

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

**ESTUDO DA IDADE DA VACA AO ÚLTIMO PARTO PARA
AVALIAR LONGEVIDADE EM REBANHOS DA RAÇA
NELORE POR ANÁLISE DE SOBREVIVÊNCIA**

Sabrina Luzia Caetano

Estatística

JABOTICABAL – SÃO PAULO – BRASIL
Julho de 2011

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

**ESTUDO DA IDADE DA VACA AO ÚLTIMO PARTO PARA
AVALIAR LONGEVIDADE EM REBANHOS DA RAÇA
NELORE POR ANÁLISE DE SOBREVIVÊNCIA**

Sabrina Luzia Caetano

Orientador: Prof. Dr. Danísio Prado Munari

Co-orientadora: Profa. Dr. Claudia Cristina Paro de Paz

Co-orientador: Prof. Dr. Raysildo Barbosa Lôbo

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

JABOTICABAL – SÃO PAULO – BRASIL
Julho de 2011

C128e

Caetano, Sabrina Luzia

Estudo da idade da vaca ao último parto para avaliar longevidade em rebanhos da raça nelore por análise de sobrevivência / Sabrina Luzia Caetano. -- Jaboticabal, 2011 xvii, 111 f. : il. ; 28 cm

Tese (doutorado) - Universidade Estadual Paulista, Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, 2011

Orientador: Danísio Prado Munari

Banca examinadora: Joao Ademir De Oliveira, Henrique Nunes De Oliveira, Roberto Carvalheiro, Lenira El Faro Zadra

Bibliografia

1. Análise de Sobrevivência. 2. Bovinos de corte. 3. Distribuição Weibull. 4. Estimador Kaplan-Meier. I. Título. II. Jaboticabal-Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias.

CDU 636.2:519.2

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

DADOS CURRICULARES DO AUTOR
SABRINA LUZIA CAETANO

Nascida em 19 de abril de 1983 na cidade de Monte Alto (SP). Em 2002, ingressou na Universidade Federal São Carlos (UFSCar), teve bolsa de iniciação científica pela FAPESP, graduando-se como Estatística em julho de 2005. Em agosto do mesmo ano, ingressou no programa de pós-graduação em Estatística da mesma Universidade, obtendo o título de mestre em Estatística, em julho de 2007. Lecionou por 2 anos na Faculdade de Tecnologia de Taquaritinga (FATEC). Em agosto de 2008, iniciou o processo de doutoramento no programa de pós-graduação em Genética em Melhoramento Animal na Universidade Estadual Paulista “Júlio de Mesquita Filho” Campus Jaboticabal, tendo fomento da FAPESP.

Epígrafe

Fazei de mim um instrumento da tua paz!

onde houver ódio,

que eu leve o amor

onde houver ofensa

que eu leve o perdão,

onde houver discórdia

que eu leve a união,

onde houver dúvidas

que eu leve a fé,

onde houver erros

que eu leve a verdade,

onde houver desespero

que eu leve a esperança,

onde houver tristeza

que leve a alegria,

onde houver trevas

que eu leve a luz!

Ó Mestre! Fazei que eu procure mais

Consolar, que ser consolado,

Compreender que ser compreendido,

Amar que ser amado...

Pois:

É dando que se recebe,

É perdoando que se é perdoado,

E é morrendo que se vive para a Vida Eterna.

Oração de São Francisco

À Deus, o meu criador, que me deu a
vida e a oportunidade de escolhas.

Aos meus pais Luiz Antônio Caetano e
Rosa Maria dos Santos Caetano que nunca
mediram esforços para me incentivar ao longo
desta caminhada.

Ao meu noivo Samuel Maria que
sempre esteve ao meu lado, me apoiando e
me ajudando a tomar decisões.

Aos meus irmãos Vanderlei Adauto
Caetano e Rogério Eduardo Caetano, aos
meus familiares e amigos que sempre me
apoiaram e me incentivaram.

Dedico

Agradeço a Deus pela vida, pelas oportunidades e realizações alcançadas ... à concretização de mais um sonho.

Aos meus pais pelo amor incondicional, pela paciência e incentivo.

Ao meu noivo pelo amor, paciência e compreensão.

Ao meu orientador e amigo Danísio Prado Munari, que sempre teve paciência e sempre acreditou que eu fosse capaz.

Aos meus irmãos Vanderlei e Rogério, as minhas cunhadas Ivanete e Rosemari, aos meus sobrinhos Isadora, Laura, Leonardo e Luis pelo incentivo e pelas horas de descontração.

Aos amigos e familiares, Tássia, Beliza, Gabriela, Grazielle, Silvia, Carlinhos, Walter, Jaqueline, Leandra, Amarildo, Lucas, Gabriel, Sandra, Isabela, Lilian, Mineiro, Marcelo, Andressa, Vera, Valdemar, Ana Vitória, Izabella, Mara, Eliane, Cynthia, Graziela ... pelo incentivo e pelas horas de descontração.

Ao meu amigo Nelson Peruzzi, que Deus colocou na minha vida para me guiar na vida profissional.

Aos meus amigos e colegas de departamento de Ciências Exatas: Salvador, Rodrigo, Roberta, Tatiane, Guilherme, Marcos, Diego, Natália, Valdecy, Camila, Nicole, Ismael, Beatriz, Juliana, Zezé, Shirley, Adriana pelo incentivo, pelos momentos de descontração, pelos cafezinhos e pela ajuda profissional.

Aos amigos que tive a oportunidade de conhecer em Madison/WI-EUA: Fernanda, Marina, Arione, Guilherme, Maria Belén, Glaucio, Marcos, Simone,

Stephania, Hayretin, Saleh, Mary, Fábio, Paulo, Micheli, Cris, Murilo, Bruno,
Taline, Antônio;

À Universidade Estadual Paulista "Júlio de Mesquita Filho"- Unesp;

À Fundação de Amparo à pesquisa do estado de São Paulo, pelo auxílio na forma
de bolsa de estudos (processo: 2010/05903-0);

À Associação Nacional de Criadores e Pesquisadores (ANCP) por terem cedido o
banco de dados utilizados neste trabalho;

Aos integrantes da Banca de Defesa: Prof. Dr. Joao Ademir de Oliveira, Prof.
Dr. Henrique Nunes de Oliveira, Prof. Dr. Roberto Carneiro e Profa. Dra.
Lenira El Faro Zadra;

Aos integrantes da Banca de Qualificação: Prof. Dr. Joao Ademir de Oliveira,
Prof. Dr. Henrique Nunes de Oliveira, Prof. Dr. Euclides Braga Malheiros e Prof.
Dr. Antonio Sergio Ferraud;

Aos meus Co-orientadores: Profa. Dr. Claudia Cristina Paro de Paz e Prof. Dr.
Raysildo Barbosa Lôbo;

Ao Prof. Dr. Guilherme J. M. Rosa pelas dicas e sugestões e por ter me orientado
na University of Wisconsin-Madison-EUA;

Agradeço

SUMÁRIO

	Página
RESUMO.....	xv
SUMMARY.....	xvii
CAPÍTULO 1- CONSIDERAÇÕES GERAIS.....	19
1 INTRODUÇÃO.....	19
2 REVISÃO DE LITERATURA.....	21
2.1 Análise de Sobrevivência.....	21
2.1.1 Descrição do Comportamento do tempo de Sobrevivência.....	21
2.1.2 Estimacão não-paramétrica.....	24
2.1.3 Particularidades em Sobrevivência.....	25
2.1.3.1 Censura.....	26
2.1.3.2 Presença de Covariáveis.....	27
2.1.2.3 Variáveis Explicativas tempo-dependentes	30
2.1.2.4 Modelos de Fragilidade.....	32
2.2 Software: Survival Kit.....	34
2.3 Probabilidade de Permanência da vaca no rebanho.....	35
3 REFERÊNCIAS.....	37
CAPÍTULO 2- CARACTERIZAÇÃO DA VARIÁVEL IDADE DA VACA AO ÚLTIMO PARTO COMO MEDIDA DE LONGEVIDADE POR MEIO DA ESTIMAÇÃO DE KAPLAN-MEIER E MODELO DE COX.....	42
1 INTRODUÇÃO.....	43
2 MATERIAL E MÉTODOS.....	44
3 RESULTADOS.....	48
3.1 O estimador de Kaplan-Meier.....	48
3.1.1 Covariável Idade ao primeiro parto.....	48
3.1.2 Covariável Ano de Nascimento.....	51
3.1.3 Covariável Estacão de Nascimento.....	54
3.1.4 Covariável Fazenda.....	57
3.2 O modelo de Cox.....	58
4 DISCUSSÃO.....	61
5 REFERÊNCIAS.....	64
6 ANEXO A.....	68
CAPÍTULO 3- ESTIMAÇÃO DE PARÂMETROS GENÉTICOS PARA LONGEVIDADE CONSIDERANDO A IDADE DA VACA AO ÚLTIMO PARTO.....	73
1 INTRODUÇÃO	75
2 MATERIAL E METÓDOS.....	77
3 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	82
4 CONCLUSÕES.....	90
5 REFERÊNCIAS.....	91
6 ANEXO B.....	95

CAPÍTULO 4: ESTIMAÇÃO DE PARÂMETROS GENÉTICOS PARA LONGEVIDADE POR MEIO DA CARACTERÍSTICA IDADE DA VACA AO ÚLTIMO PARTO PARA ANIMAIS DA RAÇA NELORE: MODELO LINEAR VERSUS ANÁLISE DE SOBREVIVÊNCIA.....	96
1 INTRODUÇÃO	97
2 MATERIAL E MÉTODOS.....	98
2.1 Dados.....	98
2.2 Modelo Linear.....	100
2.3 Análise de Sobrevivência.....	101
2.4 Comparação entre os modelos estudados.....	103
3 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	104
4 CONCLUSÕES.....	107
5 REFERÊNCIAS	108
CAPÍTULO 5- IMPLICAÇÕES	110

LISTA DE FIGURAS

CAPÍTULO 2- CARACTERIZAÇÃO DA VARIÁVEL IDADE DA VACA AO ÚLTIMO PARTO COMO MEDIDA DE LONGEVIDADE POR MEIO DA ESTIMAÇÃO DE KAPLAN-MEIER E MODELO DE COX

Figura		Página
1	Estimativas de Kaplan-Meier para probabilidade de permanência das vacas no rebanho (meses) por grupo de idade ao primeiro parto.....	50
2	Função de risco para permanência da vaca no rebanho por grupo de idade ao primeiro parto.....	51
3	Estimativas de Kaplan-Meier para probabilidade de permanência das vacas no rebanho (meses) para o ano de nascimento da vaca.....	53
4	Função de risco para permanência da vaca no rebanho para o ano de nascimento da vaca.....	54
5	Estimativas de Kaplan-Meier para probabilidade de permanência das vacas no rebanho (meses) para a estação de nascimento das vacas.....	56
6	Função de risco para permanência da vaca no rebanho para a estação de nascimento das vacas.....	57
7	Estimativas dos parâmetros de fragilidade (z_i), considerando o modelo de Cox em relação a identificação do touro.....	60
A.2	Estimativas de Kaplan-Meier para probabilidade de permanência das vacas no rebanho (meses) para fazenda.....	69
A.3	Estimativas da função de risco para permanência da vaca no rebanho para fazenda.....	71

CAPÍTULO 3- ESTIMAÇÃO DE PARÂMETROS GENÉTICOS PARA LONGEVIDADE CONSIDERANDO A IDADE DA VACA AO ÚLTIMO PARTO

Figura		Página
1	<p>Dispersão de $-\log \hat{S}_{KM}(t)$ em função dos registros de idade da vaca ao último parto (tempos), em que $\hat{S}_{KM}(t)$ é função de sobrevivência pelo estimador Kaplan-Meier e a dispersão de $\log \left[-\log \hat{S}_{KM}(t) \right]$ em função de $\log t$ (tempos).....</p>	79
2	Histograma do valor genético das vacas em relação a idade da vaca ao último parto.....	85
3	Diferença esperada na progênie em relação aos registros de identificação dos touros.....	86
4	Número de filhas por touro em relação aos registros de identificação dos touros.....	86

5	Média dos valores genéticos das vacas para idade da vaca ao último parto com seus respectivos intervalos considerando o desvio padrão em relação ao número de partos.....	88
6	Valores genéticos das vacas para idade da vaca ao último parto em relação a idade da vaca ao último parto.....	89
7	Tendências genéticas da variável IVUP obtida pela regressão dos valores genéticos de vacas preditos em função do ano de nascimento das vacas.....	90
B.1	Valores genéticos das vacas para idade da vaca ao último parto em relação ao número de partos.....	95

CAPÍTULO 4: ESTIMAÇÃO DE PARÂMETROS GENÉTICOS PARA LONGEVIDADE POR MEIO DA CARACTERÍSTICA IDADE DA VACA AO ÚLTIMO PARTO PARA ANIMAIS DA RAÇA NELORE: MODELO LINEAR VERSUS ANÁLISE DE SOBREVIVÊNCIA

Figura		Página
1	Dispersão de $\log \left[-\log \hat{S}_{KM}(t) \right]$ em função de $\log t$ (tempos) para os registros de idade da vaca ao último parto, em que $\hat{S}_{KM}(t)$ é função de sobrevivência pelo estimador Kaplan-Meier.	102
2	Gráficos das correlações das classificações (postos) dos touros, considerando os modelos AS, ML e MLNC, utilizando o modelo touro e animal.....	106

LISTA DE TABELAS

CAPÍTULO 2- CARACTERIZAÇÃO DA VARIÁVEL IDADE DA VACA AO ÚLTIMO PARTO COMO MEDIDA DE LONGEVIDADE POR MEIO DA ESTIMAÇÃO DE KAPLAN-MEIER E MODELO DE COX

Tabela		Página
1	Número total, número e porcentagem de animais que foram censurados em relação aos grupos de idade ao primeiro parto....	49
2	Resultados dos testes de igualdade para probabilidade de permanência da vaca no rebanho, considerando os grupos de idade ao primeiro parto.....	49
3	Número total, número e porcentagem de vacas que foram censuradas em relação ao seu ano de nascimento.....	52
4	Resultados dos testes de igualdade para probabilidade de permanência da vaca no rebanho, considerando o ano de nascimento da vaca.....	52
5	Número total e número e porcentagem de animais que foram censurados em relação à estação de nascimento (1= seca; 2= águas).....	55
6	Resultados dos testes de igualdade para probabilidade de permanência da vaca no rebanho, considerando a estação de nascimento.....	55
7	Resultados dos testes de igualdade para probabilidade de permanência da vaca no rebanho, considerando número da fazenda.....	58
8	Estimativas dos coeficientes de regressão do modelo de Cox em relação as covariáveis, erro padrão, estatística χ^2 e p-valor.....	59
A.1	Número total de animais, de animais censurados e porcentagem de censura por fazenda.....	68

CAPÍTULO 3- ESTIMAÇÃO DE PARÂMETROS GENÉTICOS PARA LONGEVIDADE CONSIDERANDO A IDADE DA VACA AO ÚLTIMO PARTO

Tabela		Página
1	Análise descritiva dos dados da característica idade da vaca ao último parto de novilhas da raça Nelore.....	81
2	Estimativas de parâmetros* para a idade da vaca ao último parto (IVUP) considerando fêmeas da raça Nelore, obtidos por análise de sobrevivência.....	84

CAPÍTULO 4: ESTIMAÇÃO DOS PARÂMETROS GENÉTICOS PARA LONGEVIDADE POR MEIO DA CARACTERÍSTICA IDADE DA VACA AO ÚLTIMO PARTO PARA ANIMAIS DA RAÇA NELORE: MODELO LINEAR VERSUS ANÁLISE DE SOBREVIVÊNCIA

Tabela		Página
1	Número e porcentagem, entre parênteses, de observações censuradas e não censuradas, média e desvio padrão da variável idade da vaca ao último parto (IVUP).....	100
2	Estimativas de herdabilidade (h^2) para idade da vaca ao último parto, pelo modelo touro e animal, obtidas a partir do modelo de análise de sobrevivência (AS) e modelos lineares, considerando todas as observações (ML) ou apenas aquelas não censuradas (MLNC).....	104
3	Correlações lineares entre as diferenças esperadas nas progênes (diagonal superior) e correlações de posição (posto) entre a classificação dos touros quanto a diferenças esperadas na progênie (diagonal inferior) para modelo touro e correlações lineares entre valores genéticos (diagonal superior) e correlações de posição entre valores genéticos (diagonal inferior) para modelo animal.....	105

ESTUDO DA IDADE DA VACA AO ÚLTIMO PARTO PARA AVALIAR LONGEVIDADE EM REBANHOS DA RAÇA NELORE POR ANÁLISE DE SOBREVIVÊNCIA

RESUMO - No Brasil, existem poucos estudos sobre longevidade de vacas de corte, principalmente utilizando ferramentas de análise de sobrevivência na estimação de parâmetros genéticos. Todavia, os critérios para avaliar esta característica são vários, tal que em alguns destes nem todos os registros das vacas nos rebanhos podem ser levados em consideração, devido à metodologia de análise utilizada. Uma variável que é de fácil mensuração e já faz parte da maioria dos controles zootécnicos das fazendas é a idade da vaca ao último parto (IVUP). Neste trabalho, objetivo foi avaliar a longevidade das vacas nos rebanhos utilizando a variável IVUP, por meio da metodologia de análise de sobrevivência. Esta variável foi utilizada mediante um critério para analisar a longevidade produtiva de vacas nos rebanhos. O critério adotado foi a diferença entre a data em relação ao último parto de cada vaca e a data do último parto de cada fazenda. Se esta diferença foi superior a 36 meses, a vaca falhou e foi considerada descartada. Caso contrário, esta vaca foi censurada, indicando que esta ainda poderia ter futuras parições. O critério de 36 meses foi proposto por ser período suficiente para a ocorrência de um novo parto. A metodologia de análise de sobrevivência foi utilizada por considerar dados censurados e não censurados. As variáveis: estação e ano de nascimento de cada vaca, a fazenda e a idade ao primeiro parto foram utilizadas para as análises da variável IVUP. Um estudo prévio por meio de curvas de Kaplan-Meier e o modelo de Cox, utilizando a distribuição gama para os touros, desconsiderando o parentesco entre eles, foram realizados. O software Survival Kit foi empregado para estimação dos parâmetros genéticos, levando em consideração o parentesco entre os animais. Verificou-se que a IVUP apresentou herdabilidade de 0,25, e que seu uso permite avaliar a longevidade de vacas no rebanho. Foi também realizado uma comparação entre o modelo de análise de sobrevivência e dois modelos lineares, um com todos as observações e o outro com apenas as observações censuradas. Verificou-se que o modelo de análise de sobrevivência consegue detectar melhor a variabilidade genética existente na variável IVUP.

Palavras-chave: análise de sobrevivência, bovinos de corte, distribuição Weibull, estimador Kaplan-Meier, modelo de Cox, probabilidade de permanência no rebanho

STUDY ON AGE OF COW AT LAST CALVING TO EVALUATE LONGEVITY IN NELORE CATTLE BY SURVIVAL ANALYSIS

SUMMARY - In Brazil, there are few studies about stayability, especially using tools of survival analysis in the estimation of breeding values and heritability. The criteria for evaluating this characteristic are different, such that in some of these not all information in the herds of cows can be taken into consideration, because the method of analysis used. In addition, the definitions that consider the date of disposal of the animal affect the use of information obtained in practice, because until the cows come out of the flock may take years, thus the evaluation of their parents is impaired, since the goal is selection. A variable that is easy to measure and is already part of most controls husbandry farms are cow age at last birth (IVUP). This variable was used by one criterion to analyze the productive longevity of cows in herds. The criterion was the difference between the date from the last delivery date of each cow and the last part of each farm. If this difference was more than 36 months, the cow was considered failed and discarded. Otherwise, this cow was censored, indicating that this could still have further parities. The criterion of 36 months was proposed to be sufficient time for the occurrence of a new birth. The methodology of survival analysis was used. The variables season and year of birth of each cow, farm and age at first birth were used for analysis of variable IVUP. The objective of this study was to evaluate the performance of the variable IVUP through estimates of genetic and fixed effect, to study the longevity of cows in the herd. A previous study by Kaplan-Meier and Cox model using the gamma distribution for the bulls, disregarding the relationship between them, were performed. The Survival Kit software was used to estimate the genetic parameters, taking into account the relationship between the animals. It was found that the heritability of 0.25 for IVUP. This trait allows us to evaluate the longevity of cows in the herd. It was carried out a comparison between the survival model with two linear models, one with all the observations and other with only the censored observations. It was found that the survival analysis model can better detect the genetic variability of the variable IVUP.

Key-words: beef cattle, Cox model, Kaplan-Meier estimator, stayability, survival analysis, Weibull distribution

CAPÍTULO 1- CONSIDERAÇÕES GERAIS

1 INTRODUÇÃO

Para que o empreendimento em gado de corte apresente lucratividade, as vacas devem permanecer em produção até que seus custos de recria e de manutenção sejam pagos (RITCHIE, 1995; SNELLING et al., 1995; FORMIGONI et al., 2002; MWANSA et al., 2002). Nos atuais programas de melhoramento, maiores exigências estão sendo colocadas nos critérios de seleção de fêmeas. A importância econômica da permanência no rebanho para a seleção de vacas Nelore está descrita detalhadamente na literatura (FORMIGONI et al., 2002; PANETO et al., 2002). O seu uso como critério de seleção, considerando-se os valores das estimativas de herdabilidade pode ser recomendado, especialmente por meio da predição de DEP (Diferença Esperada na Progênie) dos touros, apesar do possível incremento no intervalo de gerações (SILVA et al., 2003 a,b; MARCONDES, 2003; MARCONDES et al., 2005).

BUZANSKAS et al. (2010), definiram a longevidade por meio da probabilidade de permanência de vacas no rebanho utilizando uma variável binária. Estes autores consideraram as vacas com pelo menos três partos até os 76 meses de idade como valor um (sucesso) e vacas com menos de três partos até a mesma idade com valor zero (fracasso). Desta forma, um único critério de descarte foi considerado para todo o conjunto de dados na definição desta característica e apenas as vacas que atingiram uma determinada idade foram consideradas na análise. Além disso, em grandes conjuntos de dados, são considerados animais de diferentes fazendas, as quais possuem diferentes critérios de manutenção de vacas nos rebanhos e estas diferenças nem sempre são detectadas no estudo de permanência no rebanho.

Para a raça Nelore, no Brasil, existem poucos estudos sobre longevidade (PANETO et al., 2002; SILVA et al., 2003 a, b), principalmente utilizando ferramentas de análise de sobrevivência na estimação dos componentes de (co)variância e na predição de valores genéticos. O desenvolvimento de metodologias específicas para análise de dados categóricos surgiu graças às

necessidades dos pesquisadores em estudar características como dificuldade de parição e probabilidade de permanência no rebanho. Anteriormente, modelos lineares resultavam em estimativas de herdabilidade não diferentes de zero para permanência no rebanho em bovinos leiteiros e de corte (HUDSON e VAN VLECK, 1981; VAN DOORMAAL et al., 1985; SHORT e LAWLOR, 1992; SNELLING et al., 1995; MWANSA et al., 2002). Segundo DUCROCQ et al. (1988a), os métodos não lineares poderiam ter maior habilidade para detecção da variabilidade genética do que os métodos lineares.

Com a finalidade de que todas as vacas com vida produtiva nos rebanhos sejam avaliadas e levando em consideração diferentes formas de manejo de cada fazenda, propõe-se avaliar a longevidade das mesmas considerando a idade da vaca ao último parto (IVUP) por meio de análise de sobrevivência. Esta metodologia foi adotada para o estudo da IVUP, porque vacas que ainda não atingiram uma determinada idade para avaliação da permanência no rebanho poderão ser consideradas. Os registros de IVUP foram classificados em censurados e não censurados. O critério adotado para esta classificação foi a diferença entre a data em relação ao último parto de cada vaca e a data do último parto de cada fazenda. Se esta diferença foi superior a 36 meses, a vaca falhou e foi considerada descartada. Caso contrário, esta vaca foi censurada, indicando que esta ainda poderia ter futuras partições. O critério de 36 meses foi proposto por ser período suficiente para a ocorrência de um novo parto. Além disto, foi verificado no conjunto de dados que esta diferença permite a permanência da vaca no rebanho e que não havia intervalos entre partos maiores do que 36 meses.

A metodologia de análise de sobrevivência poderá proporcionar a estimação da probabilidade de permanência das vacas nos rebanhos e o risco de falha das mesmas, de acordo com co-variáveis que foram consideradas nos modelos das análises. Neste trabalho, o objetivo foi avaliar a longevidade das vacas nos rebanhos utilizando a variável IVUP, por meio da metodologia de análise de sobrevivência.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Análise de Sobrevivência

Análise de sobrevivência é uma metodologia estatística que pode ser utilizada para ajustar dados de longevidade. Esta pode combinar registros completos de animais que não estão mais no rebanho ou que completaram seu ciclo de vida útil e dados censurados de animais ainda em reprodução (DUCROCQ e CASELLA, 1996; DUCROCQ e SÖLKNER, 1998a). Este tipo de análise é utilizado quando a variável resposta corresponde ao período de tempo até a ocorrência de algum evento de interesse. Esse período também é denominado como tempo de falha, sendo o termo falha a ocorrência do evento em questão. Uma característica importante dos dados de sobrevivência é a presença de censuras, as quais são consideradas observações incompletas e se caracterizam como dados de indivíduos em que a ocorrência do evento não foi verificada. A censura é o fator que diferencia a análise de sobrevivência de outras técnicas de análise de dados. Entre os métodos estatísticos considerados em análise de sobrevivência, um dos mais utilizados é a estimação de curvas de sobrevivência, as quais relacionam a probabilidade do evento de interesse ocorrer em função dos valores assumidos pela variável em questão, ou seja, os tempos observados.

2.1.1 Descrição do Comportamento do Tempo de Sobrevivência

O comportamento do tempo de sobrevivência pode ser descrito por várias funções matematicamente equivalentes. Segundo NELSON (1982), a função de densidade de probabilidade $f(t)$ é definida como o limite da probabilidade do evento de interesse acontecer no intervalo de tempo $[t; t + \Delta t]$, e é expressa por:

$$f(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t)}{\Delta t},$$

em que $f(t) \geq 0$ para todo t (tempo), Δt é o intervalo de tempo e T é a variável aleatória (tempo).

A função de sobrevivência $S(t)$ é a probabilidade de um indivíduo sobreviver mais que um determinado tempo t e é dada por:

$$S(t) = P(T \geq t) = 1 - F(t), \quad [1]$$

em que $F(t)$ é a função acumulada da função densidade $f(t)$.

A função de risco $h(t)$ é definida por:

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t / T \geq t)}{\Delta t}, \quad [2]$$

A função de risco [2] é interpretada como a taxa instantânea de falha que se modifica com o passar do tempo.

Algumas distribuições de probabilidade conhecidas podem ser descritas de acordo com o seu comportamento. A distribuição exponencial acomoda funções de risco constantes, a distribuição Weibull, funções monotonicamente decrescentes ou crescentes em t , enquanto que a log-logística e a log-normal acomodam funções de risco unimodais. Outras relações importantes entre as funções são descritas a seguir. Para isto, considera-se a função de densidade de uma variável aleatória t , dada por:

$$f(t) = \frac{\partial F(t)}{\partial t}.$$

A função de distribuição acumulada de t é dada por:

$$F(t) = 1 - S(t), \quad [3]$$

em que $S(t)$ é definida em [1] enquanto sua função de densidade é a derivada da equação [3], ou seja,

$$f(t) = \frac{\partial(1 - S(t))}{\partial t} = -S'(t). \quad [4]$$

A função de risco [2] pode ser escrita como

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)}. \quad [5]$$

Então, substituindo [4] em [5] tem-se:

$$h(t) = \frac{-S'(t)}{S(t)} = \frac{-\partial[\log S(t)]}{\partial t}.$$

em que o logaritmo de $S(t)$ assume a relação

$$\log S(t) = -\int_0^t h(u) du, \quad [6]$$

Aplicando exponencial em [6] tem-se,

$$S(t) = \exp\left(-\int_0^t h(u) du\right), \quad [7]$$

em que $S(0)=1$.

A função de risco acumulada é obtida por meio da integração de $h(t)$, ou seja,

$$H(t) = \int_0^t h(u) du. \quad [8]$$

Substituindo a função de risco acumulado [8] em [7] tem-se:

$$S(t) = \exp[-H(t)],$$

Como $S(\infty) = 0$ então $H(\infty) = \lim_{t \rightarrow \infty} H(t) = \infty$, e

$$f(t) = h(t)S(t). \quad [9]$$

Substituindo também [7] em [9] tem-se,

$$f(t) = h(t) \exp\left(-\int_0^t h(u)du\right). \quad [10]$$

A partir das relações (1-10) observa-se que a função de risco assim como a função de sobrevivência e a densidade, podem ser obtidas uma da outra. Para o reconhecimento do comportamento dos dados é necessário verificar qual o tipo de distribuição $f(t)$ estes acomodam, podendo ser exponencial, Weibull, log-logística ou log-normal. Estas são as mais usuais de acordo com KALBFLEISCH e PRENTICE (1980), COX e OAKES (1984), KLEIN e MOESCHBERGER (1997). Todavia, para verificar qual o tipo de distribuição os dados se adequam é necessário realizar uma análise não-paramétrica para dados de sobrevivência.

