

Contagem de Células Somáticas e Produção de Leite em Vacas Holandesas Confinadas¹

Arlei Coldebella², Paulo Fernando Machado³, Clarice Garcia Borges Demétrio⁴,
Paulo Justiniano Ribeiro Júnior⁵, Paula Marques Meyer⁶,
Carlos Humberto Corassin⁷, Laerte Dagher Cassoli⁷

RESUMO - A relação entre contagem de células somáticas do leite (CCS) e produção de leite é objeto de estudo de inúmeras pesquisas em diversos países, porém, no Brasil a literatura a esse respeito é escassa. Desse modo, o objetivo do presente trabalho é verificar se as perdas na produção de leite devidas ao aumento da CCS são proporcionais à produção, ou absolutas, independentemente desta, e a partir de que valor de CCS elas começam a ser evidentes. Para o estudo foram utilizadas 13.725 observações, colhidas mensalmente de seis rebanhos, no período de janeiro de 2001 a junho de 2002. O modelo de análise, para curva de lactação, foi baseado na função gama incompleta, considerando os efeitos de ordem de lactação, rebanho e época do parto. A CCS foi incluída nesse modelo de duas formas: como fator multiplicativo (representando perdas relativas) e como fator aditivo (representando perdas absolutas). A escolha do melhor modelo foi baseada no critério de informação de Schwarz (BIC). Concluiu-se que as perdas são absolutas, evidentes a partir de 17.000 células/mL e, para cada aumento de uma unidade na escala do logaritmo natural a partir desse valor, estimam-se perdas de 238 e 868 mL/dia para primíparas e multíparas, respectivamente.

Palavras-chave: CCS, mastite subclínica, mastite bovina, produção de leite

Somatic Cells Count and Milk Yield in Confined Holstein Cows

ABSTRACT - The relationship between milk somatic cells count (SCC) and milk yield has been the aim of countless researches in several countries; however, in Brazil, the literature related to this subject is scarce. Therefore, the objective of this study is to verify if the losses in milk yield due to SCC increase are proportional to the yield, or absolute (independent of it) and starting from which SCC, the losses become evident. For this study, 13.725 observations were used, collected monthly from 6 different herds, from January/2001 up to June/2002. The analysis model, for lactation curve, was based upon the incomplete gamma function, considering the effects of lactation order, herd and calving season. The SCC entered in that model in two ways: as multiplicative factor (representing relative losses) and as additive factor (representing absolute losses). The best model was chosen based on the information criteria of Schwarz (BIC). It is concluded that the losses are absolute, becoming evident from 17.000 cells/mL, and they are 238 and 868 mL/day for each increase of one unit in the natural logarithm scale, starting from that SCC, respectively, for primiparous and multiparous.

Key Words: SCC, subclinical mastitis, bovine mastitis, milk yield

Introdução

No Brasil, a produção de leite, como os outros segmentos da atual sociedade, é uma atividade cada vez mais competitiva. Portanto, é importante quantificar e qualificar os fatores que podem influenciá-la, buscando ganhos efetivos na quantidade e qualidade do leite produzido, na tentativa de suprir a demanda nacional.

O fator que mais contribui para as perdas econômicas da cadeia produtiva do leite é a mastite bovina (Beck et al., 1992; Janzen, 1970; Kim & Heald,

1999; Kossaibati & Esslemont, 1997; Laranja & Machado, 1994; Lescouret & Coulon, 1994; Schakenraad & Dijkhuizen, 1990; Shook, 1989), uma inflamação da glândula mamária. A contagem de células somáticas (CCS) do leite é afetada principalmente pela infecção intramamária (Harmon, 1994, 1998a; Machado et al., 1998, 1999, 2000; Reneau, 1986; Rodriguez-Zas et al., 2000) e, por ser um indicador de mastite subclínica, pode ser utilizada para quantificar as perdas de produção de leite, em função da mastite.

¹ Parte da tese de Doutorado em Ciência Animal e Pastagens do primeiro autor – USP/ESALQ, com apoio financeiro da FAPESP.

² Pós-graduando do Depto. de Zootecnia da USP/ESALQ, Pesquisador da Embrapa Suínos e Aves – Caixa Postal 21, CEP: 89700-000, Concórdia-SC. E.mail: acoldebe@cnpas.embrapa.br

³ Professor Associado do Depto. de Zootecnia da USP/ESALQ.

⁴ Professora Titular do Depto. de Ciências Exatas da USP/ESALQ.

⁵ Professor do Depto. de Estatística da UFPR.

⁶ Pós-graduanda do Depto. de Zootecnia da USP/ESALQ, Pesquisadora do IBGE.

⁷ Pós-graduando do Depto. de Zootecnia da USP/ESALQ.

Apesar da abundância de trabalhos internacionais que quantificam o efeito da mastite subclínica sobre a produção de leite (Bartlett et al., 1990; Batra, 1986; Gill et al., 1990; Graaf & Dwinger, 1996; Hortet et al., 1999; Jones et al., 1984; Miller et al., 1993; Raubertas & Shook, 1982; Reneau, 1986), a literatura a esse respeito ainda é escassa no Brasil. Além disso, as estimativas dos efeitos da mastite no desempenho das vacas leiteiras mostraram grande variação entre estudos (Schepers & Dijkhuizen, 1991). Isso pode ser atribuído às diferenças nas populações estudadas, aos indicadores de mastite e métodos estatísticos utilizados (Lescourret & Coulon, 1994; Hortet et al., 1999).

Deve-se, ainda, considerar que outras variáveis influenciam a produção de leite dos animais: o número de dias em lactação, representado pela curva de lactação (Ali & Schaeffer, 1987; García & Holmes, 2001; Kettunen et al., 2000; Mcnanus et al., 1997; Olori et al., 1999; Rekaya et al., 2001; Rook et al., 1993; Wood, 1967); a ordem de lactação, ou idade da vaca (Almeida et al., 1997; Freitas et al., 2001; Friggens et al., 1999; Pereira, 2000; Pires, 1984; Rekaya et al., 2001; Shanks et al., 1981); o rebanho (Almeida et al., 1997; Durães et al., 2001; Gasparino, 1996; Jamrozik et al., 1997; Jamrozik & Schaeffer, 1997; Kettunen et al., 2000; Teixeira et al., 1997); e a época do parto (Almeida et al., 1997; Durães et al., 2001; Gasparino, 1996; García & Holmes, 2001; Mcnanus et al., 1997).

Objetivou-se com o presente trabalho encontrar um modelo para as perdas na produção de leite, em função do aumento da CCS, baseando-se na curva de lactação e fatores que podem alterá-la. Buscou-se responder se as perdas associadas à CCS são uma proporção da produção (perdas relativas), ou se independem do nível de produção (perdas absolutas); bem como o número de células somáticas a partir do qual estas perdas começam a ocorrer.

Material e Métodos

Para o presente estudo foram utilizadas 13.725 observações do banco de dados do Programa de Gerenciamento de Rebanhos da Clínica do Leite, Departamento de Zootecnia, da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo (ESALQ/USP). Os dados são provenientes de 1953 vacas da raça holandesa, mantidas em regime de confinamento total, pertencentes a seis rebanhos – quatro localizados no Estado de São Paulo (Rebanhos

1, 2, 4 e 6), um em Minas Gerais (Rebanho 5) e um em Alagoas (Rebanho 3).

