

**UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA – UNESP
CÂMPUS JABOTICABAL**

**AVALIAÇÃO DA LONGEVIDADE DE VACAS DA RAÇA
NELORE POR DIFERENTES CRITÉRIOS UTILIZANDO
ANÁLISE DE SOBREVIVÊNCIA**

Salvador Boccaletti Ramos

Biólogo

2014

**UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA – UNESP
CÂMPUS JABOTICABAL**

**AVALIAÇÃO DA LONGEVIDADE DE VACAS DA RAÇA
NELORE POR DIFERENTES CRITÉRIOS UTILIZANDO
ANÁLISE DE SOBREVIVÊNCIA**

Salvador Boccaletti Ramos

Orientador: Prof. Dr. Danísio Prado Munari

Coorientador: Dra. Sabrina Luzia Caetano

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

2014

Ramos, Salvador Boccaletti
R175a Avaliação da longevidade de vacas da raça Nelore por diferentes
critérios utilizando análise de sobrevivência. / Salvador Boccaletti
Ramos. -- Jaboticabal, 2014
lix, 59 p.; 29 cm

Tese (doutorado) - Universidade Estadual Paulista, Faculdade de
Ciências Agrárias e Veterinárias, 2014

Orientador: Danísio Prado Munari

Banca examinadora: Humberto Tonhati, João Ademir de Oliveira,
José Bento Sterman Ferraz, Cláudia Cristina Paro de Paz

Bibliografia

1. Habilidade de permanência no rebanho. 2. Idade da vaca ao
último parto. 3. Parâmetros genéticos. I. Título. II. Jaboticabal-
Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias.

CDU 636.2:519.2

CERTIFICADO DE APROVAÇÃO

TÍTULO: AVALIAÇÃO DA LONGEVIDADE DE VACAS DA RAÇA NELORE POR DIFERENTES CRITÉRIOS UTILIZANDO ANÁLISE DE SOBREVIVÊNCIA

AUTOR: SALVADOR BOCCALETTI RAMOS

ORIENTADOR: Prof. Dr. DANÍSIO PRADO MUNARI

CO-ORIENTADORA: Profa. Dra. SABRINA LUZIA CAETANO

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



Prof. Dr. DANÍSIO PRADO MUNARI

Departamento de Ciências Exatas / Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias de Jaboticabal



Prof. Dr. HUMBERTO TONHATI

Departamento de Zootecnia / Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias de Jaboticabal



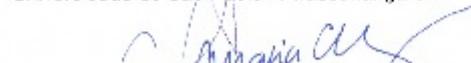
Prof. Dr. JOAO ADEMIR DE OLIVEIRA

Departamento de Ciências Exatas / Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias de Jaboticabal



Prof. Dr. JOSÉ BENTO STERMAN FERRAZ

Universidade de São Paulo / Pirassununga/SP



Profa. Dra. CLÁUDIA CRISTINA PARO DE PAZ

Agência Paulista de Tecnologia dos Agronegócios / Ribeirão Preto/SP

Data da realização: 20 de fevereiro de 2014.

DADOS CURRICULARES DO AUTOR

SALVADOR BOCCALETTI RAMOS – solteiro, nascido em 5 de maio de 1982, na cidade de Ribeirão Preto – SP, filho de Alcides de Amorim Ramos e Dinora Boccaletti Ramos. Iniciou em março de 2004 o curso de graduação em Ciências Biológicas na Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, UNESP, Câmpus de Jaboticabal – SP, obtendo o título de Biólogo em janeiro de 2008. Em julho de 2008 ingressou no Programa de Pós-graduação em Genética e Melhoramento Animal na Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, UNESP, Câmpus de Jaboticabal – SP, como bolsista da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo, FAPESP, obtendo o grau de mestre em junho de 2010, sob orientação do Prof. Dr. Danísio Prado Munari. Em agosto de 2010 iniciou o doutorado no mesmo programa de pós-graduação, como bolsista da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior, CAPES, obtendo o grau de Doutor em 20 de fevereiro de 2014 sob orientação do Prof. Dr. Danísio Prado Munari. No ano de 2013 fez estágio de doutorado "sandwich" na University of Wisconsin, Câmpus de Madison, WI, EUA, sob orientação do Prof. Dr. Guilherme Jordão de Magalhães Rosa.

“Todo mundo é gênio.
Mas se você julgar um peixe pela sua habilidade de escalar árvores,
ele vai viver toda sua vida acreditando que é idiota.”

Albert Einstein

“Quando brinco com meu gato,
quem sabe se é ele quem se distrai comigo
e não eu com ele?”

Michel de Montaigne

AGRADECIMENTOS

À *Deus*, por todas as graças concedidas.

À *todos meus familiares*, em especial, minha mãe *Dinora* e meu pai *Alcides*, pelo apoio, ajuda, paciência e carinho.

À *Mirelle* pela ajuda, companherismo, amizade, paciência, momentos de grande alegria e principalmente pelo seu amor.

À *Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias (UNESP)* e ao *Programa de Pós-Graduação em Genética e Melhoramento Animal da FCAV/UNESP*, por disponibilizar a estrutura de pesquisa para realização desta tese, pelos ensinamentos e oportunidade de crescimento pessoal e profissional.

Ao meu orientador, *Prof. Dr. Danísio Prado Munari*, pelas valiosas sugestões, orientação, paciência, amizade e exemplo de profissionalismo.

Ao *Dr. Guilherme Jordão de Magalhães Rosa* pela orientação, pelos inúmeros ensinamentos e por ter me acolhido tão bem durante meu estágio “sandwich” na *University of Wisconsin em Madison - WI - EUA*.

À minha coorientadora e cumadre, *Dra. Sabrina Luzia Caetano*, pela valiosa ajuda, além do incentivo e grande amizade.

À *Dona Ruth, Sr. Picinato, Melissa, Daniel, Meggy* e ao grande *Vinícius* pelo carinho, acolhimento e momentos de alegria.

Aos *professores* do Departamento de Ciências Exatas pelos ensinamentos, amizade e agradável convivência.

À *Adriana, Kyoto, Norival, Shirley* e *Zeze* pelas ajudas prestadas e agradável convivência.

Aos componentes da banca examinadora da tese, *Dr. João Ademir de Oliveira, Dra. Claudia Cristina Paro de Paz, Dr. José Bento Sterman Ferraz* e *Dr. Humberto Tonhati*, pela disponibilidade e importantes sugestões.

Ao membros da banca examinadora de qualificação, *Dr. João Ademir de Oliveira, Dra. Cláudia Cristina Paro de Paz, Dr. Marcos Eli Buzanskas e Dr. Rodrigo Pelicioni Savegnago*, pelas correções e sugestões prestadas.

À *Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES)*, pela concessão da bolsa de doutorado.

À *Associação Brasileira de Criadores e Pesquisadores (ANCP)*, pela concessão dos dados.

Aos *amigos do Melhoramento Animal*: Rodrigo, Guilherme Bio, Guilherme Venturini, Marcos, Val, Jaque, Tati, Priscila, Ismael, Bruno, Fábio, Diego, Giovana, Bia, Nicole, Natália e Thiago pela amizade, ajuda e convívio. Todos são pessoas especiais que tive a oportunidade de conhecer!

Aos *amigos que fiz em Madison, WI nos EUA*, durante meu estágio de “doutorado sandwich”: Saleh, Bruno Valente, Bruno Faria, Pancho, Fabyane, Yaodong e em especial ao grande Diogo pela amizade e discussões que levaram à grande aprendizagem.

SUMÁRIO

	Página
RESUMO	ix
ABSTRACT	x
CAPÍTULO 1 – Considerações gerais	1
1 – INTRODUÇÃO	1
2 – REVISÃO DE LITERATURA	2
3 – REFERÊNCIAS	14
CAPÍTULO 2 – Diferentes critérios de censura para avaliar habilidade de permanência da vaca no rebanho por meio da variável idade da vaca ao último parto em bovinos Nelore	17
1 – INTRODUÇÃO	18
2 – MATERIAL E MÉTODOS	19
3 – RESULTADOS	22
4 – DISCUSSÃO	44
5 – CONCLUSÕES	46
6 – REFERÊNCIAS	46
CAPÍTULO 3 – Estimação de parâmetros genéticos para idade da vaca ao último parto sob diferentes critérios de censura	49
1 – INTRODUÇÃO	50
2 – MATERIAL E MÉTODOS	51
3 – RESULTADOS E DISCUSSÃO	54
4 – CONCLUSÕES	58
5 – REFERÊNCIAS	58

AVALIAÇÃO DA LONGEVIDADE DE VACAS DA RAÇA NELORE POR DIFERENTES CRITÉRIOS UTILIZANDO ANÁLISE DE SOBREVIVÊNCIA

RESUMO – A habilidade de permanência da vaca no rebanho é economicamente importante em gado de corte. Quanto mais tempo a vaca permanecer no rebanho, maiores serão as chances da vaca pagar seus custos de recria e gerar lucro ao produtor. Este trabalho teve dois objetivos: primeiro, avaliar a variável idade da vaca ao último parto (IVUP) como medida de habilidade de permanência da vaca no rebanho em diferentes critérios de censura; segundo, estimar parâmetros genéticos para a mesma para cada um dos diferentes critérios de censura considerados. Registros de 22312 vacas da raça Nelore provenientes de 13 fazendas foram utilizados neste estudo. As variáveis explanatórias utilizadas foram idade ao primeiro parto, número de partos, estação e ano de nascimento e fazenda. Três critérios de censura foram escolhidos: 16, 26 e 36 meses de idade. Metodologias de análise de sobrevivência foram utilizadas para a análise dos dados e estimação dos parâmetros das curvas de sobrevivência e risco. A variância de IVUP foi estudada considerando o efeito de cada variável explanatória proposta para os três critérios de censura. A metodologia dos estimadores de Kaplan-Meier foi empregada para estimar a probabilidade da vaca permanecer no rebanho. O modelo de riscos proporcionais de Cox foi utilizado para estimar o risco da vaca deixar o rebanho. Os valores genéticos dos animais e a herdabilidade do risco da vaca deixar o rebanho foram estimados por modelo de riscos proporcionais de Weibull. A análise da classificação dos reprodutores com base no valor genético foi realizada por meio do teste de correlação de Spearman. Quanto maior o valor do critério de censura adotado, maior foi o número de vacas com informações completas incluídas na análise. Há diferenças significativas ($P < 0,05$) entre as funções de sobrevivência e risco dos três critérios adotados. A habilidade de permanência da vaca no rebanho foi maior para o critério de 16 meses quando comparado com os demais critérios. As estimativas de herdabilidade para os critérios de 16, 26 e 36 meses foram iguais a 0,1020, 0,1002 e 0,0871, respectivamente. As estimativas de correlação de Spearman entre as classificações dos reprodutores dos critérios de 16 e 26 meses, 16 e 36 meses e 26 e 36 meses foram iguais a -0,2124, 0,1348 e 0,1211, respectivamente ($P > 0,05$). Grande parte da variância fenotípica é explicada por fatores genéticos não-aditivos e ambientais. Diferentes valores de critério de censura podem influenciar na seleção de diferentes reprodutores.

Palavras-chave: habilidade de permanência no rebanho, idade da vaca ao último parto, parâmetros genéticos

EVALUATION OF STAYABILITY OF NELLORE COWS USING SURVIVAL ANALYSIS CONSIDERING DIFERENT CENSORING CRITERIA

ABSTRACT – Stayability is economically importante in the beef cattle industry. The longer the cow remains in the herd, the greater are the chances it will pay for its costs and generate revenue. This study had two objectives: first, evaluate the variable age of cow at last calving (ALC) as a measurement of stayability considering diferent censoring criteria; second, to estimate genetic parameters for the same variable considering the diferent censoring criteria. Records of 22313 Nellore cows, from 13 farms were used in this study. The explanatory variables considered were age at first calving, number of calvings, season and year of birth and farm. Three censoring criteria were chosen: 16, 26 and 36 months of age. Survival analysis techniques were used to evaluate the variable and to estimate survival and risk curves. The variance of the ALC was studied considering the effect of each explanatory variable. The Kaplan-Meier method was used to estimate the cows'survival curves. The Cox proportional hazards model was used to estimate the hazard of the cow being culled. The breeding values and heritability of the hazard of being culled were estimated by a proportional hazards Weibull model. The Spearman correlation test was used to study the rank of the animals considering the three censoring criteria. The greater the censoring criterion adopted, the greater was the number of cows with complete records. The estimated survival curves and hazard functions differ among each other ($P < 0.05$). The stayability estimated considering the 16 months of age criterion was the greater when compared with the other censoring criteria. The heritability estimates for the 16, 26 and 36 months criteria were 0.1020, 0.1002 and 0.0871, respectively. The Spearman correlation estimates for the 16 and 26, 16 and 36 and 26 and 36 months of censoring criteria were -0.2124, 0.1348 and 0.1211, respectively ($P > 0.05$). A big part of the phenotypic variance can be explained by non-genetic and environmental factors. Diferenc censoring criterion values may lead to the selection of diferente animals.

Keywords: stayability, age of cow at last calving, genetic parameters

CAPÍTULO 1 – Considerações gerais

1 – INTRODUÇÃO

O que determina a constante necessidade de se pensar sobre lucratividade e características que a maximizem é a demanda pelo produto: sem demanda, ou interesse, não há produto e se não há produto, não há lucro. A demanda por carne bovina aumentou no mundo todo devido ao crescimento econômico e a melhora da qualidade de vida da população mundial. Tradicionalmente, o Brasil tem grande impacto da produção de carne bovina não só por ser, há tempos, grande produtor mas também por ser o maior exportador mundial desta carne (ANUALPEC, 2012).

O aumento na eficiência das metodologias de predição de valores genéticos e seleção e a longa data de aplicação das mesmas nos rebanhos comerciais acarretou em aumento das taxas de crescimento e nos pesos em todas as idades. Mas aumento na produção sem levar em consideração reprodução e bem estar animal não é desejável já que existe antagonismo entre produção e reprodução (GARRICK; ENNS, 2003).

FORMIGONI et al. (2002) comentaram que quanto maior o tempo em que a vaca permanece no rebanho, maiores são as chances desta pagar seus custos de produção e recria, além de gerar lucro. Em gado de corte, um animal longevo é aquele com elevado número de parições e intervalos entre partos curtos. Assim, tem bom desempenho reprodutivo. Mas como o objetivo é o abate, o animal deve ter também elevado desempenho produtivo. Deve-se então pensar em equilíbrio entre produção e reprodução.

A importância da longevidade pode ser vista na quantidade de medidas e metodologias propostas para seu estudo (HUDSON; VAN VLECK, 1981; MWANSA et al., 2002; VAN MELIS et al., 2007). Uma das variáveis utilizadas no estudo da longevidade é a duração da vida produtiva da vaca (DVP). Esta consiste no intervalo entre a data do primeiro parto do animal até seu descarte. Como muitos animais ainda estão vivos no momento da colheita dos dados, a data do descarte é desconhecida. Estas observações são incompletas e portanto censuradas. Este tipo

de variável é estudada pela análise de sobrevivência e metodologias deste ramo da estatística foram utilizadas por Ducrocq (1987) no estudo desta variável.

Recentemente, Caetano et al. (2012) propuseram nova alternativa para o estudo de longevidade: o uso da variável idade da vaca ao último parto (IVUP). Esta variável, assim como a variável DPV, apresenta observações censuradas. Isto ocorre porque não se sabe com exatidão quando uma vaca deixará de ser produtiva e, portanto, qual seu último parto. Assim um critério de censura foi proposto pelos autores. Este consiste na diferença entre a data do último parto ocorrido na fazenda e a data do último parto da vaca. Se esta diferença for maior que um valor previamente adotado pelo produtor, por exemplo, 36 meses, a vaca é descartada. Caso contrário, permanece no rebanho com chances de parir novamente em futuro próximo.

1.1 – Objetivos

Os objetivos deste trabalho foram:

- Estimar funções de sobrevivência de Kaplan-Meier e de riscos proporcionais de Cox para a variável idade da vaca ao último parto com a finalidade de comparar diferentes critérios de censura;
- Estimar parâmetro genético para a mesma para cada um dos diferentes critérios de censura considerados

2 – REVISÃO DE LITERATURA

2.1 – Longevidade

Longevidade é uma característica abrangente definida como a duração da vida de um animal. Habilidade de permanência da vaca no rebanho é a capacidade de um animal ser longo e lucrativo. Assim, esta mede a vida produtiva enquanto longevidade mede a vida “biológica” de um animal. Há dois tipos de habilidade de permanência da vaca no rebanho: “verdadeira” que é a habilidade de permanecer no rebanho o máximo de tempo possível, independentemente das razões pela qual esta

pode deixá-lo; “funcional” em que um animal permanece no rebanho por ser saudável, independentemente de sua produção. O descarte é definido como o evento que termina a vida produtiva do animal. Há dois tipos: “voluntário” em que a decisão do descarte depende somente da vontade do produtor como no caso de baixa produção; “involuntário” em que a decisão de descarte está além do controle do produtor, como no caso de uma doença. A distinção entre os tipos de descarte é importante porque leva à definições mais precisas de habilidade de permanência da vaca no rebanho: “verdadeira” passa a ser a habilidade de retardar o descarte; “funcional” passa a ser a habilidade de retardar o descarte involuntário (DUCROCQ, 1987).