2.1.2 Estimação não-paramétrica

A abordagem clássica para escolher uma forma adequada para a densidade $f(t)$ de uma variável aleatória é estimar a função de distribuição cumulativa empírica (ou equivalente a sua função de sobrevivência empírica, usando [3]) e comparar a sua forma com as distribuições paramétricas conhecidas. Essas distribuições empíricas devem ser adaptadas para explicar a censura. A função de sobrevivência empírica é calculada utilizando a fórmula de Kaplan-Meier (KAPLAN e MEIER, 1958):

$$\hat{S}_{KM}(t) = \prod_{k=1}^m \left(\frac{n_k - d_k}{n_k} \right) \quad [11]$$

em que n_k representa o número de animais em risco, ou seja, os animais que poderiam falhar, d_k é o número de animais que realmente falharam e m é o número total de animais. A relação entre n_k e n_{k+1} também depende da censura, por exemplo, considera-se que $n_k = 200$ são os animais que estão em risco, 5 são os animais que falharam e 10 são os animais censurados. Portanto, o número de animais em risco é $n_{k+1} = 200 - 5 - 10 = 185$.

Uma estimativa da variância do estimador, intervalos de confiança e estimativas de funções relacionadas (por exemplo, uma função de risco empírica) foram propostas por KALBFLEISCH e PRENTICE (1980). A estimativa da função de sobrevivência de Kaplan-Meier desempenha um papel fundamental quando se quer verificar se a densidade de uma variável tempo pertence ou não a uma particular família paramétrica. Por exemplo, se o gráfico de $\hat{S}_{KM}(t)$ versus t apresenta um modelo linear com declividade λ e atravessa a origem, pode-se concluir que uma distribuição exponencial com parâmetro λ pode ser usada para adequar os dados. Da mesma forma, o gráfico sobre a adequação de uma distribuição de Weibull consiste em verificar se $\log\left[-\log \hat{S}_{KM}(t)\right]$ versus $\log t$ é igual a uma reta, com declividade e intercepto relacionados com os dois parâmetros da Weibull λ e ρ .

2.1.3 Particularidades em Sobrevivência

Na utilização de análise de sobrevivência, algumas particularidades são consideradas. A principal delas é, a que justifica o seu uso, é a presença de censura. Todavia, também deve ser levada em consideração a influência das variáveis explicativas. Estas variáveis são abordadas em sobrevivência como covariáveis, fixas ou aleatórias, caracterizando os modelos mistos, que em sobrevivência os efeitos aleatórios são tidos como termo de fragilidade. Algumas outras variáveis de interesse variam com o tempo, então estas devem ser consideradas variáveis tempos-dependentes.

2.1.3.1 Censura

Em dados de análise de sobrevivência, é usual a presença de observações parciais ou incompletas, o que caracteriza dados censurados. Em geral, as censuras podem ocorrer de várias formas, de acordo com diferentes mecanismos, sendo estas: censuras do tipo I, censuras do tipo II e censuras aleatórias (LAWLESS, 1982). Se o estudo termina em um instante pré-estabelecido e alguns dos tempos até a ocorrência de um evento não são observados para algumas unidades amostrais, tem-se a censura do tipo I. Caso o estudo termine após a ocorrência de uma determinada quantidade pré-estabelecida de censuras, dentre as unidades em estudo, têm-se a censura do tipo II. A censura aleatória ocorre, por exemplo, quando um animal (touro, vaca, bezerro) é retirado do estudo sem ter ocorrido a falha, ou então, se o animal morrer por uma razão diferente da estudada.

Geralmente, as censuras de tipo I e aleatórias são observadas com maior frequência em estudos biomédicos e de melhoramento animal, enquanto em experimentos industriais, as censuras do tipo II são predominantes. As censuras podem ainda ser classificadas como: censura à direita, à esquerda e intervalar.

A censura à direita ocorre quando a unidade está em observação e, em algum tempo dentro do período de estudo, seja pela sua exclusão da amostra ou pelo final do estudo, as respectivas informações tornam-se inacessíveis após este tempo. A censura à esquerda acontece na situação na qual o evento de interesse já ocorreu quando uma unidade é incluída no grupo de unidades em estudo. A censura intervalar é um tipo mais geral de censura que acontece quando se sabe que a mesma ocorreu dentro de certo intervalo de tempo, porém não se sabe o momento exato.

Como mencionado acima, dados de melhoramento animal, comumente apresentam censuras do tipo I ou aleatória. A variável idade da vaca ao último parto (IVUP), considerada neste estudo, apresentou censura do tipo I, podendo ser classificada como à direita. A censura tipo I foi considerada, porque o evento de interesse que é a falha, ou seja, a vaca ultrapassar 36 meses sem parir, termina em um instante pré-estabelecido, que é até o momento em que os dados foram colhidos. As outras fêmeas que não ultrapassaram os 36 meses sem parir foram

consideradas censuradas. Verificou-se então a censura a direita, porque os animais que foram considerados censurados não ultrapassaram o limite pré-estabelecido, ficando à direita deste ponto de referência.

Havendo observações com e sem censura, a função de verossimilhança para estimação dos parâmetros do modelo é constituída pela multiplicação de $f(t)$ e $S(t)$. Desta forma, é realizada a maximização da mesma ou do seu logaritmo para o cálculo das estimativas.

2.1.3.2 Presença de Covariáveis

Em várias situações práticas podemos observar nos dados, além do tempo de sobrevivência e da variável indicadora de censura, a presença de variáveis explicativas ou covariáveis que representam a heterogeneidade existente na população, tais como, idade, sexo, fazenda, entre outras, e também possíveis tratamentos ou testes, aos quais os animais são submetidos. Neste contexto, o objetivo da análise de sobrevivência está centrado na relação entre os tempos de sobrevivência e as variáveis explicativas de interesse.

Os modelos de sobrevivência são construídos a partir de dois componentes, um aleatório e outro determinístico, sob o ponto de vista paramétrico. Assim, o componente aleatório é representado por uma distribuição de probabilidade vinculada ao comportamento do tempo de sobrevivência, enquanto que o componente determinístico é representado pelo relacionamento entre os parâmetros desta distribuição e as covariáveis. Seja $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)$ um vetor de variáveis explicativas sobre o qual o tempo de falha pode depender. As covariáveis x_j 's podem ser contínuas ou discretas. Diferentes maneiras de associar a função de risco $h(t)$ e X têm sido propostas. O procedimento mais utilizado é baseado no conceito dos modelos de riscos proporcionais (COX, 1972) que é considerado um modelo semi-paramétrico,

$$h(t; x) = h_0(t) \exp\{x\beta\} \quad [12]$$

em que β é um vetor de coeficientes de regressão, $h_0(t)$ é chamada de função de risco base, ou seja, o risco de um indivíduo com covariáveis $\mathbf{x}=\mathbf{0}$ e é a parte não paramétrica. A segunda parte, $\exp\{\mathbf{x}'\beta\}$, representa a parte paramétrica e depende do vetor de parâmetros de regressão β considerando as covariáveis \mathbf{x} .

Devido à relação entre $h(t)$ e $f(t)$ dada em [5], é importante notar novamente que a expressão [8] é apenas uma outra forma de definir o modelo como em uma análise de regressão regular. O nome modelos de riscos proporcionais (MRP) vem da seguinte propriedade: $h_A(t)$ e $h_B(t)$ são as funções de risco de dois animais **A** e **B**, associados com o vetor covariável x_A e x_B , respectivamente. A relação entre esses dois riscos, dada por [13] é uma constante que não depende do tempo.

$$\frac{h_A(t)}{h_B(t)} = \frac{h(t; x_A)}{h(t; x_B)} = \frac{h_0(t) \exp\{x_A' \beta\}}{h_0(t) \exp\{x_B' \beta\}} = \exp\{(x_A - x_B)' \beta\} \quad [13]$$

As funções de risco dos animais **A** e **B** são proporcionais. Se a constante é igual a 3, em qualquer ponto do tempo, o animal **A** é três vezes mais provável de falhar do que o animal **B**. Esta interpretação simples e intuitiva dos coeficientes de regressão em modelos de riscos proporcionais explica a sua maior utilização. Para a função de risco de base $h_0(t)$ em [12], pode-se escolher qualquer forma paramétrica para a distribuição (exponencial, Weibull, lognormal, etc.). Em seguida, a função de máxima verossimilhança completa é maximizada, calculam-se as derivadas parciais referentes a cada parâmetro e a resolução destas fornece as estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros da densidade de base e dos β 's.

O modelo de Cox permite a obtenção da estimativa dos coeficientes de regressão β sem fazer nenhuma suposição sobre a forma de $h_0(t)$ e assim é possível deixar $h_0(t)$ completamente arbitrária. O procedimento desenvolvido por Cox depende da definição que o autor denomina de função de verossimilhança parcial que é uma parte da função de verossimilhança completa que não depende de $h_0(t)$. A verossimilhança parcial pode ser obtida como a verossimilhança marginal das posições dos tempos de falhas, ou seja, contém todas as informações sobre a ordem em que os animais morreram. Quando β é estimado maximizando a

verossimilhança parcial, uma estimativa da função de risco base $h_0(t)$ ou a função de sobrevivência base $S_0(t)$ pode ser computada (supondo e utilizando uma abordagem semelhante à que conduz à estimativa de Kaplan-Meier $S_{KM}(\cdot)$). Isto permite o uso de testes gráficos para verificar a validade de uma determinada forma paramétrica para a função de base.

Outras formas de associar funções de risco e covariáveis têm sido propostas. Uma alternativa importante para os modelos de riscos proporcionais é a família de *modelos de tempo de falha acelerado* (MTFA) (KALBFLEISCH e PRENTICE, 1980) em que [12] é substituído por:

$$h(t; x) = h_0(t)(\exp\{x\beta\} t) \exp\{x\beta\} \quad [14]$$

Pode-se escrever $h_0(t)(\exp\{x\beta\} t) = h_0(t^*)$. Esta mudança na escala de tempo de t para t^* representa uma aceleração ou desaceleração, dependendo se $\exp\{x\beta\}$ é menor ou maior que 1. Modelos de tempo de falha acelerado também podem ser descritos como uma classe particular de modelos log-lineares. Um caso particular é o modelo de regressão Weibull que pertence a ambas as famílias (MRP e MTFA), sendo o único modelo com essa propriedade. Novamente, se a forma de $h_0(\cdot)$ é conhecida, a estimação dos parâmetros de $h_0(\cdot)$ e β é baseada na teoria de máxima verossimilhança.

Em alguns casos, pode ser inadequado assumir uma função de risco base única, comum para todos os animais, em MRP ou em MTFA. Considerando um exemplo de gado Nelore, se o surto de uma doença ocorre em alguns rebanhos, a pressuposição de uma base comum para todos os rebanhos não é mais válida. Então, é possível *estratificar* os dados em S estratos e assumir uma base diferente $h_{0,s}(\cdot)$ para cada estrato s ($s = 1, \dots, S$):

$$h(t; x, s) = h_{0,s}(t) \exp\{x\beta\} \quad [15]$$

O risco base $h_{0,s}(t)$ de cada estrato pode ter uma forma paramétrica conhecida ou ser arbitrário. Na construção da verossimilhança (possivelmente parcial) as contribuições de cada estrato são combinadas. O uso da estratificação leva a uma verificação gráfica da suposição de riscos proporcionais e se esta hipótese é verificada, os diferentes riscos por estratos ($h_{0,s}(\cdot)$) são proporcionais e a estimativa da função de risco acumulada base:

$$\hat{H}_{0,s}(t) = \int_0^t \hat{h}_{0,s}(u) du = -\log \hat{S}_{0,s}(t) \quad [16]$$

também é proporcional. No exemplo do gado Nelore, o risco base será diferente entre os rebanhos que tiveram o surto da doença e os que não tiveram.

2.1.3.3 Variáveis Explicativas tempo-dependentes

Até o momento, tem sido assumido que as covariáveis (variáveis explicativas) em x não mudam com o tempo. Por exemplo, é o caso de variáveis independentes como sexo (na maioria das situações), raça, rebanho, peso inicial, idade da vaca ao parto, entre outras. Porém, outras variáveis de interesse, evidentemente, variam com o tempo. Por exemplo, uma variável como ano ou estação, muitas vezes influencia a variável tempo de falha, porque resume todas as condições climáticas e econômicas, as mudanças epidemiológicas que ocorrem em um período de tempo para o outro. Da mesma forma, se for estudado o efeito de uma doença no momento da morte, é quase sempre incorreto presumir que o animal está doente desde o dia 1 até a morte. O modelo de riscos proporcionais pode ser estendido para incluir tais situações, em que covariáveis variam com o tempo (KALBFLEISCH e PRENTICE, 1980; COX e OAKES, 1984, KLEIN e MOESCHBERGER, 1997):

$$h(t; x(t)) = h_0(t) \exp\{x(t)'\beta\} \quad [17]$$

em que $x(t)$ denota o vetor de covariáveis, mas algumas delas são dependentes do tempo (covariáveis tempo-dependentes). Nota-se que, para a simplicidade computacional, deve ser restringido o caso específico de covariáveis de tempo dependentes que são, em parte, constantes, ou seja, assumem novos valores em tempos específicos e mantem-se constantes entre estes tempos. Por exemplo, uma covariável x_j pode representar uma variável indicadora especificando se o animal está doente (GRÖHN et al., 1997):

- $x_j(t) = 0$ se o animal está saudável no tempo t , ou seja, entre o ponto de origem até a data da ocorrência da doença e também a partir da data de recuperação até a próxima ocorrência da doença, morte ou censura.
- $x_j(t) = 1$ se o animal está doente em t .

A expressão [17] implica que a suposição de risco proporcional [13] considera dentro de cada intervalo as $x_j(t)$'s que permanecem constantes, mas as razões de riscos podem mudar de um intervalo para o outro.

Segundo DUCROCQ (1997), as variáveis explicativas tempo-dependentes representam um grande avanço na modelagem de dados de sobrevivência, pois permitem uma descrição precisa e detalhada das variações ao longo do tempo no ambiente, que causam a falha. A inclusão destas no modelo de riscos proporcionais é uma ferramenta de modelagem muito poderosa, mas tem dois grandes inconvenientes:

(a) Os resultados podem ser de difícil interpretação (KALBFLEISCH e PRENTICE, 1980, p 122-127). Isto acontece quando a mudança de covariáveis tempo-dependentes são relacionadas com o processo para o descarte de animais. Um exemplo é o estudo do efeito de uma doença sobre o descarte de vacas leiteiras, em que parece razoável corrigir para a produção de leite. As melhores vacas para produção de leite são menos susceptíveis de serem descartadas do que as piores. Se a incidência da doença é maior para as melhores, não corrigir para a produção de leite pode conduzir a resultados errôneos, ou seja, mesmo tendo a ocorrência da doença, neste caso, a vaca está protegida de ser descartada. Por outro lado, se a consequência da doença é exclusivamente uma diminuição acentuada na produção de leite e a vaca doente é então abatida por causa dessa baixa produção de leite, a inclusão da produção de leite como um fator de correção

no modelo pode levar a uma conclusão errônea novamente, que a doença não tem efeito sobre o descarte. Uma análise adequada deve incluir os dois tipos de modelos, uma comparação dos resultados correspondentes e um estudo sobre a mudança de caminho de covariáveis tempo-dependentes. Então, muitas conclusões relevantes podem ser encontradas: por exemplo, o efeito da doença sobre o descarte é ou não importante. Isto devido ao seu efeito sobre a produção de leite (GRÖHN et al., 1998).

(b) Os cálculos para estimação dos parâmetros do modelo são exaustivos. Pacotes comerciais, tal como o SAS (SAS 9.1, SAS Institute, Cary, NC, USA), podem ser extremamente ineficientes quando se trata de covariáveis tempo-dependentes. Isso limitou o seu uso por um longo tempo e foi a principal motivação para o desenvolvimento de um software específico, o Survival Kit (DUCROCQ e SÖLKNER de 1994, 1998b) para aplicações em larga escala no melhoramento genético animal.

2.1.3.4 Modelos de Fragilidade

Modelos de risco proporcional, se paramétricos ou não, podem ser estendidos incluindo efeitos aleatórios (por exemplo, genéticos) tal como em modelos lineares mistos. Modelos Mistos de sobrevivência são classicamente referidos como modelos de fragilidade por estatísticos (VAUPEL et al., 1979, CLAYTON e CUZICK, 1985, AALEN, 1994). O termo fragilidade v_m é definido como uma quantidade aleatória não observada que afeta multiplicativamente o risco de indivíduos ou grupos de indivíduos. Quando v_m é definido para cada indivíduo m temos:

$$h(t; x, m) = h_0(t)v_m \exp\{x\beta\} \quad [18]$$

O componente de fragilidade estratifica parte da variação não observada entre os indivíduos e, portanto, permite a correção de uma possível discrepância (superdispersão) entre a variação real das observações e da especificada pelo modelo. Quando v_m é definido por um grupo de indivíduos, por exemplo, todas as

filhas de um touro m , descrevem as características não observáveis (genética, neste caso) que agem sobre o risco de cada membro do grupo. Em todos os casos, a simples transformação $s_m = \log v_m$ permite a inclusão do termo de fragilidade na parte exponencial do modelo de riscos proporcionais. Se \mathbf{z} representa o vetor de incidência para os efeitos aleatórios $s = \{s_m\}$, o modelo misto de sobrevivência pode ser escrito como:

$$h(t; x, m) = h_0(t) \exp\{x' \beta + z' s\} \quad [19]$$

em que $h_0(t)$ pode ter uma forma paramétrica, ou pode ser arbitrária. A expressão [19] pode ser estendida para incluir estratos ou covariáveis tempo-dependentes e/ou aleatórias.

Usualmente, a distribuição gama é vinculada ao termo de fragilidade v_m (ou, equivalente, uma distribuição log-gama para o efeito aleatório s_m), devido à sua flexibilidade e conveniência matemática. Outras distribuições também têm sido propostas, por exemplo, distribuições estáveis positivas ou a distribuição gaussiana inversa (HOUGAARD, 1986). Infelizmente, estas distribuições não têm o recurso teórico da distribuição normal (multivariada) comumente utilizada em melhoramento animal, quando um modelo poligênico infinitesimal é assumido. No entanto, tem sido mostrado que as estimativas obtidas para os parâmetros da distribuição gama de v_m foram relativamente grandes, pelo menos em gado leiteiro (DUCROCQ et al., 1988b). A distribuição gama tende para uma distribuição log-normal, quando esses parâmetros se tornam grandes (KALBFLEICH e PRENTICE, 1980, p.26) e s_m pode ser considerado (aproximadamente) normalmente distribuído. Portanto, tem sido sugerido para explicar a relação genética entre animais, assumindo uma distribuição normal multivariada para $s = \{s_m\}$ (DUCROCQ, 1987).

Outras abordagens foram propostas para estimar os parâmetros das distribuições de fragilidade. KLEIN (1992) sugeriu o uso do algoritmo EM, com estimação iterativa de $v = \{v_m\}$, os coeficientes de regressão β e a distribuição de risco base acumulada de um modelo de Cox, seguido pelo cálculo da distribuição de fragilidade \hat{v} . Quando um modelo de Weibull é combinado com um termo de

fragilidade gama, FOLLMANN e GOLDBERG (1988) mostraram que o conceito de fragilidade pode ser algebricamente integrado para fora da função de verossimilhança. A mesma propriedade tem sido usada em um contexto Bayesiano por DUCROCQ et al. (1988a), RICARD e FOURNET-HANOCQ (1997). Técnicas de Monte Carlo também foram sugeridas (CLAYTON, 1991), mas seu uso em grandes conjuntos de dados com modelos complexos (por exemplo, com covariáveis de tempos-dependentes) pode ser computacionalmente muito exigente. Outra metodologia utilizada dentro do contexto bayesiano, a chamada aproximação Laplaciana da densidade marginal a posteriori dos hiperparâmetros da distribuição de v ou s foi proposta por DUCROCQ e CASELLA (1996). A validade desta técnica tem sido demonstrada por meio de simulações. Sua aplicabilidade é muito ampla em grandes conjuntos de dados, em situações em que a função de risco de base é arbitrária (modelos de Cox) ou paramétrica (por exemplo, os modelos de Weibull). Assim, os termos de fragilidade são correlacionados por meio de uma matriz de parentesco conhecida, ou em mais modelos gerais de estratificação e/ou covariáveis tempo-dependentes.

2.2 Software: Survival Kit

O Survival Kit é destinado principalmente para preencher uma lacuna nos softwares disponíveis para conjuntos de dados extremamente grandes e sob seleção (DUCROCQ e SÖLKNER, 1994, 1998b). Os dados podem ser analisados pressupondo um modelo de Cox ou um modelo de Weibull. Estes modelos podem incluir covariáveis contínuas ou descontínuas (possivelmente tempo-dependentes) e risco base estratificado. Os efeitos aleatórios podem assumir uma distribuição normal, normal multivariada (com uma matriz de parentesco) ou log-gama. Testes de razão de verossimilhança e curvas de sobrevivência esperada podem ser computados. A análise Bayesiana é utilizada para obter as estimativas dos valores genéticos e as herdabilidades para a probabilidade da característica em questão, que neste trabalho é a IVUP. A estimativa de hiperparâmetros (por exemplo, variação genética) desses efeitos aleatórios está incluída. Para aplicações com grandes conjuntos de dados, por exemplo, dados de avaliações genéticas nacionais,

a versão do programa Survival Kit considerando a função Weibull foi escrita usando rotinas de domínio público da linguagem computacional C, a fim de limitar as operações de entrada e saída para filtrar os arquivos de dados. A viabilidade de aplicações em grande escala com o software Survival Kit foi demonstrada por várias estimativas bem sucedidas de parâmetros genéticos para a duração da vida produtiva de vacas leiteiras com base em 600.000 registros e uma avaliação genética para a mesma característica na raça Holandesa na França, que incluiu cerca de 6,4 milhões de vacas (DUCROCQ e SÖLKNER, 1998a).

2.3 Probabilidade de Permanência da vaca no rebanho

A longevidade de vacas nos rebanhos já foi estudada por meio de diferentes critérios. HUDSON e VAN VLECK (1981) definiram a mesma, como a probabilidade de uma vaca permanecer no rebanho a uma idade específica dada a oportunidade de chegar a esta idade. Neste estudo, consideraram as vacas que pariram regularmente até 5 (HP5), 6 (HP6), ou 7 anos (HP7) ou mais de idade, sendo que todas tinham sido desafiadas.

BERTAZZO et al. (2004) também estudaram longevidade, por meio da habilidade de permanência no rebanho. Esta foi medida no momento ao qual o animal saiu do rebanho e aqueles que permaneceram no rebanho não foram avaliados. SILVA et al. (2003b) avaliaram a mesma característica, também pela habilidade de permanência, que foi analisada na idade específica de seis anos. Observações binárias, com zero (0) indicando fracasso e um (1) sucesso foram designadas para cada matriz em cada característica. O sucesso foi atribuído para as vacas que pariram na idade de seis anos ou depois, dado que tenham pelo menos um bezerro registrado anteriormente, e fracasso foi atribuído às vacas que não alcançaram estes pré-requisitos.

Uma outra definição de longevidade foi considerada por MARCONDES et al. (2005) e BUZANSKAS et al. (2010) por meio da probabilidade de permanência das vacas nos rebanhos. As vacas com pelo menos três partos até os 76 meses de idade tiveram valor um (sucesso) e com menos de três partos tiveram valor zero (fracasso). MARCONDES et al. (2005) compararam esta mesma definição com uma

forma alternativa, considerando os valores 0, 1, 2 e 3, respectivamente, para vacas com menos que três, com três, quatro ou cinco partos até os 76 meses de idade. Utilizou-se modelo linear unicaráter de touro avô-materno e análise Bayesiana para obter estimativas de herdabilidade e DEP para probabilidade de permanência no rebanho.

Em 2007, VAN MELIS et al. estimaram a herdabilidade, assim como os valores genéticos para a variável permanência da vaca no rebanho, considerando uma análise limiar, atribuindo 1 (sucesso) para as vacas que pariram todos os anos até uma idade específica e 0 para as vacas que não atendiam estes requisitos. VAN MELIS et al. (2010) calcularam longevidade considerando o momento ao qual a vaca saiu do rebanho. As vacas que ainda continuaram vivas em uma data específica foram consideradas censuradas (9,8% do total).

Neste estudo foi proposta a utilização da idade da vaca ao último parto para analisar a longevidade de vacas nos rebanhos. A variável considerada é de fácil mensuração e já faz parte da maioria dos controles zootécnicos das fazendas. O critério de censura adotado permitirá que todas as vacas do rebanho sejam consideradas. A metodologia de sobrevivência que é uma importante ferramenta para estimar a probabilidade de sobrevivência e o risco de falha possibilitará analisar a longevidade produtiva das vacas no rebanho considerando os efeitos que influenciam esta característica.

3 REFERÊNCIAS

AALEN, O. O. Effects of frailty in survival analysis. **Statistical Methods in Medical Research**, v.3, n.3, p.227-243, 1994.

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

BUZANSKAS, M. E.; GROSSI, D. A. ; BALDI, F.; BARROZO, D.; SILVA, L. O. C.; TORRES JÚNIOR, R. A. A.; MUNARI, D. P.; ALENCAR, M. M. Genetic associations between stayability and reproductive and growth traits in Canchim beef cattle. **Livestock Science** ,v.132, n.1, p.107-112, 2010.

CLAYTON, D. G.; CUZICK, J. Multivariate generalizations of the proportional hazards model. **Journal of the Royal Statistical Society**, Series A, v.148, n.2, p.82-117, 1985.

COX, D. R. Regression Models and Life Tables (with Discussion). **Journal of the Royal Statistical Society**, Series B v.34, p.187-220, 1972.

COX, D. R.; OAKES, D. **Analysis of survival data**. Chapman and Hall, London, Uk, 1984. 208p.

DUCROCQ, V. **An analysis of length of productive life in dairy cattle**. Dissertation. Cornell University, Ithaca, New York, USA, 1987.

DUCROCQ, V.; QUAAS, R. L.; POLLAK, E. J.; CASELLA, G. Length of productive life of dairy cows. I. Justification of a Weibull model. **Journal Dairy Science**, v.71, n.11, p.3061-3070, 1988a.

DUCROCQ, V.; QUAAS, R. L.; POLLAK, E. J.; CASELLA, G. Length of productive life of dairy cows. II. Variance component estimation and sire evaluation. **Journal Dairy Science**, v.71, n.11, p.3071-3079, 1988b.

DUCROCQ, V.; SÖLKNER, J. "The Survival Kit", a FORTRAN package for the analysis of survival data. **In: 5th World Congress of Genetic Applied to Livestock Production**, v.22, p.51-52. Dep. Anim. Poultry Sci., Univ. of Guelph, Ontario, Canada, 1994.

DUCROCQ, V.; CASELLA, G. A. Bayesian analysis of mixed survival models. **Genetic Selection Evolution**, v.28, n.6, p.505-529. 1996.

DUCROCQ, V. Survival analysis, a statistical tool for longevity data, 1997. Paper presented at the **48th Annual Meeting of the European Association of Animal Production**, Vienna, 25-28 Aug 1997.

DUCROCQ, V.; SÖLKNER, J. Implementation of a routine breeding value evaluation for longevity of dairy cows using survival analysis techniques. **In: 6th World Congress of Genetic Applied to Livestock Production**, January 11-16, University of New-England, Armidale, Australia (in print), 1998a.

DUCROCQ, V.; SÖLKNER, J. The Survival Kit – V3.0, a package for large analyses of survival data. **In: 6th World Congress of Genetic Applied to Livestock Production**, January 11-16, University of New-England, Armidale, Australia, 1998b.

FOLLMANN, D. A.; GOLDBERG, M.S. Distinguishing heterogeneity from decreasing hazard rates. **Technometrics**, v.30, n.4, p.389-396, 1988.

FORMIGONI, I. B.; SILVA, J. A. II V.; BRUMATTI, R. C.; FERRAZ, J. B. S.; ELER, J. P. Economic aspects of stayability as selection criterion in beef cattle industry in Brazil. **In: 7th World Congress of Genetic Applied to Livestock Production**.

Montpellier – França. Anais. Montpellier: 2002.CD-ROM. Seção 2, Comunicação 02-62, 2002.

GRÖHN, Y. T.; DUCROCQ, V.; HERTL, J. A. Modeling the effect of a disease on culling: an illustration of the use of time-dependent covariates in survival analysis. **Journal Dairy Science**. v.80, n.8, p.1755-1766, 1997.

GRÖHN, Y. T.; EICKER, S. W.; DUCROCQ, V.; HERTL, J. A. The effect of disease on culling in New York State Holstein dairy cows. **Journal Dairy Science**. v.81, n.4 p. 966–978, 1998.

HOUGAARD, P. A class of multivariate failure time distributions. **Biometrika**, v.3, n.73, p.671-678, 1986.

HUDSON, G. F. S.; VAN VLECK, L. D. Relations between production and stayability in Holstein cattle. **Journal Dairy Science**, v.64, n.11, p.2246-2250, 1981.

KALBFLEISCH, J. D.; PRENTICE, R. L. **The statistical analysis of failure time data**. John Wiley and sons, New-York, USA, 1980. 336p.

KAPLAN, E. L.; MEIER, P. Nonparametric estimation from incomplete observation. **Journal of the American Statistical Association**, v.53, n. 282, p.457-481, 1958.