As observações são referentes ao período de janeiro de 2001 a junho de 2002, abrangendo vacas com no máximo cinco lactações e dias em lactação variando entre 11 e 305 dias. As vacas dos rebanhos 1, 3 e 5 eram ordenhadas três vezes ao dia, enquanto as dos rebanhos 2, 4 e 6, duas vezes ao dia.

As amostras de leite foram coletadas mensalmente, seguindo os padrões recomendados pelo Laboratório de Fisiologia da Lactação, da Clínica do Leite, ESALQ/USP, e encaminhadas ao mesmo para determinação da CCS (em 1000 células/mL) por citometria de fluxo, por intermédio do equipamento Somacount 300[®], da Bentley Instruments, Incorporation.

Um resumo da produção de leite e da CCS é apresentado na Tabela 1, na qual se observa que existem diferenças razoáveis na produção de leite e na CCS entre os rebanhos.

Para descrever a curva de lactação dos animais, foi utilizado o modelo com base na função gama incompleta, desenvolvido por Wood (1967):

$$y_t = \alpha t^\beta e^{-\gamma t} + \varepsilon \quad (1)$$

sendo: y_t a produção de leite no dia em lactação t ; α , um parâmetro desconhecido que representa a produção de leite no início da lactação, responsável por abaixar ou elevar toda a curva de lactação, não alterando, entretanto, seu formato geral; β um parâmetro desconhecido que representa o acréscimo na produção de leite no início da lactação; γ um parâmetro desconhecido que representa o decréscimo na produção de leite após o pico de produção, o qual ocorre quando $t = \beta/\gamma$; e ε o erro aleatório, suposto homocedástico (com variância σ^2), independente e normalmente distribuído.

Por se tratar de modelo não-linear, porém totalmente linearizável, o modelo (1) foi ajustado utilizando-se a teoria de modelos lineares generalizados proposta por Nelder & Wedderburn (1972), por intermédio do procedimento GENMOD do SAS (SAS, 1999).

Denotando-se a esperança matemática $E[Y_t]$ por μ_t , pode-se linearizar sua expressão aplicando-se logaritmo natural. Logo,

$$\eta_t = \text{Ln}(\mu_t) = \text{Ln}(\alpha) + \beta \text{Ln}(t) - \gamma t, \quad (2)$$

sendo η_t o preditor linear, funcionalmente ligado à

média μ_t por intermédio da função logaritmo.

Dessa maneira, o ajuste do modelo (1) foi efetuado supondo que a distribuição da produção de leite (Y_t) é normal, com média μ_t e variância σ^2 , tendo o logaritmo como função de ligação, $\ln(t)$ e t como variáveis explanatórias.

Considerou-se o modelo (1) como *modelo minimal* em relação ao número de parâmetros. Entretanto, como a curva de lactação pode ser influenciada por outros fatores para os quais dispomos de informação como ordem de lactação, rebanho e época do parto, foram ajustados diversos modelos contidos entre o modelo (1), chamado de *modelo minimal*, e o modelo (3) abaixo, denotado de *modelo maximal*.

$$E[Y_{tijk}] = \mu_{tijk} = \alpha_{ijk} t^{\beta_{ijk}} e^{-\gamma_{ijk}t} \quad (3)$$

sendo: $E[Y_{tijk}]$ a média da produção de leite no dia em lactação t ($t = 11, \dots, 305$), na ordem de lactação i ($i = 1, 2$ e 3 ou superior), do rebanho j ($j = 1, \dots, 6$) e na época do parto k ($k =$ verão (meses de outubro a março) e inverno (meses de abril a setembro)), denotada por μ_{tijk} ; t o número de dias em lactação; α_{ijk} , β_{ijk} e γ_{ijk} , parâmetros desconhecidos e interpretados como em (1), contudo, variando com a ordem de lactação i , com o

rebanho j e com a época do parto k .

A escolha do melhor modelo baseou-se no critério de informação Bayesiano (BIC) proposto por Schwarz (1978). O BIC é uma *deviance* calibrada, com expressão dada por $BIC = D + p \cdot \ln(n)$, sendo que D é a “*deviance*”; p , o número de parâmetros do modelo; e n , o tamanho da amostra. Portanto, o BIC penaliza modelos com maior número de parâmetros, tende a indicar modelos mais simples, à medida que cresce o tamanho da amostra, e permite a comparação de modelos, mesmo que não sejam aninhados.

Após a escolha do melhor modelo para representar a curva de lactação dos animais, adicionou-se a ele um termo denotado por x com os valores de CCS, de modo que as perdas associadas ao aumento da CCS fossem relativas à produção – modelo (4) – ou absolutas – modelo (5):

$$E[Y_{tijkx}] = \mu_{tijkx} = M(\phi) I_x^\delta, \quad (4)$$

$$E[Y_{tijkx}] = \mu_{tijkx} = M(\phi) + \delta \ln(I_x), \quad (5)$$

sendo: $E[Y_{tijkx}]$, a média da produção de leite no dia em lactação t , na ordem de lactação i , do rebanho j ,

Tabela 1 - Número de vacas e de observações (n), média, primeiro quartil (Q1), mediana (Q2) e terceiro quartil (Q3) da produção de leite e da CCS, em função da ordem de lactação e do rebanho
Table 1 - Number of cows and of observations (n), mean, first quartile (Q1), median (Q2) and third quartile (Q3) for milk yield and SCC, in function of lactation order and of herd

Ordem de lactação <i>Lactation order</i>	Rebanho <i>Herd</i>	Nº de vacas <i>N. of cows</i>	n	Leite (kg/dia) <i>Milk (kg/day)</i>				CCS ($\times 10^3$ células/mL) <i>SCC ($\times 10^3$ cells/mL)</i>			
				Média <i>Mean</i>	Q1	Q2	Q3	Média <i>Mean</i>	Q1	Q2	Q3
1	1	467	2519	32,1	28,6	32,4	36,2	157,1	21,0	45,0	132,0
	2	208	956	22,7	19,0	22,5	25,7	442,9	65,0	145,0	346,5
	3	243	1276	22,9	19,6	23,1	26,4	256,3	22,0	61,0	173,0
	4	39	241	26,7	22,6	26,7	31,0	527,6	56,0	154,0	413,0
	5	56	390	28,8	25,2	29,0	32,6	222,5	33,0	77,5	183,0
	6	156	845	21,5	17,6	21,6	25,4	658,3	46,0	160,0	568,0
2	1	372	1841	37,0	31,4	37,4	43,0	222,2	21,0	55,0	140,0
	2	149	710	29,4	24,5	29,7	34,7	528,1	76,0	189,0	507,0
	3	106	544	23,9	18,9	23,9	28,8	269,3	20,5	51,5	145,5
	4	32	169	29,9	25,0	30,1	35,3	783,2	135,0	295,0	870,0
	5	20	105	27,6	23,2	27,0	32,6	478,7	78,0	189,0	359,0
	6	72	308	25,9	20,4	26,4	31,4	871,3	108,0	287,0	896,0
Superior 3 ou 3 or more	1	346	2183	37,7	31,6	38,2	44,4	384,8	25,0	75,0	252,0
	2	133	808	32,0	26,4	31,9	37,5	632,5	97,0	238,5	619,5
	3	37	179	25,8	21,5	26,1	30,9	427,1	20,0	60,0	215,0
	4	25	173	27,3	20,5	27,6	33,1	1282,0	172,0	444,0	1253,0
	5	45	263	30,1	25,4	29,2	35,2	580,9	77,0	225,0	556,0
	6	37	215	26,3	20,4	25,8	32,2	993,6	152,0	431,0	1067,0

na época do parto k e com CCS igual a x , denotada por μ_{tijkx} ; $M(\phi)$, o modelo escolhido para representar a curva de lactação;

$$I_x = \begin{cases} x - x_0 + 1, & \text{se } x > x_0 \\ 1, & \text{caso contrário} \end{cases}; x, \text{ a CCS}; x_0, \text{ o valor}$$

da CCS a partir do qual começam a ocorrer perdas; e δ , um parâmetro desconhecido que, no modelo (4), representa o decréscimo proporcional da produção de leite, em função do aumento da CCS, e no modelo (5), a quantidade de leite perdida por unidade logarítmica de aumento da CCS.