Há várias medidas utilizadas no estudo de habilidade de permanência da vaca no rebanho. Número de partos e número de lactações completas ou iniciadas são medidas de habilidade de permanência no rebanho comumente utilizadas. Uma desvantagem destas medidas é que estas tratam de maneira idêntica animais com longos e curtos intervalos entre partos. Outra medida utilizada é a dos “grupos de oportunidade” (VAN VLECK, 1980; MARCONDES et al., 2005 e BUZANSKAS et al., 2010). Nesta medida, um grupo é formado por vacas que tiveram a mesma oportunidade de engravidar um número fixo de vezes ou que ainda estão vivas até idade determinada. Então, dentro deste grupo estima-se a habilidade de permanência no rebanho verificando-se o número de vacas que engravidaram de fato ou que ainda estão de fato vivas. Esta medida possui duas desvantagens: primeiro, os valores dos intervalos de tempo e número de animais que engravidaram são muito subjetivos; segundo, as observações são variáveis binárias quando o ideal é que fossem contínuas. Atualmente uma medida bastante utilizada é a duração da vida produtiva, que é definida como o intervalo de tempo entre um ponto de origem, que pode ser a data do nascimento ou do primeiro parto do animal, e a data do descarte (DUCROCQ, 1987; FORABOSCO et al., 2004; VAN MELIS et al., 2010 e JENKO et al., 2013). Geralmente utiliza-se a data ao primeiro parto como ponto de origem porque o período entre o nascimento e o primeiro parto do animal é uma fase de desenvolvimento do mesmo. Nesta fase o animal não produz. Por isso considera-se como ponto de origem a data ao primeiro parto que é o momento do início da vida produtiva do animal. Uma vantagem desta medida é que esta consegue incluir

observações censuradas. Uma desvantagem desta variável é que nem sempre o banco de dados contém informação a respeito da data de descarte dos animais. A nova medida de habilidade de permanência no rebanho proposta por Caetano et al. (2012) tem a vantagem de considerar variáveis censuradas e poder lidar com banco de dados que não contém informação sobre a possível data de descarte do animal.

2.2 – Análise de Sobrevivência

2.2.1 – Introdução

Segundo Kalbfleisch e Prentice (2002), a análise de sobrevivência é o ramo da estatística que tem como interesse estudar o tempo até a ocorrência de algum evento de interesse. O intervalo de tempo até a ocorrência do evento de interesse chama-se *sobrevivência*. Já o evento de interesse é geralmente chamado *falha*. A análise de sobrevivência tem origem na medicina em que é comum o interesse em estimar o tempo de sobrevivência de um paciente que possui uma doença a ser tratada. O tempo de sobrevivência termina com a morte do paciente e, conseqüentemente, falha do tratamento empregado para sua cura. No presente estudo, por exemplo, o tempo até a ocorrência do evento, ou sobrevivência, é a permanência da vaca no rebanho. Já o evento de interesse, ou falha, representa o possível descarte do animal.

2.2.2 – Censura

Além de considerar intervalos de tempo como variável resposta, a análise de sobrevivência lida com observações incompletas ou parciais chamadas *censuradas*. Em essência, a censura ocorre quando há alguma informação sobre o tempo até a ocorrência do evento de interesse em um indivíduo, mas este intervalo de tempo não é conhecido com exatidão (KLEINBAUM; KLEIN, 2005). No estudo de Ducrocq (1987), a variável resposta, DVP, é um intervalo de tempo que tem início na data ao primeiro parto e término na data de descarte. A data ao primeiro parto é conhecida mas a data de descarte nem sempre o é porque no momento da colheita dos dados,

muitas vacas ainda não foram descartadas. Assim, não se sabe com exatidão a data de ocorrência do descarte do animal e esta observação torna-se incompleta, parcial, também chamada de censurada. No estudo de Caetano et al. (2012), a censura ocorre porque, de acordo com o critério utilizado, uma vaca ainda tem chances de parir após a colheita dos dados, mas não se sabe com exatidão a data quando isso irá ocorrer. Há a opção de eliminar observações censuradas mas sua inclusão nas análises pode aumentar a acurácia dos modelos de predição (COLOSIMO; GIOLO, 2006).

Há, basicamente, duas razões pela qual ocorre a censura: primeiro, o indivíduo não falha até o final dos estudos; segundo, há a perda do indivíduo por fatores não-controláveis como seu desaparecimento ou doença (caso esta doença não seja o evento de interesse).

De acordo com Lawless (1982), há quatro tipos de censura:

- Censura à direita: quando o evento de interesse ocorre após o término do estudo ou período de observação mas não se sabe exatamente o momento;
- Censura à esquerda: quando o evento de interesse ocorre antes do término do estudo ou período de observação mas não se sabe exatamente o momento;
- Censura intervalar: ocorre quando o tempo de vida da observação é um intervalo de tempo e o evento de interesse está neste intervalo;
- Censura aleatória: ocorre quando cada indivíduo possui um tempo de censura estatisticamente independente do tempo até a falha.

O tipo de censura que ocorre neste estudo é a censura à direita. Esta é a mais comum e a que possui o maior número de modelos e estudos.

2.2.3 – Funções em Análise de Sobrevivência

A função de sobrevivência ($S(t)$) descreve a probabilidade de um indivíduo sobreviver mais que determinado tempo t (LAWLESS, 1982). Em estudos de habilidade de permanência da vaca no rebanho mede-se a probabilidade da vaca permanecer no rebanho mais do que um tempo t . Assim, $S(t)$ é uma medida de habilidade de permanência no rebanho. É definida por:

$$S(t) = P(T > t) = 1 - F(t),$$

em que $0 < t < \infty$ e $F(t)$ é a função acumulada da função densidade $f(t)$.

A função densidade de probabilidade de t é definida por:

$$f(t) = -dS(t)/dt.$$

A função fornece a probabilidade de falha, ou descarte, entre os tempos t e $t + dt$. Outra maneira de reescrever esta função é:

$$f(t)dt \cong P(t \leq T < t + dt) = S(t) - S(t + dt),$$

dado que $f(t)$ é contínuo em t . Nota-se também que $f(t) \geq 0$, $\int_0^{\infty} f(t)dt = 1$ e

$$S(t) = \int_t^{\infty} f(s)ds.$$

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

$$h(t) = \lim_{dt \rightarrow 0^+} \frac{P(t \leq T < t + dt | T \geq t)}{dt}$$

e especifica a taxa instantânea de falha, ou descarte da vaca, dado que o descarte não ocorreu até o tempo t (KLEIN; MOESCHBERGER, 2003). Assim, dado que o indivíduo permaneceu no rebanho até o tempo t , a função de risco fornece a taxa de risco de descarte para o próximo instante.

A função de risco acumulado é definida por:

$$H(t) = \int_0^t h(s)ds$$

A função de risco se relaciona com a função de sobrevivência de acordo com as seguintes relações (KALBFLEISCH; PRENTICE, 2002):

$$h(t) = -\frac{d}{dt}(\log S),$$

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

$$f(t) = h(t)S(t).$$

Assim, a especificação de apenas uma função, seja $f(t)$, $S(t)$ ou $h(t)$, determina todas as três.

2.2.4 – Verossimilhança

Uma função de verossimilhança pode ser definida utilizando as informações de censura e falha, bem como, as funções e relações definidas anteriormente. Dados de experimentos contendo censura, podem ser representados por pares de variáveis aleatórias (T, δ) em que δ indica se o intervalo de tempo X foi observado ($\delta = 1$) ou não ($\delta = 0$) e T é igual a X se este foi observado ou C se X foi censurado à direita, isto é, $T = \min(X, C)$. Assim, para uma amostra aleatória de tamanho n , a função de verossimilhança (L) é definida por:

$$L = \prod_{i=1}^n [f(t_i)]^{\delta_i} [S(t_i)]^{1-\delta_i}$$

A função L é composta de uma função de risco elevada ao número de falhas e de uma função de sobrevivência elevada ao número de censuras (KALBFLEISCH; PRENTICE, 2002).

2.2.5 – Modelos não-paramétricos (Kaplan-Meier)

O estimador padrão da função de sobrevivência, proposto por Kaplan e Meier (1958), é chamado estimador Produto-Limite. Este estimador é definido a seguir para todos os valores de t na amplitude em que há dados:

$$\hat{S}(t) = \begin{cases} 1, & t < t_1 \\ \prod_{t_i \leq t} \left[1 - \frac{d_i}{Y_i}\right], & t_1 \geq t \end{cases}$$

em que: d_i é o número de eventos (descartes) no tempo t_i e Y_i é o número de indivíduos em risco de falha (descarte) no tempo t_i .

A quantia d_i/Y_i é uma estimativa da probabilidade condicional de um indivíduo, que sobrevive até imediatamente antes do tempo t_i , venha a experimentar a falha no tempo t_i . Para valores de t maiores que a maior observação, este estimador não é bem definido. A função de sobrevivência teórica é contínua e o aspecto da curva é suavizado. O estimador Produto-Limite da função de sobrevivência é discreto e formado por linhas retas formando pequenos patamares. Cada patamar corresponde a um tempo observado do evento. A distância entre estes pequenos patamares dependem não somente do número de eventos observados em cada tempo de evento t_i , mas também do padrão das observações censuradas anteriores a t_i .

A variância do estimador Produto-Limite é estimada pela fórmula de Greenwood:

$$\hat{V}[\hat{S}(t)] = \hat{S}(t)^2 \sum_{t_i \leq t} \frac{d_i}{Y_i(Y_i - d_i)}$$

O erro-padrão é dado por $\sqrt{\hat{V}[\hat{S}(t)]}$.

2.2.6 – Modelos semi-paramétricos (Modelo de riscos proporcionais de Cox)

O modelo de riscos proporcionais de Cox (1972) costuma ser empregado para se estimar o risco de um indivíduo levando-se em consideração uma ou mais variáveis explanatórias. O modelo de Cox é definido por:

$$h(t|Z) = h_0(t)c(\beta^t Z)$$

em que: $h(t|Z)$ é a taxa de falha no tempo t para um indivíduo com vetor de riscos Z ; $h_0(t)$ é uma taxa de risco base arbitrária; β é o vetor de parâmetros e $c(\beta^t Z)$ é uma função conhecida. Como $h(t|Z)$ tem que ser positivo, então uma função comumente escolhida é a exponencial.

Este modelo é chamado semi-paramétrico porque uma forma paramétrica é assumida somente para o termo que contém os efeitos das variáveis explanatórias. Logo, os parâmetros em questão são os coeficientes das variáveis explanatórias consideradas no modelo e que geralmente se quer estimar. A taxa de risco base é tratada como não-paramétrica. Isso significa que não é necessário assumir que a variável resposta siga alguma distribuição. A mesma pode ser entendida como taxa de risco a priori, que será atualizada pela informação contida nas variáveis explanatórias.

O modelo de Cox é comumente chamado de modelo de riscos proporcionais porque, se tomarmos dois indivíduos com valores para uma variável explanatória iguais a Z e Z^* , a razão entre suas taxas de risco é:

$$\frac{h(t|Z)}{h(t|Z^*)} = \frac{h_0(t) \exp\left[\sum_{k=1}^p \beta_k Z_k\right]}{h_0(t) \exp\left[\sum_{k=1}^p \beta_k Z_k^*\right]} = \exp\left[\sum_{k=1}^p \beta_k (Z_k - Z_k^*)\right]$$

Esta razão é constante ao longo do tempo. Assim, as taxas de risco são proporcionais. A quantidade acima é chamada de risco relativo (razão de risco) de um indivíduo com fator de risco Z e apresenta o evento de falha comparado a um indivíduo com fator de risco Z^* .

2.2.7 – Modelos paramétricos (Weibull)

Um modelo de sobrevivência paramétrico é aquele que assume que a variável resposta (tempo de sobrevivência) segue distribuição conhecida. As distribuições utilizadas são aquelas cuja variável aleatória assume valores maiores ou iguais a zero, como a variável tempo. As distribuições mais utilizadas são a Weibull, a exponencial, a log-logística, log-normal e gama generalizada. No presente estudo,

bem como no de Ducrocq (1987) e Caetano et al. (2012), o modelo utilizado foi o Weibull.

De acordo com Klein e Moeschberger (2003), a distribuição de Weibull é definida como:

$$f(t) = \alpha \lambda t^{\alpha-1} \exp(-\lambda t^\alpha).$$

A função de sobrevivência da distribuição de Weibull é definida por:

$$S(t) = \exp(-\lambda t^\alpha).$$

A função de risco é definida por:

$$h(t) = \alpha \lambda t^{\alpha-1}.$$

Todas estas três funções são definidas para $\alpha, \lambda > 0$ e $t \geq 0$.

2.2.8 – Termo de fragilidade

Fragilidade é um componente aleatório criado para modelar a variabilidade de fatores individuais não-observados que não são computados pelos outros preditores do modelo. Assim, é o termo utilizado para estimar o risco ou a probabilidade de sobrevivência de cada indivíduo, ou seja, os efeitos aleatórios (por exemplo, genéticos) dos animais (KLEINBAUM; KLEIN, 2005).

O termo de fragilidade β_j do j -ésimo indivíduo é um efeito multiplicativo desconhecido na função de risco. Assume-se que este segue alguma distribuição $g(\beta)$ com $\beta > 0$ e $E[g(\beta)] = 1$. A variância de $g(\beta)$ é o parâmetro (θ) geralmente estimado a partir do banco de dados.

A função de risco para o j -ésimo indivíduo é definida por:

$$h_j(t|\beta_j) = \beta_j h(t).$$

A função de sobrevivência do j -ésimo indivíduo é dada por:

$$S(t|\beta_j) = S(t)^{\beta_j}.$$

De acordo com Kleinbaum e Klein (2005) e Ducrocq e Casella (1996) é comum assumir $\beta \sim \text{gama}(\mu = 1, \sigma^2 = \theta)$ por conveniência matemática.

O componente de fragilidade estratifica parte da variação não observada entre os indivíduos e, portanto, permite a correção de possível discrepância (superdispersão) entre a variação real das observações e da especificada pelo modelo. Quando o termo de fragilidade, β , é definido para um grupo de indivíduos, por exemplo, todas as filhas de um touro m , descreve as características não observáveis (genética, neste caso) que agem sobre o risco de cada membro do grupo.

Um modelo misto de risco para o indivíduo j do subgrupo i pode ser escrito por:

$$\lambda(t; x, z) = \lambda_0(t) \exp \{x' \beta + z' \alpha\},$$

em que $\lambda(t; x, z)$ é a função de risco de falha ou descarte da vaca, $\lambda_0(t)$ é uma taxa de risco base arbitrária, β é o vetor de efeitos fixos, α é o vetor de efeitos aleatórios e x e z são os vetores de incidência de β e α , respectivamente. Assume-se que as fragilidades são uma amostra independente de alguma distribuição com média zero e variância 1.

2.2.9 – Herdabilidade

Conforme Ducrocq e Casella (1996), uma fórmula aproximada para a estimação da herdabilidade é dada por:

$$h^2 = \frac{4\sigma_s^2}{\left(\sigma_s^2 + \psi^{(1)}(\gamma) + \frac{\pi^2}{6}\right)},$$

em que σ_s^2 é a variância entre touros, $\psi^{(1)}(\gamma)$ é a variância do efeito aleatório de grupo de contemporâneos e $\frac{\pi^2}{6}$ é a variância residual.

A confiabilidade predita do modelo Weibull para cada reprodutor é calculada usando o número de observações não censuradas (n_{ncens}), $R_{weibull} = (n_{ncens}) / (n_{ncens} + \frac{1}{\sigma_s^2})$. 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.

2.3 – Survival kit

O Survival Kit é destinado principalmente para preencher uma lacuna nos softwares disponíveis para conjuntos de dados extremamente grandes e de animais sob seleção (DUCROCQ; SÖLKNER, 1994, 1998). Os dados podem ser analisados pressupondo modelo de Cox ou modelo de Weibull. Estes modelos podem incluir variáveis explanatórias contínuas ou descontínuas (possivelmente tempo-dependentes) e risco base estratificado. Os efeitos aleatórios podem assumir 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; SÖLKNER, 1998).

2.3.1 – Resultados da literatura

Hudson e Van Vleck (1981) definiram longevidade, 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. Parâmetros genéticos e fenotípicos para a habilidade da vaca permanecer no rebanho por meio desta metodologia foram estimados por Van Vleck (1980), Marcondes et al. (2005) e Buzanskas et al. (2010).

Ducrocq (1987) concluiu que a probabilidade de permanecer no rebanho até uma idade específica dada a oportunidade de chegar a esta idade não é medida adequada de habilidade de permanência. Segundo o autor, é necessária uma medida contínua com ponto de origem na data ao primeiro parto da vaca. Assim, propôs a variável duração da vida produtiva da vaca como medida de habilidade de permanência da vaca no rebanho. Esta é definida como o intervalo de tempo da data da vaca ao primeiro parto até seu descarte. Exemplos de trabalhos que utilizaram esta metodologia são Ducrocq (1987), Forabosco et al. (2004), Van Melis et al. (2010) e Jenko et al. (2013).

Giolo (2003) comparou modelo de fragilidade gama para dados de sobrevivência com censura intervalar com o modelo de curvas de crescimento com efeitos aleatórios em gado Nelore. O objetivo foi avaliar qual dos dois modelos poderia ser usado como critério para a seleção de bovinos. A autora concluiu que ambos os modelos são adequados para tal finalidade e que o modelo de fragilidade gama é o mais adequado para avaliar intervalos de tempo como variável resposta.