KLEIN, J. P. Semiparametric estimation of random effects using the Cox model basead on the EM algorithm. **Biometrics**, v.48, v.3, p.795-806, 1992.

KLEIN, J. P.; MOESCHBERGER, M. **Survival analysis**. Springer-Verlag, New-York, USA, 1997.

LAWLESS, J. F. **Statistical Models and Methods for Lifetime Data**. John Wiley and Sons, New York, New York, 1982. 552p.

MARCONDES, C. R. **Análise Bayesiana da probabilidade de permanência no rebanho como característica de seleção para a raça Nelore**. Ribeirão Preto: Universidade de São Paulo, 2003. 100p. Tese (Doutorado em Ciências Biológicas, Genética) - Universidade de São Paulo, 2003.

MARCONDES, C. R.; PANETO, J. C. C.; BEZERRA, L. A. F.; LÔBO, R. B. Estudo de definição alternativa da probabilidade de permanência no rebanho para a raça Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.34, n.5, p.1563-1567, 2005.

MWANSA, P. B.; CREWS, D. H. Jr.; WILTON, J. W.; KEMP, R. A. Multiple trait selection for maternal productivity in beef cattle. **Journal Animal Breeding Genetic**, v.119, n.6, p.391-399, 2002.

NELSON, W. **Applied Life Data Analysis**. John Wiley and Sons, New York, NY, 1982. 634p.

PANETO, J. C. C.; SILVA, J. A. II V.; BEZERRA, L. A. F.; LÔBO, R. B. Expected response to selection on stayability and its economic weight in a population of Nelore cattle in Brazil. **In: 7th World Congress of Genetic Applied to Livestock Production**. Montpellier. Anais. Montpellier, França, 2002. Seção 2, Comunicação 02-67 (CD-ROM), 2002.

RITCHIE, H. The search for the elusive optimum cow. **Angus Journal**, USA, p.143-145, outubro 1995. Disponível em: http://www.angusjournal.com/ArticlePDF/1095_OptimumCow.pdf>. Acesso em: 13 out. 2010.

SILVA, J. A. II V.; ELER, J. P.; FERRAZ, J. B. S.; GOLDEN, B. L.; OLIVEIRA, H. N. Heritability estimate for stayability in Nelore cows. **Livestock Production and Science**, v.79, n.1, p.97-101, 2003a.

SILVA, J. A. V.; ELER, J. P.; FERRAZ, J. B. S.; OLIVEIRA, H. N. Análise Genética da Habilidade de Permanência em Fêmeas da Raça Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.32, n.3, p.598-604, 2003b.

SHORT, T. H.; LAWLOR, T. J. Genetic parameters of conformation traits, milk yield and herd life in Holsteins. **Journal Dairy Science**, v.75, n.7, p.1987- 1998, 1992.

SNELLING, W. M.; GOLDEN, B. L.; BOURDON, R. M. Within-herd genetic analysis of stayability of beef females. **Journal Animal Science**, v.73, n.4, p.993-1001, 1995.

VAN DOORMAAL, B. J.; SCHAEFFER, L. R.; KENNEDY, B. W. Estimation of genetic parameters for stayability in Canadian Holsteins. **Journal Dairy Science**, v.68, n.7, p.1763-1769, 1985.

VAUPEL, J.; MANTON, K. G.; STALLARD, E. The impact of heterogeneity in individual frailty and the dynamics of mortality. **Demography**, v.16, n.3, p.439-454, 1979.

VAN MELIS, M. H.; ELER, J. P.; OLIVEIRA, H. N.; ROSA G. J. M.; SILVA, J. A. II V.; FERRAZ, J. B. S.; PEREIRA, E. Study of stayability in Nelore cows using a threshold model. **Journal Animal Science**, v.85, n.7, p.1780-1786, 2007.

VAN MELIS, M. H.; OLIVEIRA, H.N.; ELER, J.P.; FERRAZ, J. B.S.; CASELLAS, J.; VARONA, L. Additive genetic relationship of longevity with fertility and production traits in Nelore cattle based on bivariate models. **Genetic Molecular Reserch**. v.9 n.1, p.176-187, 2010.

CAPÍTULO 2: CARACTERIZAÇÃO DA VARIÁVEL IDADE DA VACA AO ÚLTIMO PARTO COMO MEDIDA DE LONGEVIDADE POR MEIO DA ESTIMAÇÃO DE KAPLAN-MEIER E MODELO DE COX

Resumo: Na maioria dos estudos sobre longevidade de bovinos de corte, apenas as vacas que atingiram determinada quantidade de partos a uma idade específica são consideradas nas análises. Com a finalidade de avaliar todas as vacas com vida produtiva nos rebanhos e levando em consideração diferentes formas de manejo de cada fazenda, propôs-se medir a longevidade das mesmas considerando a idade da vaca ao último parto (IVUP). Desta maneira, o objetivo foi caracterizar IVUP, para o estudo da longevidade de bovinos da raça Nelore, considerando o estimador Kaplan-Meier e o modelo de Cox. As covariáveis: idade ao primeiro parto (IPP), ano de nascimento, estação de parto (EP) e fazenda foram consideradas nos modelos. A variável estudada foi classificada em informação completa (não censurada = 1) e incompleta (censurada = 0) mediante um critério. O critério adotado foi a diferença entre a data do último parto de cada vaca e a data do último parto de cada fazenda. Se esta diferença foi superior a 36 meses, a vaca falhou e foi considerada descartada. Caso contrário, esta vaca foi censurada, indicando que esta ainda poderia ter futuras parições. No processo de estimação pelo modelo de Kaplan-Meier (KM), a variável IPP foi classificada em três grupos de idade. Pelo estimador KM, todas as covariáveis, em análise individual, apresentaram efeito significativo ($P < 0,05$) sobre IVUP. Na análise considerando todas as covariáveis, utilizando o modelo de Cox, apenas EP não foi significativa sobre IVUP ($P > 0,05$). Esta análise indicou que o acréscimo de cada mês para IPP diminuiu o risco de falha da vaca no rebanho em 2%, o que evidenciou o antagonismo entre precocidade na concepção e longevidade.

Palavras-chave: estimador Kaplan-Meier, idade da vaca ao parto, modelo de Cox

1 INTRODUÇÃO

Para que o empreendimento em gado de corte apresente lucratividade, a vaca deve permanecer em produção até que seus custos de recria e de manutenção sejam pagos (RITCHIE, 1995; SNELLING et al., 1995; FORMIGONI et al., 2002; MWANSA et al., 2002). A longevidade da vaca, expressa por sua permanência no rebanho é uma característica economicamente relevante, que está diretamente relacionada com a rentabilidade do sistema de produção de carne por sua relação com a eficiência produtiva. É uma característica especialmente importante em bovinos de corte e é uma das medidas de reprodução para fêmeas que recebeu mais atenção por pesquisadores nos últimos anos (VAN MELIS et al., 2007). A inclusão desta característica em programas de avaliação genética pode permitir a seleção de touros que tenham filhas com maior probabilidade de permanecer produtivas no rebanho por um longo período de tempo ou por um tempo pré estabelecido pelo produtor.

Na definição usual de permanência no rebanho, consideram-se vacas com pelo menos três partos até aproximadamente os 76 meses de idade como sucesso e vacas com menos de três partos como fracasso (BUZANSKAS et al., 2010). Desta forma, um único critério de descarte é considerado para todo o conjunto de dados na definição desta característica e apenas as vacas que atingiram ou que poderiam ter atingido uma determinada idade são consideradas na análise. Como consequência, pode ocorrer uma redução da variabilidade fenotípica para a expressão desta variável.

Uma variável que na maioria das vezes está disponível nos bancos de dados zootécnicos é a idade da vaca ao último parto (IVUP). Esta permite avaliar a permanência das vacas no rebanho, além de ser de fácil mensuração. Entretanto, uma metodologia apropriada para análise dos dados deve ser utilizada. A análise de sobrevivência considera informações completas e incompletas, que são avaliadas respectivamente, como dados não censurados e censurados. Deste modo, animais que saíram do rebanho ou que permaneceram e terão parições futuras são considerados na análise. Existem vários procedimentos dentro desta metodologia,

sendo os mais utilizados o estimador não-paramétrico Kaplan-Meier (KM) e o modelo de Cox.

O estimador KM informa o quanto cada variável explicativa, considerando os seus estratos, afeta a característica considerada como resposta no estudo. A simplicidade nos cálculos e a facilidade de entendimento são as grandes vantagens da sua estrutura, pois não envolve nenhuma estrutura paramétrica. Além disso, estima a probabilidade de permanência no rebanho em relação a cada variável considerada no estudo, levando em consideração tantos intervalos de tempo quantos forem o número de falhas distintas. Os limites dos intervalos de tempo são os tempos de falha da amostra (COLOSIMO e GIOLO, 2006).

O modelo de regressão de Cox permite a análise de dados provenientes de estudos de tempo de vida em que a resposta é o tempo até a ocorrência de um evento de interesse, ajustado por covariáveis, que podem ter efeito fixo ou aleatório (LAWLESS, 1982; COLOSIMO e GIOLO, 2006). Este modelo é caracterizado pelos coeficientes de regressão, que medem os efeitos das covariáveis sobre a função de taxa de falha. Estes coeficientes são estimados a partir das observações amostrais. A suposição básica para este modelo é a de riscos proporcionais. A violação desta suposição pode acarretar sérios vícios na estimação dos coeficientes do modelo (STRUTHERS e KALBFLEISCK, 1986).

Muitas variáveis contribuem para a longevidade do animal no rebanho. A idade ao primeiro parto tem sido apontada como uma alternativa para avaliar a fertilidade em fêmeas (BOLIGON et al., 2008). Quanto mais cedo as vacas entram em reprodução, espera-se que o número de bezerros ao longo da sua vida produtiva seja maior. Como o interesse do produtor é a lucratividade, a longevidade do animal está diretamente ligada a esta característica. Além disso, a idade ao primeiro parto é a mais utilizada para avaliar a fertilidade em bovinos de corte e pode ser medida precocemente e é de fácil obtenção, sendo expressa na maioria das fêmeas colocadas em reprodução (BOLIGON et al., 2010). No entanto, é pouco conhecida a associação genética entre características reprodutivas e longevidade (BALDI et al., 2008).

A estação e o ano de nascimento das vacas também podem influenciar IVUP, uma vez que as condições ambientais relacionadas àquele período podem trazer

uma pré-disposição a doenças ou até mesmo condições alimentares dificultadas (estação das secas) ou melhoradas (estação das águas). Em adição, em grandes conjuntos de dados, são considerados animais de diferentes fazendas, as quais possuem diferentes critérios de manutenção dos animais nos rebanhos e estas diferenças nem sempre são detectadas no estudo de permanência no rebanho. O manejo dos animais é um fator que pode influenciar diretamente a longevidade do animal.

Neste trabalho, o objetivo foi caracterizar IVUP para o estudo da longevidade em bovinos da raça Nelore, considerando o estimador Kaplan-Meier e o modelo de Cox.

2 MATERIAL E MÉTODOS

Origem dos dados

Foram utilizados registros de 11.791 animais, oriundos do Programa de Melhoramento Genético da Raça Nelore (Nelore Brasil), o qual é coordenado pela Associação Nacional de Criadores e Pesquisadores (ANCP). Nas fazendas os animais são criados a pasto. O desmame ocorre em torno de seis a oito meses de idade. O manejo reprodutivo consiste de uma estação de acasalamento com duração de 90 a 130 dias utilizando inseminação artificial ou monta natural controlada.

De acordo com a metodologia de análise de sobrevivência, todas as variáveis independentes (explicativas) no modelo são denominadas de covariáveis. Assim, as covariáveis consideradas no estudo da longevidade com base na IVUP foram: idade ao primeiro parto (IPP), ano e estação de nascimento da vaca e fazenda. O conjunto de dados original continha 118.714 observações, que incluíam todos os registros de partos das vacas. Para as análises, foram considerados apenas registros do último parto de cada vaca e o arquivo passou a conter 47.784 observações. No entanto, foram consideradas apenas vacas com pais conhecidos. Assim, o arquivo final para as análises conteve registros de 11.791 animais, oriundos de 22 fazendas. A média para IVUP foi de 61,8 meses com desvio padrão de 5,1 (meses), tal que os valores mínimo e máximo foram 21 e 129 meses, respectivamente.

A IVUP foi considerada como variável resposta e, pelo fato de alguns animais não estarem em seu último parto em definitivo, um critério para censurar estes animais foi adotado. O critério foi a diferença entre a data do último parto até o momento da colheita dos dados de cada vaca e a data do último parto de cada fazenda. Se esta diferença foi superior a 36 meses, a vaca falhou e foi considerada descartada (não censurada = 1). Caso contrário, esta vaca foi censurada (= 0), indicando que esta ainda poderia ter futuras partições. O critério de 36 meses foi adotado por ser período suficiente para a ocorrência de um novo parto e a partir deste período os interesses econômicos dos produtores são afetados. Além disto, foi verificado no conjunto de dados que esta diferença permitia a permanência da vaca no rebanho e os intervalos entre partos não eram maiores do que 36 meses.

O ano de nascimento das vacas variou de 1998 à 2003. A estação de nascimento das vacas foi definida em época das águas (outubro a março) e seca (abril a setembro). Para o uso do teste não paramétrico, a idade ao primeiro parto da vaca foi classificada em três grupos, sendo o primeiro de 21 a 30 meses, o segundo de 31 a 40 meses e o terceiro de 41 a 49 meses. O número médio de partos também foi calculado, sendo este igual a 2,52 partos por vaca.

Como IVUP foi avaliada para mensurar a longevidade das vacas nos rebanhos, foi de grande interesse verificar a sua variação em função de cada covariável considerada individualmente no modelo e em seguida considerando todas em um único modelo. As análises foram realizadas utilizando, respectivamente, o estimador de KM e o modelo de Cox.

O modelo de Kaplan-Meier (KM)

O estimador KM (KAPLAN e MEIER, 1958) é definido como:

$$\hat{S}(t) = \prod_{j: t_j < t} \left(1 - \frac{d_j}{n_j} \right)$$

em que $t_1 < t_2 \dots < t_k$ são os k tempos distintos e ordenados de falha, d_j é o número de falhas em t_j , $j=1, \dots, k$, e n_j o número de animais sob risco em t_j , ou seja, os indivíduos que não falharam e não foram censurados até o instante imediatamente anterior à t_j .

O estimador de KM foi utilizado para preparação de gráficos da função de sobrevivência e da função de risco, considerando as covariáveis IPP (a qual construiu-se os grupos), ano e estação de nascimento das vacas e fazenda individualmente em relação a IVUP. Os dados referentes ao total de animais, número de animais censurados e a porcentagem dos mesmos, considerando cada covariável do estudo estão nas Tabelas 1, 3, 5 e A.1 (Apêndice A).

A representação gráfica para a função de sobrevivência da estimativa de KM (Figuras 1, 3, 5 e A.2) permitiu verificar o comportamento das curvas de sobrevivência, nos respectivos grupos de cada covariável. Os testes não paramétricos utilizados para verificação de igualdade em relação à probabilidade de permanência das vacas no rebanho, considerando cada covariável do estudo foram: Log-Rank Multivariado (MANTEL, 1966) e Wilcoxon Multivariado (considerando as generalizações propostas por GEHAN (1965); PETO e PETO (1972); PRENTICE (1978). Ambos os testes são os mais utilizados em análise de sobrevivência (LAWLESS, 1982). As hipóteses testadas foram: H_0 : as probabilidades de permanência no rebanho nos grupos são iguais entre si, versus H_1 : as probabilidades de permanência no rebanho em pelo menos dois grupos são diferentes. A estatística teste dos métodos Log-Rank e Wilcoxon seguem, aproximadamente, uma distribuição qui-quadrado com p graus de liberdade, tal que p é o número de grupos em cada covariável considerada menos 1. Para amostras grandes, H_0 é rejeitada, a um nível de significância α de 5%, se a estatística teste for maior que $\chi^2_{p,1-\alpha}$. A organização, preparo e análise dos dados para estas análises utilizando o estimador KM, assim como os testes considerados foram realizados utilizando o programa computacional SAS (SAS 9.1, SAS Institute, Cary, NC, USA) e o procedimento *lifetest*.

O modelo de Cox

O método de máxima verossimilhança parcial (COX e HINKLEY, 1974) foi utilizado para o modelo de Cox (modelo de riscos proporcionais). Para avaliação do ajuste do modelo de Cox, foi utilizada técnica gráfica dos resíduos padronizados de SCHOENFELD (1982). Os coeficientes da regressão estimados pelo modelo em questão podem ser interpretados como efeitos que aceleram ou desaceleram a

função de risco. Uma discussão mais detalhada das interpretações das estimativas pode ser encontrada em HOSMER e LEMESHOW (1999). A expressão para o modelo de Cox é dada por:

$$\lambda(t; z) = \lambda_0(t) \exp\{z(t)' \beta\}$$

em que $\lambda(t; z)$ é a função de risco da vaca falhar em relação a idade da vaca ao último parto; $\lambda_0(t)$ é a função de risco base, β é o vetor de efeitos fixos (ano e estação de nascimento, fazenda e IPP) e efeitos aleatórios e $z(t)'$ é o vetor de incidência dos efeitos. As identificações dos touros foram consideradas no modelo como efeitos aleatórios (termo de fragilidade), uma vez que filhas de um mesmo reprodutor apresentaram desempenhos semelhantes relacionado à IVUP, provavelmente oriundo do fator genético. A distribuição gama foi utilizada para esta covariável (identificação dos touros) e o parentesco entre os touros foi ignorado. Não foi assumido nenhuma distribuição paramétrica para o risco base.

O teste de Wald foi utilizado para avaliar se o modelo testado, no caso, o Modelo de Cox foi adequado, verificando se a hipótese nula (as covariáveis são iguais a zero) é rejeitada ou não a um nível de significância de 5%. As análises referentes ao modelo de riscos proporcionais considerando o termo de fragilidade foram realizadas utilizando o pacote survival (THERNEAU, 2011) no software R (version 2.11.1 31-05-2010, Copyright © 2010, The R Foundation for Statistical Computing).

3 RESULTADOS

3.1 O estimador de Kaplan-Meier

3.1.1 Covariável Idade ao primeiro parto

Os grupos de IPP apresentaram quantidades diferentes de animais (Tabela 1). A maior proporção de animais (77,6%) teve seu primeiro parto entre 31 e 40 meses (Grupo 2). Todavia, as quantidades diferentes de animais em cada grupo não influenciam as estimativas de KM (LAWLESS, 1982). As porcentagens de animais

censurados para os três grupos foram similares. A média para IPP encontrada neste trabalho foi de 35,4 meses, com desvio padrão de 5,1 (meses).

Tabela 1. Número total, número e porcentagem de animais que foram censurados em relação aos grupos de idade ao primeiro parto.

Grupos (idade ao primeiro parto)	Total de animais	Número de animais censurados	Porcentagem de censura
1	1.301	808	62,11
2	9.154	5.579	60,95
3	1.336	861	64,45
Total	11.791	7.248	61,47

Grupo 1, 2 e 3 respectivamente de 21 a 30, 31 a 40 e 41 a 49 meses de idade.

Por meio da estimação não paramétrica de KM e considerando os testes estatísticos Log-Rank e Wilcoxon (Tabela 2), pode-se verificar que as vacas tiveram diferentes probabilidades de permanência no rebanho, em relação aos grupos de IPP considerados. A partir do nível de significância adotado (5%), os valores encontrados para o p-valor levaram à rejeição da hipótese nula, de que as probabilidades de permanência das vacas são iguais para os grupos de IPP avaliados. Além disso, os grupos foram comparados dois a dois e verificou-se que todos diferiram significativamente ($P < 0,05$) entre si, pelos testes Log-Rank e Wilcoxon.

Tabela 2. Resultados dos testes de igualdade para probabilidade de permanência da vaca no rebanho, considerando os grupos de idade ao primeiro parto.

Teste	Estatística χ^2	Graus de liberdade	p-valor
Log-Rank	29,65	2	<0,0001
Wilcoxon	81,30	2	<0,0001

Na Figura 1, observou-se que o grupo 1, referente a 21 a 30 meses de idade para o primeiro parto, apresentou probabilidade de permanência no rebanho menor que os demais grupos até os 60 meses de idade. O grupo que apresentou a maior

probabilidade de permanência no rebanho em todo o período, juntamente com o grupo 1 a partir de 90 meses de idade, foi o terceiro, que compreende IPP de 41 a 49 meses. Os animais que pariram entre 21 a 30 meses tiveram em seu segundo parto (período de 31 a 40) maior probabilidade de permanência do que o segundo parto dos animais que pariram pela primeira vez entre 31 a 40 meses (período de 41 a 49 meses para o segundo parto) e 41 a 49 meses (período de 51 a 60 meses para o segundo parto).

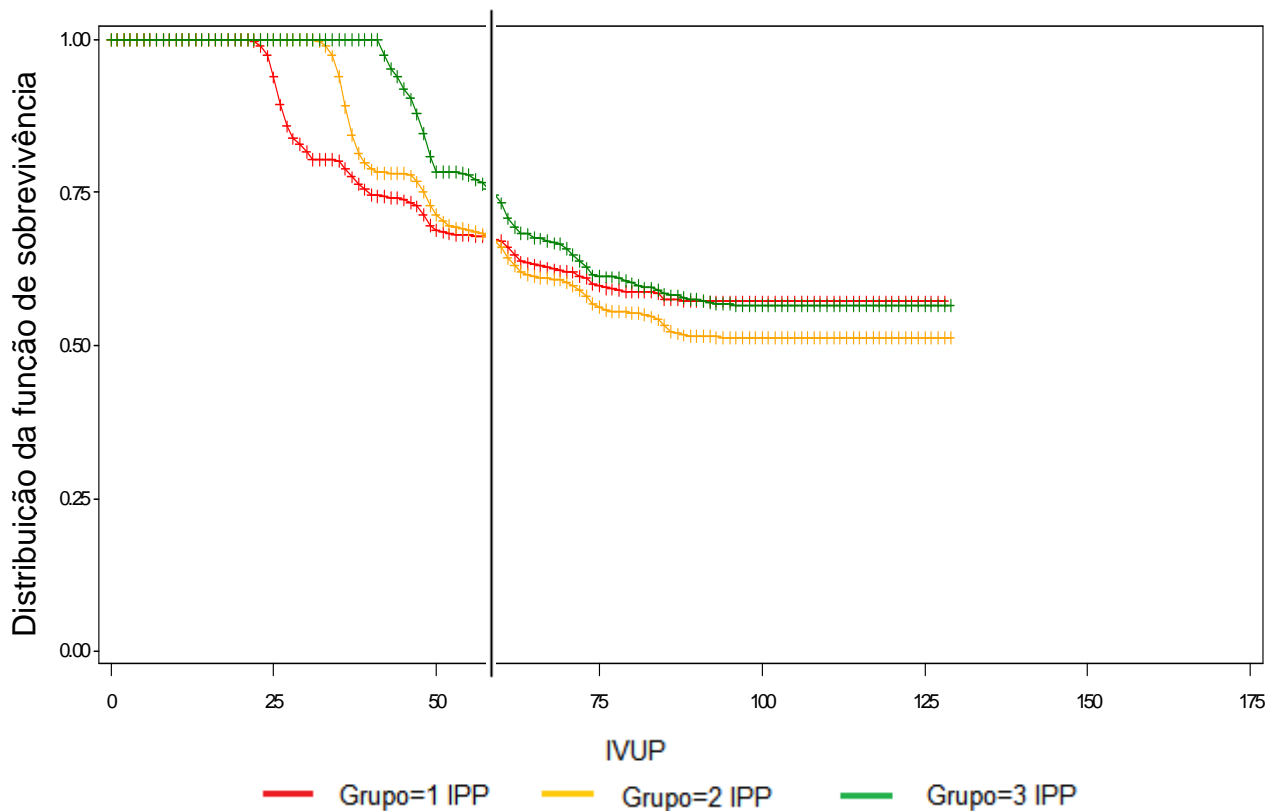


Figura 1. Estimativas de Kaplan-Meier para probabilidade de permanência das vacas no rebanho (meses) por grupo de idade ao primeiro parto.

Por meio da Figura 2, verificou-se o risco de uma vaca falhar, dado que esta permaneceu no rebanho até determinada idade. Desta forma, observou-se que, entre 20 a 30 meses de idade, o grupo 1 de IPP apresentou o maior risco de falha. O grupo 2 apresentou o maior risco entre 30 a 40 meses e o terceiro grupo, próximo dos 50 meses. Ou seja, o maior risco de falha ocorreu após o primeiro parto de cada

grupo. No segundo parto do grupo 2 (período de 31 a 40 meses) o risco de falha foi menor do que para o segundo parto dos grupos 2 e 3.

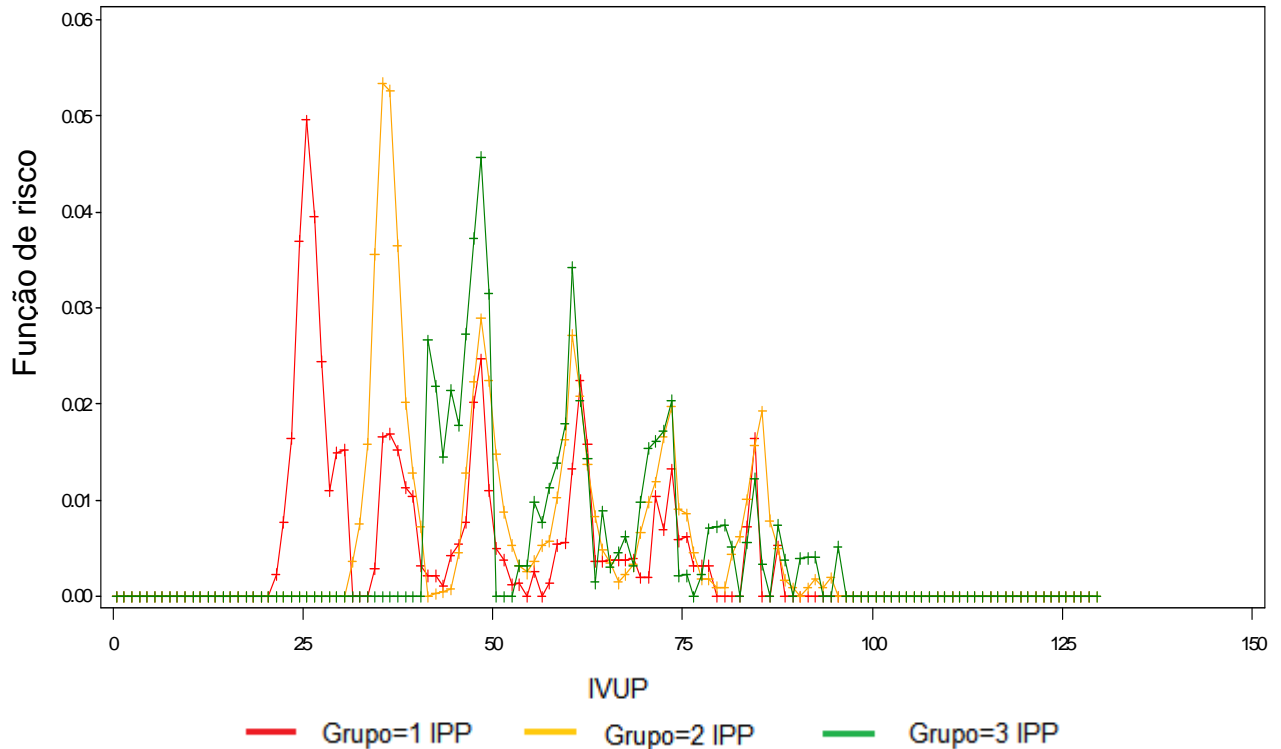


Figura 2. Função de risco para permanência da vaca no rebanho por grupo de idade ao primeiro parto.

3.1.2 Covariável Ano de Nascimento

O número de animais censurados aumentou conforme o ano de nascimento da vaca até 2002, decrescendo em 2003 (Tabela 3). Isto ocorreu porque, de acordo com o critério de censura adotado, as vacas só foram consideradas falhas após 36 meses sem parir. Desta forma, verificou-se que as vacas mais velhas ultrapassaram este limite com maior frequência, comparadas com as vacas mais novas.

Nos testes de igualdade para probabilidade de permanência da vaca no rebanho (Tabela 4), verificou-se que o p-valor das duas estatísticas consideradas foram menores que 0,05, ou seja, dependendo do ano de nascimento da vaca a permanência no rebanho da mesma é significativamente diferente, podendo ser

causada por fatores genéticos, ambientais e pelo número de partos. Os testes Log-Rank e Wilcoxon também foram utilizados na comparação dos grupos dois a dois e verificou-se que todos diferiram entre si ($P < 0,05$).

Tabela 3. Número total, número e porcentagem de vacas que foram censuradas em relação ao seu ano de nascimento.

Ano de nascimento	Total de vacas	Número de vacas censuradas	Porcentagem de censura
1998	1.510	560	37,09
1999	1.697	748	44,08
2000	2.103	1.109	52,73
2001	2.191	1.319	60,20
2002	2.491	1.814	72,82
2003	1.799	1.698	94,39
Total	11.791	7.248	61,47

Tabela 4. Resultados dos testes de igualdade para probabilidade de permanência da vaca no rebanho, considerando o ano de nascimento da vaca.