O ajuste do modelo (4) foi realizado como no modelo (1), tendo como variáveis explanatórias $\text{Ln}(t)$, t e $\text{Ln}(I_x)$, ao passo que o ajuste do modelo (5), por se tratar de um modelo não-linearizável, foi feito com métodos de ajuste não-linear, por intermédio do procedimento NLMIXED do SAS (SAS Institute, 1999).

Além disso, considerando que o valor do parâmetro δ pode variar com a ordem de lactação i , com o rebanho j , com a época do parto k e com o estágio da lactação m (m = início [11 a 45 dias], meio [46 a 179 dias] e fim da lactação [180 dias ou mais]), foram ajustados 16 modelos contendo todas as possíveis combinações dessas variáveis ligadas a esse parâmetro, para $x_0 = 1, 5, 10, 15, 25$ e 50 , para os modelos de perdas relativas e absolutas, totalizando 192 modelos, e escolhidos os dois melhores modelos através do BIC.

Após a última seleção, foram ajustados modelos com valores de x_0 nas proximidades daqueles dos melhores modelos, para encontrar o ponto x_0 , a partir do qual as perdas na produção de leite começam a ocorrer, e também escolher o melhor dentre os dois modelos.

Resultados e Discussão

Na Tabela 2, são apresentados os 48 modelos ajustados para curva de lactação, com seus respectivos números de parâmetros e critérios de informação de Schwarz (BIC). Verifica-se que o modelo $\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk}t}$ com 66 parâmetros foi o que apresentou o menor BIC (91302,8) e, portanto, considerado o melhor. O pior modelo foi $\hat{y} = \hat{\alpha} t^{\hat{\beta}} e^{-\hat{\gamma}t}$, com apenas três parâmetros com BIC = 99199,2.

Observa-se que, para o melhor modelo, o parâmetro α da curva de lactação varia em função ordem de lactação, do rebanho e da época do parto, ao passo que o parâmetro β depende apenas da ordem de lactação e do rebanho, e o γ do rebanho e da época do parto.

Esse resultado evidencia que, além do número de dias em lactação, a produção de leite foi significativamente afetada pela ordem de lactação, pelo rebanho e pela época do parto, o que está de acordo com a literatura citada na introdução deste trabalho. Sabendo que a produção de leite é afetada por todos esses fatores, pergunta-se: será que as perdas de produção associadas ao aumento da CCS são relativas, ou absolutas?

Uma vez escolhido o modelo para a curva de lactação, prosseguiu-se com as análises, agora incorporando a CCS ao modelo previamente selecionado. Resultados dos novos ajustes são mostrados nas Tabelas 3 e 4. Nota-se que, realmente, a CCS afeta significativamente a produção de leite, pois para todos os modelos, exceto pelo último, no qual δ varia com os quatro fatores, ocorreram reduções no valor do BIC, quando comparados ao modelo $\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk}t}$.

Globalmente, o melhor modelo é o de perdas absolutas $\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk}t} + \hat{\delta}_i \text{Ln}(I_x)$ (BIC = 90709,0), enquanto para perdas relativas o melhor modelo é $\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk}t} I_x^{\hat{\delta}_i}$ (BIC = 90719,6). Em ambos casos, as perdas em função do aumento da CCS variaram apenas com a ordem de lactação i e o melhor ponto de corte foi para $x_0 = 15$.

Assim, para escolher o melhor dentre os dois modelos e encontrar o valor x_0 , a partir do qual as perdas na produção de leite, em função do aumento da CCS começam a ocorrer, foram ajustados diversos modelos com valores de x_0 nas proximidades de 15 e calculados os valores do BIC (Figura 1).

A Figura 1 mostra que o modelo de perdas absolutas, $\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk}t} + \hat{\delta}_i \text{Ln}(I_x)$, teve os menores valores de BIC para todos os valores de x_0 , sendo, portanto, o melhor entre os dois modelos. Além disso, a Figura mostra que as perdas na produção de leite associadas à CCS iniciam-se a partir de 17.000 células somáticas por mL (BIC = 90706,6).

Sendo os valores estimados de δ_i para as ordens de lactação 2 e 3 ou superior muito próximos no modelo escolhido, optou-se por testar se os δ_i poderiam ser considerados iguais nessas classes de ordem de lactação. O valor obtido de BIC = 90702,6 para o modelo reduzido, com δ_i variando apenas com primíparas (ordem de lactação 1) e múltíparas (ordem de lactação 2 ou superior), é menor que o BIC = 90706,6 do modelo original, indicando que as perdas estimadas por δ_i são iguais para as vacas que

Tabela 2 - Modelos para curva de lactação com seus respectivos números de parâmetros (N.º Par.) e valores do critério de informação de Schwarz (BIC)
 Table 2 - Models for lactation curve with its respective numbers of parameters (N.º Par.) and values of the information criteria of Schwarz (BIC)