Pereira et al. (2006), estudaram idade à primeira concepção de fêmeas da raça Nelore expostas aos touros pela primeira vez entre 11 e 16 meses de idade. O

objetivo foi verificar a possibilidade de avanços genéticos na precocidade sexual por meio de modelo de sobrevivência. Os autores concluíram que é possível aumentar precocidade sexual utilizando os resultados de uma análise de sobrevivência para idade à primeira concepção como critério de seleção.

Caetano et al. (2012) propuseram a IVUP como nova medida para habilidade de permanência da vaca no rebanho. A variável considerada é de fácil mensuração e já faz parte da maioria dos controles zootécnicos das fazendas. O critério de censura adotado permite que todas as vacas do rebanho sejam consideradas. Ao comparar a IVUP sob análise de sobrevivência com IVUP sob modelo animal, Caetano (2011) concluiu que a variável é relevante para avaliar a habilidade de permanência das vacas no rebanho e que o modelo de análise de sobrevivência foi o que estimou maior proporção da variabilidade genética aditiva para a característica estudada.

3 – REFERÊNCIAS

ANUALPEC 2012. São Paulo: Instituto FNP, 2012; 340 p.

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.

CAETANO, S. L. **Estudo da idade da vaca ao último parto para avaliar longevidade em rebanhos da raça Nelore por análise de sobrevivência**. 2011. 111 f. Tese (Doutorado em Genética e melhoramento animal) – Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista “Júlio de Mesquita Filho”, Jaboticabal, 2011.

CAETANO S. L.; ROSA G. J. M.; SAVEGNAGO R. P.; RAMOS S. B.; BEZERRA L. A. F.; LÔBO R. B.; PAZ C. C. P.; MUNARI D. P. Characterization of the variable cow's age at last calving as a measurement of longevity by using Kaplan-Meier estimator and the Cox model. **Animal (Cambridge Print)**, v.7, p.540-546, 2012.

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

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

DUCROCQ, V. **An analysis of length of productive life in dairy cattle.** Dissertation. Cornell University, Ithaca, New York, USA, 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. "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.; 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, 1998.

FORABOSCO, F.; GROEN, A.F.; BOZZI, R.; VAN ARENDONK, J.A.M.; FILIPPINI, F.; BOETTCHER, P.; BIJMA P. Phenotypic relationships between longevity, type traits and production in Chianina beef cattle. **Journal of Animal Science**, v.82, p.1572-1580, 2004.

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.

GARRICK, D.J.; ENNS, R.M. How best to achieve genetic change. In: Beef Imp. Fed. 35th Annu. Res. Symp. & Annu. Mtg., 2003, Lexington. **Proceedings...**Lexington: BIF, 2003, pp. 28–31.

GIOLO, S. R. **Variáveis latentes em análise de sobrevivência e curvas de crescimento.** 2003. Tese (Doutorado em Estatística e Experimentação Agronômica) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2003.

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.

JENKO J.; DUCROCQ V.; KOVAČ M. Comparison of piecewise Weibull baseline survival models for estimation of true and functional longevity in Brown cattle raised in small herds. **Animal**, v.7, p.1583-1591, 2013.

KALBFLEISCH, J. D.; PRENTICE, R. L. **The statistical analysis of failure time data.** John Wiley and sons, New-York, USA, 2002. 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.; MOESCHBERGER, M. **Survival analysis**. Springer-Verlag, New-York, USA, 2003.

KLEINBAUM, D. G.; KLEIN, M. **Survival Analysis: A Self-Learning text**. Springer, New York, USA, 2005.

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

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 of Animal Breeding and Genetics**, v.119, n.6, p.391-399, 2002.

PEREIRA, E.; OLIVEIRA, H. N.; ELER, J. P.; SILVA, J. A. II V.; VAN MELIS, M. H. Use of survival analysis as a tool for the genetic improvement of age at first conception in Nelore cattle. **Journal of Animal Breeding and Genetics**, v. 123, p, 64-71, 2006.

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 and Molecular Reserch**. v.9 n.1, p.176-187, 2010.

VAN VLECK, L. D. Stayability evaluation as a categorical trait and by considering other traits. **Journal of Dairy Science**, v.63, p.1172-1180, 1980.

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.

CAPÍTULO 2 – Diferentes critérios de censura para avaliar habilidade de permanência da vaca no rebanho por meio da variável idade da vaca ao último parto em bovinos Nelore

RESUMO: A habilidade de permanência da vaca no rebanho foi avaliada por meio da idade da vaca ao último parto. Para isto, um critério de censura teve que ser criado. Este consistiu da diferença entre a data ao último parto de cada vaca e a data ao último parto na fazenda. Se esta diferença foi maior que o valor do critério de censura a vaca falhou, indicando a possibilidade de ela ser descartada. Caso contrário, a vaca foi censurada indicando que ela ainda pode parir. O objetivo deste estudo foi avaliar diferentes valores para o critério de censura iguais a 16, 26 e 36 meses usando estimadores de Kaplan-Meier e o modelo de riscos proporcionais de Cox. Foram utilizados registros de 22312 animais da raça Nelore oriundos de 13 fazendas participantes do Programa de melhoramento genético do Nelore da Associação Nacional dos Criadores e Pesquisadores (ANCP). As variáveis explanatórias utilizadas no modelo foram idade ao primeiro parto, estação de nascimento, ano de nascimento, fazenda e número de partos. De acordo com testes log-rank dentro de cada critério, todas as variáveis explanatórias tiveram efeito significativo sobre idade da vaca ao último parto ($P < 0,05$). Testes log-rank entre critérios apresentaram diferenças significativas de idade da vaca ao último parto entre variáveis explanatórias ($P < 0,05$) e classes de variáveis explanatórias entre critérios ($P < 0,05$). O modelo de Cox apresentou resultados equivalentes aos encontrados pelo método de Kaplan-Meier. O formato das curvas na metodologia de Kaplan-Meier foram semelhantes para as variáveis explanatórias e suas classes nos três critérios estudados. Quanto maior o valor do critério adotado, maior foi o número de vacas com informações completas incluídas na análise. Houve diferenças significativas ($P < 0,05$) entre as funções de sobrevivência e risco dos três critérios adotados. Variações nos critérios de censura não alteram a capacidade dos modelos nem da variável de explicar longevidade.

Palavras-chave: estimador Kaplan-Meier, longevidade, modelo de riscos proporcionais de Cox

1 – INTRODUÇÃO

Habilidade de permanência da vaca no rebanho é uma característica importante para bovinocultura. Quanto maior esta for, maior será a chance do animal gerar lucro. Há diferentes termos associados à habilidade de permanência no rebanho como sobrevivência, longevidade e duração da vida produtiva. Existem várias medidas de habilidade de permanência no rebanho como número de partos, número de lactações completas, dias ou meses em lactação ao longo da vida e duração da vida produtiva.

Vida total é uma medida do número de dias ou meses do nascimento até a data de descarte (GALBRAITH, 2003). É geralmente particionada em dois períodos: (i) o período do nascimento até a primeira parição e (ii) o período da primeira parição até o descarte (ESSL, 1998). O segundo período é comumente chamado de duração da vida produtiva e, como a data exata de descarte dos animais vivos é desconhecida no momento do estudo, estas observações são censuradas. Assim, Ducrocq (1987) propôs estudar esta característica por meio de métodos de análise de sobrevivência. Segundo o autor, o evento que finaliza a vida produtiva da vaca é chamado de descarte. Há dois tipos de descarte: (i) quando a decisão de descarte ocorre por conta de fatores além do controle do criador o descarte é involuntário; (ii) quando a decisão de descarte do animal depende somente da vontade do criador o descarte é voluntário. Esta diferença leva a dois conceitos: habilidade de permanência no rebanho real e funcional. O primeiro conceito é definido como a habilidade de retardar o descarte. O segundo é definido como a habilidade de retardar descarte involuntário.

Longevidade não é afetada por descarte voluntário. Entretanto, descarte voluntário é uma atividade essencial no melhoramento animal (ESSL, 1998). Para lidar com esse evento, ajustes de medidas de longevidade para medidas de produção são comumente recomendadas (STRANDBERG; SÖLKNER, 1996). Como descarte por conta de produção é um fenômeno que ocorre estritamente dentro de fazenda (ROBERTSON, 1966; VAN ARENDONK, 1986), as correções utilizadas envolvem o ajuste das observações para médias da fazenda (DUCROCQ, 1987, ESSL, 1998).

Caetano et al. (2012), estudaram a idade da vaca ao último parto (IVUP) como medida de habilidade de permanência da vaca no rebanho. Esta variável torna possível a avaliação da presença contínua da vaca no rebanho. É fácil de mensurar e geralmente faz parte dos registros da fazenda. Para estudar habilidade de permanência da vaca no rebanho por meio desta variável, esta precisa estar associada a um critério de censura. Este é a diferença entre a data da vaca ao último parto e a data do último parto na fazenda. Se a diferença foi maior que 36 meses, então a vaca falhou indicando que a mesma poderia ser descartada. Caso contrário, a vaca foi censurada e ainda pode parir. Para avaliar variáveis com observações censuradas, métodos de análise de sobrevivência foram utilizados. Assim, estes métodos levam em consideração tanto informações completas, dos animais que deixaram o rebanho, quanto informações incompletas, de animais que ainda podem parir mas não se sabe a data exata deste evento. O critério de 36 meses foi utilizado porque este intervalo de tempo é suficiente para um novo parto ocorrer no rebanho e porque além deste período, os interesses econômicos dos produtores são afetados. Mas como o intervalo entre partos médio estimado em gado Nelore é de 16 meses (PEREIRA, 2012), diferentes critérios entre estes dois valores devem ser considerados.

O objetivo deste estudo foi avaliar diferentes critérios de censura iguais a 16, 26 e 36 meses para estudar a idade da vaca ao último parto em gado de corte da raça Nelore por meio do estimador de Kaplan-Meier e modelo de Cox.

2 – MATERIAL E MÉTODOS

2.1 – Origem dos dados

O banco de dados utilizado neste estudo foi cedido pelo Programa de Melhoramento Genético da raça Nelore, coordenado pela Associação Nacional de Criadores e Pesquisadores – ANCP. Este é composto por registros de produção e reprodução de 22312 observações de vacas, distribuídos em 13 fazendas localizadas nos estados de Goiás, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais e São Paulo. Os animais nasceram entre cinco de março de 1967 e primeiro de outubro de 2009.

O número mínimo de partos foi igual a um e o máximo igual a 17, com média de 5,785 partos por vaca. Registros de animais sem informações de data de nascimento, data do parto e de reprodução foram descartados. O desmame ocorreu por volta de seis a oito meses de idade. As vacas são filhas de 2113 touros. O manejo reprodutivo consistiu de estação de acasalamento com duração entre 90 e 130 dias usando inseminação artificial ou monta natural controlada.

A habilidade de permanência da vaca no rebanho foi medida por meio da variável idade da vaca ao último parto (IVUP), ou seja, a idade que a vaca possuía no seu parto mais recente de acordo com o banco de dados. A média de IVUP foi de $103,95 \pm 39,76$ meses, com mínimo de 33 e máximo de 259 meses e coeficiente de variação igual a 38,25%. Como alguns animais ainda não haviam atingido suas últimas partições no momento da colheita dos dados, um critério de censura foi utilizado. Este consistiu da diferença entre a data ao último parto do animal e a data do último parto na fazenda. Se esta diferença foi maior que o valor adotado, a vaca foi considerada falha, ou com informação completa (censura=1). Caso contrário, a vaca foi censurada, ou com informação incompleta (censura=0), indicando que um parto futuro poderia ainda ocorrer para a vaca. Três critérios de censura foram considerados: 16, 26 e 36 meses. O critério de 16 meses foi proposto por ser o valor médio estimado de intervalo entre partos na raça Nelore no banco de dados. O critério de 26 meses foi proposto por ser valor médio entre 16 e 36 meses. O critério de 36 meses foi considerado por ser intervalo de tempo suficiente para que novo parto ocorresse na fazenda.

As variáveis explanatórias consideradas no estudo foram idade ao primeiro parto (IPP), período de nascimento (EN), ano de nascimento (ANO), fazenda (FAZ) e número de partos (NP). A variável explanatória IPP foi classificada em três grupos: grupo 1 (de 21 a 30 meses de idade), grupo 2 (de 31 a 40 meses de idade) e grupo 3 (de 41 a 45 meses de idade). A variável explanatória EN foi classificada em Chuva e Seca.

2.2 – Análises estatísticas

O método de Kaplan-Meier foi utilizado para estimar a habilidade da vaca permanecer no rebanho por meio da IVUP levando em consideração as variáveis explanatórias propostas no estudo. O teste log-rank foi utilizado para comparar as curvas geradas pelo método de Kaplan-Meier para cada classe de variável explanatória dentro e entre critérios. Ambos são métodos não-paramétricos.

O método semi-paramétrico de regressão de Cox foi utilizado para estimar o risco de descarte da vaca por meio de IVUP, levando-se em consideração as variáveis explanatórias propostas no estudo. O teste de razão de verossimilhança foi utilizado para avaliar se o modelo de Cox testado foi adequado, verificando se a hipótese nula (a diferença entre o modelo parcial e completo é igual a zero) seria rejeitada ou não a nível de significância de 5%. O ajuste do modelo foi avaliado por meio da técnica gráfica de Schoenfeld (1982) para resíduos padronizados. Todas as análises de sobrevivência foram realizadas utilizando o pacote “survival” (THERNEAU, 2013) do software R (versão 3.0.1).

O modelo misto utilizado foi:

$$\lambda(t; x, z) = \lambda_0(t) \exp\{x'\beta + z'\alpha\},$$

em que $\lambda(t; x, z)$ é a função de risco de descarte da vaca, dependente de IVUP; $\lambda_0(t)$ é a função de risco base; β é o vetor de efeitos das variáveis explanatórias; α é o vetor de efeitos aleatórios e x e z são os vetores de incidência de β e α , respectivamente.

Os registros dos touros foram considerados como efeitos aleatórios no modelo (termo de fragilidade), dado que as filhas do mesmo touro apresentaram performance similar em relação a IVUP, provavelmente explicados por fatores genéticos. Ducrocq e Casella (1996) afirmaram que a distribuição gama é associada ao termo de fragilidade por conta de sua flexibilidade e conveniência matemática. Portanto, a distribuição gama foi utilizada neste estudo. Nenhuma distribuição paramétrica foi assumida para o risco base. O número de filhas por touro variou de um a 301.

3 – RESULTADOS

3.1 – Estimativas de Kaplan-Meier

O número total de vacas, o número de vacas censuradas e a porcentagem de vacas censuradas por fazenda, idade ao primeiro parto e estação de nascimento para os critérios de 16, 26 e 36 meses estão apresentados nas Tabelas 1, 2 e 3, respectivamente. O critério de 16 meses apresentou o menor número de vacas censuradas e o de 36 meses, o maior. Os gráficos das funções de sobrevivência para IPP, EN, FAZ e NP para cada critério estão nas Figuras 1 a 12. A habilidade de permanecer no rebanho foi maior para o valor de critério de censura maior. O teste log-rank realizado dentro de cada critério indicou que há diferenças significativas ($P < 0,05$) entre classes das variáveis explanatórias, sugerindo que estas afetam a habilidade da vaca permanecer no rebanho. O teste log-rank indicou que há diferenças significativas ($P < 0,05$) entre as curvas dos diferentes critérios. A média de IVUP e seu respectivo desvio-padrão foi de $85,19 \pm 35,47$ meses.

Tabela 1. Número total, número e porcentagem de vacas que foram censuradas para o critério de 16 meses por cada classe de variável explanatória.

Variável explanatória	Número de vacas	Número de vacas censuradas	Porcentagem de vacas censuradas
IPP			
21 – 30	3361	1266	37,66
31 – 40	15747	4164	26,44
41 – 49	3204	516	16,10
Total	22312	5946	26,65
Estação de nascimento			
Seca	9367	2332	24,89
Chuva	12945	3614	27,90
Total	22312	5946	26,65
Fazenda			
1	2401	514	21,40
2	337	71	21,06
3	3008	545	18,19
4	568	131	23,06
5	2960	1196	40,40
6	4463	1668	37,37
7	1771	93	5,25
8	565	80	14,16
9	872	232	26,60
10	695	178	25,61
11	2758	858	31,10
12	683	48	7,02
13	1231	332	26,97
Total	22312	5946	26,65

Tabela 2. Número total, número e porcentagem de vacas que foram censuradas para o critério de 26 meses por cada classe de variável explanatória.

Variável explanatória	Número de vacas	Número de vacas censuradas	Porcentagem de vacas censuradas
IPP			
21 – 30	3361	1606	47,78
31 – 40	15747	5084	32,28
41 – 49	3204	608	18,97
Total	22312	7298	32,70
Estação de nascimento			
Seca	9367	2758	29,44
Chuva	12945	4540	35,07
Total	22312	7298	32,70
Fazenda			
1	2401	675	28,11
2	337	79	23,44
3	3008	718	23,87
4	568	155	27,28
5	2960	1564	52,83
6	4463	1812	40,60
7	1771	106	5,98
8	565	117	20,70
9	872	282	32,34
10	695	226	32,51
11	2758	1022	37,05
12	683	65	9,51
13	1231	477	38,74
Total	22312	7298	32,70

Tabela 3. Número total, número e porcentagem de vacas que foram censuradas para o critério de 36 meses por cada classe de variável explanatória.