Teste	Estatística χ^2	Graus de liberdade	p-valor
Log-Rank	540,19	5	<0,0001
Wilcoxon	359,93	5	<0,0001

Na Figura 3, são apresentadas as probabilidades de permanência no rebanho em relação a IVUP, por ano de nascimento das vacas. As vacas nascidas em 1998 apresentaram a menor probabilidade de permanência no rebanho, seguidas das vacas nascidas em 1999, 2000 e assim sucessivamente. Este fato já era esperado, uma vez que as vacas com os maiores IVUP são nascidas em 1998 e o número de falhas é maior para as vacas mais velhas neste conjunto de dados (Tabela 3).

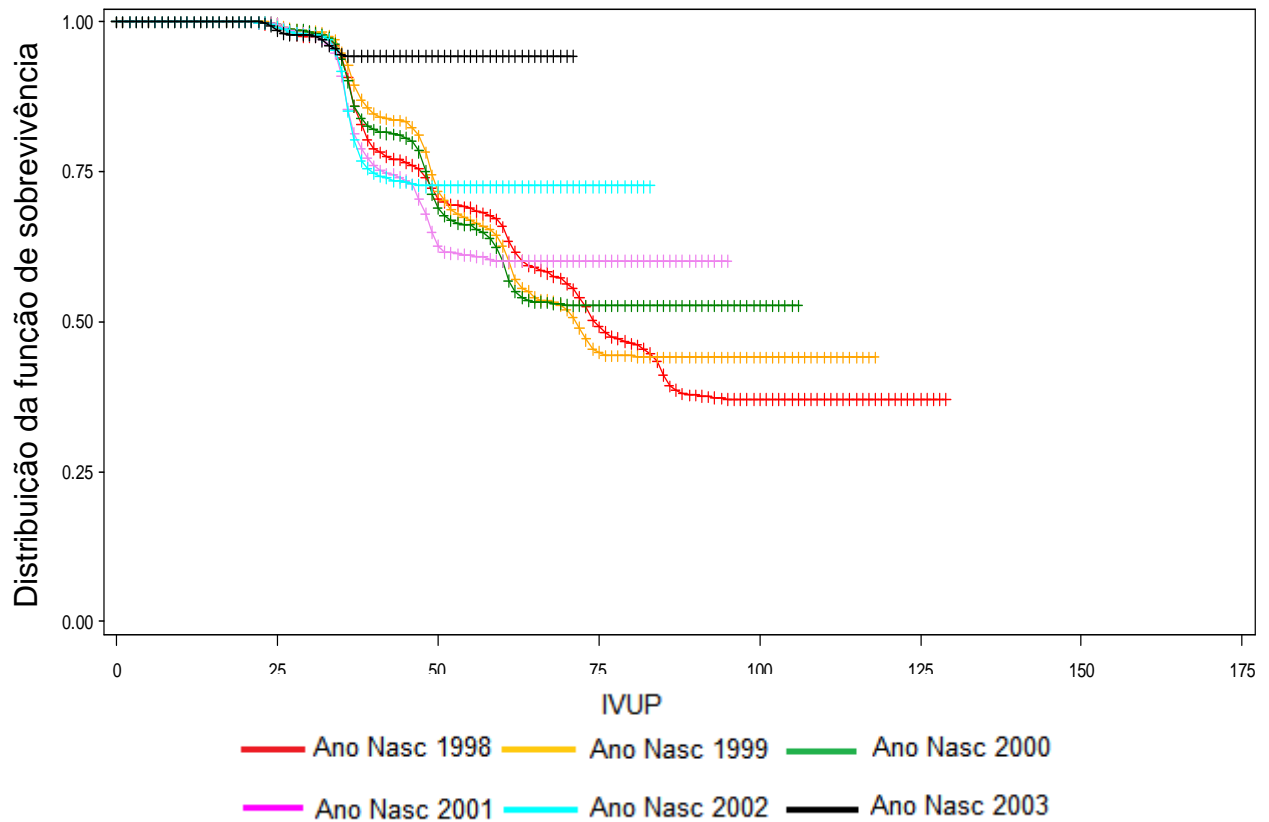


Figura 3. Estimativas de Kaplan-Meier para probabilidade de permanência das vacas no rebanho (meses) para o ano de nascimento da vaca.

Considerando as estimativas dadas pela função de risco (Figura 4), verificou-se o risco de uma vaca sair do rebanho, dado que esta permaneceu no rebanho até determinada idade. Os animais que nasceram no ano de 2002 apresentaram o maior risco de sair do rebanho, com idade ao parto de 30 a 35 meses. A importância deste gráfico foi indicar quais os animais que teriam maiores ou menores riscos de falha, de acordo com IVUP, por ano de nascimento.

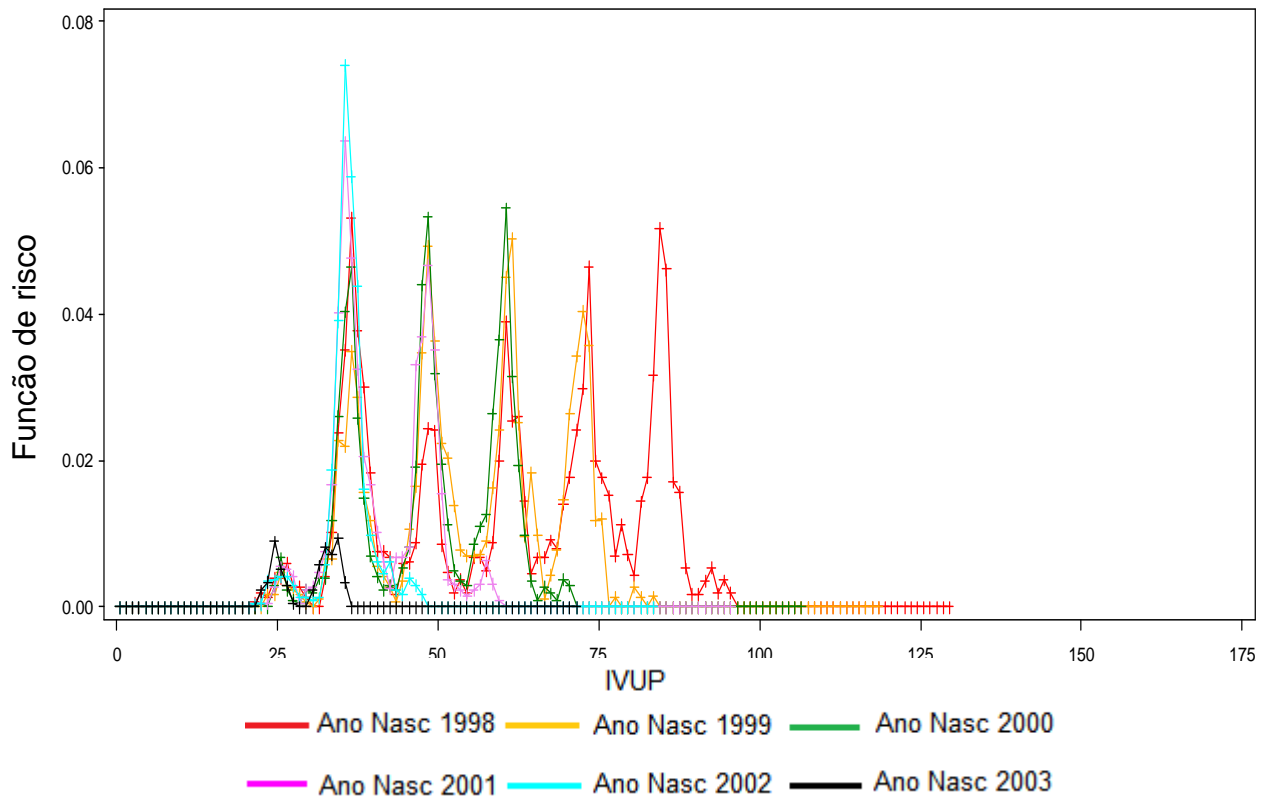


Figura 4. Função de risco para permanência da vaca no rebanho para o ano de nascimento da vaca

3.1.3 Covariável Estação de Nascimento

A estação de nascimento também foi estudada, porque os animais que nasceram em diferentes épocas poderiam sofrer influência do ambiente e condições alimentares diferenciadas e isto afetaria a longevidade. Embora a maioria dos animais tenha nascido na estação das águas (Tabela 5), as porcentagens de censura para as duas estações de nascimento foram similares. O grande número de animais nascidos na época das águas é explicado pela existência de estação de monta na maior parte das fazendas. Esta estação de monta propicia o estabelecimento de uma estação de nascimento que coincide com maior disponibilidade de alimentos e que favorece a formação de lotes homogêneos e redução dos efeitos ambientais. As fêmeas nascidas em agosto e setembro (estação

das secas) têm maiores chances de engravidarem no início da estação de monta e conseqüentemente, maiores probabilidades de não falharem.

Tabela 5. Número total e número e porcentagem de animais que foram censurados em relação à estação de nascimento (1= seca (abril-setembro); 2= águas(outubro-março)).

Estação de nascimento	Total de animais	Número de animais censurados	Porcentagem de censura
1	3.348	2.035	60,78
2	8.443	5.213	61,74
Total	11.791	7.248	61,47

Os testes Log-Rank e Wilcoxon para probabilidade de permanência das vacas nos rebanhos, considerando o efeito de estação de nascimento (Tabela 6) apresentaram p-valor menor que o nível de significância adotado (5%). Desta maneira, a estação de nascimento das vacas influenciou significativamente a longevidade das mesmas.

Tabela 6. Resultados dos testes de igualdade para probabilidade de permanência da vaca no rebanho, considerando a estação de nascimento.

Teste	Estatística χ^2	Graus de liberdade	p-valor
Log-Rank	5,74	1	0,0166
Wilcoxon	12,70	1	0,0004

Os animais nascidos na estação da seca tiveram maior probabilidade de permanência no rebanho (Figura 5). Este resultado também foi verificado pela função de risco (Figura 6), que indicou que animais nascidos na estação da seca (entre abril e setembro) tiveram menores riscos de sair do rebanho do que aqueles nascidos na estação das águas.

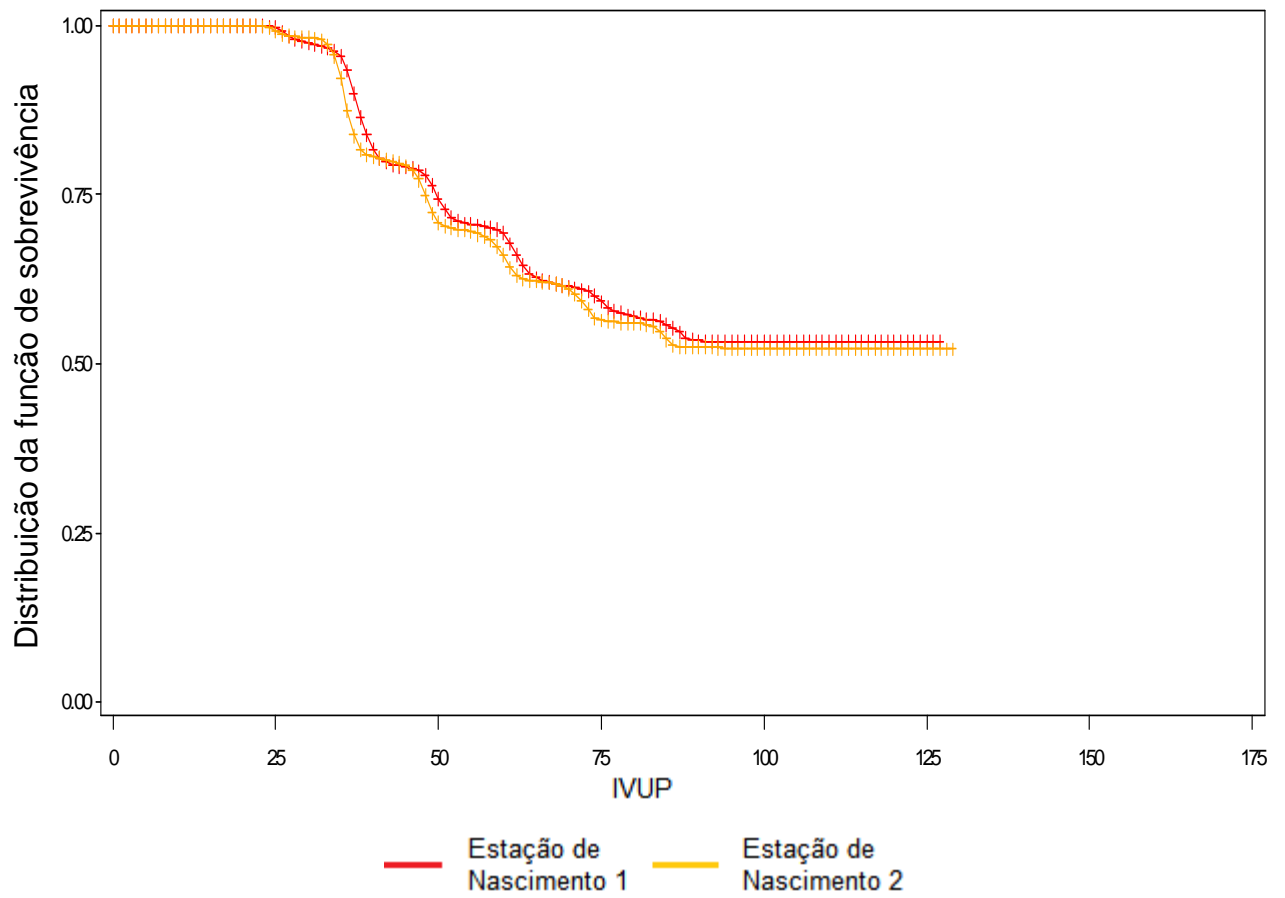


Figura 5. Estimativas de Kaplan-Meier para probabilidade de permanência das vacas no rebanho (meses) para a estação de nascimento das vacas.

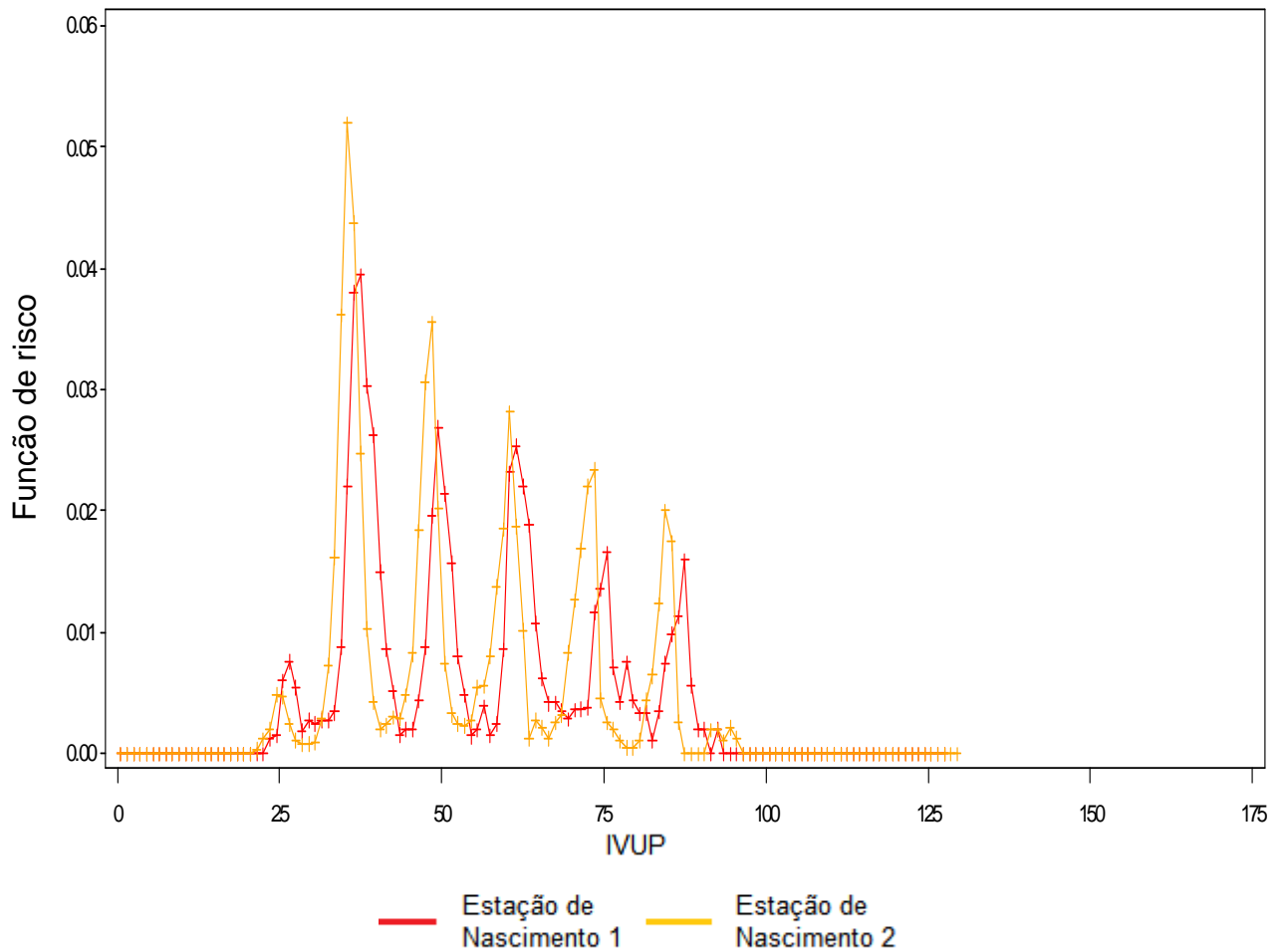


Figura 6. Função de risco para permanência da vaca no rebanho para a estação de nascimento das vacas.

3.1.4 Covariável Fazenda

As fazendas que apresentaram a maior e menor porcentagem de animais censurados foram respectivamente as fazendas F11 (80,88%) e F15 (24,29%), em anexo (Tabela A.1). Isto significou que a fazenda F11 teve a maior parte dos animais que ainda poderiam estar em reprodução. Portanto, grande parte foi censurada, porque estes animais não excederam os 36 meses para serem considerados falhos. Ambos os testes usados para verificar o efeito de fazenda sobre IVUP (Tabela 7),

rejeitaram a hipótese de que as probabilidades de permanência no rebanho são iguais para todas as fazendas ($P < 0,05$).

Tabela 7. Resultados dos testes de igualdade para probabilidade de permanência da vaca no rebanho, considerando número da fazenda.

Teste	Estatística χ^2	Graus de liberdade	p-valor
Log-Rank	890,80	21	<0,0001
Wilcoxon	783,57	21	<0,0001

Por meio da Figura A.2 (em anexo) foi possível constatar que a fazenda com a maior probabilidade de permanência no rebanho é a F11 e a com menor probabilidade é a F15, que são as fazendas que tiveram, respectivamente o maior e menor número de animais censurados. De acordo com os gráficos que se encontram na Figura A.3, as fazendas com os maiores riscos das fêmeas deixarem o rebanho, são as F15, F7, F19 e F4.

3.2 O modelo de Cox

No modelo de Cox, foram considerados as covariáveis idade ao primeiro parto, ano e estação de nascimento das vacas, fazenda e registros de identificação de 987 touros, que são os pais das vacas analisadas. A quantidade de filhas de cada touro variou de 1 a 301. A média foi de 11,95 filhas por touro e o desvio padrão 25,25 (filhas).

Observou-se que nem todos os p-valores (Tabela 8) foram menores do que 0,05 (nível de significância adotado). Desta forma, algumas covariáveis incluídas no modelo não foram significativas sobre IVUP.

Tabela 8. Estimativas dos coeficientes de regressão do modelo de Cox em relação as covariáveis, erro padrão, estatística χ^2 e p-valor, sobre IVUP

Covariáveis	Estimativas	Erros padrão	χ^2	p-valor
Ano nascimento				
1999	-0,134	0,049	7,40	6,50E-03
2000	-0,148	0,050	8,80	3,00E-03
2001	-0,272	0,052	26,78	2,30E-07
2002	-0,503	0,056	79,43	0,00E+00
2003	-2,040	0,109	350,29	0,00E+00
Estação de nascimento				
2	0,059	0,038	2,44	1,20E-01
Fazenda				
F2	0,973	0,097	101,16	0,00E+00
F3	1,085	0,131	69,08	1,10E-16
F4	1,214	0,127	90,94	0,00E+00
F5	0,117	0,142	0,68	4,10E-01
F6	0,058	0,202	0,08	7,80E-01
F7	1,341	0,102	172,43	0,00E+00
F8	0,435	0,207	4,41	3,60E-02
F9	0,874	0,097	81,64	0,00E+00
F10	0,151	0,106	2,03	1,50E-01
F11	-0,600	0,228	6,92	8,50E-03
F12	0,146	0,099	2,17	1,40E-01
F13	0,264	0,101	6,86	8,80E-03
F14	0,429	0,110	15,30	9,20E-05
F15	1,702	0,164	107,87	0,00E+00
F16	0,748	0,116	41,68	1,10E-10
F17	1,131	0,102	124,01	0,00E+00
F18	0,704	0,123	30,25	3,80E-08
F19	1,150	0,089	165,04	0,00E+00
F20	0,877	0,153	32,72	1,10E-08
F21	1,026	0,131	61,01	5,70E-15
F22	0,936	0,135	47,84	4,60E-12
Idade ao primeiro parto	-0,022	0,003	42,41	7,40E-11
fragilidade(touro, dist =gama)			313,40	3,00E-12

Além de IPP, ano de nascimento e fazenda influenciarem individualmente a probabilidade de permanência das vacas no rebanho verificada por meio do estimador KM, estas covariáveis também influenciaram conjuntamente a característica pelo modelo de Cox. O p-valor para estação de parto foi igual a 0,12,

isto é, a estação de parto não influenciou na longevidade das vacas conjuntamente com as demais covariáveis. O p-valor de algumas fazendas também não foi significativo em contraste com a F1, sendo estas F5, F6, F10 e F12. O termo de fragilidade, referente aos touros, foi significativo ($P < 0,05$), ou seja, os touros influenciaram a longevidade de suas filhas.

O valor da máxima verossimilhança parcial encontrado para o modelo de Cox foi igual a -39.994,5 e a variância do efeito aleatório foi igual a 0,7, com coeficiente de determinação de 0,156. Na Figura 7, são apresentadas as estimativas dos z_i , que foram obtidas pelo termo de fragilidade considerado no modelo. A estatística para o teste de razão de verossimilhança foi igual a 2.004, com 183 graus de liberdade e com p-valor igual a 0. A estatística para o teste de Wald foi de 1.098 com 183 graus de liberdade e p-valor igual a 0, ou seja, em ambos os testes foi rejeitada a hipótese das covariáveis consideradas no modelo de Cox serem iguais a zero.

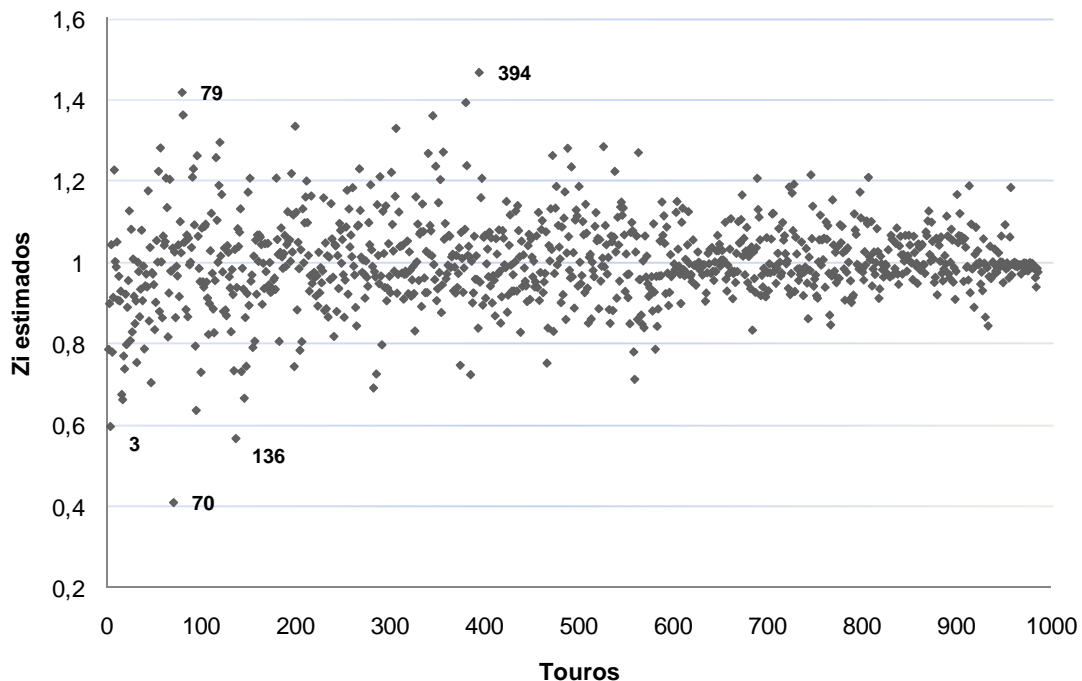


Figura 7. Estimativas dos parâmetros de fragilidade (z_i), considerando o modelo de Cox em relação a identificação do touro.

Os valores de z_i (Figura 7) são referentes aos touros que foram ordenados por tempo (data de nascimento) para criar as identificações numéricas, cujas filhas

apresentaram maiores ou menores risco de falha. Os valores de z_i maiores e menores do que 1 indicaram touros cujas filhas apresentaram, respectivamente, maiores e menores riscos de sair do rebanho. Os touros que estão acima de 1,4 e os que estão abaixo de 0,6 foram identificados. Entre estes, o touro que apresentou descendentes com o menor risco de falha no rebanho foi o de registro 70 e com maior risco de falha foi o de registro 394.

4 DISCUSSÃO

A longevidade das vacas, considerando interesses econômicos, é importante a partir do primeiro parto até o momento em que esta é descartada. Dentro deste período, quanto maior o número de bezerros, maior será o lucro do produtor. Pela análise de KM, verificou-se que animais que tem o primeiro parto até 30 meses são menos longevos até 60 meses de idade. A partir do modelo de Cox, verificou-se que para cada mês a mais na idade ao primeiro parto, há diminuição do risco de falha igual a 2% para IVUP. SOLKNER (1989) relatou que as características produtivas são de fundamental importância para a permanência funcional da matriz no rebanho e que existe uma associação negativa entre maturidade precoce e longevidade em raça/rebanhos de duplo propósito e condições intensivas de criação. BERTAZZO et al. (2004) trabalharam com banco de dados da ABCZ e nestas fazendas, a grande maioria não faz desafio precoce. Nessa condição, IPP pode estar negativamente correlacionada com longevidade devido ao fato de novilhas mais jovens (nascidas no final da estação de nascimento) terem menor chance de ficarem prenha ao final da estação de monta. VAN MELIS et al.,(2010) trabalhando com dados da CFM (fazenda que faz desafio precoce), encontraram resultado oposto para correlação entre IPP e longevidade, sendo esta igual a 0,64.

O maior intervalo entre partos ocorre entre o primeiro e o segundo parto (ANDRADE et al., 1990). Isto explica o maior risco de falha, neste período, que ocorreu para todos os grupos (Figura 2), dado o critério de falha adotado de 36 meses. Assim, o grupo 1, referente a IPP entre 21 a 30 meses, apresentou o maior risco de falhar exatamente neste intervalo, assim como o grupo 2 (31 a 40 meses) e o grupo 3 (41 a 49 meses). Neste trabalho, a média de IPP (35,43 meses, com

desvio padrão de 5,1) foi semelhante às aquelas verificadas por MARTINS FILHO e LÔBO (1991), de 35,98 meses, por GARNERO et al. (1999), de 36,0 meses e por GROSSI et al. (2009), de 35,1 meses, para novilhas Nelore.

As estimativas positivas e negativas dos coeficientes de regressão pelo modelo de Cox são interpretadas como efeitos que, respectivamente, aceleram ou desaceleram a função de risco (Tabela 8). Desta forma, os anos de nascimento das vacas influenciaram na longevidade das mesmas, uma vez que quanto menor o coeficiente, menor é o risco das vacas saírem do rebanho. Nas duas análises, pelo estimador KM (Figura 3) e pelo modelo de Cox (Tabela 8), verificou-se maior permanência das vacas no rebanho com o passar dos anos, que pode ser resultante do processo de seleção direto para habilidade de permanência, que em algumas fazendas já ocorre ou então em razão de uma resposta correlacionada desta característica com outra sob seleção (seleção indireta) as quais os rebanhos foram submetidos. SILVA et al. (2003) relataram que a média dos valores genéticos para habilidade de permanência no rebanho aumentou com o tempo, uma vez que existiu uma mudança genética média anual considerando todos os animais em suas análises (0,14%/ano). A partir dos resultados encontrados para IVUP, sugere-se o estudo desta característica, visando determinar a proporção da variância fenotípica atribuída aos efeitos aditivos dos genes. No Capítulo 3, será estudada a possível utilização de IVUP como critério de seleção de touros, para acelerar o progresso genético da habilidade de permanência das vacas, caso haja variabilidade genética aditiva suficiente. A tendência genética para IVUP também será verificada..