Modelo 1 <i>Model</i>	N.º Par.	BIC	Modelo 1 <i>Model</i>	N.º Par.	BIC
$\hat{y} = \hat{\alpha} t^{\hat{\beta}} e^{-\hat{\gamma}t}$	3	99199,2	$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ijk}} e^{-\hat{\gamma}_i t}$	75	91516,1
$\hat{y} = \hat{\alpha}_k t^{\hat{\beta}} e^{-\hat{\gamma}t}$	4	99159,7	$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ijk}} e^{-\hat{\gamma}t}$	73	91509,5
$\hat{y} = \hat{\alpha}_k t^{\hat{\beta}_k} e^{-\hat{\gamma}_k t}$	6	99120,2	$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ijk}} e^{-\hat{\gamma}_{ij} t}$	90	91497,8
$\hat{y} = \hat{\alpha}_i t^{\hat{\beta}} e^{-\hat{\gamma}t}$	5	97227,6	$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ij} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{ijk} t}$	72	91487,7
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ik} t^{\hat{\beta}} e^{-\hat{\gamma}t}$	8	97172,6	$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ijk}} e^{-\hat{\gamma}_{ik} t}$	78	91482,7
$\hat{y} = \hat{\alpha}_i t^{\hat{\beta}_i} e^{-\hat{\gamma}_i t}$	9	96869,7	$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{ijk} t}$	90	91470,6
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ik} t^{\hat{\beta}_{ik}} e^{-\hat{\gamma}_{ik} t}$	18	96775,7	$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ijk}} e^{-\hat{\gamma}_k t}$	74	91466,4
$\hat{y} = \hat{\alpha}_j t^{\hat{\beta}} e^{-\hat{\gamma}t}$	8	94009,0	$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ij} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{ik} t}$	42	91439,5
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{jk} t^{\hat{\beta}} e^{-\hat{\gamma}t}$	14	93959,2	$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ij} t^{\hat{\beta}_{ijk}} e^{-\hat{\gamma}t}$	55	91429,8
$\hat{y} = \hat{\alpha}_j t^{\hat{\beta}_j} e^{-\hat{\gamma}_j t}$	18	93856,1	$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ij} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_i t}$	39	91426,0
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{jk} t^{\hat{\beta}_{jk}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t}$	36	93782,4	$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ij} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{ij} t}$	54	91422,1
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}} e^{-\hat{\gamma}t}$	38	92212,4	$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ijk}} e^{-\hat{\gamma}_j t}$	78	91421,1
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_k} e^{-\hat{\gamma}t}$	39	92193,4	$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_i t}$	57	91418,2
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ij} t^{\hat{\beta}} e^{-\hat{\gamma}t}$	20	92187,7	$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ij} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}t}$	37	91415,9
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ij} t^{\hat{\beta}_k} e^{-\hat{\gamma}t}$	21	92141,1	$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ij} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_k t}$	38	91414,6
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_j} e^{-\hat{\gamma}t}$	43	92100,5	$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}t}$	55	91411,6
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{jk}} e^{-\hat{\gamma}t}$	49	92098,2	$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ijk}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t}$	84	91402,1
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ij} t^{\hat{\beta}_j} e^{-\hat{\gamma}t}$	25	92082,8	$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{ij} t}$	72	91400,1
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ij} t^{\hat{\beta}_{jk}} e^{-\hat{\gamma}t}$	31	92057,1	$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{ik} t}$	60	91370,6
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_i} e^{-\hat{\gamma}t}$	40	91590,3	$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_k t}$	56	91355,9
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ik}} e^{-\hat{\gamma}t}$	43	91578,3	$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ij} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_j t}$	42	91347,3
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ijk}} e^{-\hat{\gamma}_{ijk} t}$	108	91575,5	$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ij} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t}$	48	91344,3
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ij} t^{\hat{\beta}_i} e^{-\hat{\gamma}t}$	22	91574,2	$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_j t}$	60	91323,0
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ij} t^{\hat{\beta}_{ik}} e^{-\hat{\gamma}t}$	25	91537,0	$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t}$	66	91302,8

¹ Os índices *i*, *j* e *k* representam ordem de lactação, rebanho e época do parto, respectivamente.

¹ The indexes *i*, *j* and *k* represent lactation order, herd and calving season, respectively.

estão na lactação de ordem 2 ou superior.

Na Tabela 5, são mostradas as estimativas dos parâmetros do modelo escolhido. Nota-se que as estimativas dos γ são iguais para as 3 ordens de lactação, variando somente com o rebanho e a época do parto, e foram repetidas apenas para facilitar a visualização.

As estimativas dos parâmetros α , β e γ podem ser interpretadas como geradoras de curvas de lactação ideais em relação à CCS, para as condições de ordem de lactação, rebanho e época do parto. Elas representam curvas de lactação para as quais não ocorrem

perdas devidas à CCS, em situações onde o número de células somáticas é menor ou igual a 17.000 células/mL.

É fácil notar que na ordem de lactação 1 ocorreram as menores estimativas do parâmetro α , indicando produções inferiores em relação às demais ordens de lactação, e as maiores do parâmetro β , mostrando a maior capacidade em manter a produção no decorrer da lactação considerando que o parâmetro γ não varia com a ordem de lactação. Esse resultado está de acordo com os obtidos por Batra (1986), Costa et al. (1982), Dekkers et al. (1998) e Sölkner & Fuchs (1987).

Tabela 3 - Modelos de perdas relativas em função do aumento da CCS, com seus respectivos números de parâmetros (N^o Par.) e valores do critério de informação de Schwarz (BIC), sendo $I_x = \{x - x_0 + 1, \text{ se } x > x_0; 1, \text{ caso contrário}\}$ e x a CCS

Table 3 - Models of relative losses in function of the increase of SCC, with its respective numbers of parameters (N. Par.) and value of the information criteria of Schwarz (BIC), where $I_x = \{x - x_0 + 1, \text{ if } x > x_0; 1, \text{ if } x \leq x_0\}$ and x the SCC

Modelo ¹ Model	N. ^o Par.	BIC					
		x ₀ =1	x ₀ =5	x ₀ =10	x ₀ =15	x ₀ =25	X ₀ =50
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} I_x \hat{\delta}_i$	67	90774,5	90768,7	90772,5	90778,1	90810,3	90875,1
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} I_x \hat{\delta}_i$	69	90734,2	90728,6	90721,4	90719,6	90733,0	90814,4
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} I_x \hat{\delta}_j$	72	90820,5	90813,9	90816,9	90822,3	90855,1	90919,5
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} I_x \hat{\delta}_k$	68	90783,0	90777,0	90780,6	90785,8	90818,2	90883,6
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} I_x \hat{\delta}_m$	69	90789,4	90785,2	90790,0	90796,4	90828,4	90891,0
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} I_x \hat{\delta}_{ij}$	84	90853,1	90846,3	90839,1	90836,5	90847,5	90932,3
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} I_x \hat{\delta}_{ik}$	72	90759,9	90753,9	90746,3	90743,5	90756,5	90839,3
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} I_x \hat{\delta}_{im}$	75	90783,9	90779,9	90773,7	90772,1	90785,5	90864,7
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} I_x \hat{\delta}_{jk}$	78	90874,5	90867,1	90868,7	90873,3	90905,5	90972,5
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} I_x \hat{\delta}_{jm}$	84	90924,3	90920,7	90924,7	90931,9	90964,3	91024,9
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} I_x \hat{\delta}_{km}$	72	90792,5	90788,7	90793,1	90799,7	90830,5	90898,9
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} I_x \hat{\delta}_{ijk}$	102	90998,8	90991,4	90981,2	90975,0	90983,0	91068,4
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} I_x \hat{\delta}_{ijm}$	120	91154,2	91151,2	91144,6	91141,0	91148,6	91228,2
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} I_x \hat{\delta}_{ikm}$	84	90823,1	90820,5	90815,3	90814,3	90828,7	90914,5
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} I_x \hat{\delta}_{jkm}$	102	91049,2	91045,0	91047,8	91053,2	91083,6	91150,6
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} I_x \hat{\delta}_{ijkm}$	174	91559,5	91556,9	91548,9	91541,9	91547,3	91633,1

¹ Os índices i, j, k e m representam ordem de lactação, rebanho, época do parto e estágio da lactação, respectivamente.

¹ The indexes i, j, k and m represent lactation order, herd, calving season and lactation period, respectively.

Em relação à época do parto, as vacas que pariram no verão apresentaram, na maioria das vezes, as menores estimativas para os parâmetros α e γ . Isso indica que vacas que parem no verão produzem menos leite no início da lactação, mas têm menores decréscimos de produção após o pico. É o efeito do estresse calórico se manifestando, pois as vacas paridas no verão sofrem com as condições ambientais desfavoráveis (temperatura, principalmente) no início da lactação, produzindo menos leite, e na maioria das vezes terminam a lactação no inverno, período mais favorável para a produção de leite,

implicando em valores menores para γ .