Variável explanatória	Número de vacas	Número de vacas censuradas	Porcentagem de vacas censuradas
IPP			
21 – 30	3361	1844	54,86
31 – 40	15747	6070	38,54
41 – 49	3204	732	22,84
Total	22312	8646	38,75
Estação de nascimento			
Seca	9367	3322	35,46
Chuva	12945	5324	41,12
Total	22312	8646	38,75
Fazenda			
1	2401	870	36,23
2	337	87	25,81
3	3008	896	29,78
4	568	179	31,51
5	2960	1695	57,26
6	4463	2136	47,86
7	1771	132	7,45
8	565	137	24,24
9	872	321	36,81
10	695	293	42,15
11	2758	1163	42,16
12	683	150	21,96
13	1231	587	47,68
Total	22312	8646	38,75

3.2 – Efeitos fixos

3.2.1 – Idade ao primeiro parto

Os efeitos das variáveis explanatórias foram estudados separadamente para facilitar a visualização das curvas estimadas. A variável explanatória IPP apresentou desempenho similar nos três critérios estudados (Figuras 1, 2 e 3).

O grupo 2 apresentou o maior número total de animais e de vacas censuradas. Os grupos 1 e 3 apresentaram números similares de total de animais e vacas censuradas. A porcentagem de vacas censuradas foi a menor no grupo 1 e a maior no grupo 3 (Tabelas 1, 2 e 3).

Para baixos valores de IVUP, a habilidade de permanecer no rebanho foi a menor para os animais do grupo 1 e a maior para animais do grupo 3. Conforme os valores de IVUP aumentaram, uma inversão ocorreu e a habilidade de permanecer no rebanho do grupo 3 ficou menor que a do grupo 1. Na mediana ($P(\text{permanência})=0,5$), a habilidade de permanência no rebanho foi a maior para valores de IPP do grupo 3 em todos os critérios (Figuras 1, 2 e 3).

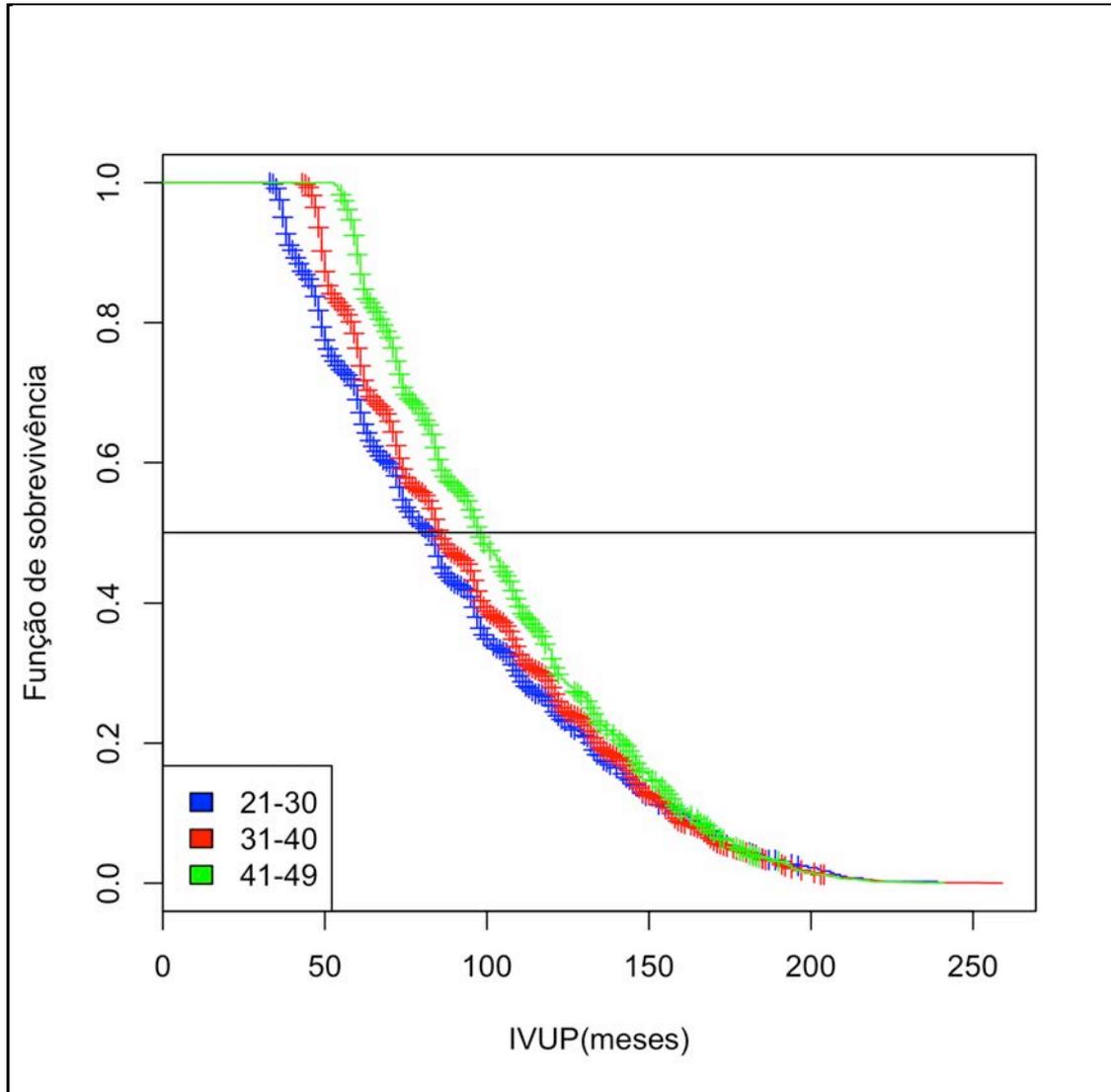


Figura 1. Estimativas de habilidade de permanência da vaca no rebanho (Função de sobrevivência) em função da idade da vaca ao último parto (IVUP) para grupos de idade ao primeiro parto considerando o critério de 16 meses.

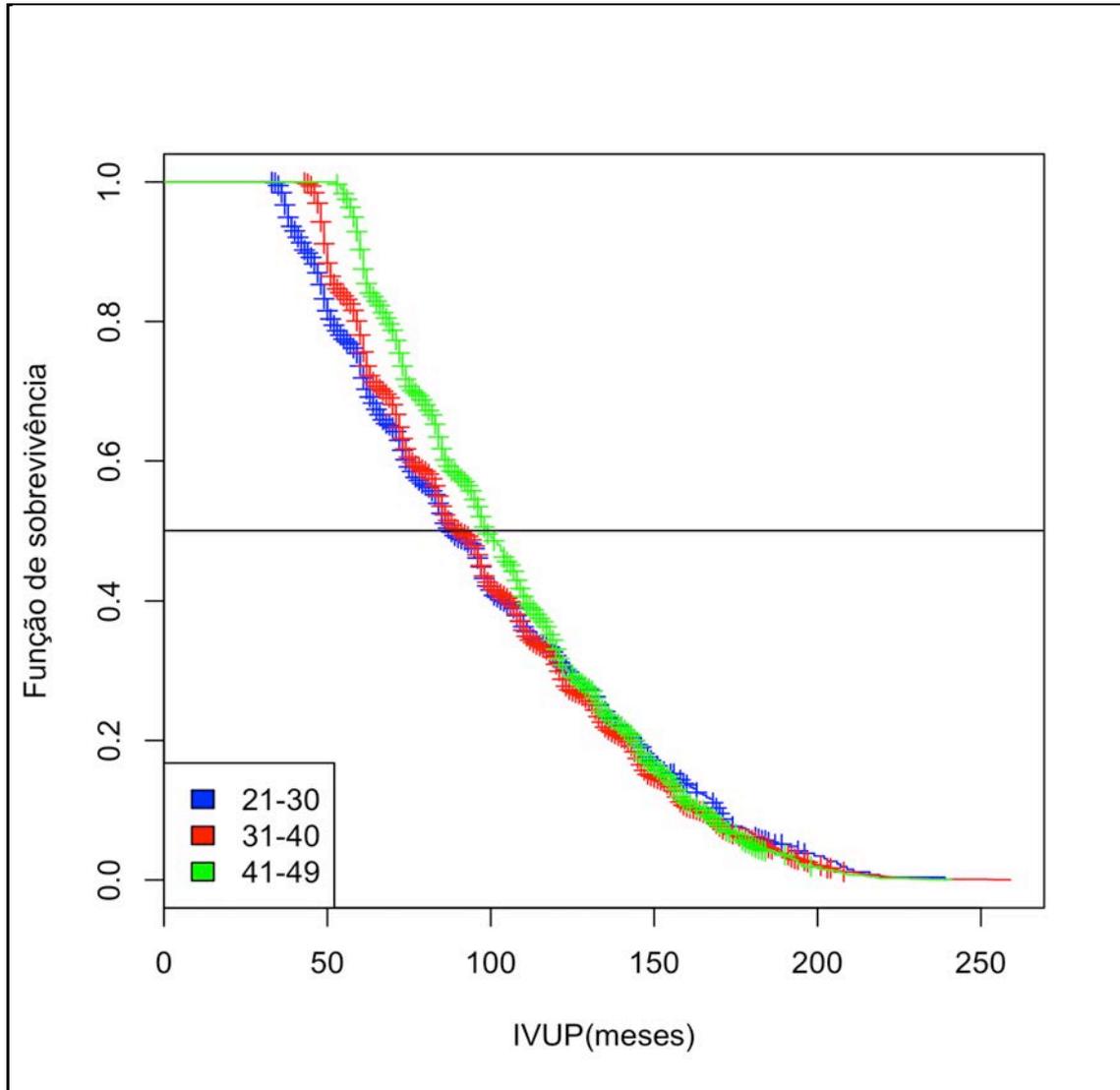


Figura 2. Estimativas de habilidade de permanência da vaca no rebanho (Função de sobrevivência) em função da idade da vaca ao último parto (IVUP) para grupos de idade ao primeiro parto considerando o critério de 26 meses.

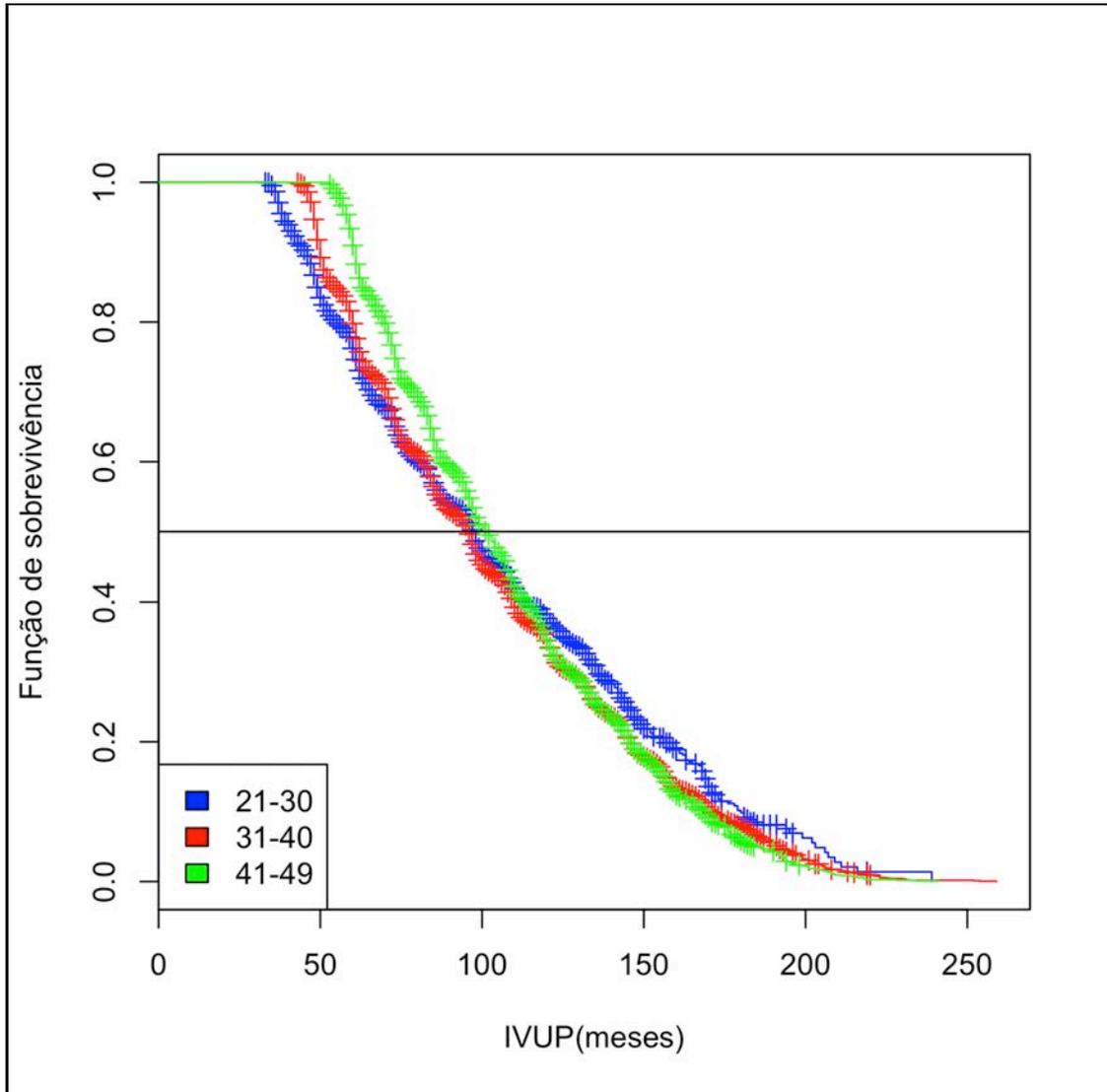


Figura 3. Estimativas de habilidade de permanência da vaca no rebanho (Função de sobrevivência) em função da idade da vaca ao último parto (IVUP) para grupos de idade ao primeiro parto considerando o critério de 36 meses.

3.2.2 – Estação de nascimento

A maior proporção de animais nasceu durante a estação da chuva. Esta época foi também a que apresentou o maior número de vacas censuradas. A porcentagem de vacas censuradas na estação das chuvas foi ligeiramente maior que a porcentagem de vacas censuradas na estação da seca (Tabelas 1, 2 e 3).

A habilidade de permanência no rebanho é maior para os animais nascidos na estação de seca comparado aos animais nascidos na estação chuvosa. Estes resultados foram similares para os três critérios (Figuras 4, 5 e 6).

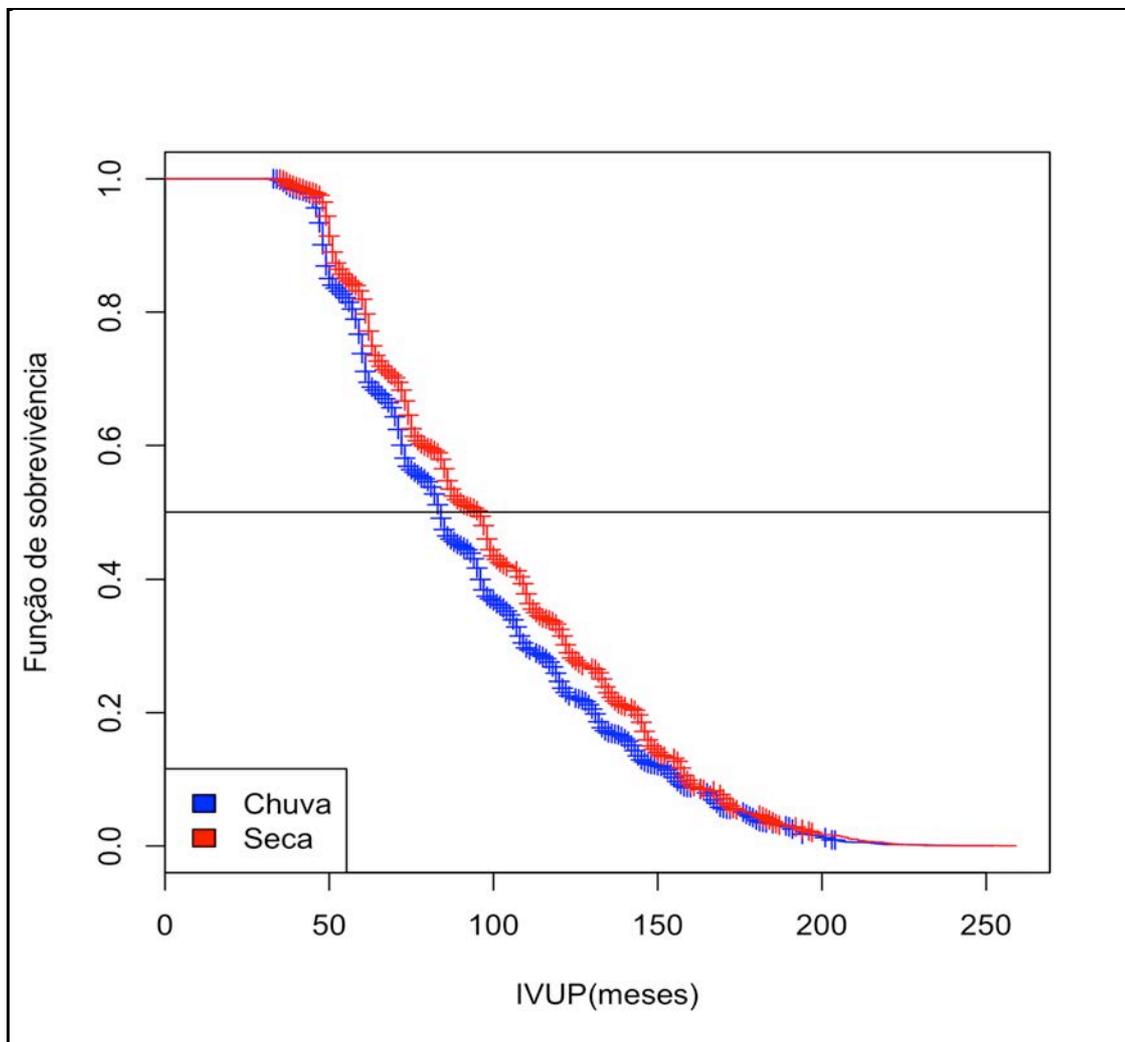


Figura 4. Estimativas de habilidade de permanência da vaca no rebanho (Função de sobrevivência) em função da idade da vaca ao último parto (IVUP) para estação de nascimento considerando o critério de 16 meses.