Um risco maior de falha para fêmeas que nasceram no período das águas foi indicado pelo estimador KM (Figura 4). Este período também concentrou a maior proporção de nascimentos das vacas. Segundo VANZIN (2000), em criações extensivas de gado de corte, os nascimentos ocorrem naturalmente, com maior frequência, nos meses de julho a dezembro, mesmo nas fazendas que não utilizam a estação reprodutiva. Isto porque a maioria das fêmeas emprenha de outubro a março, justamente na época em que as pastagens se apresentam tenras e com bom valor nutritivo. Nesta época, o fotoperíodo (período de incidência de luz solar) é maior, estimulando a produção dos hormônios responsáveis pela ocorrência de cio. Desta forma, a estação reprodutiva deve concentrar-se nos períodos de melhor

fornecimento de alimentos, uma vez que as exigências nutritivas para reprodução são altas e, conseqüentemente, o nascimento ocorre nos períodos secos em que a incidência de doenças é menor. Além disso, na prática, fêmeas nascidas em agosto e setembro (estação das secas), referente ao estação de nascimento, têm maior chance de fazer parte do grupo 1 de IPP. Desta forma, o risco de falha é maior porque o número de desafios que este animal é exposto é maior. Este resultado condiz com o que foi verificado para IPP, de que fêmeas precoces têm maior risco de falha. Todavia, pelo modelo de Cox a estação de parto da vaca não foi significativa sobre IVUP (Tabela 8). Isto ocorreu porque o modelo de Cox leva em consideração todas as variáveis conjuntamente e pondera as estimativas de acordo com o grau de influência entre todas as variáveis.

A fazenda é uma das variáveis que na maioria dos trabalhos compõe os grupos de contemporâneo. Nas análises que incluem estes grupos, os mesmos apresentam efeito significativo sobre as diferentes características de importância econômica, uma vez que o manejo, a sanidade, alimentação, mão de obra e instalações são distintos. Neste trabalho, isto foi observado para IVUP, tanto por meio do estimador de KM quanto pelo modelo de Cox. As estimativas obtidas pelo modelo de Cox em relação a esta covariável comprovaram os resultados obtidos pelo estimador KM, uma vez que o valor mais baixo da estimativa é referente à fazenda F11. Assim, o risco desses animais serem descartados, ou seja, ultrapassar os 36 meses desde o último parto, desta fazenda foi menor. A fazenda com a maior estimativa foi a F15, indicando que o risco de falha dentro desta é maior.

Em suma, as estimativas de KM foram importantes para descrever e diferenciar os efeitos de cada covariável em relação à IVUP, uma vez que a mesma foi avaliada como característica de longevidade. Pelo modelo de Cox, estimaram-se os coeficientes de regressão considerando todas as covariáveis conjuntamente. Assim, foi possível avaliar o quanto cada covariável contribuiu em relação ao risco para IVUP. Além disso, foi possível incluir o efeito dos touros, que foi significativo sobre IVUP, o que é de grande interesse para seleção na área de melhoramento animal. O critério de 36 meses, desde o último parto, adotado como a permanência ou não do animal no rebanho pode ser alterado, de acordo com os objetivos de seleção dos rebanhos.

5 REFERÊNCIAS

ANDRADE, V. J.; AZEVEDO, N. A.; FONSECA, L. S.; SANTOS, D. J. Efeito de diferentes épocas de início da estação de monta sobre o comportamento reprodutivo de novilhas de corte. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v. 42, n. 2, p. 93-101, 1990.

BALDI, F.; ALENCAR, M. M.; FREITAS, A. R.; BARBOSA, R. T. Parâmetros genéticos para características de tamanho e condição corporal, eficiência reprodutiva e longevidade em fêmeas da raça Canchim. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.37, n. 2, p. 247-253, 2008.

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

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

BOLIGON, A. A.; ALBUQUERQUE, L. G.; MERCADANTE, M. E. Z.; LÔBO, R. B. Study of relations among age at first calving, average weight gains and weights from weaning to maturity in Nelore cattle. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.39, n.4, p.746-751, 2010.

BUZANSKAS, M. E.; GROSSI, D. A.; BALDI, F.; BARROZO, D.; SILVA, L. O. C.; TORRES JÚNIOR, R. A. A. ; MUNARI, D. P. ; ALENCAR, M. M. Genetic associations between stayability and reproductive and growth traits in Canchim beef cattle. **Livestock Science**, v.132, n.1, p.107-112, 2010.

COLOSIMO, E. A.; GIOLO, S. R. **Análise de Sobrevivência Aplicada**. São Paulo. Edgard Blücher, 2006.

COX, D. R.; HINKLEY, D. V. **Theoretical Statistics**, Chapman & Hall, 1974.

FORMIGONI, I. B.; V. SILVA, J. A. II; BRUMATTI, R. C.; FERRAZ, J. B. S.; ELER, J. P. Economic aspects of stayability as selection criterion in beef cattle industry in Brazil. **In: 7th World Congress of Genetic Applied to Livestock Production**. Montpellier – França. Anais. Montpellier: 2002. CD-ROM. Seção 2, Comunicação 02-62, 2002.

GARNERO, A.D.V., LÔBO, R.B., BEZERRA, L.A.F., BEZERRA, S.P.F., CORRADO, M.P., SCHWENGBER, E.B. Estimativas de parâmetros genéticos de características reprodutivas na raça Nelore. **In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 36**. Porto Alegre. Anais. Porto Alegre: Sociedade Brasileira de Zootecnia, p.157, 1999.

GEHAN, E. A. A generalized Wilcoxon test for comparing arbitrarily singlycensored samples. **Biometrika**, v.52, n.1/2, p.203-13, 1965.

GROSSI, D. A.; VENTURINI, G. C.; PAZ, C. C. P.; BEZERRA, L. A. F.; LOBO, R. B.; OLIVEIRA, J. A.; MUNARI, D. P. Genetic associations between age at first calving and heifer body weight and scrotal circumference in Nelore cattle. **Journal of Animal Breeding and Genetics**, v.126, n.5, p.387–393, 2009.

HOSMER, D. W.; LEMESHOW S. **Applied Survival Analysis: regression modeling of time to event data**. New York: John Wiley and Sons; 1999.

KAPLAN, E. L.; MEIER, P. Nonparametric estimation from incomplete observation. **Journal of the American Statistical Association**, v.53, n.282, p.457-481, 1958.

LAWLESS, J. F. **Statistical Models and Methods for Lifetime Data**. John Wiley and Sons, New York, New York, 1982.

MANTEL, N. Evaluation of survival data and two new rank order statistics arising in its consideration. **Cancer Chemotherapy Reports**, v.50, n.3, p.163–70, 1966.

MARTINS FILHO, R.; LÔBO, R. B. Estimates of genetic correlations between sire scrotal circumference and offspring age at first calving in Nelore cattle. **Revista Brasileira de Genética**, v.14, n.1, p.209-212, 1991.

MWANSA, P. B.; CREWS, D. H. Jr.; WILTON, J. W.; KEMP, R. A. Multiple trait selection for maternal productivity in beef cattle. **Journal Animal Breeding Genetic**, v.119, n.6, p.391-399, 2002.

PETO, R.; PETO, J. Asymptotically efficient rank invariant test procedures (with discussion). **Journal of the Royal Statistical Society**, Series B, v.34, n.2, p.187–220, 1972.

PRENTICE, R. L. Linear rank tests with right censored data. **Biometrika**, v.65, n.1, p.167-79, 1978.

RITCHIE, H. **The search for the elusive optimum cow**. Angus Journal, USA, p.143-145, outubro 1995. Disponível em: <http://www.angusjournal.com/ArticlePDF/1095Optimum Cow.pdf> . Acesso em: 11 agosto 2010.

SCHOENFELD, D. Residuals for the proportional hazards regression model. **Biometrika**, v.69, n.1, p. 239-241, 1982.

SILVA, J. A. V.; ELER, J. P.; FERRAZ, J. B. S.; OLIVEIRA, H. N. Análise Genética da Habilidade de Permanência em Fêmeas da Raça Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.32, n.3, p.598-604, 2003.

SNELLING, W. M.; GOLDEN, B. L.; BOURDON, R. M. Within-herd genetic analysis of stayability of beef females. **Journal of Animal Science**, v.73, n.4, p.993-1001, 1995.

SÖLKNER, J. Genetic relationships between level of production in different lactations, rate of maturity and longevity in a dual purpose cattle population. **Livestock Production Science**, v.23, p.33-45, 1989.

STRUTHERS, C. A.; KALBFLEISCHM, J. D. Misspecified Proportional Hazard Models, **Biometrika**, v.73, n.2, p.363-369, 1986.

THERNEAU, T. Survival: survival analysis, including penalised likelihood. R package version 2.36-5, 2011. Disponível em: <<http://CRAN.R-project.org/package=survival>>. Acesso em: 10 jan. 2011.

VAN MELIS, M. H.; ELER, J. P.; OLIVEIRA, H. N.; ROSA, G. J. M.; SILVA, J. A. II V.; FERRAZ, J. B. S.; PEREIRA, E. Study of stayability in Nellore cows using a threshold model. **Journal Animal Science**, v.85, n.7, p.1780-1786, 2007.

VAN MELIS, M.H.; OLIVEIRA, H. N.; ELER, J. P.; FERRAZ, J. B. S.; CASELLAS, J.; VARONA, L. Additive genetic relationship of longevity with fertility and production traits in Nellore cattle based on bivariate models. **Genetics and Molecular Research**, v.9, n.1, p. 176-187, 2010.

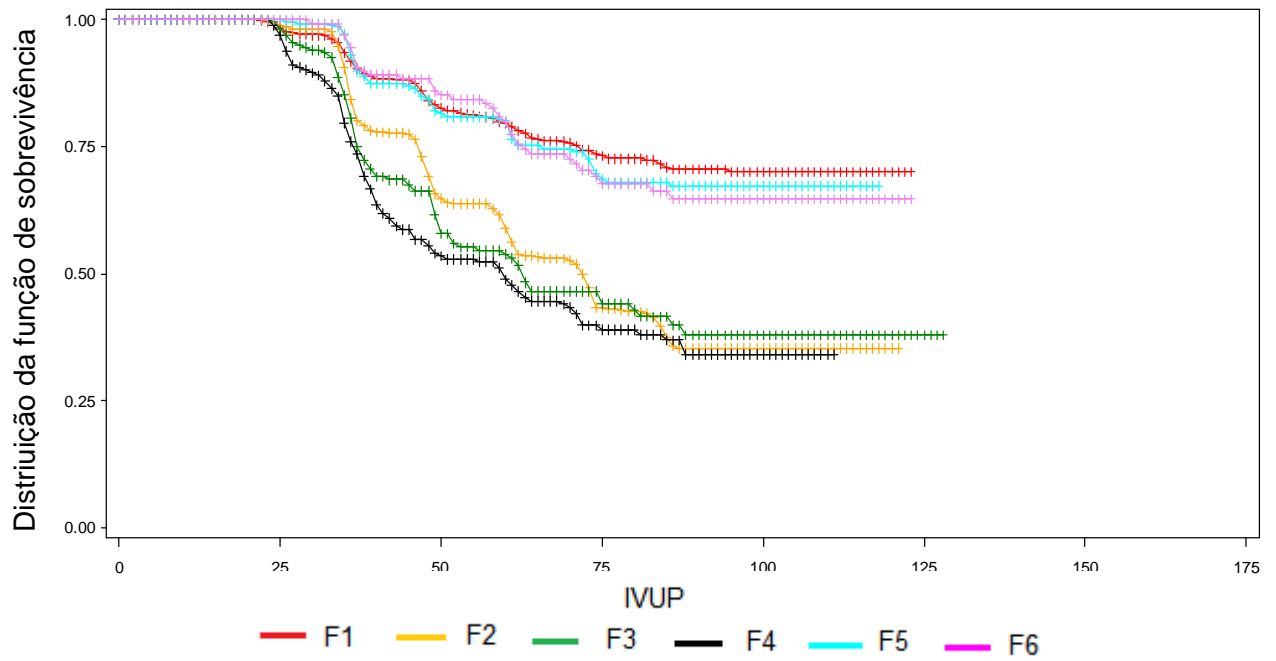
VANZIN, I. M. **Inseminação artificial e manejo reprodutivo dos bovinos**, 2000. Disponível em: <<http://www.inseminacaoartificial.com.br>> Acesso em 23 fevereiro de 2010.

6 ANEXO A

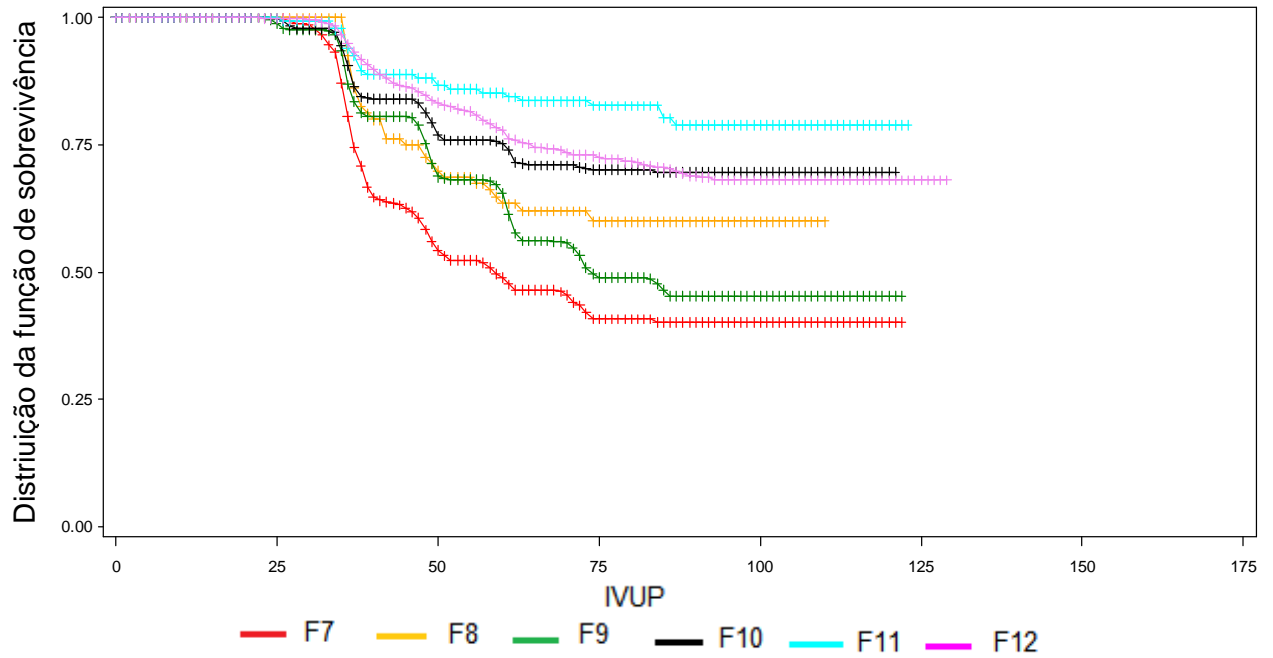
Tabela A.1. Número total de animais, de animais censurados e porcentagem de censura por fazenda.

Número da fazenda	Total de animais	Número de animais censurados	Porcentagem de censura
F1	920	699	75,98
F2	802	403	50,25
F3	203	102	50,25
F4	192	76	39,58
F5	361	268	74,24
F6	129	90	69,77
F7	605	304	50,25
F8	80	49	61,25
F9	908	509	56,06
F10	882	629	71,32
F11	136	110	80,88
F12	1938	1461	75,39
F13	787	499	63,41
F14	774	540	69,77
F15	70	17	24,29
F16	364	205	56,32
F17	434	169	38,94
F18	310	172	55,48
F19	1334	662	49,63
F20	149	86	57,72
F21	211	96	45,50
F22	202	102	50,50
Total	11.791	7.248	61,47

Fazendas 1, 2, 3, 4, 5 e 6



Fazendas 7, 8, 9, 10, 11 e 12



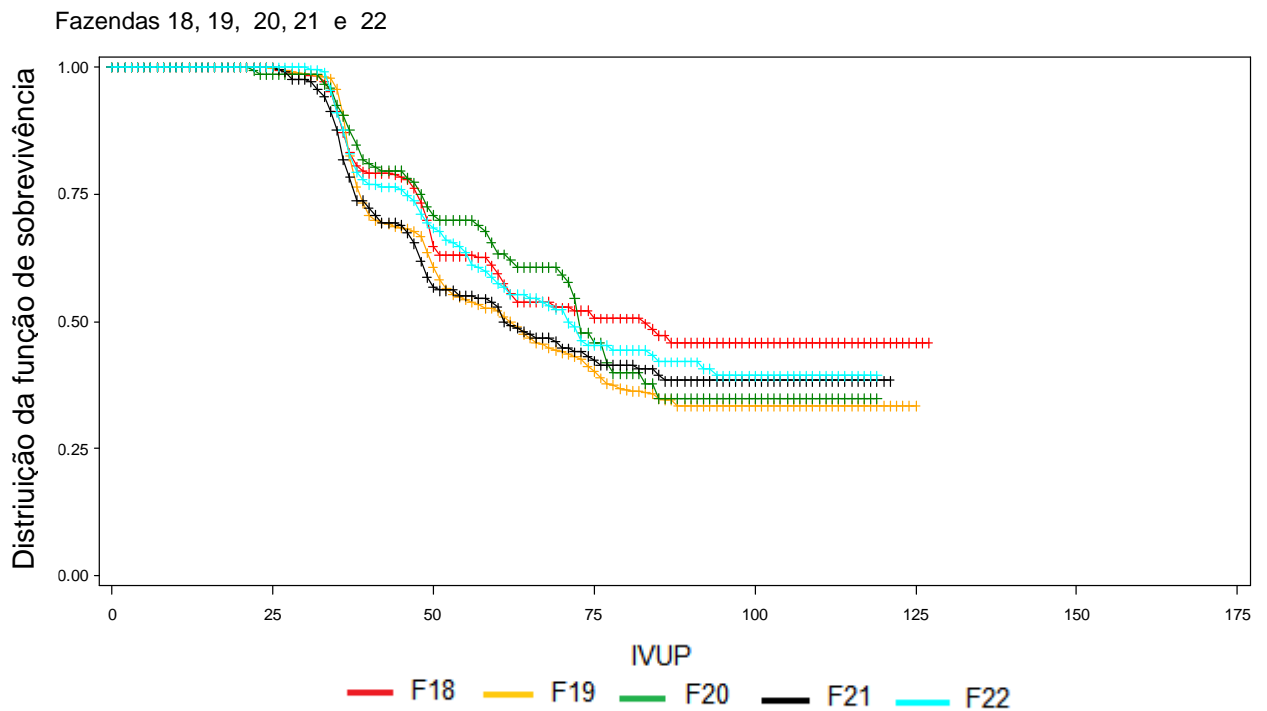
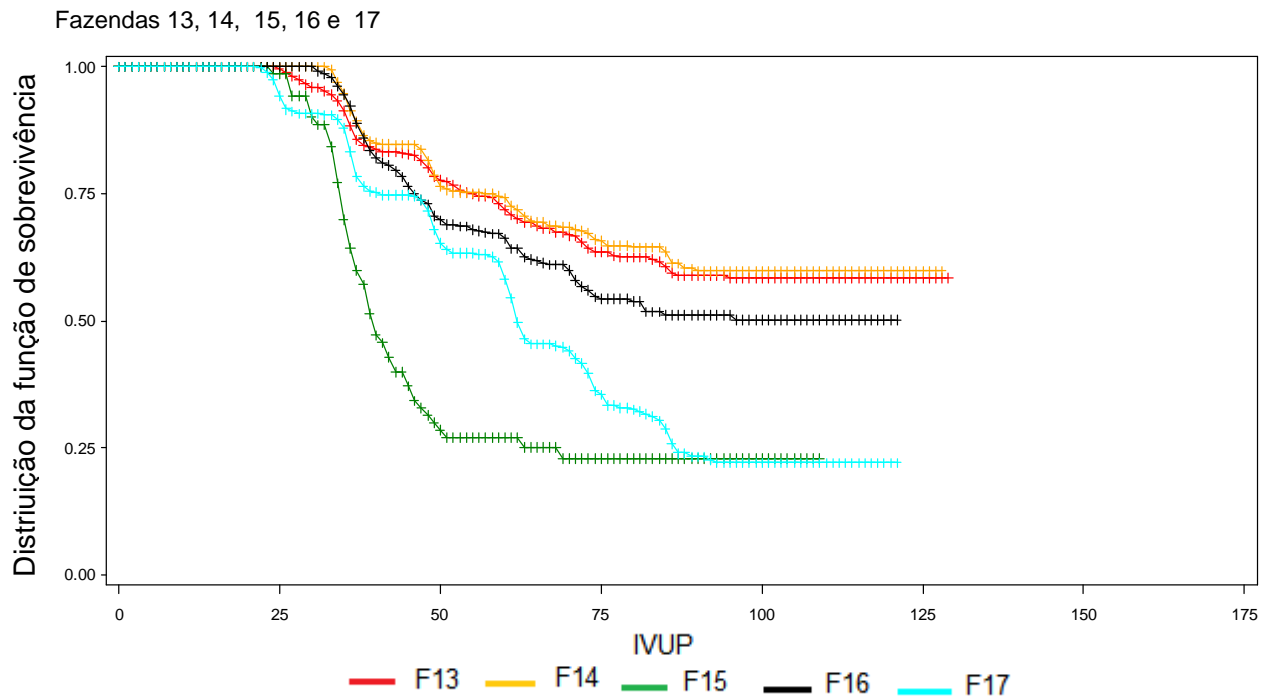
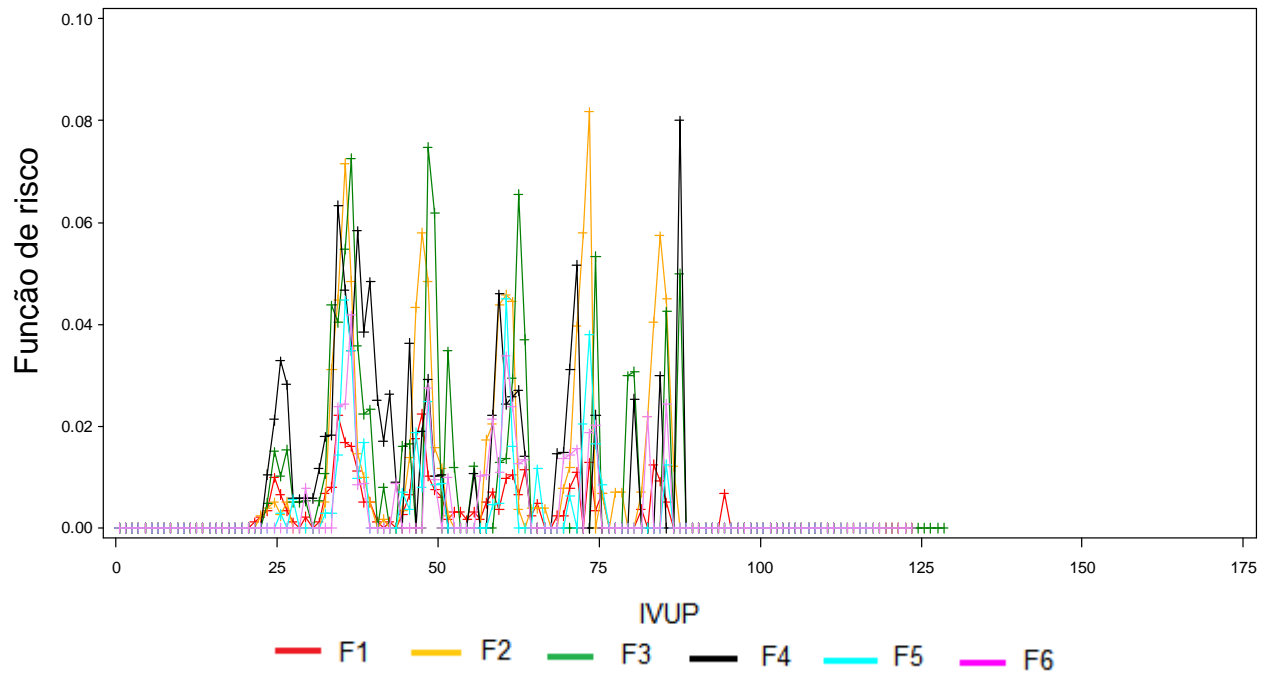
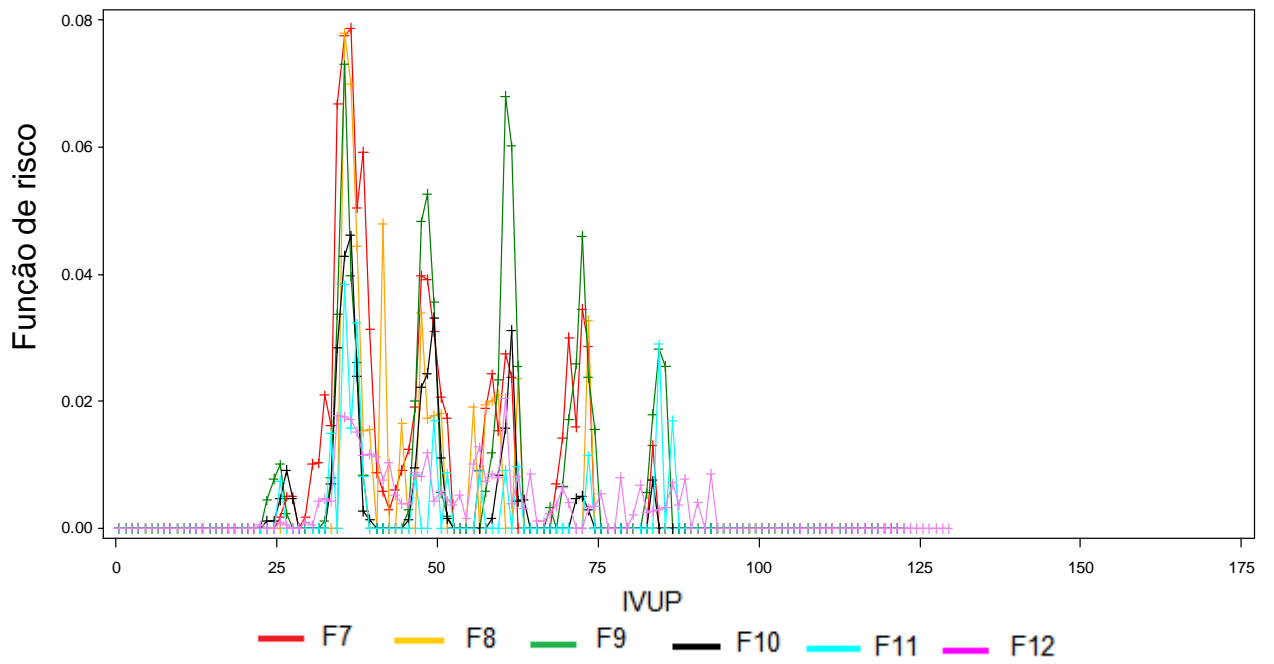


Figura A.2. Estimativas de Kaplan-Meier para probabilidade de permanência das vacas no rebanho (meses) para fazenda.