As estimativas do parâmetro δ foram -0,238 e -0,868 para primíparas e multíparas, respectivamente, e representam as perdas de produção de leite (kg/dia), em função do aumento de uma unidade logarítmica da CCS, a partir de 17.000 células/mL. A Figura 2 ilustra esse resultado, mostrando as perdas estimadas em função da CCS.

As perdas maiores em multíparas podem ser explicadas pelo agravamento na saúde do úbere nesses animais, ocasionado pela maior possibilidade de infecção e dano permanente à glândula por infecções

Tabela 4 - Modelos de perdas absolutas em função do aumento da CCS, com seus respectivos números de parâmetros (N.º Par.) e valores do critério de informação de Schwarz (BIC), sendo $I_x = \{x - x_0 + 1, \text{ se } x > x_0; 1, \text{ caso contrário}\}$ e x a CCS

Table 4 - Models of absolute losses in function of the increase of SCC, with its respective numbers of parameters (N.º Par.) and value of the information criteria of Schwarz (BIC), where $I_x = \{x - x_0 + 1, \text{ if } x > x_0; 1, \text{ if } x \leq x_0\}$ and x the SCC

Modelo ¹ Model	N.º	BIC						
		Par.	$x_0 = 1$	$x_0 = 5$	$x_0 = 10$	$x_0 = 15$	$x_0 = 25$	$X_0 = 50$
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} + \hat{\delta} \text{Ln}(I_x)$	67	67	90847,1	90832,7	90831,7	90835,1	90865,7	90927,5
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} + \hat{\delta}_i \text{Ln}(I_x)$	69	69	90739,4	90725,0	90713,2	90709,0	90724,6	90811,8
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} + \hat{\delta}_j \text{Ln}(I_x)$	72	72	90860,9	90849,3	90854,3	90857,9	90893,7	90955,9
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} + \hat{\delta}_k \text{Ln}(I_x)$	68	68	90852,6	90838,4	90837,2	90840,4	90872,0	90935,2
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} + \hat{\delta}_m \text{Ln}(I_x)$	69	69	90853,2	90842,8	90845,4	90851,0	90883,0	90943,2
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} + \hat{\delta}_{ij} \text{Ln}(I_x)$	84	84	90844,1	90829,9	90817,1	90814,3	90828,3	90920,5
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} + \hat{\delta}_{ik} \text{Ln}(I_x)$	72	72	90763,3	90748,9	90737,1	90732,1	90747,5	90836,1
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} + \hat{\delta}_{im} \text{Ln}(I_x)$	75	75	90784,7	90773,5	90765,5	90763,1	90779,1	90862,5
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} + \hat{\delta}_{jk} \text{Ln}(I_x)$	78	78	90918,7	90906,5	90906,5	90910,1	90945,1	91009,5
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} + \hat{\delta}_{jm} \text{Ln}(I_x)$	84	84	90960,3	90951,7	90956,1	90964,5	91002,1	91059,9
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} + \hat{\delta}_{km} \text{Ln}(I_x)$	72	72	90854,5	90844,3	90846,5	90851,3	90882,7	90949,7
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} + \hat{\delta}_{ijk} \text{Ln}(I_x)$	102	102	90992,2	90976,6	90961,8	90956,8	90968,0	91059,8
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} + \hat{\delta}_{ijm} \text{Ln}(I_x)$	120	120	91151,4	91141,6	91131,4	91127,8	91137,2	91220,2
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} + \hat{\delta}_{ikm} \text{Ln}(I_x)$	84	84	90826,9	90818,5	90810,7	90808,1	90825,5	90914,1
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} + \hat{\delta}_{jkm} \text{Ln}(I_x)$	102	102	91083,8	91075,6	91081,4	91086,8	91121,6	91185,8
$\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} + \hat{\delta}_{ijkm} \text{Ln}(I_x)$	174	174	91565,3	91556,3	91545,5	91538,9	91544,7	91633,9

¹Os índices i, j, k e m representam ordem de lactação, rebanho, época do parto e estágio da lactação, respectivamente.

¹ The indexes i, j, k and m represent lactation order, herd, calving season and lactation period, respectively.

prévias (Bartlett et al., 1990). Além disso, vacas mais velhas tendem a ter infecções mais longas, causando danos mais extensos nos tecidos (Reneau, 1986).

Comparando os resultados encontrados no presente estudo com os obtidos por Kirk (1984), Reneau (1986) e Gill et al. (1990) (Tabela 6), observa-se que, para as primíparas, considerando as perdas a partir de 50.000 células/mL, os resultados obtidos por Kirk (1984) e Reneau (1986) sofrem acréscimos levemente maiores que os obtidos nesse trabalho, ao passo que, para as multíparas, os resultados aqui encontrados são intermediários aos apresentados por esses dois autores. Já os resultados alcançados por Gill et al. (1990) foram maiores que os obtidos no presente estudo para primíparas, porém não foram muito diferentes das multíparas. Outra consideração a ser feita é que, no estudo vertente, mostra-se que as perdas já ocorrem a partir de 17.000 células somáticas, enquanto os dois primeiros autores mostram perdas evidentes somente a partir de 100.000 células/mL.

Ao contrário do observado neste trabalho, Hortet et al. (1999) não encontraram diferenças significativas entre os estádios de lactação para as primíparas, mas observaram efeitos significativos nas multíparas, com perdas crescentes no decorrer da lactação. Segundo esses autores, vacas na 1ª lactação apresentaram redução de 0,30 kg de leite para 100.000 células/mL e 0,61 kg para 200.000 células/mL, enquanto as vacas na 2ª lactação com CCS de 200 mil células/mL tiveram redução na produção de leite de 0,63 kg no dia 50 pós-parto, 0,92 kg no dia 150 e 1,77 kg no dia 250 pós-parto. Vacas de 3ª lactação ou superior, com essa mesma CCS, tiveram redução de 0,60; 1,09 e 1,85 kg, nos dias 50, 150 e 250 pós-parto, respectivamente.

Salienta-se que Hortet et al. (1999) basearam-se em estudos de cultura bacteriológica negativa (Scheper et al., 1997) e de ausência de mastite clínica (Laevens et al., 1997; Wilson et al., 1997) para propor um ponto de corte de 50.000 células/mL, a partir do qual as perdas começariam a ocorrer, e não nos próprios dados, como foi feito no presente trabalho.

Os resultados obtidos neste estudo podem ser utilizados, por exemplo, para calcular as perdas de produção de leite para cada vaca em lactação, bastando multiplicar a estimativa correspondente do parâmetro δ de cada ordem de lactação pelo logaritmo natural de I_x , sendo $I_x = \{x - x_0 + 1, \text{ se } x > x_0; 1, \text{ caso contrário}\}$, x a CCS e $x_0 = 17$. A partir do resultado de cada vaca,

pode-se estimar as perdas médias devidas ao aumento da CCS, refletindo o impacto da mastite subclínica para cada ordem de lactação (no caso, primíparas e multíparas) e para o rebanho, como um todo.

A Tabela 7 mostra que os rebanhos 1 e 3 foram aqueles em que as vacas tiveram menor redução da produção de leite, devido ao aumento da CCS, tendo médias de perdas de 2,20 e 1,59 kg/vaca/dia. Os rebanhos 2 e 4 apresentaram as maiores perdas, 3,18 e 3,40 kg/vaca/dia, respectivamente, sendo que, para as multíparas, o rebanho 4 perdeu 5,00 kg/vaca/dia, o que é uma quantidade elevada.

