



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
CENTRO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS
DEPARTAMENTO DE ZOOTECNIA
PROGRAMA DE DOUTORADO INTEGRADO EM ZOOTECNIA

ROBERTA POLYANA ARAÚJO DA SILVA

BASES PARA O MELHORAMENTO GENÉTICO DA RESISTÊNCIA À MASTITE
EM REBANHOS GUZERÁ

FORTALEZA

2020

ROBERTA POLYANA ARAÚJO DA SILVA

BASES PARA O MELHORAMENTO GENÉTICO DA RESISTÊNCIA À MASTITE EM
REBANHOS GUZERÁ

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Zootecnia da Universidade Federal do Ceará, como parte dos requisitos para obtenção do título de Doutor em Zootecnia. Área de concentração: Melhoramento Genético Animal

Orientador: Prof. Dr. Raimundo Nonato Braga Lobo

Co-Orientador: Dra. Maria Gabriela Campolina Diniz Peixoto

FORTALEZA

2020

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca Universitária

S583b Silva, Roberta Polyana Araújo da.
Bases para o melhoramento genético da resistência à mastite em rebanhos Guzerá / Roberta Polyana Araújo da Silva. – 2018.
78 f. : il. color.

Tese (doutorado) – Universidade Federal do Ceará, Centro de Ciências Agrárias, Programa de Pós-Graduação em Zootecnia, Fortaleza, 2018.

Orientação: Prof. Dr. Raimundo Nonato Braga Lobo.

Coorientação: Profª. Dra. Maria Gabriela Campolina Diniz Peixoto.

1. Bovinos leiteiros. 2. Herdabilidade. 3. Resistência à mastite. I. Título.

CDD 636.08

ROBERTA POLYANA ARAÚJO DA SILVA

BASES PARA O MELHORAMENTO GENÉTICO DA RESISTÊNCIA À MASTITE EM
REBANHOS GUZERÁ

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Zootecnia da Universidade Federal do Ceará, como parte dos requisitos para obtenção do título de Doutor em Zootecnia. Área de concentração: Melhoramento Genético Animal

Aprovada em: 26/03/2018.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Raimundo Nonato Braga Lôbo (Orientador)
Embrapa Caprinos e Ovinos / Programa de Doutorado Integrado em Zootecnia – PDIZ (UFC / UFPB / UFRPE)

Prof. Dra. Aline Vieira Landim
Universidade Estadual Vale do Acaraú (UEVA)

Prof. Dr. Claudio Cabral Campello
Universidade Estadual do Ceará (UECE)

Prof. Dr. Luciano Pinheiro da Silva
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dra. Sônia Maria Pinheiro de Oliveira
Universidade Federal do Ceará (UFC)

À minha família, amigos e aos animais, por
toda dedicação de uma vida e pelos valiosos
ensinamentos.

Dedico.

AGRADECIMENTOS

A Deus, pela vida e por todas as oportunidades que tive na vida.

À Universidade Federal do Ceará pelo Programa de Pós-graduação em Zootecnia e a Capes pela concessão da bolsa.

Ao meu orientador, Dr. Raimundo Lobo, pela imensurável contribuição para realização desse sonho. Sua amizade, paciência e ensinamentos na Ciência e na vida.

À minha co-orientadora, Dra. Maria Gabriela Peixoto, pelos valiosos ensinamentos e sua imensa contribuição.

À Embrapa, pela confiança e parceria, fundamentais para realização desse trabalho.

À pesquisadora da Embrapa Dra. Glaucyana Gouvêa, por todo o apoio recebido e também por seus ensinamentos.

A todos os professores da UFC, em especial ao professor Luciano Pinheiro e Socorro Carneiro e aos amigos Andrés Pinzón, Michele Santos e Mayara Araújo.

Aos meus pais, Sônia Maria (*in memoriam*) e Antônio Sipriano, por todo o amor dedicado e por terem me ensinado os valores mais importantes da vida.

Aos meus irmãos Ricardo e Renata por fazerem parte de minha vida.

Ao meu companheiro Cristiano Munaretto por todo apoio e carinho dedicado.

Aos meus sobrinhos Enzo e Lorena, por serem tão amorosos comigo. Às minhas tias Maria, Naíde, Nadir e Rosimar, pelo apoio e valiosos conselhos. Às minhas queridas primas e primos, em especial à Lena, Tamires e Antônio Ângelo.

Às minhas amigas Ciane Reis, Jucilene Carneiro, Geisa Lima, Kelem Ângela, Nívea, Nádia e Maria Alice, pela amizade verdadeira.

Aos funcionários da Fazenda Eldorado, Mauro Viana, Thaísa, Joseane e Gustavo, em especial aos amigos Sônia e Raimundo, Williane e Sâmia por todo o carinho dedicado durante essa fase tão difícil de minha vida.