Fazendas 1, 2, 3, 4, 5 e 6



Fazendas 7, 8, 9, 10, 11 e 12



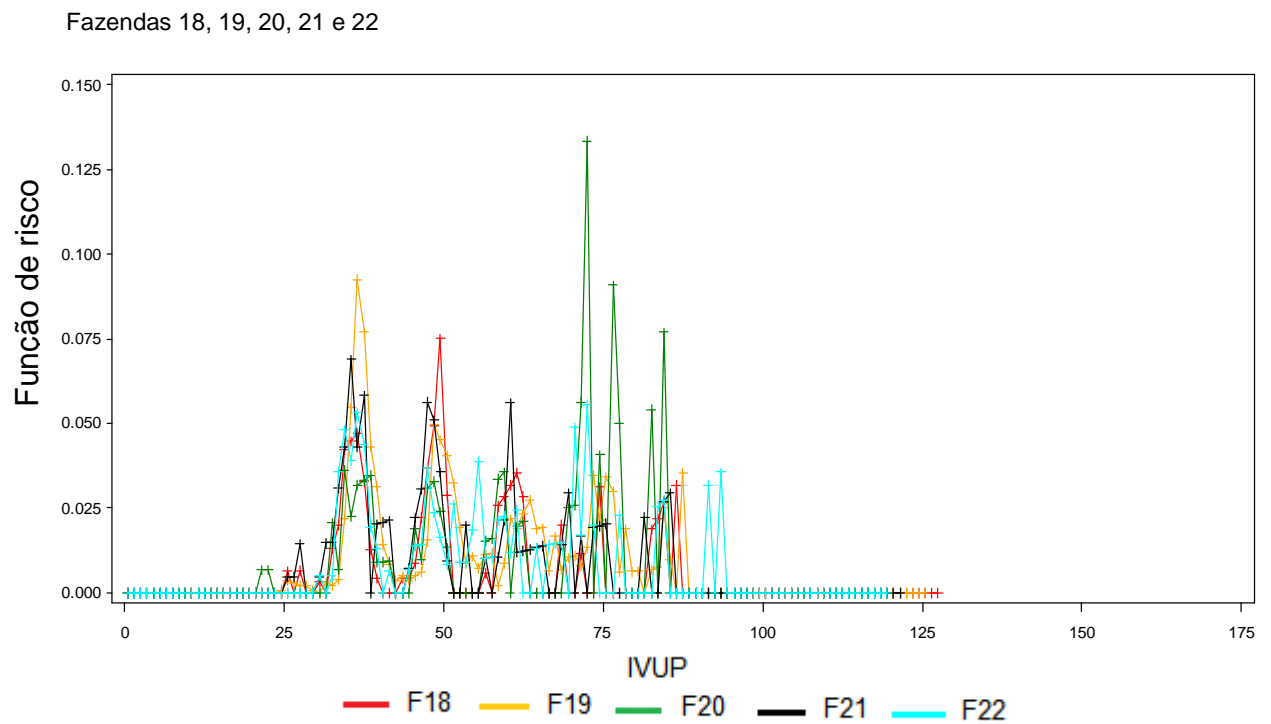
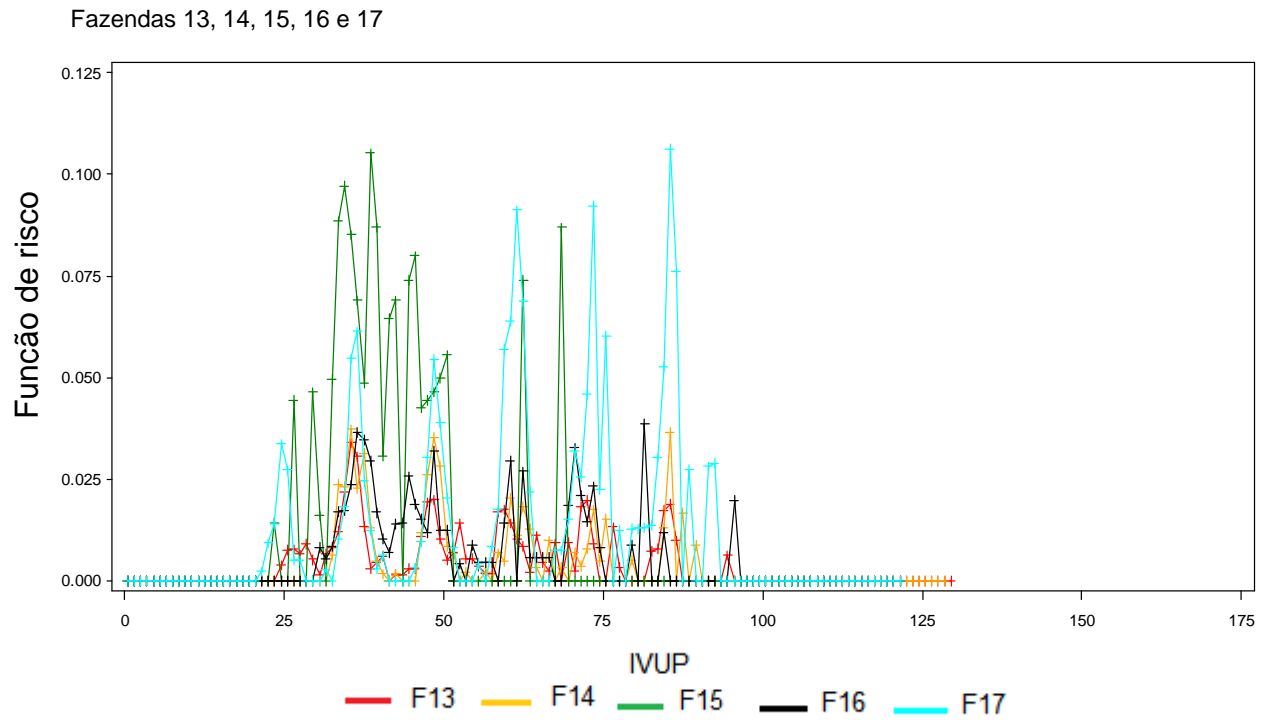


Figura A.3. Estimativas da função de risco para permanência da vaca no rebanho para fazenda

CAPÍTULO 3: ESTIMAÇÃO DE PARÂMETROS GENÉTICOS PARA LONGEVIDADE CONSIDERANDO A IDADE DA VACA AO ÚLTIMO PARTO

RESUMO: O custo da produção de carne depende principalmente do desempenho reprodutivo da matriz. Para produzir mais quilos de bezerro por ano, as vacas devem ser longevas. A permanência da matriz no rebanho é descrita, em grande parte da literatura, como uma variável categórica, constituída pelas respostas zero e um, dependendo do desempenho da vaca. Desta forma, apenas vacas que atingiram uma determinada idade são consideradas na análise. Como consequência, pode ocorrer uma subestimação das estimativas em relação a expressão desta característica, além de não ser possível avaliar o desempenho das vacas mais jovens, as quais não foram consideradas nas análises. Assim, uma forma alternativa foi estudada, de modo a considerar todas as vacas dos rebanhos para análise da longevidade. A variável idade da vaca ao último parto (IVUP) foi então adotada, por ser uma característica de interesse do produtor e por fazer parte da maioria dos controles zootécnicos das fazendas. Isto foi realizado mediante um critério que possibilitou incluir vacas com apenas uma parição, como também vacas na nona parição. O critério adotado foi a diferença entre a data em relação ao último parto de cada vaca e a data do último parto de cada fazenda. Se esta diferença foi superior a 36 meses, a vaca falhou e foi considerada descartada. Caso contrário, esta vaca foi censurada, indicando que esta poderia ter futuras partições. O objetivo deste trabalho foi estimar parâmetros genéticos (herdabilidade e valor genético) para a longevidade das vacas em rebanhos da raça Nelore a partir da idade da vaca ao último parto, por meio de metodologia de análise de sobrevivência, além de estimar a função de risco da permanência da vaca no rebanho, considerando as covariáveis envolvidas. O modelo de sobrevivência utilizado para as análises foi o modelo de riscos proporcionais, sendo o risco base dado por uma distribuição Weibull. As covariáveis envolvidas foram: idade ao primeiro parto, ano de nascimento, estação de nascimento e fazenda. A estimativa de herdabilidade obtida (0,25) indicou que IVUP é uma característica de relevância para avaliar a longevidade das vacas no rebanho, além de ser de fácil mensuração.

Palavras-Chave: distribuição Weibull, censura, idade da vaca ao último parto, parâmetros genéticos, herdabilidade.

1 INTRODUÇÃO

A bovinocultura de corte tem destaque especial no mercado brasileiro de carnes. Atualmente, o Brasil é o maior exportador mundial de carne bovina (ANUALPEC, 2009), fazendo desta atividade agropecuária uma das mais relevantes em termos econômicos no país. O custo da produção de carne depende principalmente do desempenho reprodutivo da matriz. Para produzir mais quilos de bezerro por ano, as vacas devem ser precoces sexualmente, com baixo intervalo entre partos e longevas. Em adição, o decréscimo dos custos de reposição e o aumento do número de vacas no rebanho, no ápice de produção, também geram maior rentabilidade (BOLDMAN et al., 1992; ALLAIRE e GIBSON, 1992). Todavia, existem várias evidências de experimentos de seleção, destacando o antagonismo entre maturidade precoce e longevidade (SOLKNER, 1989; STRANDBERG, 1992; ESSL, 1993, 1998).

No Brasil, a raça Nelore já foi estudada profundamente em relação as várias características, porém, são poucos os estudos mais detalhados sobre o tempo de permanência dos animais no rebanho. Segundo VAN MELIS (2005) esta característica é uma das medidas reprodutivas de fêmeas que, recentemente, têm recebido maior atenção por parte dos pesquisadores. A permanência da matriz no rebanho é descrita, na maioria dos trabalhos encontrados na literatura, como uma variável categórica, constituída pelas respostas zero e um, dependendo do desempenho da vaca.

BUZANSKAS et al. (2010) fizeram uso de registros de fêmeas da raça Canchim, sendo que as vacas que tiveram no mínimo três partos até 76 meses de idade tiveram sucesso e permaneceram no rebanho (resposta um). Caso contrário, foram descartadas (resposta zero). Conforme SILVA et al. (2003), a permanência da vaca no rebanho foi definida como a probabilidade de uma vaca parir, no rebanho, na idade de seis anos ou depois desta idade, dado que esta teve uma parição em data anterior. Uma definição alternativa de permanência de vacas nos rebanhos foi comparada à definição usual por MARCONDES et al. (2005). A definição usual é a mesma utilizada por BUZANSKAS et al. (2010). A definição alternativa considerou os valores 0, 1, 2 e 3, respectivamente, para vacas com menos de três, com três,

quatro ou cinco partos até os 76 meses de idade. Os autores compararam as estimativas de herdabilidade obtidas e verificaram que os valores mínimos e máximos foram superiores para a definição alternativa (0,051 vs. 0,035, no valor mínimo, e 0,126 vs. 0,108, no valor máximo da herdabilidade). Segundo os mesmos autores, este resultado adveio da possível melhor detecção de variabilidade de permanência alternativa no rebanho.

Na Associação Nacional de Criadores e Pesquisadores (ANCP), a avaliação da permanência de vacas nos rebanhos é feita por meio da característica denominada **DSTAY**, que é a probabilidade do touro deixar filhas que permaneçam mais tempo no rebanho (LÔBO et al., 2009). O critério utilizado pela ANCP é a definição usual dada por MARCONDES et al. (2005). Desta maneira, apenas vacas que atingiram uma determinada idade são consideradas na análise. Como consequência, há uma redução na detecção da variabilidade fenotípica para esta característica. Além disso, em grandes conjuntos de dados, são considerados animais de diferentes fazendas, as quais possuem diferentes critérios de manutenção e estas diferenças nem sempre são detectadas no estudo de permanência da vaca no rebanho.

O uso da idade da vaca ao último parto (IVUP) para avaliar longevidade no rebanho foi considerado no presente estudo. Esta é uma característica de fácil obtenção, já faz parte do controle zootécnico na maioria das fazendas e, além disso, permite avaliar se o animal é viável ou não para reprodutor. Após um tempo sem parir, as vacas comumente são descartadas, e desta forma, a IVUP foi considerada como dado completo (dados não censurados). Outras vacas ainda continuam no rebanho e poderão ter parições futuras e desta maneira também foram consideradas, embora suas informações sejam incompletas (dados censurados). No entanto, para análise de dados deste tipo é conveniente o uso de uma metodologia específica, ou seja, a análise de sobrevivência.

A aplicação de análise de sobrevivência em melhoramento animal tem sido considerada desde o trabalho inicial de SMITH (1983). Os principais passos para o seu desenvolvimento foram: a extensão do modelo de Cox para modelo misto na avaliação de touros (SMITH, 1983; SMITH e QUASS, 1984); uso e justificativa do modelo Weibull com covariáveis tempo-dependentes (DUCROCQ, 1987) e

disponibilidade de programa envolvendo modelos mistos para análise de sobrevivência para grandes conjuntos de dados, com implementação de rotina para avaliação genética (DUCROCQ e CASELLA, 1996; KORSGAARD et al., 1998). Esta metodologia proporciona a estimação da probabilidade de sobrevivência das vacas nos rebanhos de acordo com as covariáveis incluídas no modelo.

Assim, neste trabalho, o objetivo foi estimar parâmetros genéticos (herdabilidade e valor genético) para a longevidade das vacas em rebanhos da raça Nelore a partir da idade da vaca ao último parto, por meio de metodologia de análise de sobrevivência, além de estimar a função de risco da permanência da vaca no rebanho, considerando as covariáveis envolvidas.

2 MATERIAL E MÉTODOS

Os dados são provenientes de 22 fazendas participantes do Programa de Melhoramento Genético da Raça Nelore (Nelore Brasil), o qual é coordenado pela ANCP. Estas fazendas mantêm os animais em regime de pastagens. O desmame ocorre em torno de seis a oito meses de idade. O manejo reprodutivo consiste de uma estação de acasalamento com duração de 90 a 130 dias utilizando inseminação artificial ou monta natural controlada, com repasse de touros após o primeiro ou segundo serviço. O conjunto de dados original continha 118.714 observações, que incluíam todos os registros de partos das vacas. Para as análises, foram considerados apenas registros do último parto de cada vaca e o arquivo passou a conter 47.784 registros de seis gerações. Para a análise de sobrevivência foram utilizados 11.791 animais (Tabela 1). Este número foi reduzido porque as vacas que tinham pais desconhecidos e grupos de contemporâneos apenas com informações de animais censurados foram excluídas.

A variável utilizada para avaliar a probabilidade de permanência das vacas nos rebanhos foi calculada considerando a idade da vaca ao último parto (IVUP). A influência da idade ao primeiro parto, assim como a fazenda, o ano de nascimento e a estação de nascimento das vacas sobre IVUP foram estudados pelo estimador de Kaplan-Meier e também pelo modelo de Cox, sem a verificação do risco base (Capítulo 2). Estes efeitos foram considerados como covariáveis, uma vez que a

metodologia de análise de sobrevivência denomina as variáveis independentes desta maneira. Assim, o grupo de contemporâneos foi composto por fazenda, ano de nascimento e estação de nascimento. Este e o efeito linear de IPP compuzeram as covariáveis de efeitos fixos. A covariável de efeito aleatório foi obtida pela identificação dos touros e dos animais, caracterizando o termo de fragilidade.

A variável IVUP foi considerada como resposta, levando em consideração se as observações eram censuradas ou não. Este critério foi baseado na diferença entre a data do último parto de cada vaca e a data do último parto de cada fazenda. Se esta diferença foi superior a 36 meses, a vaca falhou e foi considerada descartada. Caso contrário, a vaca foi censurada, indicando que esta ainda teria mais partições no futuro. O critério de 36 meses foi adotado por ser um período suficiente para a ocorrência de um novo parto. Além disto, foi verificado no conjunto de dados que esta diferença permitia a permanência da vaca no rebanho e os intervalos entre partos não eram maiores do que 36 meses. A média para IVUP foi de 61,81 meses com desvio padrão de 5,1 (meses), tal que os valores mínimo e máximo foram 21 e 129 meses, respectivamente. O número médio de partos também foi calculado, sendo este igual a 2,52 partos por vaca.

O modelo de Cox (COX, 1972) foi utilizado para obter as estimativas das covariáveis de efeito fixo e de efeito aleatório. As estimativas do efeito aleatório quando considerada o registro da identificação dos touros, geraram as DEP (Diferença Esperada na Progenie) para IVUP. Quando foram considerados os registros de identificação das vacas, as estimativas geraram os valores genéticos para IVUP. Por meio da DEP e dos valores genéticos foi possível classificar os touros e os animais, de acordo com o maior risco de falha. O modelo de risco de Cox é dado por:

$$\lambda(t; z) = \lambda_0(t) \exp\{z(t)' \beta\} \quad [1]$$

em que $\lambda(t; z)$ é a função de risco do animal dependendo da idade da vaca ao último parto; $\lambda_0(t)$ é a função de risco base, β é o vetor de efeitos fixos e aleatórios e $z'(t)$ é o vetor de incidência.

Verificou-se a dispersão dos registros de IVUP para a escolha da função de risco base. A função de sobrevivência de Kaplan-Meier $\hat{S}_{KM}(t)$ (KAPLAN e MEIER, 1958), em que t é a idade da vaca ao último parto foi utilizada. A estimativa da função de sobrevivência de Kaplan-Meier desempenha um papel fundamental quando se deseja verificar se a densidade da variável tempo pertence ou não a uma particular família paramétrica. Desta forma, se o gráfico de $-\log \hat{S}_{KM}(t)$ versus t (Figura 1a) apresenta uma aproximação de um modelo linear com declividade λ , atravessando a origem, pode-se concluir que uma distribuição exponencial com parâmetro λ pode ser usada para adequar a função de risco base referente aos dados. Da mesma forma, a adequação de uma distribuição Weibull consiste em verificar no gráfico (Figura 1b), se $\log[-\log \hat{S}_{KM}(t)]$ versus $\log t$ apresenta aproximação com o modelo linear, com declividade e intercepto relacionados com os dois parâmetros da distribuição Weibull λ e ρ , respectivamente. Para o cálculo das estimativas de $\hat{S}_{KM}(t)$ e confecção dos gráficos, foi utilizado o software R (R version 2.11.1 Copyright (C) 2010. The R Foundation for Statistical Computing).

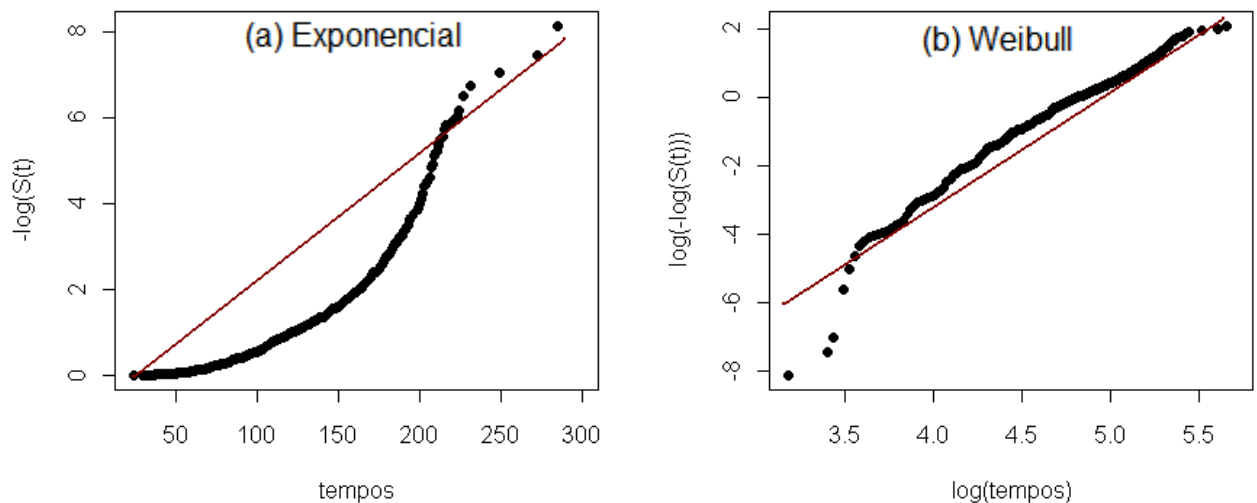


Figura 1. Dispersão de $-\log \hat{S}_{KM}(t)$ em função dos registros de idade da vaca ao último parto (tempos), em que $\hat{S}_{KM}(t)$ é função de sobrevivência pelo estimador Kaplan-Meier e a dispersão de $\log[-\log \hat{S}_{KM}(t)]$ em função de $\log t$ (tempos).

A partir da Figura 1, observou-se que a dispersão que mais se aproximou de um modelo linear foi a distribuição Weibull. Assim, o risco base $\lambda_0(t)$ é dado por:

$$\lambda_0(t) = \lambda\rho(\lambda t)^{\rho-1}$$

sendo λ o parâmetro de escala e ρ o parâmetro de forma da distribuição.

Para $\rho > 1$ a função de risco aumenta, ou seja, quanto maior a idade da vaca ao último parto, maiores são as chances de a vaca ser descartada e para $\rho < 1$, a função de risco diminui, indicando que quanto maior a IVUP menores são as chances de ela ser descartada. Para $\rho = 1$, a função de risco base é constante e o modelo Weibull se reduz a um modelo de regressão exponencial. Este último caso não se aplica aos dados deste estudo, situação esta que foi verificada na Figura 1. O modelo Weibull é um modelo de risco proporcional paramétrico. A estimação de efeitos fixos e aleatórios é muito menos exigente com o modelo Weibull do que com um modelo semiparamétrico, como o modelo de Cox, quando a função de risco base é arbitrária, segundo YASDI et al. (2002). De acordo com esses autores, quando os dados apresentam distribuição Weibull, o método de análise de dados não afeta significativamente os resultados em termos de classificação de touros ou a resposta à seleção.

Na Tabela 1, observa-se que a idade máxima da vaca ao último parto, tanto para os dados censurados quanto para os não censurados foi baixa, devido ao registro do nascimento das mesmas ter início em 1998, e o controle dos dados ser até 2008. O grande número de animais censurados se deve ao fato que as vacas analisadas nasceram a partir de 1998, de modo que a maior parte continua nos rebanhos, significando que não foi excedido um intervalo de 36 meses para vacas terem a próxima parição. O número de registros foi de 11.791, porque as vacas que tinham pais desconhecidos e grupos de contemporâneos apenas com informações de animais censurados foram deletadas.

Todas as covariáveis de efeito fixo e aleatório incluídas no modelo foram consideradas tempo-independente. As covariáveis de efeito aleatório foram consideradas com distribuição multinormal com média zero e variância $\mathbf{A}\sigma_s^2$, em que

σ_s^2 é a variância entre touros e \mathbf{A} é a matriz de parentesco entre os animais. O modelo touro-avô materno (mgs) foi utilizado inicialmente, pela rápida convergência, para estimação do componente de variância e DEP dos touros, além da estimação do parâmetro de forma da distribuição Weibull (ρ), que foi fixado para o modelo animal. O componente de variância de touro obtido foi multiplicado por quatro, obtendo-se a variância genética aditiva (σ_a^2). Assim, este também foi fixado para se obter os valores genéticos por modelo animal. Os efeitos de touro e mgs foram substituídos pelo efeito aleatório tempo-independente de animal. Supôs-se que este efeito seguia uma distribuição multinormal com média zero e variância $\mathbf{A} \sigma_a^2$

Tabela 1. Análise descritiva dos dados da característica idade da vaca ao último parto de novilhas da raça Nelore.

Item	
Número de registros	11.791
Número de registros censurados	7.248
Tempo de censura mínimo, meses	29
Tempo de censura máximo, meses	129
Tempo de censura médio, meses	71,78
Número de registros não censurados	4.543
Tempo de falha mínimo, meses	21
Tempo de falha máximo, meses	95
Tempo de falha médio, meses	45,91
Porcentagem de registros censurados	61,47
Número de grupos de contemporâneos	226

Para realização da análise de sobrevivência foi utilizado o programa Survival Kit V6.0 (DUCROCQ et al., 2010), que emprega aproximação Bayesiana empírica na estimativa dos parâmetros. Conforme YAZDI et al. (2002), uma derivação alternativa usando a expressão básica de confiabilidade no modelo touro, sugere uma equação simples para herdabilidade na escala original, que não depende dos parâmetros da Weibull. Então a herdabilidade é dada por:

$$h^2 = \frac{4\sigma_s^2}{(\sigma_s^2 + 1)}.$$

A confiabilidade predita do modelo Weibull é calculada usando o número de observações não censuradas (n_{ncens}), $R_{Wei} = (n_{ncens}) / (n_{ncens} + \frac{1}{\sigma_s^2})$. Pela expressão dada para o cálculo da confiabilidade, verifica-se que a mesma está diretamente relacionada com o número de observações não censuradas, sendo que se este número for grande, a confiabilidade só será pequena caso a variância do σ_s^2 seja muito baixa. Apenas o modelo touro foi escolhido para o cálculo da estimativa da herdabilidade, porque segundo YAZDI et al. (2002), o uso do modelo animal para esta estimativa, utilizando modelos não lineares não é satisfatório.

Uma avaliação dos valores genéticos dos animais (vacas) para IVUP foi realizada em relação ao número de partos por vaca e pela IVUP. A tendência genética das vacas também foi calculada em relação ao ano de nascimento das mesmas. Esta foi realizada mediante um modelo de regressão que permite avaliar a mudança ocasionada por um processo de seleção ao longo dos anos.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A média para IPP neste estudo foi igual a 35,4 meses com desvio padrão igual a 5,1 (meses). BERTAZZO et al. (2004) encontraram média de 38,7 meses e desvio padrão de 4,5 (meses). BOLIGON et al. (2010) obtiveram média de 1.050 dias (35 meses), próximo ao encontrado neste estudo. Segundo FORNI e ALBUQUERQUE (2005), esta característica reflete a variabilidade genética das fêmeas em apresentar atividade de estro durante a estação de monta, o número de serviços requeridos para a prenhez, a duração da gestação e a data do parto. Isto permite ainda a identificação dos animais com maior fertilidade dentro do rebanho, das fêmeas que emprenham precocemente dentro da estação de monta e dos touros que produzem filhas que emprenham mais cedo dentro da estação de monta. A estimativa da IPP encontrada pelo modelo de Cox, com risco base dado por uma distribuição Weibull para o parâmetro IPP foi de -0,015, com erro padrão de 0,004.

Estes valores foram próximos aos encontrados no Capítulo 2, que foram de $-0,0218 \pm 0,003$. Isto indicou que, considerando a matriz de parentesco deste conjunto de dados, a estimativa diminuiu 0,5%, ou seja, considerando as informações de genealogia, a cada mês acrescido para o primeiro parto, o risco da falha diminuiu em 1,5%.

O efeito dos grupos de contemporâneos sobre IVUP foi significativo ($P < 0,0001$). As taxas de riscos proporcionais em relação a um grupo base (grupo que tem o maior número de observações não censuradas), indicaram os grupos de contemporâneos em que as vacas tiveram maiores ou menores chances de serem descartadas, ou seja, de 0,017 a 6,21. Este resultado indicou que, em relação ao grupo de contemporâneo com risco igual a 1 (grupo base), as vacas do grupo com maior taxa de risco tiveram cerca de 6 vezes mais chance de saírem do rebanho a uma mesma idade e, para aquelas do grupo com a menor taxa de risco, a chance de serem descartadas foi cerca de 58 vezes menor ($1/0,017$). Segundo VAN MELIS (2005) esta variação, que também foi verificada em seu trabalho, indica que modificações no ambiente podem levar ao aumento ou à redução no tempo de permanência no rebanho.

As estimativas dos parâmetros do modelo de sobrevivência para idade da vaca ao último parto (IVUP) estão descritas na Tabela 2. O valor do parâmetro de forma da distribuição Weibull (2,45), comparado com o valor base igual a 1, indicou que quanto maior a idade da vaca ao último parto, maiores são as chances da vaca falhar. A confiabilidade predita para o modelo Weibull foi alta (0,997), uma vez que sua variação é de 0 a 1, indicando que as estimativas dos parâmetros fixos e aleatórios foram acuradas. A estimativa da herdabilidade para a variável IVUP foi moderada, indicando que 25% da variação das vacas para característica IVUP se devem a variação genética aditiva. É importante ressaltar que o parâmetro herdabilidade corresponde à proporção aditiva da variabilidade total que é de natureza genética, ou o quociente entre a variância genética aditiva e a variância fenotípica ajustada para efeitos fixos. A mais importante função da herdabilidade é o seu papel preditivo expressando a confiança do valor fenotípico como um guia para o valor genético, ou o grau de correspondência entre o valor fenotípico e o valor genético (VAN VLECK et al., 1987), além de permitir prever a resposta à seleção.

Tabela 2. Estimativas de parâmetros* para a idade da vaca ao último parto (IVUP) considerando fêmeas da raça Nelore, obtidas por análise de sobrevivência.

Estimativas	IVUP
Parâmetro de forma da Weibull ρ e desvio padrão	2,45 (0,03)
Parâmetro de escala da Weibull λ e desvio padrão	-10,02 (0,11)
Herdabilidade	0,25
Confiabilidade predita (R_{Wei})	0,997

* critério de convergência 10^{-9}

Na literatura não foram encontrados estudos de estimativas de parâmetros genéticos para a variável idade da vaca ao último parto (IVUP), como característica de longevidade utilizando a metodologia de análise de sobrevivência. Todavia, estudos anteriores utilizando outras características que também medem a habilidade de permanência no rebanho, relataram estimativas de herdabilidade próximas as obtidas no presente trabalho. VAN MELIS et al. (2010) e GONZÁLEZ-RECIO e ALENDA (2007), utilizando o modelo limiar sequencial para características de longevidade, estimaram, respectivamente, herdabilidades entre $0,17 \pm 0,01$ e $0,20 \pm 0,01$, para gado de corte, e $0,11 \pm 0,01$ para gado de leite. SILVA et al. (2006) e VAN MELIS et al. (2007) analisaram a habilidade de permanência aos 6 anos de idade por meio de modelo limiar e obtiveram estimativas de $0,24 \pm 0,03$ e $0,22 \pm 0,03$, respectivamente. MARTÍNEZ et al. (2004) estimaram parâmetros genéticos para a duração da vida produtiva (considerando seis grupos) em bovinos Hereford e obtiveram estimativas de herdabilidades entre 0,05 e 0,15. Finalmente, CARAVIELLO et al. (2005), utilizando também um modelo de risco proporcional Weibull em bovinos da raça Jersey, estimaram herdabilidade de 0,18.

A distribuição dos valores genéticos das vacas para a idade da vaca ao último parto está descrita na Figura 2. Os valores genéticos apresentaram uma distribuição simétrica, com média igual a -0,03, estimativas mínima e máxima iguais à -1,585 e

1,04, respectivamente. A taxa de risco de falha média foi igual a 0,98, o que significa um decréscimo de 2% no risco comparado com o grupo base, o qual o risco é igual a 1. O intervalo de confiança do valor genético para risco de falha de 95% foi de -0,46 a 0,26, o que representa 46% menos de chance e 26% mais de chance de falha. Portanto, a utilização das fêmeas com menores valores genéticos para a falha (exceder 36 meses sem parir após o último parto), poderá acarretar uma melhora na permanência no rebanho.