Com base nesse resultado, pode-se inferir que os rebanhos 2 e 4 seriam os que mais responderiam a uma melhoria no programa de controle de mastite, já que suas perdas são elevadas, e talvez, com pouco investimento, pudessem ser niveladas a dos rebanhos 1 e 3.

Harmon (1998b) evidencia que, nos Estados Unidos, a queda na produção de leite representa 66% das perdas advindas da mastite. Logo, se for aplicado esse resultado às condições brasileiras, as perdas médias de todos os rebanhos estudados chegariam a 3,64 kg/vaca/dia.

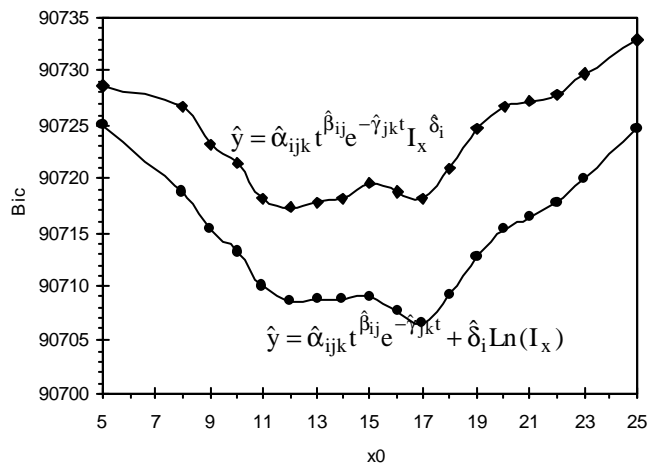


Figura 1 - Valor do critério de informação de Schwarz (BIC), em função do ponto de corte (x_0), para os modelos $\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jkt}} I_x \hat{\delta}_i$ e $\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jkt}} + \hat{\delta}_i \ln(I_x)$, sendo $I_x = \{x - x_0 + 1, \text{ se } x > x_0; 1, \text{ caso contrário}\}$ e x a CCS.

Figure 1 - Value of the information criteria of Schwarz (BIC) in function of the cut point (x_0), for the models $\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jkt}} I_x \hat{\delta}_i$ and $\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jkt}} + \hat{\delta}_i \ln(I_x)$, where $I_x = \{x - x_0 + 1, \text{ if } x > x_0; 1, \text{ if } x \leq x_0\}$ and x the SCC.

Tabela 5 - Estimativas e intervalos de confiança (95%) dos parâmetros do modelo $\hat{y} = \hat{\alpha}_{ijk} t^{\hat{\beta}_{ij}} e^{-\hat{\gamma}_{jk} t} + \hat{\delta}_i \text{Ln}(I_x)$, sendo $I_x = \{x - x_0 + 1, \text{ se } x > x_0; 1, \text{ caso contrário}\}$ x a CCS e $x_0 = 17$
 Table 5 - Estimates and confidence intervals (95%) of the parameters of the model, where $I_x = \{x - x_0 + 1, \text{ if } x > x_0; 1, \text{ if } x \leq x_0\}$, x the SCC and $x_0 = 17$

Ordem de lactação <i>Lactation order</i>	Rebanho <i>Herd</i>	Época do parto <i>Calving season</i>	α	β	$\gamma (\times 10^2)$	δ
1	1	Verão	14,46 (13,28:15,65)	0,209 (0,189:0,229)	0,12 (0,10:0,13)	
		Inverno	15,24 (14,01:16,47)			
	2	Verão	10,81 (9,29:12,32)	0,254 (0,219:0,290)	0,31 (0,28:0,34)	
		Inverno	12,01 (10,32:13,69)			
	3	Verão	16,63 (13,88:19,39)	0,117 (0,073:0,161)	0,14 (0,10:0,19)	
		Inverno	17,43 (14,56:20,3)			
	4	Verão	11,50 (8,25:14,75)	0,287 (0,215:0,359)	0,35 (0,28:0,41)	
		Inverno	11,49 (8,29:14,69)			
	5	Verão	11,93 (8,97:14,89)	0,245 (0,182:0,309)	0,21 (0,15:0,27)	
		Inverno	13,47 (10,17:16,76)			
	6	Verão	10,73 (8,68:12,78)	0,226 (0,175:0,276)	0,25 (0,19:0,31)	
		Inverno	12,36 (9,99:14,73)			
2	1	Verão	34,10 (31,72:36,48)	0,067 (0,049:0,085)	0,12 (0,10:0,13)	
		Inverno	37,30 (34,81:39,79)			
	2	Verão	22,97 (20,14:25,80)	0,170 (0,138:0,203)	0,31 (0,28:0,34)	
		Inverno	24,52 (21,50:27,55)			
	3	Verão	22,69 (18,18:27,20)	0,083 (0,032:0,134)	0,14 (0,10:0,19)	
		Inverno	23,02 (18,36:27,69)			
	4	Verão	18,70 (13,81:23,60)	0,234 (0,166:0,302)	0,35 (0,28:0,41)	
		Inverno	18,32 (13,42:23,21)			
	5	Verão	29,81 (20,87:38,74)	0,066 (-0,010:0,142)	0,21 (0,15:0,27)	
		Inverno	34,56 (23,14:45,98)			
	6	Verão	22,41 (18,14:26,69)	0,146 (0,096:0,196)	0,25 (0,19:0,31)	
		Inverno	23,79 (19,38:28,19)			
3 ou superior <i>3 or more</i>	1	Verão	40,48 (37,89:43,08)	0,038 (0,021:0,055)	0,12 (0,10:0,13)	
		Inverno	43,64 (40,94:46,34)			
	2	Verão	21,45 (19,02:23,87)	0,197 (0,166:0,227)	0,31 (0,28:0,34)	
		Inverno	23,24 (20,68:25,80)			
	3	Verão	18,19 (13,20:23,18)	0,118 (0,054:0,182)	0,14 (0,10:0,19)	
		Inverno	22,46 (16,46:28,46)			
	4	Verão	19,12 (14,23:24,00)	0,197 (0,131:0,264)	0,35 (0,28:0,41)	
		Inverno	20,71 (15,57:25,86)			
	5	Verão	23,40 (18,00:28,8)	0,147 (0,084:0,210)	0,21 (0,15:0,27)	
		Inverno	25,16 (19,07:31,25)			
	6	Verão	23,32 (18,32:28,33)	0,130 (0,076:0,184)	0,25 (0,19:0,31)	
		Inverno	26,68 (21,25:32,12)			

Verão (Summer), Inverno (Winter).

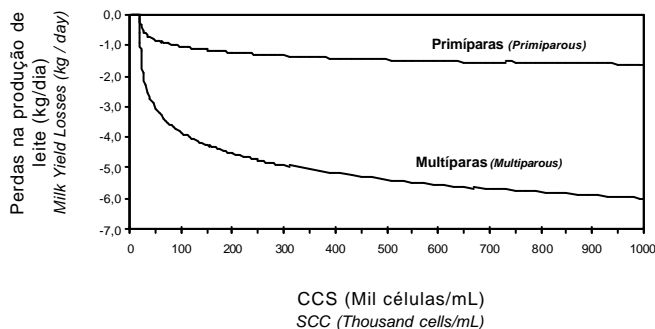


Figura 2 - Perdas de produção de leite, em função do aumento da CCS e da ordem de lactação.
 Figure 2 - Milk yield losses, in function of the increase of SCC and of the lactation order.