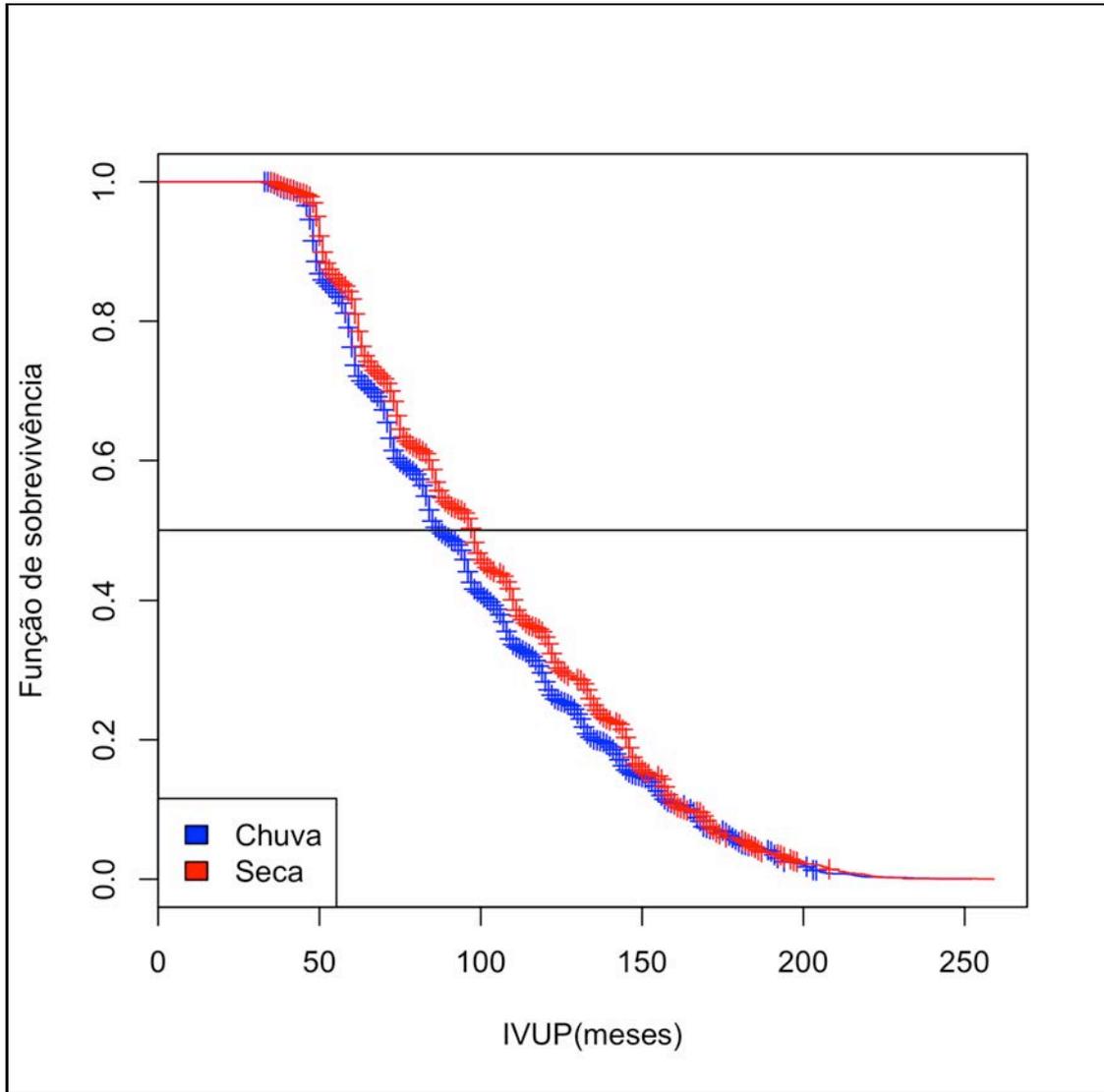


Figura 5. Estimativas de habilidade de permanência da vaca no rebanho (Função de sobrevivência) em função da idade da vaca ao último parto (IVUP) para estação de nascimento considerando o critério de 26 meses.

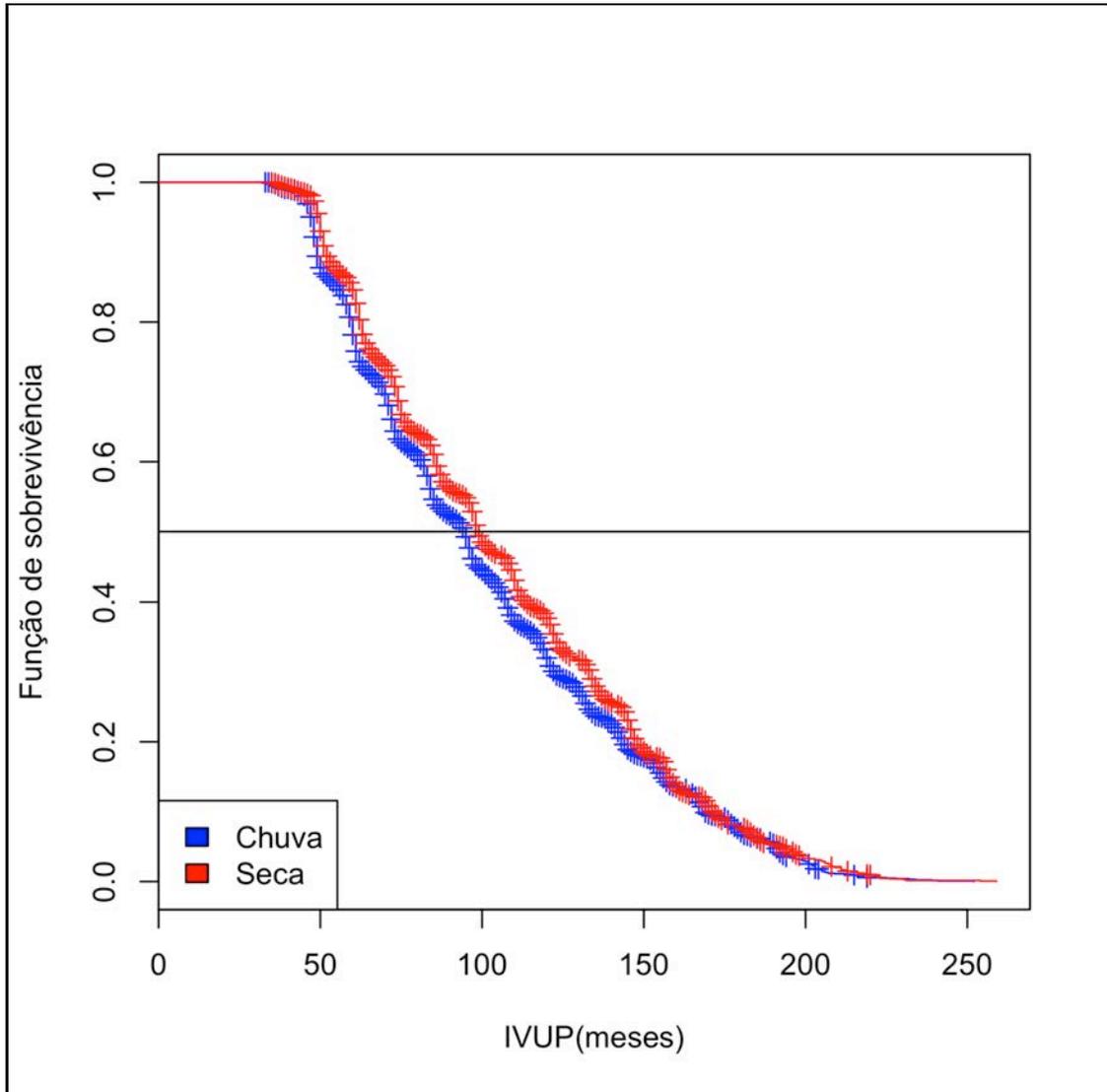


Figura 6. Estimativas de habilidade de permanência da vaca no rebanho (Função de sobrevivência) em função da idade da vaca ao último parto (IVUP) para estação de nascimento considerando o critério de 36 meses.

3.2.3 – Fazenda

A fazenda com o menor número de animais foi a fazenda 2 com um total de 337 animais. A fazenda com o maior número de animais foi a 6 com um total de 4463 animais. As fazendas com a menor e a maior porcentagem de vacas censuradas foram as fazendas 7 e 5, respectivamente (Tabelas 1, 2 e 3). As fazendas que apresentaram a menor e a maior estimativa de habilidade de permanência da vaca no rebanho foram as fazendas 12 e 6, respectivamente. As

curvas estimadas de habilidade de permanência da vaca no rebanho foram semelhantes para os três critérios (Figuras 7, 8 e 9).

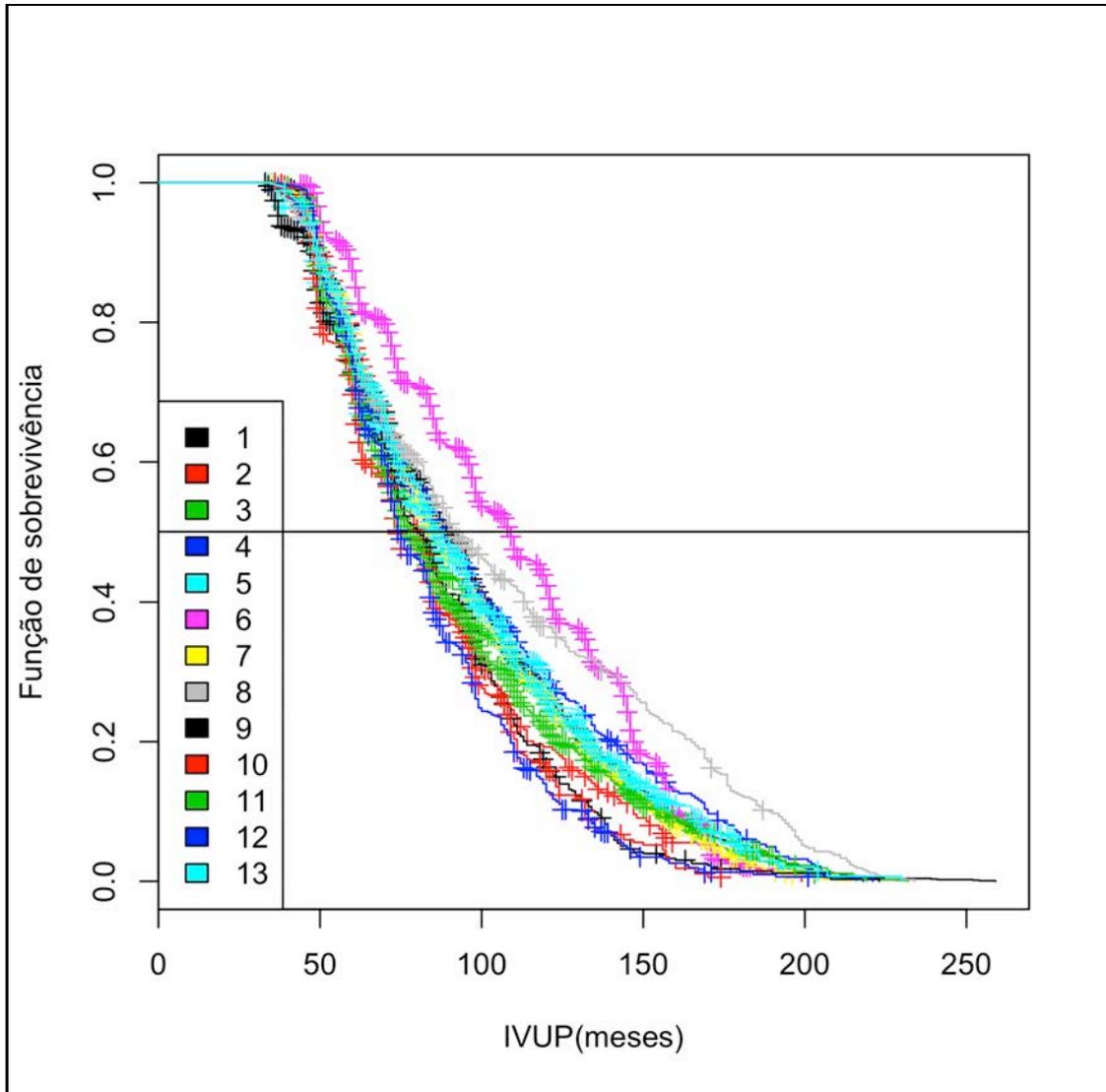


Figura 7. Estimativas de habilidade de permanência da vaca no rebanho (Função de sobrevivência) em função da idade da vaca ao último parto (IVUP) por fazenda considerando o critério de 16 meses.

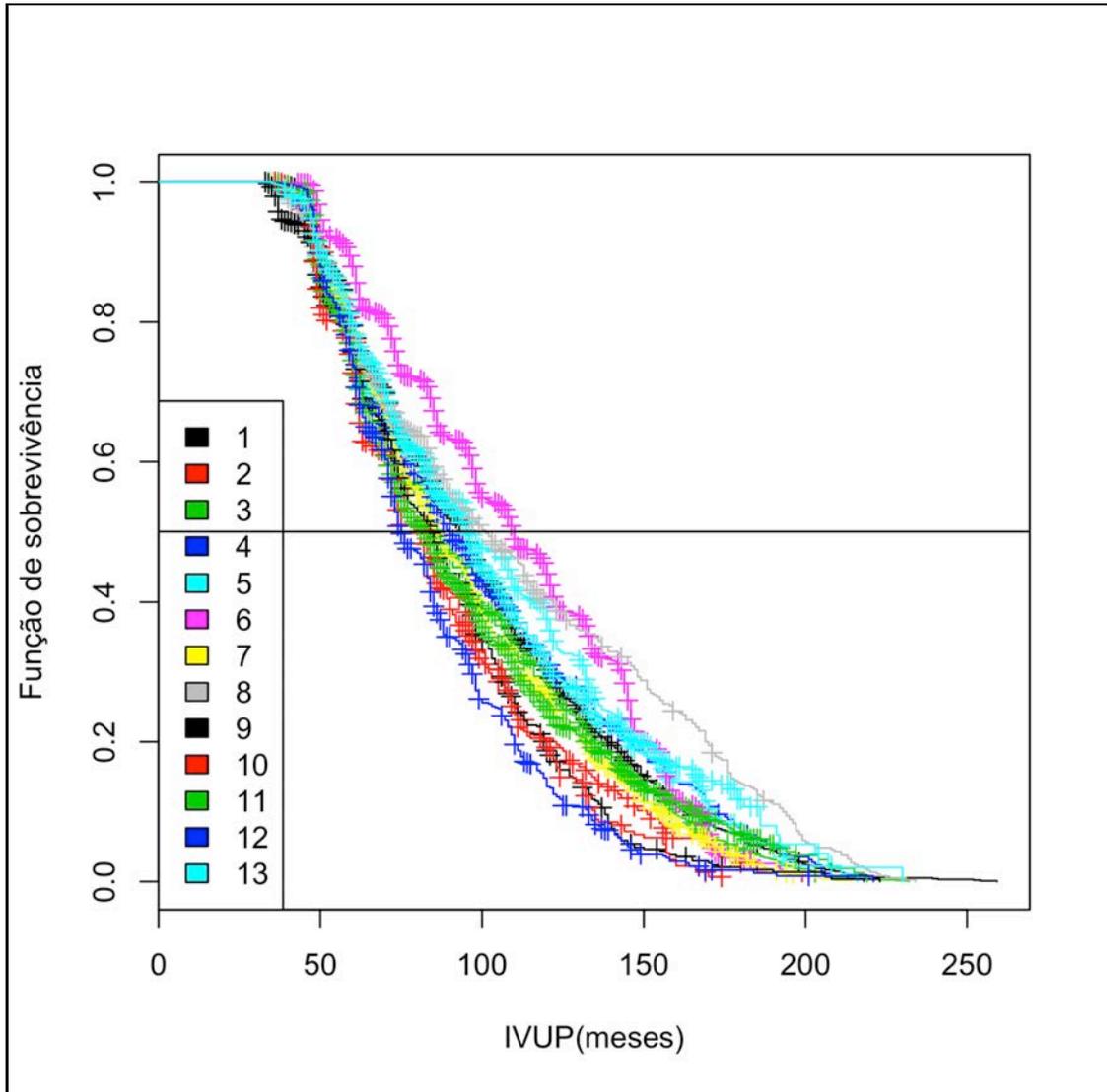


Figura 8. Estimativas de habilidade de permanência da vaca no rebanho (Função de sobrevivência) em função da idade da vaca ao último parto (IVUP) por fazenda considerando o critério de 26 meses.