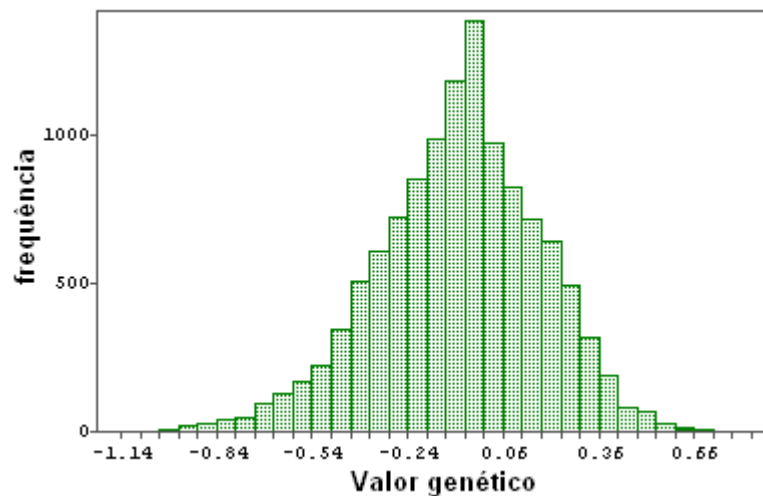


Figura 2. Histograma dos valores genéticos preditos para risco de falha das vacas, em relação a idade da vaca ao último parto (IVUP).

As DEP para IVUP calculadas para cada touro estão apresentadas na Figura 3. O número de filhas por touro está indicado na Figura 4. Verificou-se que muitos touros apresentaram DEP iguais a zero para IVUP e que estes não apresentaram grande quantidade de filhas. Os touros que apresentaram DEP diferentes de zero para IVUP são, na maioria, touros que já tiveram maior número de filhas, comparados aos demais. Isto pode estar associado com a idade do touro ou então, estes touros podem ter sido selecionados para algumas características de interesse econômico apresentando maior número de descendentes e valores genéticos para IVUP diferentes de zero. Portanto, ao mesmo tempo em que pode ter ocorrido seleção favorecendo outras características de importância econômica, este processo também afetou IVUP. Touros com menores DEP poderão

ser selecionados como pais de futuras gerações, quando o objetivo for aumentar a longevidade de seus descendentes.

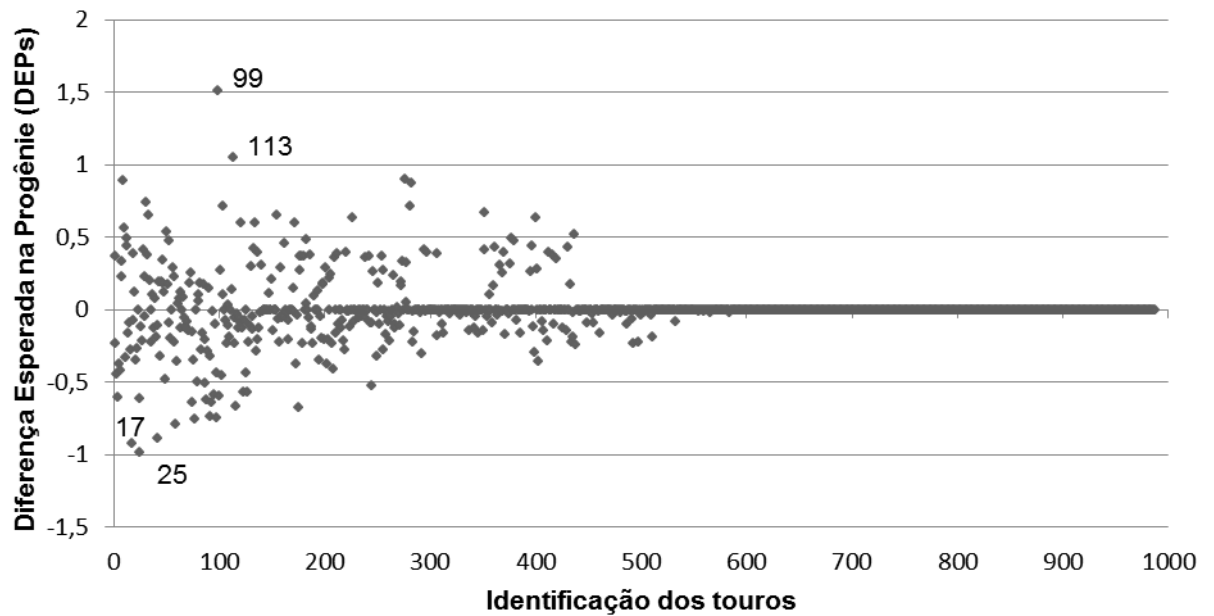


Figura 3. Diferença esperada na progênie em relação aos registros de identificação dos touros.

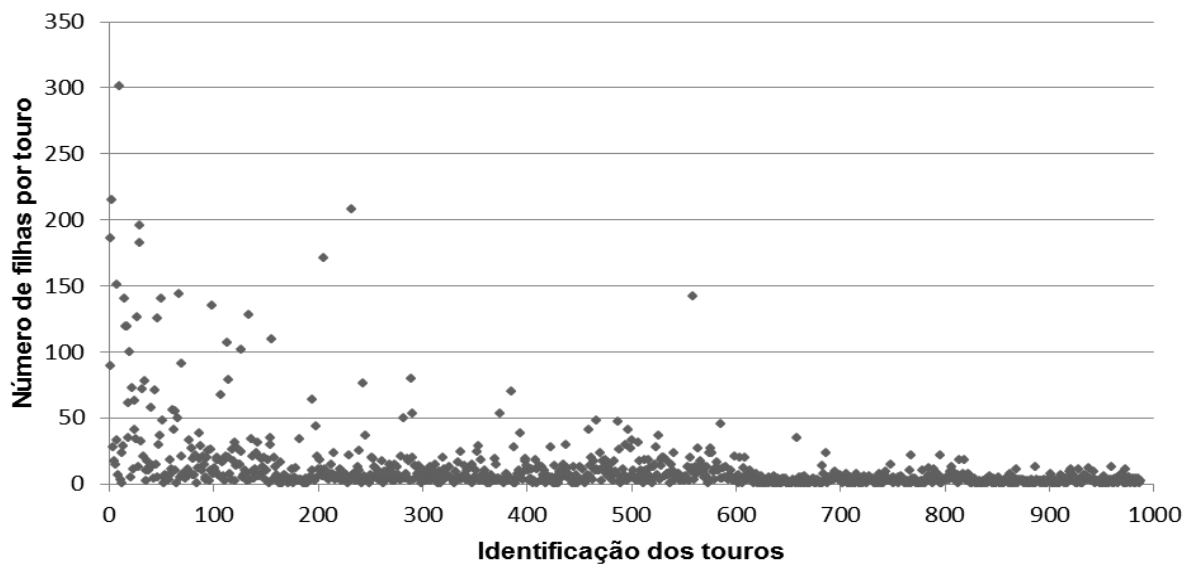


Figura 4. Número de filhas por touro em relação aos registros de identificação dos touros.

A relação entre os valores genéticos médios para IVUP em função do número de partos por vaca (Figura 5) foi caracterizada como linear decrescente ($P < 0,05$). Os menores valores genéticos médios para chance de falha para IVUP foram estimados para vacas que tiveram maior número de partos. Embora tenha sido verificado anteriormente que, a cada mês a mais para IPP o risco de falha das vacas diminuiu 1,5%, isto não implica que os animais com menores IPP sejam menos longevos. Vacas com maior número de partos foram mais precoces do que aquelas com poucos partos. Isto foi verificado por regressão linear significativa decrescente, cuja equação é representada por: $IPP = 36,46 - 0,41 * NP$, $P < 0,001$; sendo NP = número de partos.

As vacas que tiveram maior valor genético para risco de falha para IVUP foram também aquelas com menor número de partos (Figura 5). Por outro lado, as vacas com menor número de partos e maior valor genético para risco de falha para IVUP poderiam ser aquelas com maiores intervalos de partos. Após o primeiro parto, a vaca demora mais tempo para reconceber em relação aos demais partos (ANDRADE et al., 1990). No anexo B, encontra-se a Figura B1 que apresenta a dispersão de todos os valores genéticos das vacas para IVUP, em função do número de partos de cada vaca.

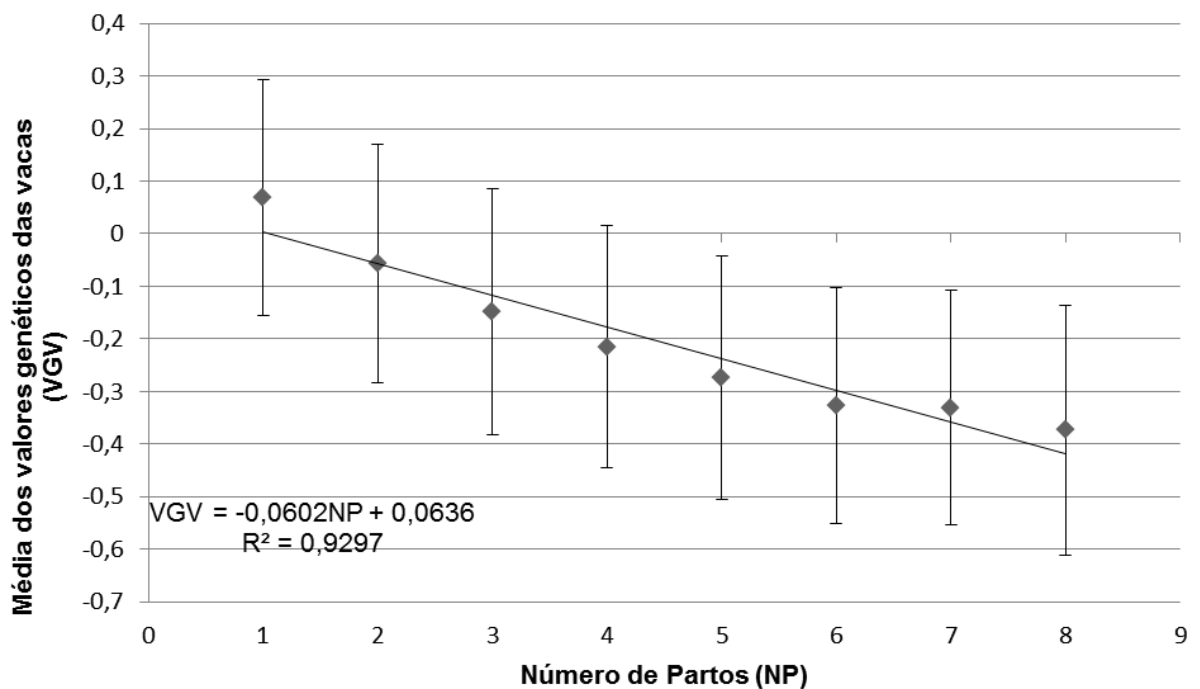


Figura 5. Média dos valores genéticos das vacas para idade da vaca ao último parto com seus respectivos intervalos de confiança considerando o desvio padrão em relação ao número de partos.

Por meio da Figura 6, verifica-se que quanto maior a idade da vaca ao último parto, menores são os valores genéticos para IVUP. Assim, vacas com IVUP menores estão excedendo os 36 meses, adotado no critério de censura, com maior frequência do que vacas com IVUP maiores. A concentração de valores genéticos para IVUP em torno de algumas idades de parto reflete o maior número de nascimentos em determinadas épocas, decorrente do manejo de estação de monta adotado nas fazendas.

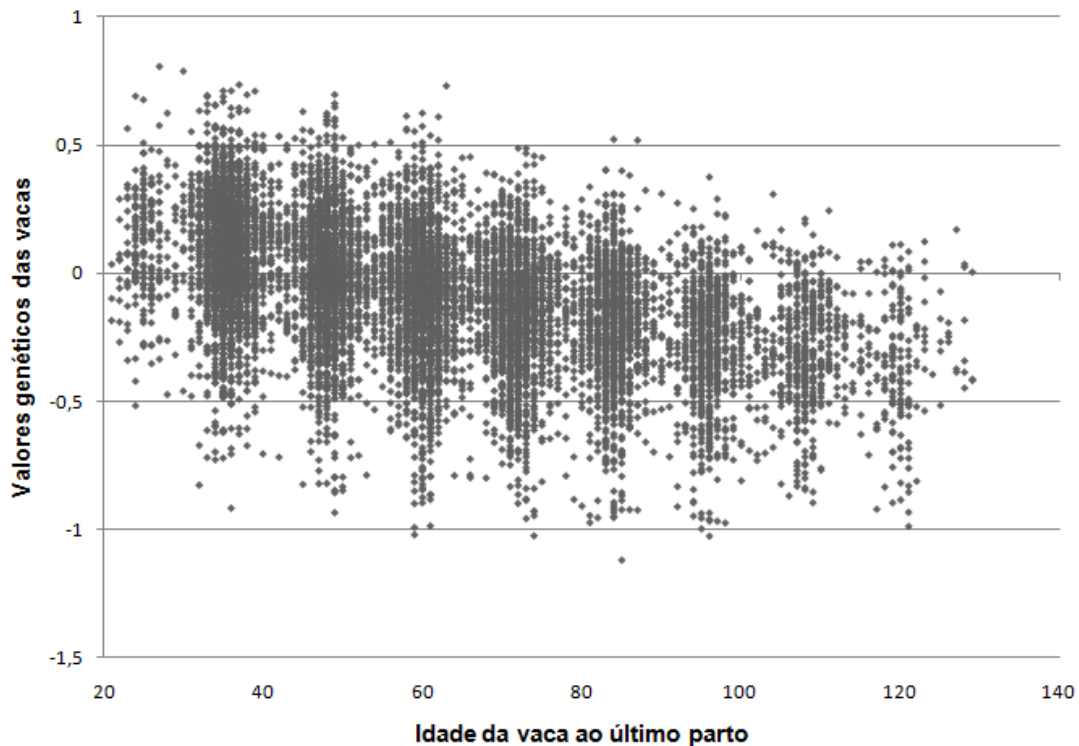


Figura 6. Valores genéticos das vacas para idade da vaca ao último parto em relação a idade da vaca ao último parto.

Na Figura 7 estão apresentadas as tendências genéticas da variável IVUP em função do risco de deixar o rebanho, obtida pela regressão dos valores genéticos preditos em função do ano de nascimento das vacas. A tendência foi negativa ($-0,0067$), indicando que a cada ano houve uma diminuição de 0,67% de chance das vacas saírem do rebanho, ou seja, diminui o risco de falha. Além disso, como o efeito é multiplicativo, em 10 anos a chance das fêmeas saírem do rebanho seria de -6,9%. Esta tendência poderia ser melhorada caso IVUP compusesse os índices de seleção aplicados pelos programas de melhoramento genético animal.

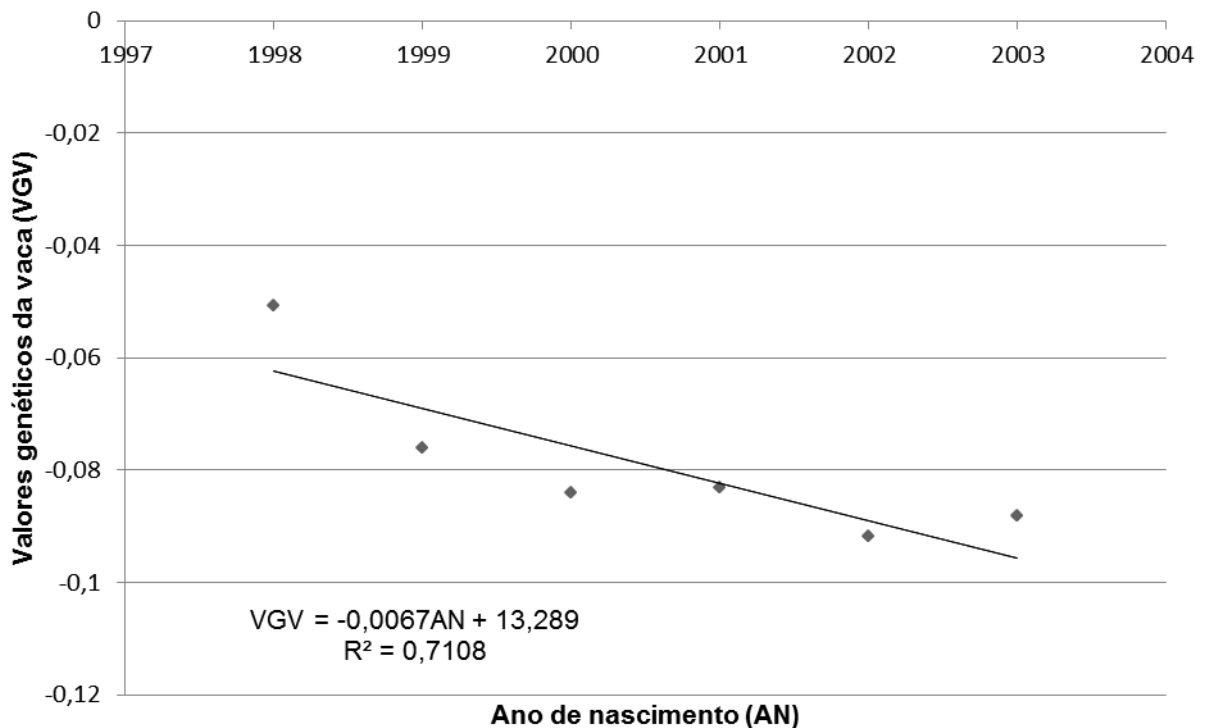


Figura 7. Tendências genéticas da variável IVUP obtida pela regressão dos valores genéticos de vacas preditos em função do ano de nascimento das vacas.

4 CONCLUSÕES

Verificou-se que a variável IVUP pode responder à seleção para fins de aumentar a longevidade das vacas nos rebanhos. Além disso, é de fácil mensuração e já se encontra na maioria dos controles zootécnicos. Desta maneira, pode ser utilizada como critério de seleção em programas de melhoramento genético.

Os touros com menores valores genéticos para o risco de a vaca falhar, segundo o critério de 36 meses adotado, podem ser utilizados como pais de futuras gerações. Isto pode permitir ganhos na longevidade reprodutiva de suas filhas. As vacas com menores valores genéticos também poderão ser selecionadas.

5 REFERÊNCIAS

ALLAIRE, F. R.; GIBSON, J. P. Genetic value of herd life adjusted for milk production. **Journal of Dairy Science**, v.75, n.5, p.1349-1356, 1992.

ANDRADE, V. J.; AZEVEDO, N. A.; FONSECA, L. S.; SANTOS, D. J. Efeito de diferentes épocas de início da estação de monta sobre o comportamento reprodutivo de novilhas de corte. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v. 42, n. 2, p. 93-101, 1990.

ANUALPEC. **Anuário da Pecuária Brasileira**. São Paulo: 2009.

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

BOLDMAN, K. G.; FREEMAN, A. E.; HARRIS, B. L.; KUCK, A. L. Prediction of sire transmitting abilities for linear type traits. **Journal of Dairy Science**, v.75, n.2, p.552-563, 1992.

BOLIGON, A. A.; ALBUQUERQUE, L. G.; MERCADANTE, M. E. Z.; LÔBO, R. B. Study of relations among age at first calving, average weight gains and weights from weaning to maturity in Nelore cattle. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.39, n.4, p.746-751, 2010.

BUZANSKAS, M. E.; GROSSI, D. A.; BALDI, F.; BARROZO, D.; SILVA, L. O. C.; TORRES JÚNIOR, R. A. A.; MUNARI, D. P.; ALENCAR, M. M. Genetic associations between stayability and reproductive and growth traits in Canchim beef cattle. **Livestock Science**, v.132, n.1, p.107-112, 2010.

CARAVIELLO, D. Z.; WEIGEL, K. A.; SHOOK, G. E.; RUEGG, P. L. Assessment of the impact of somatic cell count on functional longevity in Holstein and Jersey cattle using survival analysis methodology. **Journal of Dairy Science**. v.88, n.2, p.804-811, 2005.

COX, D. R. Regression Models and Life Tables. **Journal of the Royal Statistical Society**, Series B, v.34, n.2, p.187-220, 1972.

DUCROCQ, V. **An analysis of length of productive life in dairy cattle**. PhD thesis, Cornell University, N.Y., U.S.A, 1987.

DUCROCQ, V.; CASELLA, G. A Bayesian analysis of mixed survival models. **Genetic Selection Evolution**, v.28, n.6, p.505-529, 1996.

DUCROCQ, V.; SÖLKNER J.; MÉSZÁRO, G. Survival Kit v6 - a Software Package for Survival Analysis. In: **10th World Congress of Genetic Applied to Livestock Production**, 2010.

ESSL, A. Estimation of population parameters for herd life, days open and 1st, 2nd and 3rd lactation milk yield. Unpublished (results presented in **Egger- Danner**, 1993) 1993.

ESSL, A. Longevity in dairy cattle breeding: a review. **Livestock Production Science**, v.57, n.1, p.79-89, 1998.

FORNI, S.; ALBUQUERQUE, L. G. Estimates of genetics correlations between days to calving and reproductive and weight traits in Nelore cattle. **Journal of Animal Science**, v.83, n.7, p.1511-1515, 2005.

GONZÁLEZ-RECIO, O.; ALENDA, R. Genetic relationship of discrete-time survival with fertility and production in dairy cattle using bivariate models. **Genetic Selection Evolution**, v. 39, n.4, p. 391-404, 2007

KAPLAN, E. L.; MEIER, P. Nonparametric estimation from incomplete observation. **Journal of the American Statistical Association**, v. 53, n.282, p. 457-481, 1958.

KORSGAARD, I. R.; MADSEN, P.; JENSEN, J. Bayesian inference in the semiparametric lognormal frailty model using Gibbs sampling. **Genetic Selection Evolution**, v.30, n.3, p. 241-256, 1998.

LÔBO, R. B.; BEZERRA, L. F.; VOZZI, P. A.; MAGNOBOSCO, C. de U.; ALBULQUERQUE, L. G.; SAINZ, R. D.; BERGMANN, J. A. G.; OLIVEIRA, H. N. **Avaliação Genética de Touros e Matrizes da Raça Nelore: Sumário 2009**. Ribeirão Preto, ANCP. 96 p. ilustr. 28 cm, 2009.

MARCONDES, C. R.; PANETO, J. C. C.; BEZERRA, L. A. F.; LÔBO, R. B. Estudo de definição alternativa da probabilidade de permanência no rebanho para a raça Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.34, n.5, p.1563-1567, 2005.

MARTÍNEZ, G. E.; KOCH, R. M.; CUNDIFF, L. V.; GREGORY, K. E.; VAN VLECK, L. D. Genetic parameters for six measures of length of productive life and three measures of lifetime production by 6 yr after first calving for Hereford cows. **Journal of Animal Science** v. 82, n.7, p.1912-1918, 2004.

SILVA, J. A. V.; ELER, J. P.; FERRAZ, J. B. S.; OLIVEIRA, H. N. Análise Genética da Habilidade de Permanência em Fêmeas da Raça Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.32, n.3, p.598-604, 2003.

SILVA, J. A. II V.; FORMIGONI, I. B.; ELER J. P.; FERRAZ, J. B. S. Genetic relationship among stayability, scrotal circumference and post-weaning weight in Nelore cattle. **Livestock Science**. v. 99, n.1, p. 51-59, 2006.

SMITH, S. P. **The extension of failure time analysis to problems of animal breeding**. Ph.D. Thesis, Cornell Univ., Ithaca, NY. 1983.

SMITH, S. P.; QUAAS, R. L. Productive lifespan of bull progeny groups: failure time analysis. **Journal of Animal Science**, v. 67, n.12, p. 2999-3007, 1984.

SÖLKNER, J. Genetic relationships between level of production in different lactations, rate of maturity and longevity in a dual purpose cattle population. **Livestock Production Science**, v.23, p.33-45, 1989.

STRANDBERG, E. Lifetime performance in dairy cattle. **Acta Agriculturae Scandinavica**, v.42, n.2, p.71-81, 1992.

YAZDI, M. H.; VISSCHER, P. M.; DUCROCQ, V.; THOMPSON, R. Heritability, reliability of genetic evaluations and response to selection in proportional hazard models. **Journal of Dairy Science**, v.85, n.6, p.1563-1577, 2002.

VAN MELIS, M. H. **Estudo Genetico-Quantitativo Do Tempo De Permanencia No Rebanho Na Raca Nelore Utilizando-Se Analise De Sobrevivencia**, 2005. 79 f. Tese (Ciências Agrárias – Zootecnia) Faculdade Zootecnia e Engenharia de Alimentos. Universidade de São Paulo, Pirassununga, 2005.

VAN MELIS, M. H.; ELER, J. P.; OLIVEIRA, H. N.; ROSA, G. J. M.; SILVA, J. A. II V.; FERRAZ, J. B. S.; PEREIRA, E. Study of stayability in Nelore cows using a threshold model. **Journal of Animal Science**, v.85, n.7, p.1780-1786, 2007.

VAN MELIS, M.H.; OLIVEIRA, H. N.; ELER, J. P.; FERRAZ, J. B. S.; CASELLAS, J.; VARONA, L. Additive genetic relationship of longevity with fertility and production traits in Nelore cattle based on bivariate models. **Genetics and Molecular Research**, v.9, n.1, p. 176-187, 2010.

VAN VLECK, L. D.; POLLAK, E. J.; OLTENACU, E. A. B. Genetics for the animal sciences. New York :W.H. Freeman, 1987. 391p.

6 ANEXO B

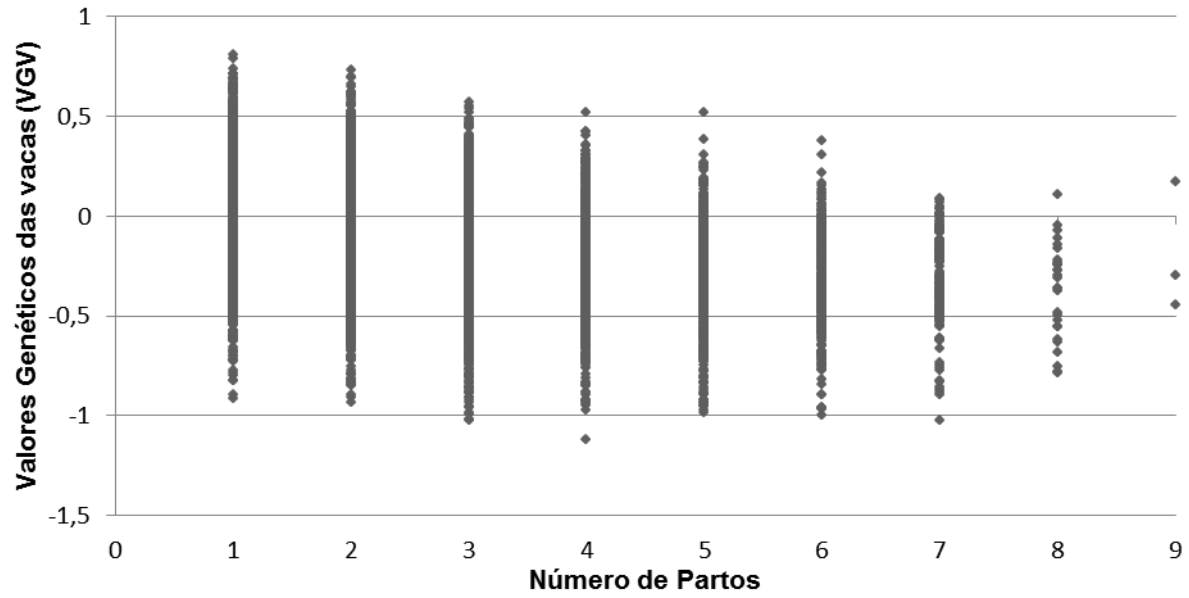


Figura B1. Valores genéticos das vacas para idade da vaca ao último parto em relação ao número de partos.

CAPÍTULO 4: ESTIMAÇÃO DOS PARÂMETROS GENÉTICOS PARA LONGEVIDADE POR MEIO DA CARACTERÍSTICA IDADE DA VACA AO ÚLTIMO PARTO PARA ANIMAIS DA RAÇA NELORE: MODELO LINEAR VERSUS ANÁLISE DE SOBREVIVÊNCIA

Resumo: A característica longevidade já foi avaliada por diversos critérios, considerando diferentes métodos de análise (modelo linear, de limiar e de análise de sobrevivência). Todavia, a maioria dos trabalhos não considerou as informações de todas as vacas dos rebanhos. Neste trabalho, o objetivo foi comparar um modelo de análise de sobrevivência (AS), considerando registros censurados e não censurados, com dois modelos lineares para a análise da idade da vaca ao último parto (IVUP) em bovinos da raça Nelore, sob modelo touro e modelo animal. Um critério de censura foi adotado para esta variável resposta. O critério adotado foi a diferença entre a data em relação ao último parto de cada vaca e a data do último parto de cada fazenda. Se esta diferença foi superior a 36 meses, a vaca falhou e foi considerada descartada. Caso contrário, esta vaca foi censurada, indicando que esta poderá ter futuras partições. Um dos modelos lineares (ML) conteve os mesmos registros considerados no modelo de sobrevivência e o outro conteve apenas registros não censurados (MLNC). As estimativas de herdabilidade, considerando modelo touro, foram 0,25, 0,13 e 0,04, respectivamente para AS, ML e MLNC e 0,12 e 0,04, sob modelo animal, para ML e MLNC. As correlações entre os valores genéticos estimados e a classificação dos touros, pelo modelo touro, obtidos para AS, ML e MLNC, foram baixas. Todavia, as correlações entre valores genéticos e entre as classificações dos touros pelo modelo animal, obtidas para os modelos AS e ML, foram altas. Concluiu-se que o modelo de análise de sobrevivência foi o que mais estimou maior proporção da variabilidade genética aditiva para a característica estudada. Isto poderá resultar em processo de seleção mais eficiente para longevidade em bovinos de corte, se os touros forem selecionados com base nos seus valores genéticos estimados por esse modelo.