Conclusões

Os ajustes de modelos para as curvas de lactação mostraram que o parâmetro α varia com a ordem de lactação, o rebanho e a época do parto, enquanto β depende apenas dos dois primeiros fatores, e γ , do rebanho e da época do parto. O presente estudo permitiu evidenciar que as perdas de produção de leite devidas ao aumento da CCS são absolutas, isto é, independentem do nível de produção dos animais. Ademais, elas começam a ocorrer a partir de uma CCS de 17.000 células/mL e são diferentes para primíparas e múltiparas.

Tabela 6 - Perdas de produção de leite (kg/dia), em função do aumento da CCS (10^3 células/mL), obtidas por Kirk (1984), Reneau (1986), Gill et al. (1990) e no presente estudo
 Table 6 - Milk yield losses (kg/day), in function of the increase of SCC (10^3 cells/mL), obtained by Kirk (1984), Reneau (1986), Gill et al. (1990) and in the present study

CCS SCC	Estudo Study		Kirk(1984)		Reneau(1986)		Gill et al.(1990)
	P	M	P	M	P	M	P e M
12,5	0	0	0	0	0	0	0
25,0	0,52	1,91	0	0	0	0	1,45
50,0	0,84	3,06	0	0	0	0	2,74
100,0	1,05	3,85	0,34	0,68	0,27	0,59	3,86
200,0	1,24	4,53	0,68	1,36	0,59	1,18	4,83
400,0	1,42	5,17	1,02	2,04	0,91	1,78	5,63
800,0	1,59	5,78	1,36	2,72	1,18	2,36	6,27
1600,0	1,75	6,40	1,70	3,40	1,50	2,99	6,75
3200,0	1,92	7,00	2,04	4,08	1,78	3,58	7,06
6400,0	2,09	7,61	2,38	4,76	2,09	4,17	7,26

P = Primíparas; M = Multíparas.

P = Primiparous; M = Multiparous.

Tabela 7 - Perdas médias de produção de leite (kg/vaca/dia) devidas ao aumento da CCS, em função do rebanho e da ordem de lactação, durante todo o período do estudo

Table 7 - Average losses of milk yield (kg/vaca/day) owed to the increase of SCC, in function of the herd and of the lactation order, during the whole period of the study

Ordem de lactação Lactation order	Rebanho Herd						Média Mean
	1	2	3	4	5	6	
Primíparas Primiparous	0,75	1,14	0,82	1,12	0,92	1,13	0,90
Multíparas Multiparous	3,10	4,46	2,94	5,00	4,39	4,87	3,64
Média Mean	2,20	3,18	1,59	3,40	2,60	2,56	2,40

Agradecimento

À Fundação de Amparo a Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP), pelo apoio financeiro ao projeto.

Literatura Citada

- ALI, T.E.; SCHAEFFER, L.R. Accounting for covariances among test day milk yields in dairy cows. **Canadian Journal of Animal Science**, v.67, n.3, p.637-644, 1987.
- ALMEIDA, R.; RIBAS, N.P.; MONARDES, H. Estudo dos efeitos de meio ambiente sobre as características produtivas de vacas da raça Holandesa na região da Batavo, Paraná. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 34., 1997, Juiz de Fora. **Anais...** Juiz de Fora: Sociedade Brasileira de Zootecnia, 1997. p.65-67.
- BARTLETT, P.C.; MILLER, G.Y.; ANDERSON, C.R. et al. Milk production and somatic cell count in Michigan dairy herds. **Journal of Dairy Science**, v.73, n.10, p.2794-2800, 1990.
- BATRA, T.R. Comparasion of two mathematical models in fitting lactation curves for pureline and crossline dairy cows. **Canadian Journal of Animal Science**, v.66, n.2, p.405-414, 1986.
- BECK, H.S.; WISE, W.S.; DODD, F.H. Cost-benefit analysis of bovine mastitis in the UK. **Journal of Dairy Research**, v.59, p.449, 1992.
- COSTA, C.N.; MILAGRES, J.C.; CASTRO, A.C.G. et al. Efeitos da estação e idade ao parto sobre a curva de lactação de vacas da raça holandesa. **Revista da Sociedade Brasileira de Zootecnia**, v.11, n.2, p.320-330, 1982.
- DEKKERS, J.C.M.; TEN HAG, J.H. WEERSINK, A. Economic aspects of persistency of lactation in dairy cattle. **Livestock Production Science**, v.53, p.237-252, 1998.
- DURÃES, M.C.; FREITAS, A.F.; VALENTE, J. et al. Tendência genética para a produção de leite e de gordura em rebanhos da raça holandesa no Estado de Minas Gerais. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.30, n.1, p.66-70, 2001.
- FREITAS, A.F.; DURÃES, M.C.; VALENTE, J. et al. Parâmetros genéticos para produções de leite e gordura nas três primeiras lactações de vacas holandesas. **Revista Brasileira de**