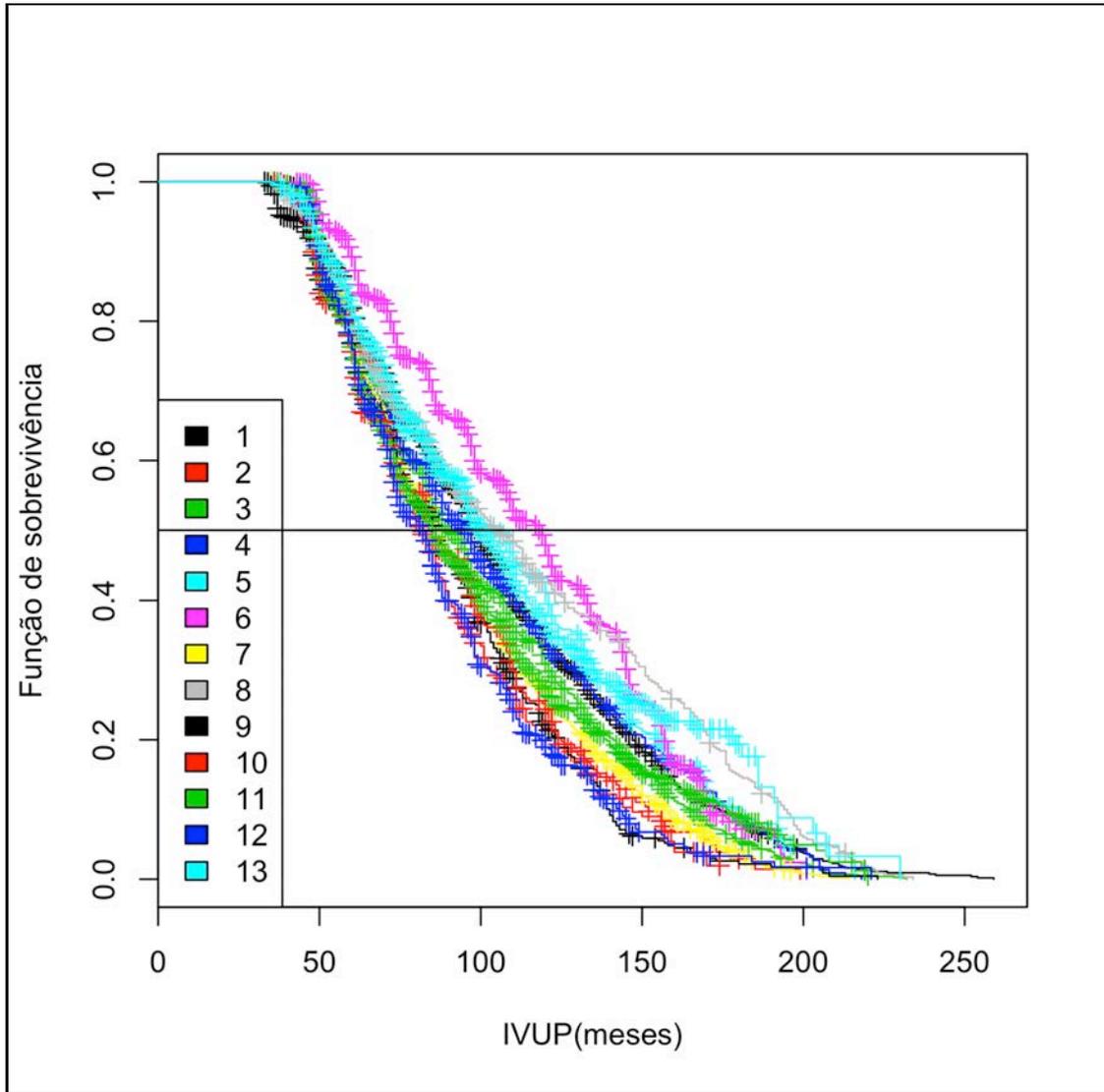


Figura 9. Estimativas de habilidade de permanência da vaca no rebanho (Função de sobrevivência) em função da idade da vaca ao último parto (IVUP) por fazenda considerando o critério de 36 meses.

3.2.4 – Ano de nascimento

Não houve vacas censuradas no período de 1967 a 1993. Os anos com o menor número de vacas censuradas foram 1994 e 2009 com apenas uma observação censurada. O ano com o maior número de vacas censuradas foi 2006. Para os critérios de 16, 26 e 36 meses, o número de observações censuradas foram iguais a 1070, 1343 e 1396, respectivamente. O número de vacas censurados aumentou até o ano de 2006 e a partir deste ano, passou a diminuir. Estes resultados foram similares nos três critérios.

3.2.5 – Número de partos

O número de vacas censuradas que detinham apenas um parto foi igual a dois para os três critérios. Mas o número vacas censuradas que continham dois partos foi o maior dentre todas as classes da variável explanatória número de partos. Para o critério de 16, 26 e 36 meses, este valor foi igual a 1476, 1901 e 2293 observações censuradas, respectivamente. O número de vacas censuradas passou a diminuir nas classes de número de partos seguintes. Este resultado foi igual para todos os critérios.

A média e o desvio-padrão foi de $4,36 \pm 2,49$ partos por vaca. O efeito de NP sobre IVUP foi altamente significativo ($P < 0,01$) e com correlação linear de 0,92 (p-valor = $2,2 \times 10^{-6}$).

Para maiores valores de número de partos, maiores foram as habilidades de permanência no rebanho (Figuras 10, 11 e 12).

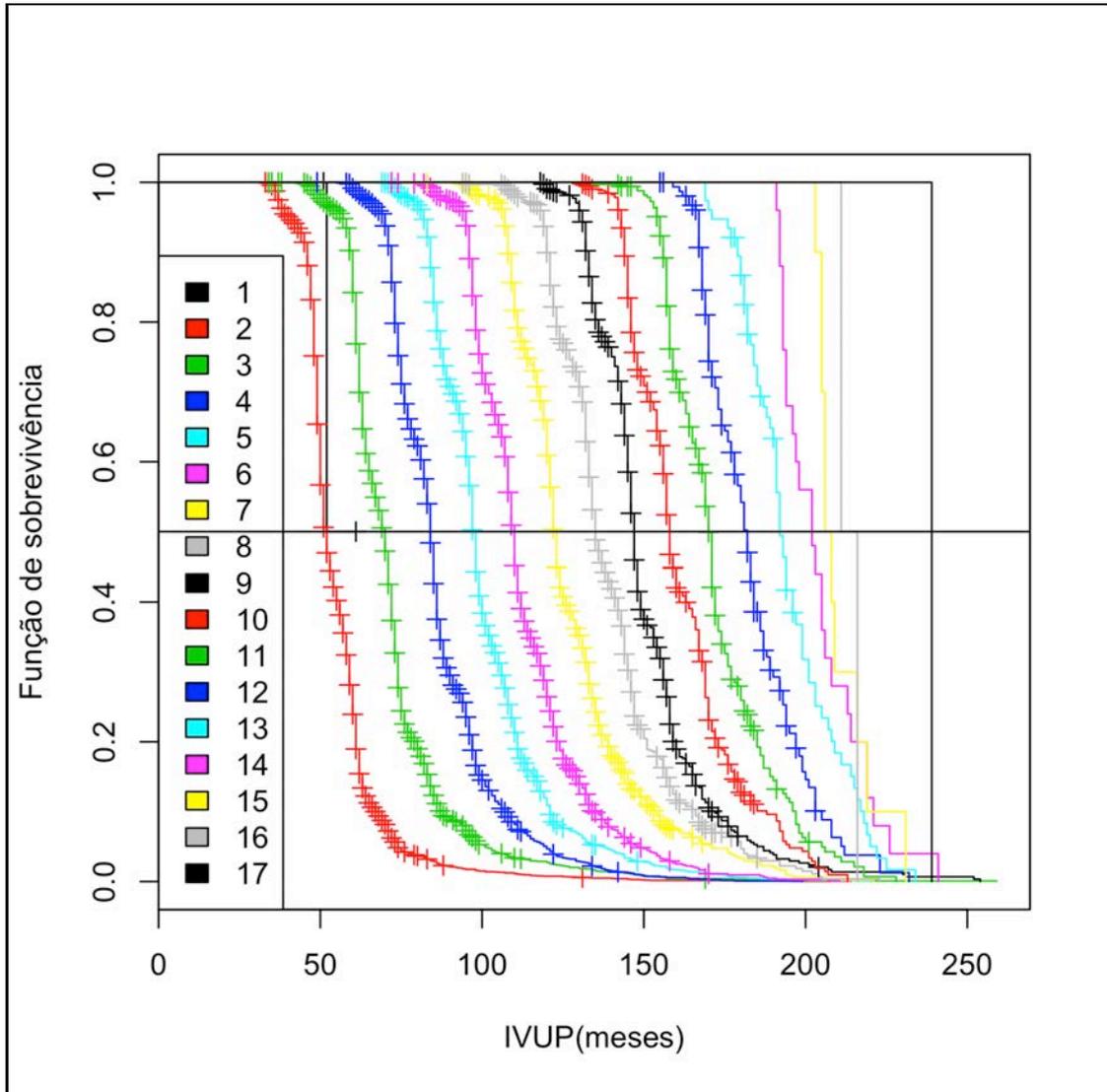


Figura 10. Estimativas de habilidade de permanência da vaca no rebanho (Função de sobrevivência) em função da idade da vaca ao último parto (IVUP) por número de partos considerando o critério de 16 meses.

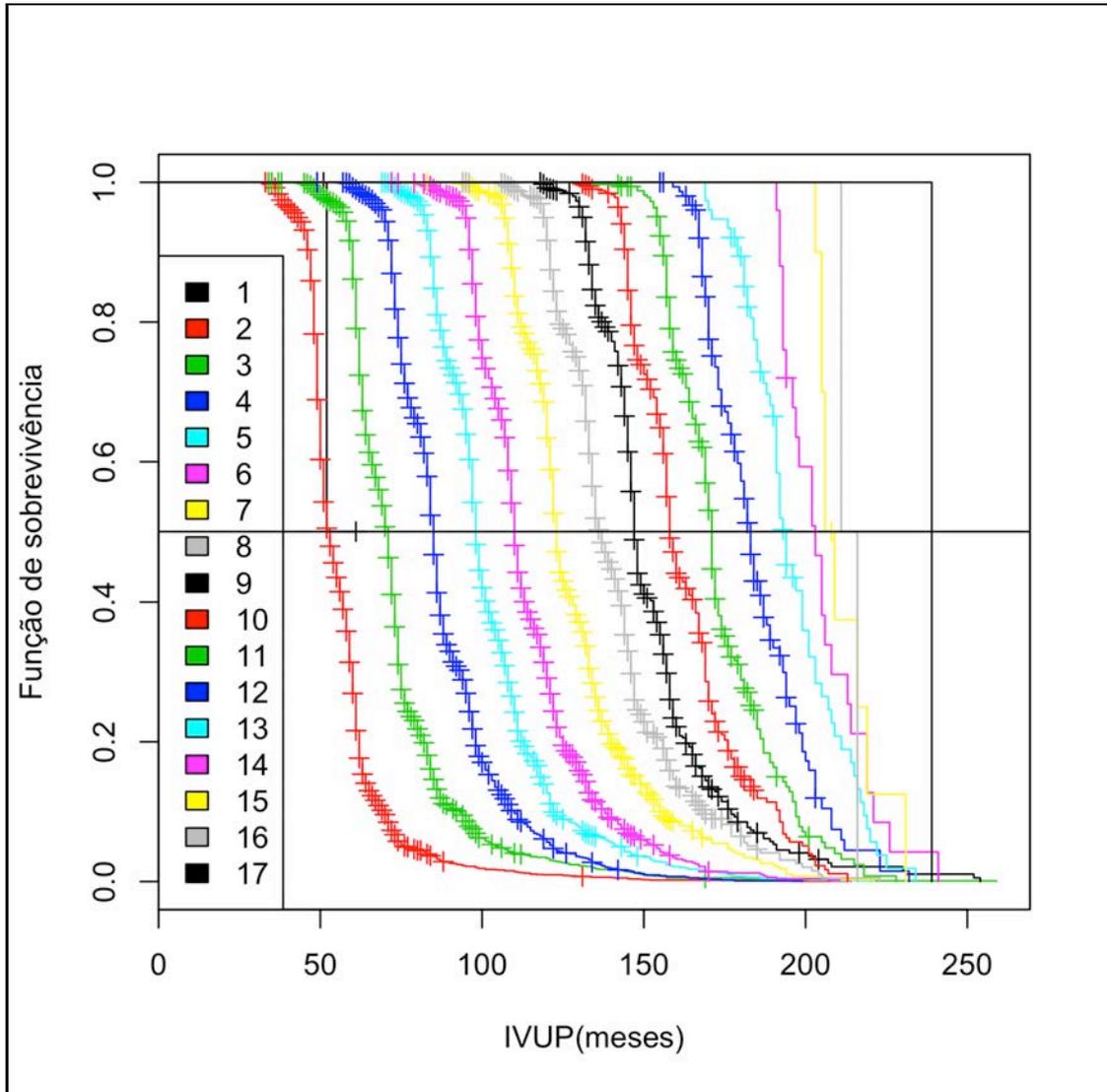


Figura 11. Estimativas de habilidade de permanência da vaca no rebanho (Função de sobrevivência) em função da idade da vaca ao último parto (IVUP) por número de partos considerando o critério de 26 meses.

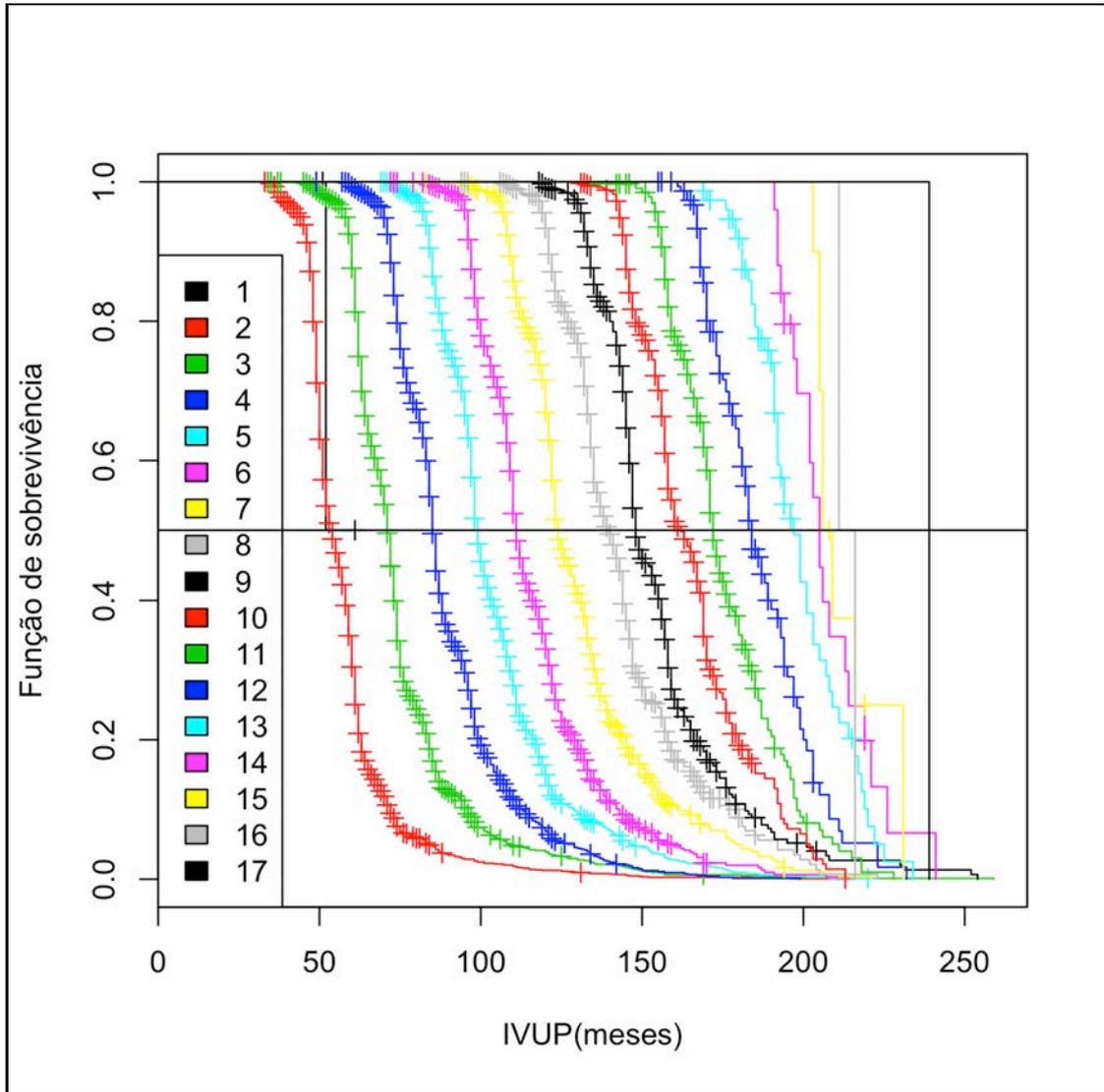


Figura 12. Estimativas de habilidade de permanência da vaca no rebanho (Função de sobrevivência) em função da idade da vaca ao último parto (IVUP) por número de partos considerando o critério de 36 meses.