Palavras-chave: análise de sobrevivência, modelo linear, herdabilidade, correlação genética, valores genéticos

1 INTRODUÇÃO

Em muitos programas de melhoramento animal o registro de longevidade é mensurado apenas no descarte. A mensuração desta característica é dificultada pela sua expressão tardia na vida do animal e porque esta informação só estará disponível para apenas uma parcela das fêmeas (VOLLEMA e GROENA, 1998). Além disso, registros de longevidade das filhas de touros são feitos com o aumento da idade dos touros, o que implica em um maior intervalo de geração.

Na produção de carne bovina, a longevidade é uma característica importante, que afeta a rentabilidade. O aumento da longevidade em vacas de corte também afeta a produção média do rebanho, devido ao aumento do número de vacas produtivas e uma diminuição na criação de novilhas (FORABOSCO et al., 2006). Como é de interesse do produtor manter o animal em seu rebanho, apenas se este é interessante economicamente, na maioria das situações, quanto maior o número de parições que uma vaca tem, maior é a sua lucratividade.

A longevidade das vacas nos rebanhos já foi estudada por diferentes critérios. Um dos critérios mais utilizados (MARCONDES et al., 2005), considera vacas com 76 meses de idade. Se estas tiveram no mínimo três parições foram consideradas como sucesso (valor=1), caso contrário estas foram consideradas como fracasso (valor=0). Uma análise de modelo limiar foi utilizada para estimação dos valores genéticos. Este critério, por sua vez, não considerou vacas com idade menor do que 76 meses. Deste modo, estes mesmos autores compararam esta mesma definição com uma forma alternativa, considerando os valores 0, 1, 2 e 3, respectivamente, para vacas com menos que três, com três, quatro ou cinco partos até os 76 meses de idade. Os autores empregaram modelo linear unicaráter, de touro avô-materno, e análise Bayesiana para obter estimativas de herdabilidade e DEP (Diferença Esperada na Progênie) para probabilidade de permanência no rebanho. As estimativas de herdabilidade foram comparadas e os autores afirmaram que os valores foram superiores para a definição alternativa. Deste modo, estes afirmaram que este resultado é oriundo da possível melhor detecção da variabilidade, verificada pelo critério alternativo considerado para avaliar a longevidade no rebanho.

Uma característica que é registrada na maioria dos controles zootécnicos e permite verificar quanto tempo a vaca está no rebanho e quanto tempo está sem parir é a idade da vaca ao último parto (IVUP). Além disso, esta característica considera todas as vacas dos rebanhos, o que pode aumentar a variação fenotípica da mesma. Neste estudo, um critério de censura foi adotado para esta variável, que foi considerada como variável resposta. O critério adotado foi a diferença entre a data em relação ao último parto de cada vaca e a data do último parto de cada fazenda. Se este período ultrapassar um limite que pode ser especificado pelo produtor, ou pelos programas de melhoramento animal, esta vaca poderá ser considerada como falha. Neste caso, a informação será completa, porque se sabe o período em que o animal deixou de ser de interesse econômico. Caso este animal não ultrapasse este tempo pré-determinado, então a informação disponível será incompleta (censurada), mas mesmo assim fará parte das análises. A metodologia mais conveniente para este tipo de dados é a análise de sobrevivência (DUCROCQ et al, 1988; VUKASINOVIC et al, 2001; MEUWISSEN et al, 2002). Esta metodologia utiliza tanto os registros dos animais que falharam (sem censura), quanto daqueles que ainda estão vivos e produtivos (censurado).

Neste trabalho, o objetivo foi comparar um modelo de análise de sobrevivência (AS), considerando registros censurados e não censurados, com dois modelos lineares para a análise da idade da vaca ao último parto (IVUP) em bovinos da raça Nelore, sob modelo touro e modelo animal.

2 MATERIAL E MÉTODOS

2.1 DADOS

Os dados utilizados neste trabalho são provenientes dos registros de 22 fazendas participantes do Programa de Melhoramento Genético da Raça Nelore (Nelore Brasil), o qual é coordenado pela ANCP (Associação Nacional de Criadores e Pesquisadores). Estas fazendas mantêm os animais em sistema de pastagens. O desmame ocorre em torno de seis a oito meses de idade. O manejo reprodutivo consiste de uma estação de acasalamento com duração de 90 a 130 dias utilizando

inseminação artificial ou monta natural, com repasse de touros após o primeiro ou segundo serviço. Para as análises de sobrevivência e do modelo linear com registros censurados e não censurados foram utilizados 11.791 animais (Tabela 1). Este número foi reduzido de um arquivo de 47.784 informações, porque as vacas que tinham pais desconhecidos e grupos de contemporâneo apenas com informações de animais censurados foram excluídas. Para o modelo linear que considera apenas dados sem censura, 4.543 registros foram considerados. O arquivo de pedigree continha 47.784 registros da identificação dos animais, tal que foram retrocedidas seis gerações.

A variável idade da vaca ao último parto (IVUP) foi considerada para avaliar a longevidade das vacas nos rebanhos. O critério adotado para verificar se este registro era censurado ou não foi a diferença entre a data da vaca ao último parto e a idade ao último parto de cada fazenda, até o momento da colheita de dados. Se esta diferença foi superior a 36 meses, a vaca falhou e foi considerada descartada. Caso contrário, esta vaca foi censurada, indicando que esta ainda poderia ter mais parições no futuro. O critério de 36 meses foi adotado por ser período suficiente para a ocorrência de um novo parto. Além disto, foi verificado no conjunto de dados que esta diferença permitia a permanência da vaca no rebanho e os intervalos entre partos não eram maiores do que 36 meses. O grupo de contemporâneos foi composto por fazenda, ano de nascimento e estação de nascimento das vacas. A covariável IPP também foi considerada no modelo, tal que esta e o grupo de contemporâneos compuseram as variáveis de efeitos fixos. As variáveis de efeito aleatório foram obtidas pelas informações dos animais, caracterizando o termo de fragilidade do animal.

Um dos modelos lineares (ML) conteve os mesmos registros considerados no modelo de sobrevivência e o outro conteve apenas registros não censurados (MLNC). Na Tabela 1 são apresentados o número e a porcentagem de animais censurados e não censurados considerados em cada análise, de acordo com a metodologia utilizada. Apenas no modelo de AS existiam informações censuradas e o ML levou em consideração todas as observações, mas sem a informação se este dado era completo ou não. As médias para IVUP para as duas análises (AS e ML) foram iguais, por se tratar dos mesmos registros. Todavia, a média para MLNC foi

menor, porque as observações não censuradas, ou seja, vacas que ultrapassaram 36 meses sem parir após o último parto estão, na maioria, entre as vacas mais jovem. Esta situação já foi verificada no Capítulo 3.

Tabela 1. Número e porcentagem, entre parênteses, de observações censuradas e não censuradas, média e desvio padrão da variável idade da vaca ao último parto (IVUP).

Modelo	Não censuradas	censuradas	Média	Desvio padrão
AS	7.248 (61,5%)	4.543 (38,5%)	61,8	22,8
ML	11.791 (100%)	0 (0%)	61,8	22,8
MLNC	7.248 (100%)	0 (0%)	45,9	14,3

AS= modelo de análise de sobrevivência; ML= modelo linear com todas as observações e MLNC= modelo linear com observações não censuradas.

2.2 MODELO LINEAR

Os componentes de variância e a herdabilidade foram obtidos utilizando o método de máxima verossimilhança restrita, por meio de um modelo unicaracterístico, utilizando o programa WOMBAT (MEYER, 2006). O efeito aditivo genético direto e o residual foram considerados como efeitos aleatórios. O modelo pode ser representado por:

$$y = Xb + Za + e$$

em que y é o vetor de observações para a variável IVUP, b é o vetor de efeitos fixos (grupo de contemporâneos e IPP); a é o vetor dos efeitos genéticos aditivo direto (identificação do touro ou animal) e e é o vetor dos resíduos aleatórios associados com as observações. X e Z são as matrizes de incidência relacionadas com b e a , respectivamente. Para o modelo touro, a matriz de incidência Z está associada a cada observação de desempenho dos touros ou de suas progênie, enquanto que no modelo animal, está matriz está associada aos desempenhos dos animais. É assumido que $E[y] = Xb$ e $\text{Var}(a) = A \sigma_a^2$, em que σ_a^2 é a variância aditiva entre os

animais, A é a matriz de parentesco, contendo 47.784 registros. A herdabilidade para modelos lineares foi calculada por:

$$h^2 = \frac{\sigma_a^2}{\sigma_p^2}$$

em que σ_a^2 é a variância aditiva entre os animais e σ_p^2 é a variância fenotípica.

2.3 ANÁLISE DE SOBREVIVÊNCIA

O modelo utilizado para a análise de sobrevivência foi o modelo de riscos proporcionais de Cox, sendo o risco base dado por uma distribuição Weibull. O modelo de risco é dado por:

$$\lambda(t; z) = \lambda_0(t) \exp\{z(t)' \beta\}$$

em que $\lambda(t; z)$ é a função de risco do animal dependendo da idade da vaca ao último parto; $\lambda_0(t)$ é a função de risco base, que segue uma distribuição Weibull (Figura 1), β é o vetor de efeitos fixos e aleatórios e $z(t)'$ é o vetor de incidência.

A adequação de uma distribuição de Weibull (Figura 1) foi verificada desde que $\log\left[-\log \hat{S}_{KM}(t)\right]$ versus $\log t$ foi aproximadamente linear, com declividade e intercepto relacionados com os dois parâmetros da distribuição Weibull λ e ρ , respectivamente.

A análise de sobrevivência foi realizada utilizando o programa Survival Kit V6.0 (DUCROCQ et al., 2010), que emprega aproximação Bayesiana empírica na estimativa dos parâmetros. Conforme YAZDI et al. (2002), uma derivação alternativa usando a expressão básica de confiabilidade no modelo touro, sugere uma equação simples para herdabilidade na escala original, que não depende dos parâmetros da Weibull:

$$h^2 = \frac{4\sigma_s^2}{(\sigma_s^2 + 1)}$$

em que σ_s^2 é a variância entre touros.

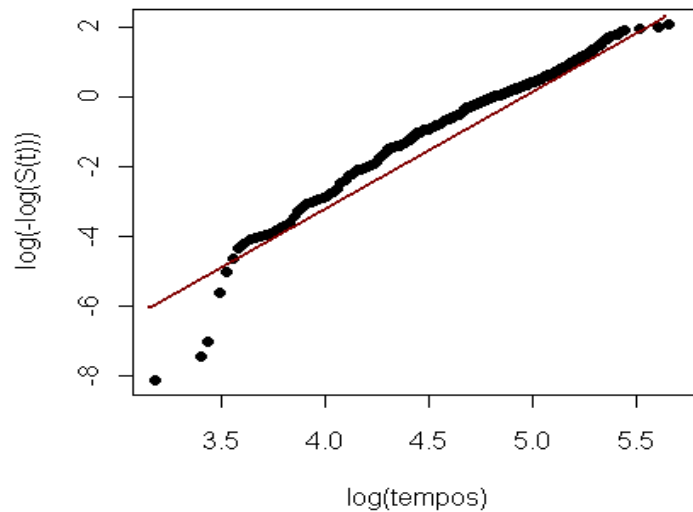


Figura 1. Dispersão de $\log\left[-\log\hat{S}_{KM}(t)\right]$ em função de $\log t$ (tempos) para os registros de idade da vaca ao último parto, em que $\hat{S}_{KM}(t)$ é função de sobrevivência pelo estimador Kaplan-Meier.

Todas as covariáveis de efeito fixo (grupos de contemporâneos e IPP) e aleatório (identificação do touro ou animal) incluídas no modelo foram consideradas tempo-independente. As covariáveis de efeito aleatório foram consideradas com distribuição multinormal com média zero e variância $\mathbf{A}\sigma_s^2$, em que σ_s^2 é a variância entre touros e \mathbf{A} é a matriz de parentesco entre todos os animais. O modelo touro-avô materno (mgs) foi utilizado inicialmente, pela rápida convergência, para estimação do componente de variância e DEP dos touros, além da estimação do parâmetro de forma da distribuição Weibull (ρ), que foi fixado para o modelo animal. O componente de variância de touro obtido foi multiplicado por quatro, obtendo-se a variância genética aditiva (σ_a^2). Assim, este também foi fixado para se obter os valores genéticos por modelo animal. O efeito de touro e mgs foram substituídos pelo efeito aleatório tempo-independente de animal. Supôs-se que este efeito seguia uma distribuição multinormal com média zero e variância $\mathbf{A}\sigma_a^2$. Apenas o modelo touro foi escolhido para o cálculo da estimativa da herdabilidade em AS, porque segundo YAZDI et al. (2002), o uso do modelo animal para esta estimativa, utilizando modelos não lineares não é satisfatório.

2.4 COMPARAÇÃO ENTRE OS MODELOS ESTUDADOS

Os modelos de AS, ML e MLNC foram comparados mediante estimação de correlação de posição (Spearman) e linear simples (Pearson) entre as classificações dos 100 melhores touros quanto ao seu valor genético para IVUP e para a classificação desses touros, considerando o modelo animal e o modelo touro. A estatística do coeficiente de correlação de Spearman é calculada por meio de postos. Esta é uma medida de correlação não-paramétrica, isto é, avalia uma função monótona arbitrária que pode ser a descrição da relação entre duas variáveis, sem fazer nenhuma suposição sobre a distribuição de frequências das variáveis. Ao contrário do coeficiente de correlação de Pearson, não requer a suposição de que a relação entre as variáveis seja linear, nem requer que as variáveis sejam medidas em intervalo de classe; pode ser usado para as variáveis medidas no nível ordinal (BUSSAB e MORETTIN, 2006).

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

As estimativas de herdabilidade para IVUP, obtidas pelo modelo de análise de sobrevivência e modelos lineares estão apresentadas na Tabela 2. A herdabilidade resultante de AS foi superior àquelas obtidas pelos modelos lineares. Isto provavelmente aconteceu porque o modelo AS considerou toda a variabilidade fenotípica existente nos registros de IVUP e se as observações eram censuradas ou não. A estimativa obtida ($h^2=0,25$) indicou moderada variabilidade genética aditiva para expressão desta característica, sugerindo que a seleção direta para IVUP pode resultar em ganho genético.

As estimativas de herdabilidade para IVUP obtidas por meio do modelo animal, para os modelos lineares considerados, foram similares às obtidas pelo modelo touro. Entre estes modelos, o uso do ML resultou em estimativas três vezes maiores do que em relação ao MLNC. A inclusão de todas as observações no ML possibilitou detectar maior variabilidade genética aditiva. Em estudos anteriores, modelos lineares resultavam em estimativas de herdabilidade não diferentes de zero

para permanência no rebanho em bovinos leiteiros e de corte (HUDSON e VAN VLECK, 1981; VAN DOORMAAL et al., 1985; SHORT e LAWLOR, 1992; SNELLING et al., 1995; MWANSA et al., 2002). Segundo DUCROCQ et al. (1988), os métodos não lineares poderiam ter maior habilidade para detecção da variabilidade genética do que os métodos lineares.

Tabela 2. Estimativas de herdabilidade (h^2) para idade da vaca ao último parto, pelo modelo touro e animal, obtidas a partir do modelo de análise de sobrevivência (AS) e modelos lineares, considerando todas as observações (ML) ou apenas aquelas não censuradas (MLNC).

Modelo	h^2 (modelo touro)	h^2 (modelo animal)
AS	0,25	-
ML	0,13	0,12
MLNC	0,04	0,04

Na Tabela 3 são apresentadas correlações entre as DEP e entre classificações (postos) dos touros quanto a DEP, considerando modelo touro e também correlações entre valores genéticos e entre classificações dos touros quanto aos valores genéticos, considerando modelo animal para AS, ML e MLNC. Pode-se observar que para o modelo touro, na comparação entre AS e ML, os valores das correlações tanto para as DEP quanto para a classificação dos touros quanto as DEP foram baixos. Isto também ocorreu entre AS e MLNC (Figura 2, a, b e c). A correlação entre os modelos lineares foi a que apresentou maior estimativa, considerando a associação entre DEP (0,369) no modelo touro. Contudo, a correlação foi menor quando foi avaliada a associação entre a classificação dos touros (0,241) para estes modelos.

Considerando as correlações dos valores genéticos obtidos por meio do modelo animal, verificou-se que estes e as classificações entre touros, obtidos pela AS são fortemente associadas e significativas ($P < 0,05$) entre os valores obtidos pelo ML. Contudo esta correlação é negativa ($P < 0,05$) para os valores genéticos obtidos pelo modelo de AS e os demais modelos, porque em análise de sobrevivência o valor genético calculado é do risco do animal falhar. Isto não aconteceu para a

correlação de posição entre touros, uma vez que os animais foram classificados com relação ao melhor desempenho de permanência no rebanho. A correlação apresentada entre valores genéticos obtidos no modelo de AS e de MLNC, indicou baixa associação. Isto justifica que um menor número de registros pode prejudicar a estimação dos valores genéticos.

A estimativa de herdabilidade para IVUP considerando o MLNC foi baixa e não foi verificada a associação dos valores genéticos estimados para este modelo com os valores genéticos estimados dos modelos que incluíam maior número de observações (AS e ML). Estes resultados são evidenciados na Figura 2 (itens e, f), em que houve maior dispersão dos valores genéticos estimados considerando os modelos AS e MLNC, comparado aos demais modelos. Considerando os modelos AS e ML, observou-se que as posições de alguns touros quanto aos seus valores genéticos foram distintas (Figura 2 d), porém a correlação Spearman foi alta e significativa ($P < 0,05$). Isto pode ter ocorrido devido aos registros no modelo de AS serem tratados como censurados na estimação dos valores genéticos para esta característica.

Tabela 3. Correlações lineares entre as diferenças esperadas nas progênes (diagonal superior) e correlações de posição (posto) entre a classificação dos touros quanto a diferenças esperadas na progênie (diagonal inferior) para modelo touro e correlações lineares entre valores genéticos (diagonal superior) e correlações de posição entre valores genéticos (diagonal inferior) para modelo animal.

Modelo touro	AS	ML	MLNC
AS	-	-0,016	-0,124
ML	0,007	-	0,369*
MLNC	0,139	0,241*	-
Modelo animal	AS	ML	MLNC
AS	-	-0,860*	-0,269*
ML	0,745*	-	0,357*
MLNC	0,219*	0,294*	-

* $P < 0,05$; AS = modelo de análise de sobrevivência; ML = modelo linear com todas as observações; MLNC = modelo linear com observações não censuradas.

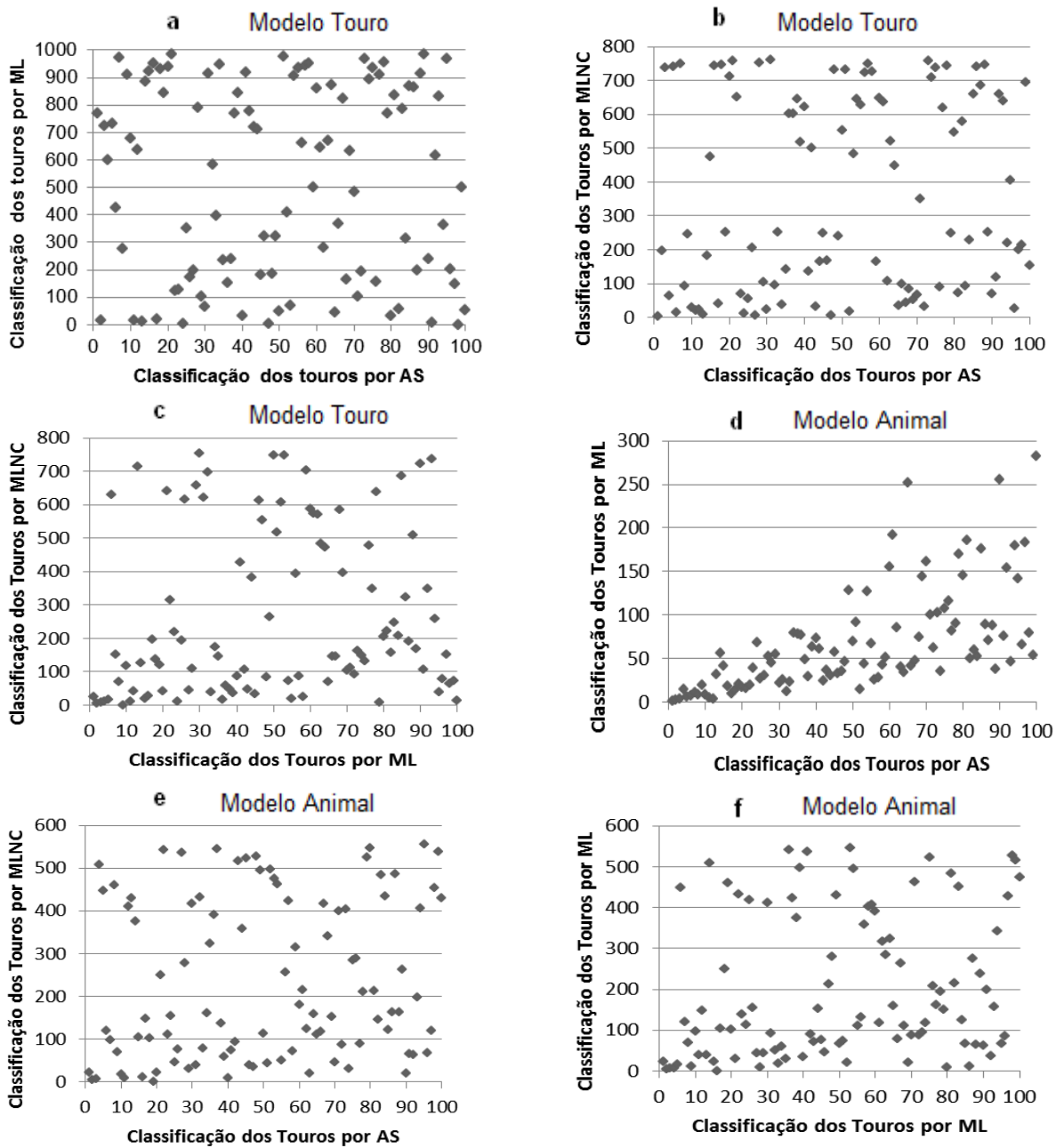


Figura 2. Gráficos das correlações das classificações (postos) dos touros, considerando os modelos AS, ML e MLNC, utilizando o modelo touro e animal
 AS = modelo de análise de sobrevivência; ML = modelo linear com todas as observações; MLNC = modelo linear com observações não censuradas.

4 CONCLUSÕES

O modelo de análise de sobrevivência foi o mais conveniente para detectar a variabilidade genética aditiva existente para a característica estudada. Isto poderá resultar em processo de seleção mais eficiente para longevidade em bovinos de corte. Além disso, as correlações entre os valores genéticos e a classificação dos touros entre AS e ML foram altamente significativas. Isto indicou que o ML poderá ser utilizado como uma forma opcional, caso não seja possível analisar a característica IVUP por AS.

5 REFERÊNCIAS

BUSSAB, W. O.; MORETTIN, P.A. **Estatística Básica**. 5 ed. São Paulo: Saraiva, 2006. 540 p.

DUCROCQ, V.; QUAAS, R. L.; POLLAK, E. J.; CASELLA, G. Length of productive life of dairy cows. 2. Variance component estimation and sire evaluation. **Journal Dairy Science**.v.71, p.3071–3079, 1988.

DUCROCQ, V.; SÖLKNER J.; MÉSZÁRO, G. Survival Kit v6 - a Software Package for Survival Analysis. In: **9th World Congress of Genetic Applied to Livestock Production**, 2010, Leipzig. **Anais...** Leipzig: Local Organizing Committee Permanent International Committee, 2010.

FORABOSCO, F. ; BOZZI, R.; FILIPPINI, F.; BOETTCHER, P., VAN ARENDONK, J. A. M.; BIJMA, P. Linear model vs. survival analysis for genetic evaluation of sires for longevity in Chianina beef cattle. **Livestock Science**. v.101, n.1, p.191-198, 2006.

HUDSON, G. F. S.; VAN VLECK, L. D. Relations between production and stayability in Holstein cattle. **Journal Dairy Science**, v.64, n.11, p.2246-2250, 1981.

MARCONDES, C. R.; PANETO, J. C. C.; BEZERRA, L. A. F.; LÔBO, R. B. Estudo de definição alternativa da probabilidade de permanência no rebanho para a raça Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.34, n.5, p.1563-1567, 2005.

MEUWISSEN, T.H.E.; VEERKAMP, R.F.; ENGEL, B.; BROTHERSTONE, S. Single and multitrait estimates of breeding values for survival using sire and animal models. **Brazilian Society of Animal Science**. v.75, p.15- 24, 2002.

MEYER, K. "WOMBAT" - Digging deep for quantitative genetic analyses by restricted maximum likelihood. In: WORLD CONGRESS ON GENETIC APPLIED TO

LIVESTOCK PRODUCTION, 8., 2006, Belo Horizonte. Proceedings... Belo Horizonte, 2006. (CD-ROM).

MWANSA, P. B.; CREWS, D. H. Jr.; WILTON, J. W.; KEMP, R. A. Multiple trait selection for maternal productivity in beef cattle. **Journal Animal Breeding Genetic**, v.119, n.6, p.391-399, 2002.

SHORT, T. H.; LAWLOR, T. J. Genetic parameters of conformation traits, milk yield and herd life in Holsteins. **Journal Dairy Science**, v.75, n.7, p.1987- 1998, 1992.

SNELLING, W. M.; GOLDEN, B. L.; BOURDON, R. M. Within-herd genetic analysis of stayability of beef females. **Journal Animal Science**, v.73, n.4, p.993-1001, 1995.

YAZDI, M. H.; VISSCHER, P. M.; DUCROCQ, V.; THOMPSON, R. Heritability, reliability of genetic evaluations and response to selection in proportional hazard models. **Journal of Dairy Science**, v.85, n.6, p.1563-1577, 2002.

VUKASINOVIC, N.; MOLL, J.; CASANOVA, L. Implementation of a routine genetic evaluation for longevity based on survival analysis in dairy cattle populations in Switzerland. *Journal of Dairy Science*, v.84, n.9, p.2073–2080, 2001.

VAN DOORMAAL, B. J.; SCHAEFFER, L. R.; KENNEDY, B. W. Estimation of genetic parameters for stayability in Canadian Holsteins. **Journal Dairy Science**, v.68, n.7, p.1763-1769, 1985.

VOLLEMA, A. R.; GROEN, A. F. A. Comparison of Breeding Value predictors for Longevity Using a Linear Model and Survival Analysis. **Journal Dairy Science**. v.81, p.3315–3320, 1998.

CAPÍTULO 5: IMPLICAÇÕES

A característica idade da vaca ao último parto (IVUP) mostrou relevância para avaliar a longevidade de vacas nos rebanhos da raça Nelore. Este resultado foi confirmado pela análises realizadas neste estudo. Primeiramente, no Capítulo 2 foi conduzida a caracterização de IVUP, para verificar quais variáveis estavam explicando parte da sua variação. Além disso, um modelo de Cox foi utilizado, considerando o modelo touro sem a utilização da matriz de parentesco, ou seja, os animais foram considerados não aparentados.

A matriz de parentesco foi incluída no modelo utilizado no Capítulo 3. Além disso, a adequação da dispersão de IVUP foi verificada para melhor escrever o modelo. A distribuição que mais se aproximou de um modelo linear pelo método de verificação dos gráficos de Kaplan-Meier foi a Weibull. Sabe-se que quando os dados apresentam distribuição Weibull, o método de análise de dados não afeta significativamente os resultados em termos de classificação de touros ou a resposta à seleção. A herdabilidade, as DEP (diferença esperada na progênie) e os valores genéticos foram estimados. Verificou-se que 25% da variabilidade fenotípica da característica IVUP foi explicada pela atuação de genes aditivos. Assim, a seleção para esta característica pode trazer considerável ganho genético. O método utilizado para obter esta estimativa possibilitou que fossem consideradas todas as vacas dos rebanhos e, como consequência, proporcionou aumento da variabilidade fenotípica para IVUP. Isto também resultou em melhor detecção da proporção da variabilidade fenotípica atribuída aos efeitos aditivos dos genes.

Foram realizadas comparações entre a metodologia de análise de sobrevivência e dois modelos lineares, tal que em um destes foram consideradas todas as observações (censuradas e não censuradas) e no outro apenas as observações não censuradas. As herdabilidades obtidas para os modelos lineares foram baixas comparadas ao valor obtido pelo modelo de análise de sobrevivência. A correlação dos valores genéticos e da posição dos touros, por meio do modelo touro, foi baixa. Todavia as correlações dos valores genéticos e da posição dos touros, considerando o modelo animal para análise de sobrevivência e modelo linear com todas as observações foram altas. Isto significa que o modelo linear que

considera todas as observações consegue detectar grande parte da variabilidade da característica IVUP e poderá ser utilizado como uma forma opcional, caso não seja possível analisar a característica por análise de sobrevivência. Contudo, isto deverá ser realizado com cautela, uma vez, que a correlação só foi alta para os touros, considerando o modelo animal e algumas posições dos touros para este modelo, se diferencia em relação ao modelo de análise de sobrevivência. Em suma, o modelo de análise de sobrevivência foi o mais conveniente para detectar a variabilidade genética aditiva existente para a característica IVUP, dado que estas são completas ou incompletas.