- Zootecnia**, v.30, n.3, p.709-713, 2001.
- FRIGGENS, N.C.; EMMANS, G.C.; VEERKAMP, R.F. On the use of simple ratios between lactation curve coefficients to describe parity effects on milk production. **Livestock Production Science**, v.62, p.1-13, 1999.
- GARCÍA, S.C.; HOLMES, C.W. Lactation curves of autumn- and spring-calved cows in pasture-based dairy systems. **Livestock Production Science**, v.68, p.189-203, 2001.
- GASPARINO, E. **Estudo de fatores genéticos e de meio que influenciam o desempenho de vacas mestiças à primeira cria**. Viçosa, MG: Universidade Federal de Viçosa, 1996. 112p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Viçosa, 1996.
- GILL, R.; HOWARD, W.H.; LESLIE K.E. et al. Economics of mastitis control. **Journal of Dairy Science**, v.73, n.11, p.3340-3348, 1990.
- GRAAF, T.; DWINGER, R.H. Estimation of milk production losses due to sub-clinical mastitis in dairy cattle in Costa Rica. **Preventive Veterinary Medicine**, v.26, p.215-222, 1996.
- HARMON, R.J. Physiology of mastitis and factors affecting somatic cell counts. **Journal of Dairy Science**, v.77, n.7, p.2103-2112, 1994.
- HARMON, R.J. Fatores que afetam a contagem de células somáticas. In: SIMPÓSIO INTERNACIONAL SOBRE QUALIDADE DO LEITE, 1., 1998, Curitiba. **Anais...** Curitiba: Universidade Federal do Paraná, 1998a. p.7-15.
- HARMON, R.J. Aspectos econômicos da mastite bovina. In: SIMPÓSIO INTERNACIONAL SOBRE QUALIDADE DO LEITE, 1., 1998, Curitiba. **Anais...** Curitiba: Universidade Federal do Paraná, 1998b. p.36-39.
- HORTET, P.; BEAUDEAU, F.; SEEGER, H. et al. Reduction in milk yield associated with somatic cell counts up to 600.000 cells/mL in French Holsteins cows without clinical mastitis. **Livestock Production Science**, v.61, n.1, p.33-42, 1999.
- JAMROZIK, J.; KISTEMAKER, G.J.; DEKKERS, J.C.M. et al. Comparison of possible covariates for use in a random regression model for analyses of test day yields. **Journal of Dairy Science**, v.80, n.10, p.2550-2556, 1997.
- JAMROZIK, J.; SCHAEFFER, L.R. Estimates of genetic parameters for a test day model with random regressions for yield traits of first lactation holsteins. **Journal of Dairy Science**, v.80, n.4, p.762-770, 1997.
- JANZEN, J.J. Economic losses resulting from mastitis. A review. **Journal of Dairy Science**, v.53, n.9, p.1151-1161, 1970.
- JONES, G.M.; PEARSON, R.E.; CLABAUGH, G.A. et al. Relationships between cell counts and milk production. **Journal of Dairy Science**, v.67, p.1823-1831, 1984.
- KETTUNEN, A.; MÄNTYSAARY, E.A.; PÖSÖ, J. Estimation of genetic parameters for daily milk yield of primiparous Ayrshire cows by random regression test-day models. **Livestock Production Science**, v.66, p.251-261, 2000.
- KIM, T.; HEALD, C.W. Inducing inference rules for the classification of bovine mastitis. **Computers and Electronics in Agriculture**, v.23, p.27-42, 1999.
- KIRK, J.H. Programmable calculator program for linear somatic cell scores to estimate mastitis yield losses. **Journal of Dairy Science**, v.67, n.2, p.441-443, 1984.
- KOSSAIBATI, M.A.; ESSLEMONT, R.J. The cost of production diseases in dairy herds in England. **The Veterinary Journal**, v.154, p.41-51, 1997.
- LAEVENS, H.; DELUYKER, H.; SCHUKKEN, Y.H. et al. Influence of parity and stage of lactation on the somatic cell count in bacteriologically negative dairy cows. **Journal of Dairy Science**, v.80, n.12, p.3219-3226, 1997.
- LARANJA, L.F.; MACHADO, P.F. Ocorrência de mastite bovina em fazendas produtoras de leite B no Estado de São Paulo. **Scientia Agricola**, v.51, n.3, p.578-585, 1994.
- LESCOURRET, F.; COULON, J.B. Modelling the impact of mastitis on milk production by dairy cows. **Journal of Dairy Science**, v.77, n.8, p.2289-2301, 1994.
- MACHADO, P.F.; BARANCELLI, G.; PEREIRA, A.R. CCS: Leite com mais qualidade e melhor rendimento industrial. **Indústria de Laticínios**, n.13, p.65-68, 1998.
- MACHADO, P.F.; PEREIRA, A.R.; SARRIÉS, G.A. Efeitos da contagem de células somáticas na qualidade do leite e a atual situação de rebanhos brasileiros. **Revista do Instituto de Laticínios "Cândido Tostes"**, v.54, n.309, p.10-16, 1999.
- MACHADO, P.F.; PEREIRA, A.R.; SILVA, L.F.P. et al. Células somáticas no leite em rebanhos brasileiros. **Scientia Agricola**, v.57, n.2, p.359-361, 2000.
- MCNANUS, C.; GUTH, T.L.F.; SAUERESSIG, M.G. Curva de lactação em gado holandês em confinamento total no DF. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 34., 1997, Juiz de Fora. **Anais...** Juiz de Fora: Sociedade Brasileira de Zootecnia, 1997. p.74-76.
- MILLER, R.H.; PAAPE, M.J.; FULTON, L.A. et al. The relationship of milk somatic cell count to milk yields for holstein heifers after first calving. **Journal of Dairy Science**, v.76, n.3, p.728-733, 1993.
- NELDER, J.A.; WEDDERBURN, R.W.M. Generalized linear models. **Journal of the Royal Statistical Society A**, v.135, n.3, p.370-384, 1972.
- OLORI, V.E.; BROTHERSTONE, S.; HILL, W.G. et al. Fit of standard models of the lactation curve to weekly records of milk production of cows in a single herd. **Livestock Production Science**, v.58, p.55-63, 1999.
- PEREIRA, A.R. **Contagem de células somáticas e características produtivas de vacas em lactação da raça holandesa**. Piracicaba, 2000. 53p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 2000.
- PIRES, A.V. **Fatores genéticos e ambientais que afetam a produção de leite e a duração da lactação de um rebanho com diferentes grupos genéticos Holandês:Guzerá**. Piracicaba, 1984. 112p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 1984.
- RAUBERTAS, R.F.; SHOOK, G.E. Relationship between lactation measures of somatic cell concentration and milk yield. **Journal of Dairy Science**, v.65, n.3, p.419-425, 1982.
- REKAYA, R.; WEIGEL, K.A.; GIANOLA, D. Hierarchical nonlinear model for persistency of milk yield in the first three lactations of Holsteins. **Livestock Production Science**, v.68, p.181-187, 2001.
- RENEAU, J.K. Effective use of dairy herd improvement somatic cell counts in mastitis control. **Journal of Dairy Science**, v.69, n.6, p.1708-1720, 1986.
- RODRIGUEZ-ZAZ, S.L.; GIANOLA, D.; SHOOK, G.E. Evaluation of models for somatic cell score lactation patterns in Holsteins. **Livestock Production Science**, v.67, p.19-30, 2000.
- ROOK, A.J.; FRANCE, J.; DHANOA, M.S. On the mathematical description of lactation curves. **Journal of Agricultural Science**, v.121, n.1, p.97-102, 1993.
- STATISTICAL ANALYSIS SYSTEM - SAS. **SAS/STAT User's Guide 8.0**. Cary: 1999. (compact disc).
- SCHAKENRAAD, M.H.W.; DIJKHUIZEN, A.A. Economic losses due to bovine mastitis in Dutch dairy herds.

- Netherlands Journal of Agricultural Science**, v.38, p.89-92, 1990.
- SCHEPERS, J.A.; DIJKHUIZEN, A.A. The economics of mastitis and mastitis control in dairy cattle: a critical analysis of estimates published since 1970. **Preventive Veterinary Medicine**, v.10, p.213-224, 1991.
- SCHEPERS, J.A.; LAM, T.J.G.M.; SCHUKKEN Y.H. et al. Estimation of variance components for somatic cell counts to determine thresholds for uninfected quarters. **Journal of Dairy Science**, v.80, p.1833-1840, 1997.
- SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model. **Annals of Statistics**, v.6, p.461-464, 1978.
- SHANKS, R.D.; BERGER, P.J.; FREEMAN, A.E. et al. Genetic aspects of lactation curves. **Journal of Dairy Science**, v.64, n.9, p.1852-1860, 1981.
- SHOOK, G.E. Selection for disease resistance. **Journal of Dairy Science**, v.72, n.5, p.1349-1362, 1989.
- SÖLKNER, J.; FUCHS, W. A comparison of different measures of persistency with special respect to variation of test-day milk yields. **Livestock Production Science**, v.16, p.305-319, 1987.
- TEIXEIRA, N.M.; VALENTE, J.; VERNEQUE, R.S. et al. Fatores de ajustamento para período de serviço na raça holandesa. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 34., 1997, Juiz de Fora. **Anais...** Juiz de Fora: Sociedade Brasileira de Zootecnia, 1997. p.3-6.
- WILSON, J.D.; GONZALEZ, R.N.; DAS, H.H. Bovine mastitis pathogens in New York and Pennsylvania: prevalence and effects on somatic cell count and milk production. **Journal of Dairy Science**, v.80, n.10, p.2592-2598, 1997.
- WOOD, P.D.P. Algebraic model of the lactation curve in cattle. **Nature**, v.216, p.164-165, 1967.

Recebido em: 03/02/03

Aceito em: 09/10/03