3.3 – Modelo de Cox

As estimativas dos coeficientes de regressão, os erros-padrão, estatísticas qui-quadrado e p-valores de cada classe da cada variável explanatória para os critérios de 16, 26 e 36 meses estão apresentados nas Tabelas 4, 5 e 6, respectivamente.

O número de fazendas com p-valor não-significativo ($P > 0,05$) diminuiu conforme o valor do critério de censura aumentou. Os efeitos das fazendas 5 e 9 não foram significativos sobre o risco de descarte ($P > 0,05$) em todos os critérios. Os efeitos de IPP, EN, ANO e NP foram significativos sobre o risco de descarte ($P < 0,05$). Isto significa que estas variáveis explanatórias influenciam a habilidade de permanência da vaca no rebanho. O termo de fragilidade, relacionado com os touros, foi significativo ($P < 0,05$). Isto significa que os touros influenciaram a habilidade de permanência no rebanho de suas filhas. A hipótese de que os coeficientes estimados pelo modelo de Cox são iguais a zero foi rejeitada ($P < 0,05$).

Tabela 4. Estimativas dos coeficientes de regressão do modelo de Cox em relação às variáveis explanatórias, erro-padrão e p-valor, sobre IVUP para o critério de 16 meses.

Variável explanatória	Estimativa	EP	p-valor
Estação de nascimento			
Seca	-0,2455	0,02159	$<10^{-20}$
IPP			
Grupo 2	-0,5068	0,02812	$<10^{-20}$
Grupo 3	-1,1742	0,03896	$<10^{-20}$
Ano	0,0107	0,00279	$1,2 \times 10^{-4}$
Fazenda			
2	-0,2636	0,07352	$3,4 \times 10^{-4}$
3	-0,1558	0,05094	$2,2 \times 10^{-3}$
4	-0,2604	0,06742	$1,1 \times 10^{-4}$
5	0,0793	0,05290	$1,3 \times 10^{-1}$
6	-0,5957	0,06077	$<10^{-20}$
7	0,1599	0,05244	$2,3 \times 10^{-3}$
8	-0,6506	0,07006	$<10^{-20}$
9	0,1087	0,06913	$1,2 \times 10^{-1}$
10	0,0950	0,09285	$3,1 \times 10^{-1}$
11	-0,4708	0,04885	$<10^{-20}$
12	-0,2879	0,07181	$6,1 \times 10^{-5}$
13	-0,7080	0,05509	$<10^{-20}$
NP	-0,9022	0,00715	$<10^{-20}$
Fragilidade (touro; distribuição=gama)			$<10^{-20}$

Tabela 5. Estimativas dos coeficientes de regressão do modelo de Cox em relação às variáveis explanatórias, erro-padrão e p-valor, sobre IVUP para o critério de 26 meses.

Variável explanatória	Estimativa	EP	p-valor
Estação de nascimento			
Seca	-0,2500	0,02271	$<10^{-20}$
IPP			
Grupo 2	-0,4623	0,03053	$<10^{-20}$
Grupo 3	-1,1281	0,04125	$<10^{-20}$
Ano	-0,0117	0,00301	$1,0 \times 10^{-4}$
Fazenda			
2	-0,2249	0,07554	$2,9 \times 10^{-3}$
3	-0,2511	0,05416	$3,5 \times 10^{-6}$
4	-0,3064	0,07086	$1,5 \times 10^{-5}$
5	-0,0642	0,05733	$2,6 \times 10^{-1}$
6	-0,6096	0,06497	$<10^{-20}$
7	0,1670	0,05427	$2,1 \times 10^{-3}$
8	-0,7325	0,07380	$<10^{-20}$
9	0,0495	0,07384	$5,0 \times 10^{-1}$
10	0,0839	0,10074	$4,0 \times 10^{-1}$
11	-0,4714	0,05196	$<10^{-20}$
12	-0,2874	0,07478	$1,2 \times 10^{-4}$
13	-0,8136	0,05968	$<10^{-20}$
NP	-0,8997	0,00740	$<10^{-20}$
Fragilidade (touro; distribuição=gama)			$<10^{-20}$

Tabela 6. Estimativas dos coeficientes de regressão do modelo de Cox em relação às variáveis explanatórias, erro-padrão e p-valor, sobre IVUP para o critério de 36 meses.

Variável explanatória	Estimativa	EP	p-valor
Estação de nascimento			
Seca	-0,2677	0,02392	$<10^{-20}$
IPP			
Grupo 2	-0,4564	0,03285	$<10^{-20}$
Grupo 3	-1,1197	0,04373	$<10^{-20}$
Ano	-0,0365	0,00326	$<10^{-20}$
Fazenda			
2	-0,1227	0,07812	$1,2 \times 10^{-1}$
3	-0,2749	0,05796	$2,1 \times 10^{-6}$
4	-0,2620	0,07513	$4,9 \times 10^{-4}$
5	0,0215	0,06124	$7,3 \times 10^{-1}$
6	-0,6489	0,07149	$<10^{-20}$
7	0,2568	0,05677	$6,1 \times 10^{-6}$
8	-0,6731	0,07719	$<10^{-20}$
9	0,0865	0,07869	$2,7 \times 10^{-1}$
10	0,0811	0,11193	$4,7 \times 10^{-1}$
11	-0,3901	0,05544	$2,0 \times 10^{-12}$
12	-0,3880	0,08090	$1,6 \times 10^{-6}$
13	-0,7882	0,06458	$<10^{-20}$
NP	-0,9046	0,00777	$<10^{-20}$
Fragilidade (touro; distribuição=gama)			$<10^{-20}$

4 – DISCUSSÃO

Métodos de análise de sobrevivência foram aplicados com as variáveis explanatórias idade ao primeiro parto, estação de nascimento, ano de nascimento, fazenda e número de partos para avaliar a variável idade da vaca ao último parto como medida de habilidade de permanência da vaca no rebanho. O intervalo de tempo de 16 meses é menor que o intervalo de tempo de 36 meses. Assim, o número de vacas com IVUP dentro da faixa de censura de 16 meses é menor que o número de vacas com IVUP dentro da faixa de 36 meses. Como a vaca censurada é aquela que ainda tem chances de parir e o número total de vacas é igual para os três critérios, então a habilidade de permanecer no rebanho considerando-se o critério de 36 meses é maior comparada à critérios de menor valor. O valor do critério pode ser interpretado como medida de intensidade. Quanto menor o valor do critério maior será o número de animais a falhar e, portanto, a serem possivelmente descartados.

A porcentagem de vacas censuradas foi menor para maiores valores de IPP, isto é, o número de vacas que ainda possuíam chance de parir foi menor para maiores valores de IPP. Porém, a habilidade de permanecer no rebanho foi maior para vacas com IPP maior quando comparada com valores menores de IPP. Isto se confirmou com a estimativa de risco pelo modelo de Cox com a menor estimativa para as três classes de IPP. Segundo Brody (1945), o prolongamento do período de crescimento provavelmente está associada com o aumento da expectativa de vida. Isto pode explicar a maior longevidade de espécies que atingem a maturidade tardiamente e talvez de alguns indivíduos dentro de espécie. Assim, sugere-se que animais que iniciam a fase reprodutiva mais tardiamente podem ser mais longevos.

Evidências de relação antagonista entre elevado rendimento de leite na primeira lactação e longevidade em bovinos de leite podem ser vistas em Essl (1982) e Sölkner (1989). Strandberg (1992) encontrou leve aumento na duração da vida produtiva com o aumento na IPP até os 30 meses de idade em bovinos de leite. Após esta idade, foi observado platô seguido de leve declínio. De acordo com Essl (1998), resultados em experimentos de seleção fornecem forte suporte à hipótese que animais precoces tem, em média, menos ciclos reprodutivos ausentes de

problemas comparados aos animais mais tardios. Wathes et al. (2008) encontraram que animais com rápido crescimento geralmente tem boa fertilidade juvenil e, portanto, menor IPP < 24 *meses*. Assim, estes animais tenderam a produzir mais leite na primeira lactação, perderam mais condicionamento corporal e demoraram mais para emprenhar novamente comparados à animais com taxas de crescimento menores e IPP entre 24 e 25 meses. Logo, os dois grupos chegaram à segunda lactação aproximadamente com a mesma idade.

De acordo com a Figura 3, por volta dos 110 meses de IVUP a habilidade de permanecer no rebanho dos animais do grupo 3 passou a ser menor que aqueles do grupo 1, mais precoces. Isto ocorreu porque com o passar do tempo, os animais do grupo 3 tornaram-se mais velhos que os animais do grupo 1 ao ponto de que a idade avançada reduziu a habilidade de permanência no rebanho destes animais quando comparado aos animais do grupo 1. Outra possível explicação é que um aumento da IPP causa aumento de habilidade de permanência no rebanho mas somente até certo ponto. Isto está de acordo com o resultado encontrado por Strandberg (1992) em que houve aumento de longevidade para vacas de leite com IPP até os 30 meses de idade.

A maior proporção de animais nasceu na estação chuvosa. Durante esta estação, o pasto é mais abundante, macio e com melhor valor nutricional. Porém, vacas que emprenharam durante a época das secas apresentaram maior habilidade de permanecer no rebanho. A melhora da qualidade e quantidade do pasto também é benéfica durante a gestação da vaca pois a elevada disponibilidade de alimento pode gerar um bezerro com maior peso ao nascer, o que pode aumentar a habilidade de permanecer no rebanho.

A habilidade de permanência da vaca no rebanho variou entre as fazendas. Esperávasse que as diferenças entre as fazendas gerasse estimativas de habilidade de permanência da vaca no rebanho também diferentes. Tais diferenças podem ser explicadas tanto pelas diferenças ambientais, incluindo manejo e clima, como também pelas diferenças genéticas entre as populações das diferentes fazendas.

O número de vacas censuradas aumentou até 2006 quando passou a declinar. Isto ocorreu porque, segundo Caetano et al. (2012), de acordo com o critério de censura utilizado, as vacas só foram consideradas falhas depois de 36

meses sem parir. Logo, vacas mais velhas excederam este limite mais frequentemente que vacas mais novas. O decréscimo de vacas censuradas a partir de 2006 ocorreu porque provavelmente estavam entre o primeiro e segundo partos. Werth et al. (1996), afirmaram que este período é o maior intervalo entre partos na vida produtiva da vaca. Isto ocorre porque geralmente nesta fase a mesma ainda está em desenvolvimento. Assim, a vaca possui três gastos de energia: para recuperar-se do parto, para completar seu desenvolvimento e para a manutenção ou metabolismo basal. Por isso, a habilidade da vaca permanecer no rebanho para esta idade é menor comparada às outras idades.

Número de partos é uma variável utilizada para medir longevidade da vaca (DUCROCQ, 1987). Diante da forte correlação estimada neste trabalho entre estas duas variáveis (0,92) sugere-se que a IVUP é característica adequada para medir a longevidade da vaca no rebanho. A partir da estimativa do coeficiente de regressão de NP no modelo de Cox (aproximadamente -0,90 para os três critérios) sugere-se que quanto maior o valor de NP, menor é o risco da vaca sair do rebanho.

5 – CONCLUSÕES

Variações no critério de censura não alteram a capacidade dos modelos nem da variável para explicar longevidade.

6 – REFERÊNCIAS

BRODY, S. **Bioenergetics and Growth**. Reinhold, New York, 1945.

CAETANO, S. L.; ROSA, G. J. M.; SAVEGNAGO, R. P.; RAMOS, S. B.; BEZERRA, L. A. F.; LÔBO, R. B.; PAZ, C. C. P.; MUNARI, D. P. Characterization of the variable cow's age at last calving as a measurement of longevity by using Kaplan-Meier estimator and the Cox model. **Animal** (Cambridge Print), v.7, p.540-546, 2012.

DUCROCQ, V. **An analysis of length of productive life in dairy cattle**. PhD thesis, Cornell University, Ithaca, NY, USA, 1987.

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

ESSL, A. Untersuchungen zur Problematik einer auf hohe Lebensleistung ausgerichteten Zucht bei Milchkühen. **Zuchtungskunde**, v.54, p.361-377, 1982.

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

GALBRAITH, F. **Genetic evaluation of longevity in Ayrshire and Jersey dairy cattle using a random regression model**. Dissertation. Department of Animal & Poultry Science, CGIL, University of Guelph, Guelph, Canada, 2003.

HAWORTH, G. M.; TRANTER, W. P.; CHUCK, J.; CHENG, Z.; WATHES, D. C. Relationships between age at calving and first lactation milk yield with lifetime productivity and longevity in dairy cows. **Veterinary Record**, v.62, p.643-647, 2008.

PEREIRA, J. C. C. **Melhoramento genético aplicado à produção animal**. 6ed. Belo Horizonte: FEPMVZ Editora, 2012. 758p.

ROBERTSON, A. A mathematical model of the culling process in dairy cattle. **Animal Production**, v.8, p.95–108, 1966.

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

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 Scandinavia**, V.42, p.71–81, 1992.

STRANDBERG, E.; SÖLKNER, J. Breeding for longevity and survival in dairy cattle. In: International Workshop on Genetic Improvement of Functional Traits in Cattle. Gem- bloux, Belgium. **Interbull Bulletin** No. 12, pp. 111–119, 1996.

THERNEAU, T. A Package for Survival Analysis in S_. R package version 2.37-4, 2013. <URL: <http://CRAN.R-project.org/package=survival>>.

VAN ARENDONK, J. A. M. Economic importance and possibilities for improvements of dairy cow herd life. In: 3rd World Congress on Genetics Applied to Livestock Production, Lincoln, Nebraska IX. **Proceedings...** pp. 95–100, 1986.

WATHES, D. C.; BRICKELL, J. S.; BOURNE, N.; SWALI, A.; CHENG, Z. Factors influencing heifer survival and fertility on commercial dairy farms. **Animal**, v.2, p.1135-1143, 2008.

WERTH, L. A.; AZZAM, S. M.; KINDER, J. E. Calving intervals in beef cows at 2, 3, and 4 years of age when breeding is not restricted after calving. **Journal of Animal Science**, v.74, p.593–596, 1996.

CAPITULO 3 – Estimação de parâmetros genéticos para idade da vaca ao último parto sob diferentes critérios de censura

RESUMO: A habilidade de permanência da vaca no rebanho foi avaliada por meio da idade da vaca ao último parto. Para isto, um critério de censura teve que ser criado. Este consistiu da diferença entre a data ao último parto de cada vaca e a data ao último parto na fazenda. Se esta diferença foi maior que determinado valor para o critério de censura a vaca falhou, indicando que ela deveria ser descartada. Caso contrário, a vaca foi censurada indicando que ela ainda poderia parir. O objetivo deste estudo foi estimar herdabilidades e valores genéticos de reprodutor de idade da vaca ao último parto sob diferentes valores para o critério de censura iguais a 16, 26 e 36 meses usando modelos de riscos proporcionais de Weibull. O teste de correlação de Spearman foi utilizado para comparar as classificações dos reprodutores quanto às estimativas de valores genéticos para idade da vaca ao último parto considerando os diferentes valores para o critério de censura. Foram utilizados registros de 21996 vacas da raça Nelore, filhas de 2113 touros oriundos de 13 fazendas participantes do Programa de melhoramento genético do Nelore da Associação Nacional dos Criadores e Pesquisadores (ANCP). Foi considerado no modelo o efeito fixo de idade ao primeiro parto e o efeito aleatório de grupo de contemporâneos, formados por estação de nascimento, ano de nascimento e fazenda. As herdabilidades estimadas para idade da vaca ao último parto sob os valores de critério de censura de 16, 26 e 36 meses foram iguais a 0,1020, 0,1002 e 0,0871, respectivamente. As estimativas de correlação de Spearman para as classificações dos reprodutores considerando os critérios de 16 e 26 meses, 16 e 36 meses e 26 e 36 meses foram iguais a -0,2124, 0,1348 e 0,1211 ($P > 0,05$). A partir dos resultados encontrados neste estudo, sugere-se que há pouca variância genética para a idade da vaca ao último parto e que diferentes valores para o critério de censura podem influenciar na seleção de diferentes touros.

Palavras-chave: habilidade de permanência no rebanho, herdabilidade, modelo Weibull

1 – INTRODUÇÃO

Habilidade de permanência da vaca no rebanho é uma característica importante para o produtor de bovinos de corte. Em um rebanho comercial, a vaca só passa a gerar lucro para o produtor no momento em que paga seus custos de recria e manutenção. Porém, há vacas que são descartadas antes deste momento, por motivos sanitários, por exemplo. Assim, para um rebanho comercial ser rentável, o número de vacas que permanecem em produção além do momento em que pagaram seus custos deve compensar o número de vacas que foram descartadas antes deste momento (SNELLING et al., 1995). No Brasil, os poucos estudos sobre habilidade de permanência da vaca no rebanho em gado de corte definem esta característica como sendo a probabilidade de sobreviver até uma idade específica dada a oportunidade de chegar àquela idade (SILVA et al., 2003; SILVA et al., 2006; VAN MELIS et al., 2007 e VAN MELIS et al., 2010). Já Buzanskas et al. (2010), definiram que a vaca com três ou mais partos até os 76 meses de idade era considerada como adequada quanto à habilidade de permanência da vaca no rebanho.

Caetano et al. (2012) propuseram o estudo da habilidade de permanência da vaca no rebanho por meio da variável idade da vaca ao último parto (IVUP). Esta é uma variável de fácil acesso nos bancos de dados de gado de corte brasileiros e permite a inclusão de observações censuradas que podem aumentar a acurácia da estimação de valores genéticos dos touros. Para utilizar a variável como medida desta característica, calcula-se a diferença entre a data ao último parto da vaca no rebanho e a data do último parto ocorrido no rebanho. Caso esta diferença seja muito grande, a vaca é descartada. Caso contrário esta permanece no rebanho por possuir chances de parir no futuro. Um critério deve ser adotado para determinar o limiar que define se a vaca deverá ser descartada ou permanecer no rebanho.

Para gado de corte da raça Nelore, a estimativa de herdabilidade encontrada por Caetano (2011) foi igual a 0,25. Este valor difere dos valores encontrados na literatura para trabalhos que utilizam outras variáveis para medir habilidade de permanência da vaca no rebanho. Silva et al. (2003) encontraram estimativas de herdabilidade para permanência da vaca no rebanho até cinco, seis e sete anos de

idade iguais a 0,117, 0,122 e 0,171, respectivamente. Van Melis et al. (2010) estimaram herdabilidade para longevidade igual a 0,1. Em animais da raça Canchim, Buzanskas et al, (2010) encontraram estimativa de herdabilidade para habilidade de permanência da vaca no rebanho igual a 0,03. Para gado de corte da raça Chianina, Forabosco et al. (2006) estimaram herdabilidade para longevidade igual a 0,112.

Este trabalho teve por objetivo estimar herdabilidades e valores genéticos para IVUP considerando três valores para o critério de censura: 16, 26 e 36 meses em bovinos de corte da raça Nelore.

2 – MATERIAL E MÉTODOS

2.1 – Origem dos dados

O banco de dados utilizado neste estudo foi cedido pelo Programa de Melhoramento Genético da raça Nelore, coordenado pela Associação Nacional de Criadores e Pesquisadores – ANCP. Este é composto por registros de produção e reprodução de 22312 observações de vacas distribuídos em 13 fazendas localizadas nos estados de Goiás, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul e São Paulo. Os animais nasceram entre cinco de março de 1967 e primeiro de outubro de 2009. O número mínimo de partos foi igual a um e o máximo igual a 17, com média de 5,78 partos por vaca. Registros de animais sem informações de data de nascimento, data do parto e de reprodução foram descartados. O desmame ocorreu por volta de seis a oito meses de idade. As vacas são filhas de 2113 touros. O manejo reprodutivo consistiu de estação de acasalamento com duração entre 90 e 130 dias usando inseminação artificial ou monta natural controlada.

2.2 – Análise de sobrevivência

A habilidade de permanência da vaca no rebanho foi medida por meio da variável resposta idade da vaca ao último parto (IVUP), ou seja, a idade que a vaca possuía no seu parto mais recente de acordo com o banco de dados. A média de IVUP foi de $103,95 \pm 39,76$ meses, com mínimo de 33 e máximo de 259 meses e

coeficiente de variação igual a 38,25%. Como alguns animais ainda não haviam atingido suas últimas parições no momento da colheita dos dados, um critério de censura foi utilizado. Este consistiu da diferença entre a data ao último parto do animal e a data do último parto na fazenda. Se esta diferença foi maior que o valor adotado, a vaca foi considerada falha, ou com informação completa (censura=1). Caso contrário, a vaca foi censurada, ou com informação incompleta (censura =0), indicando que um parto futuro poderia ainda ocorrer para a vaca. Três critérios de censura foram considerados: 16, 26 e 36 meses. O critério de 16 meses foi proposto por ser o valor médio estimado de intervalo entre partos na raça Nelore. O critério de 26 meses foi proposto por ser valor médio entre 16 e 36 meses. O critério de 36 meses foi considerado por ser intervalo de tempo suficiente para que novo parto ocorresse na fazenda.

As variáveis explanatórias consideradas neste estudo foram fazenda, ano de nascimento, estação de nascimento e idade ao primeiro parto. No capítulo anterior (Capítulo 2), os efeitos destas variáveis explanatórias foram testados por meio do teste de verossimilhança. Este teste consistiu em comparar as verossimilhanças entre o modelo completo e modelos reduzidos que excluía a variável resposta estudada. Este procedimento foi realizado para todas as variáveis explanatórias deste estudo e todas tiveram efeito significativo ($P < 0.05$) sobre IVUP. Assim, o grupo de contemporâneos foi composto por fazenda, ano de nascimento e estação de nascimento. O efeito de idade ao primeiro parto foi considerada como fixo no modelo. Já o efeito de grupo de contemporâneos foi considerado como aleatório por possuir número bastante grande de classes e porque a fórmula de estimação de herdabilidade considerar a variância de efeito aleatório de grupo de contemporâneos.

Ao estudar a dispersão dos registros de IVUP, Caetano (2011) encontrou que estes seguem distribuição Weibull. Assim, neste estudo considerou-se o seguinte modelo Weibull para a estimação dos valores genéticos dos touros e herdabilidades:

$$\lambda(t) = \lambda_0(t) \exp\{ipp + gc + s\}$$

em que $\lambda(t)$ é a função de risco de descarte de um indivíduo dependente da idade da vaca ao último parto (t) em dias.

O termo $\lambda_0(t)$ é a função de risco de descarte base que numa distribuição Weibull assume a forma:

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

em que λ é o parâmetro de escala e ρ é o parâmetro de forma da distribuição. Esta função descreve a taxa de risco de descarte quando os valores dos coeficientes das variáveis explanatórias são iguais a zero.

Os termos ipp , gc e s correspondem aos efeitos de idade ao primeiro parto, de grupo de contemporâneos e de touro, respectivamente. Para o efeito fixo de ipp e assumiu-se que é tempo-independentes, ou seja, seus valores não mudam ao longo do tempo. Para o efeito aleatório de gc , assumiu-se distribuição Gamma com parâmetro γ . O efeito de touro s é aleatório e assumiu-se que segue distribuição multinormal com média zero e variância σ_s^2 .

A herdabilidade, h^2 , foi calculada por meio da fórmula proposta por Ducrocq & Casella (1996):

$$h^2 = \frac{4\sigma_s^2}{\sigma_s^2 + \psi^{(1)}(\gamma) + \frac{\pi^2}{6}}$$

em que σ_s^2 é a variância entre touros, γ é o parâmetro da distribuição log-gama de efeito aleatório de grupo de contemporâneos, $\psi^{(1)}(\gamma)$ é a função trigama de γ que é igual à variância dos efeitos aleatórios de grupo de contemporâneos e $\pi^2/6$ é a variância residual. A distribuição log-gamma, assim como a distribuição Weibull, possui dois parâmetros: um de forma e outro de escala. Neste estudo ambos os parâmetros da distribuição log-gamma são iguais a γ para forçar a média dos valores ser igual a um. A função tri-gama avaliada para o valor γ retorna a variância dos efeitos aleatórios de grupo de contemporâneos.

A confiabilidade predita pelo modelo Weibull para o valor genético decada reprodutor, R , também foi calculada por meio de fórmula proposta por Yazdi et al. (2002):

$$R = n / (n + 1 / \sigma_s^2)$$

em que n é o número de filhas não censuradas e σ_s^2 é a variância entre touros.

Coeficientes da correlação de Spearman foram utilizados para avaliar a similaridade (ou discrepância) entre a classificação dos touros com base nos valores genéticos nos diferentes valores do critério de censura. Para a classificação dos reprodutores com base nos valores genéticos preditos, somente touros com número de filhas maior ou igual a 25 foram utilizados. Um por cento dos animais com maior mérito genético foi escolhido, num total de 50 touros. Este valor foi escolhido por ser um número encontrado em vários trabalhos da literatura utilizando dados censurados. Todas as análises foram realizadas por meio do pacote estatístico Survival Kit versão 6.0 (MÉSZÁROS et al., 2013).

3 – RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Tabela 1 contém o número total de observações, número e porcentagem de observações censuradas e de observações completas e a média de IVUP para observações censuradas e completas. A proporção de vacas censuradas variou de 26,66% para o valor de critério de 16 meses a 38,77% para o valor de critério de censura de 36 meses. Conseqüentemente, a proporção de vacas falhas, ou seja, com informação completa, foi maior para o valor de 16 meses e menor para o de 36 meses. Isto está de acordo com o esperado já que no critério de censura com valor de 36 meses o número de vacas com chances de parir, portanto censuradas, é maior quando comparado com os critérios de menor valor. O valor médio de IVUP entre os valores dos critérios de censura para observações censuradas variou de 82,67 meses para o valor de 26 meses a 83,60 meses para o valor de 36 meses e de 85,89 meses a 86,40 meses para observações completas.

Tabela 1: Estatísticas descritivas dos registros de vacas para os três valores de critério de censura

Item	Valor do critério de censura(meses)		
	16	26	36
Número total de observações	21996	21996	21996
Número de observações censuradas(%)	5864 (26,66)	7198 (32,72)	8527 (38,77)
Média de IVUP para observações censuradas(meses)	83,22	82,67	83,60
Número de observações completas(%)	16132 (73,34)	14798 (67,28)	13469 (61,23)
Média de IVUP para observações completas(meses)	85,89	86,40	86,19

A Tabela 2 contém as estimativas do parâmetro de forma da distribuição Weibull (ρ), do parâmetro da distribuição gama (γ), da função trigama do parâmetro γ , da variância entre touros (σ_s^2) e da herdabilidade (h^2). O parâmetro de forma da distribuição Weibull descreve o decréscimo ($\rho < 1$) ou aumento ($\rho > 1$) da forma da função de risco base. Para valores de ρ menores que um, a taxa do risco de falha diminui conforme o tempo aumenta. Se o valor de ρ for igual a um, a taxa de risco de falha é constante ao longo do tempo e assim a função de risco assume distribuição exponencial. Para valores de ρ maiores que um, a taxa de risco de falha aumenta conforme o valor do tempo aumenta. Neste estudo, os valores das estimativas do parâmetro de forma da distribuição Weibull variaram de 3,1241 para o valor de 36 meses até 3,2466 para o valor de 16 meses. Assim, para todos os valores do critério de censura o risco de descarte aumentou conforme o valor de IVUP aumentou. Estes valores estão de acordo com as estimativas encontradas na literatura.

Caetano (2011) estimou o valor de ρ em 2,45 para critério de censura de 36 meses em um conjunto de dados menor que o deste estudo. Em estudo que mediu a longevidade de vacas da raça Chianina por meio da variável duração da vida produtiva, Forabosco et al. (2006) estimaram o valor de ρ em 1,98.

Tabela 2: Estimativas dos parâmetros para os três valores de critério de censura

Item	Valor do critério de censura(meses)		
	16	26	36
ρ	3,2466	3,1772	3,1241
γ	0,8329	0,8155	0,7011
$\psi^{(1)}(\gamma)$	2,1616	2,2326	2,8270
σ_s^2	0,0996	0,0996	0,0996
h^2	0,1020	0,1002	0,0871

ρ = parâmetro da distribuição Weibull; γ = parâmetro da distribuição log-gama de efeito aleatório de grupo de contemporâneos; $\psi^{(1)}(\gamma)$ = função trigama avaliada para γ ; σ_s^2 = variância genética de touro; h^2 = herdabilidade.

O valor da estimativa de γ variou de 0,7011 para o valor de critério de 36 meses a 0,8329 para o critério de 16 meses. Conseqüentemente, as estimativas da variância dos efeitos aleatórios de grupo de contemporâneos, obtida pela função trigama do parâmetro γ , variaram de 2,1616 para o critério de 16 meses até 2,8270 para o critério de 36 meses. Uma possível explicação para as diferenças entre estas estimativas é que a função de verossimilhança leva em conta se a observação é de animal descartado ou de animal que ainda terá chances de parir. Como o número de animais censurados e, conseqüentemente, descartados foi diferente para cada critério, as estimativas de variância do grupo de contemporâneos para cada critério também foram diferentes. Forabosco et al. (2006) estimaram o parâmetro γ para efeito aleatório de rebanho e ano de nascimento igual a 1,94 e variância de 0,67.

As estimativas de variância entre touros para os três valores do critério de censura foram iguais a 0,0996. O valor idêntico para os três valores de critério de censura sugere que o valor do critério e, conseqüentemente, o número de animais censurados, que são os que ainda podem parir, não interferem na variância entre

touros. As análises conduzidas para avaliar as diferenças entre os três valores do critério de censura utilizaram sempre o mesmo modelo estatístico, com as mesmas variáveis resposta e explanatórias. O banco de dados considerados nas análises também foi o mesmo bem como a matriz de parentesco aditivo utilizada na estimação da variância genética entre touros. Assim, a única diferença entre as três análises é o vetor de censuras. Estas, como dito anteriormente, são consideradas na estimação da função de verossimilhança, mas para este banco de dados e os valores considerados neste estudo para o critério de censura, as estimativas da variância genética entre touros não foi influenciada por estas informações.

As herdabilidades estimadas para os três valores do critério de censura variaram de 0,0871 para o valor de 36 meses a 0,1020 para o valor de 16 meses. A diferença entre estas estimativas ocorre por conta da fórmula utilizada para o cálculo da herdabilidade que leva no denominador a variância do efeito aleatório de grupo de contemporâneos. Como a variância estimada para este efeito foi maior para o critério de 36 meses do que para os outros critérios, a herdabilidade calculada para o mesmo critério é menor que as demais. Os resultados encontrados neste estudo diferem do encontrado por Caetano (2010), que estimou herdabilidade para o critério de 36 meses igual a 0,25. Mas o autor considerou o efeito de grupo de contemporâneos como fixo e utilizou fórmula para o cálculo da herdabilidade que só leva em consideração a variância genética entre touros. Outros trabalhos apresentaram resultados semelhantes aos encontrados no presente estudo. Forabosco et al. (2006), estimaram herdabilidade igual a 0,112 também utilizando fórmula de herdabilidade em função somente da variância genética de touro mas considerando efeito de grupo de contemporâneos como aleatório. Buzanskas et al. (2010) estimaram herdabilidade igual a 0,03 para habilidade de permanência no rebanho em animais da raça Canchim utilizando modelo de limiar. Van Melis et al. (2010) estimaram herdabilidade igual a 0,1 para gado de corte da raça Nelore também utilizando modelo de limiar. Silva et al. (2003) utilizaram modelo de limiar para estimar valores de herdabilidades iguais a 0,117, 0,122 e 0,171 para habilidade de permanência da vaca no rebanho aos cinco, seis e sete anos de idade, respectivamente.

Os coeficientes de correlação de Spearman estimados para os critérios de 16 e 26, 16 e 36 e 26 e 36 meses foram iguais a -0,2124, 0,1348 e 0,1211, respectivamente ($P>0,05$). A partir destes resultados, sugere-se que a classificação dos reprodutores difere com o valor do critério adotado. As diferenças entre as estimativas podem ser explicadas pelo fato da acurácia dos touros selecionados variarem em função do valor do critério adotado. Isto ocorre porque a fórmula utilizada para o cálculo da acurácia dos touros leva em consideração o número de filhas com informações completas, ou descartadas e este número varia em função do valor do critério de censura adotado. Assim, para o critério de 16 meses que é aquele com o maior número de animais com informação completa, ou seja, que podem ser descartados, as confiabilidades preditas pelo modelo Weibull para cada reprodutor foram as maiores entre todos os critérios estudados.

4 – CONCLUSÕES

Embora as estimativas de herdabilidade sejam semelhantes e grande parte da variância fenotípica possa ser atribuída aos efeitos genéticos não-aditivos e ao ambiente, o uso de diferentes critérios de censura pode influenciar na seleção de diferentes reprodutores.

5 – REFERÊNCIAS

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.

CAETANO, S. L. **Estudo da idade da vaca ao último parto para avaliar longevidade em rebanhos da raça Nelore por análise de sobrevivência**. 2011. 111 f. Tese (Doutorado em Genética e melhoramento animal) – Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista “Júlio de Mesquita Filho”, Jaboticabal, 2011.

CAETANO, S. L.; ROSA, G. J. M.; SAVEGNAGO, R. P.; RAMOS, S. B.; BEZERRA, L. A. F.; LÔBO, R. B.; PAZ, C. C. P.; MUNARI, D. P. Characterization of the variable cow's age at last calving as a measurement of longevity by using Kaplan-Meier estimator and the Cox model. **Animal** (Cambridge Print), v.7, p.540-546, 2012.

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

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.

MÉSZÁROS, G.; SÖLKNER, J.; DUCROCQ, V. The Survival Kit: Software to analyze survival data including possibly correlated random effects. **Computer Methods And Programs In Biomedicine**, v.110, p.503-510, 2013.

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, 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 Production and Science**, v.99, p.51-59, 2006.

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

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.

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.