RESUMO

A contagem de células somáticas (CCS) tem sido utilizada como ferramenta para redução da incidência de mastite. Assim, programas de melhoramento genético de gado de leite, têm utilizado a CCS, em escala logarítmica (ECS – escore de células somáticas), como critério de seleção para saúde do úbere. Neste trabalho, dois estudos foram conduzidos para estimativa de parâmetros genéticos para CCS. No primeiro esta característica foi analisada em conjunto com características de produção de leite, estimando suas associações genéticas, e verificando ainda duas estratégias de normalização da CCS ($CCS_1 = \text{Log}_{10}(\text{CCS})$; $CCS_2 = \text{Log}_2(\text{CCS}/100)+3$). No segundo, após definir o melhor método de normalização da CCS, seus componentes de variância e parâmetros genéticos foram estimados de duas maneiras: 1) CCS em diferentes lactações de um mesmo animal, sob modelo animal de repetibilidade e 2) CCS no dia do controle, com modelo animal de regressão aleatória. O arquivo de dados continha informações de 6.513 vacas, provenientes de 95 rebanhos. Nos dois estudos foi utilizada inferência Bayesiana via amostragem de Gibbs. Utilizou-se cadeias únicas de 2.000.000 iterações com descarte amostral das primeiras 5.000 cadeias e período de amostragem a cada 50 iterações. O critério do desvio de informação (DIC) foi utilizado para avaliar a melhor transformação para normalização dos dados de CCS. As estimativas de herdabilidade para as características produtivas e para CCS avaliados no primeiro estudo foram baixas, indicando pequena possibilidade de ganhos genéticos expressivos, a partir da seleção direta para estas características. Entretanto, as repetibilidades estimadas indicaram potencial de incremento neste potencial, desde que seja reduzido os efeitos de ambiente permanente. As correlações genéticas entre as características produtivas indicaram potencial de ganho genético correlacionado a partir da seleção de apenas uma característica. De acordo com a estrutura de dados disponível, a normalização da CCS pelo logaritmo da base 10 ($\text{Log}_{10}(\text{CCS})$) foi mais eficiente e produziu melhores estimativas que a normalização pelo método do ECS ($\text{Log}_2(\text{CCS}/100)+3$). No segundo estudo, o modelo de regressão aleatória conseguiu ser mais eficaz em captar a variabilidade genética da CCS dos rebanhos avaliados. Este modelo permitiu melhor detalhamento dos parâmetros genéticos ao longo da lactação. Apesar da tendência de baixos valores de herdabilidade da CCS, observou-se que o melhor período de seleção para CCS neste conjunto de dados estaria entre 50 e 200 dias de lactação.

Palavras-chave: Correlação genética. Contagem de células somáticas. Herdabilidade. Inferência bayesiana. Modelo animal.

ABSTRACT

Somatic cell count (SCC) has been used as a tool to reduce the incidence of mastitis. Thus, genetic improvement programs for dairy cattle have been using CCS on a logarithmic scale (ECS) as a selection criterion for udder health. In this work, two studies were performed to estimate genetic parameters for CCS. In the first one this trait was analyzed together with milk production traits, estimating their genetic associations, and also verified two CCS normalization strategies ($CCS1 = \text{Log}_{10}(\text{CCS})$; $CCS2 = \text{Log}_2(\text{CCS} / 100) + 3$). In the second, after defining the best CCS standardization method, its components of variance and genetic parameters were estimated in two ways: 1) CCS in different lactations of the same animal under animal model of repeatability and 2) CCS on test-day, with animal model of random regression. The data file contained information on 6,513 cows from 95 herds. In both studies, Bayesian inference was used via Gibbs sampling. Single chains of 2,000,000 iterations were used with sampling discard of the first 5,000 chains and sampling period every 50 iterations. The deviation information criterion (DIC) was used to evaluate the best transformation for normalization of CCS data. The heritability estimates for the productive traits and for the CCS evaluated in the first study were low, indicating small possibility of expressive genetic gains, from the direct selection for these traits. However, the estimated repeatability indicated an increase potential at this potential, if the effects of permanent environment were reduced. The genetic correlations between the productive traits indicated potential of genetic gain correlated from the selection of only one trait. According to the available data structure, the normalization of CCS by log 10 ($\text{Log}_{10}(\text{CCS})$) was more efficient and produced better estimates than the normalization by the ECS method ($\text{Log}_2(\text{CCS} / 100) + 3$). In the second study, the random regression model was more effective in capturing the genetic variability of CCS of the evaluated herds. This model allowed better detailing of the genetic parameters during lactation. Despite the trend of low CCS heritability values, it was observed that the best selection period for CCS in this dataset would be between 50 and 200 days of lactation.

Keywords: Animal model. Bayesian inference. Genetic correlation. Inheritability. Somatic cell count.

LISTA DE FIGURAS

- Figura 1 - Estimativas das variâncias genéticas aditivas, de ambiente permanente individual e fenotípica do $\text{Log}_{10}(\text{CCS})$ em vacas Guzerá leiteiro, em função do estágio de lactação, utilizando modelo de regressão aleatória..... 66
- Figura 2 - Estimativas de herdabilidade e repetibilidade do $\text{Log}_{10}(\text{CCS})$ em vacas Guzerá leiteiro, em função do estágio de lactação, utilizando modelo de regressão aleatória..... 67
- Figura 3 - Correlações genéticas das mensurações de $\text{log}_{10}(\text{CCS})$ no dia do controle entre diferentes dias em lactação de vacas da raça Guzerá leiteiro..... 69

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	- Valores de herdabilidade ($h^2 \pm$ erro-padrão) para contagem de células somáticas (CCS) ou escore de células somáticas (ECS) e mastite clínica (MC), e correlação genética (r_g) entre CCS/ECS e MC, de acordo com alguns estudos da literatura.....	24
Tabela 2	- Distribuição das vacas e número de lactações de acordo com os rebanhos e época do ano (período chuvoso e seco).....	32
Tabela 3	- Distribuição das classes de vacas de acordo com a idade ao parto.....	33
Tabela 4	- Médias para características relacionadas à produção de leite e contagem de células somáticas de rebanhos da raça Guzerá.....	38
Tabela 5	- Valores a posteriori para as estimativas de variâncias (Var) e covariâncias (Cov) genéticas (g), de ambiente permanente da vaca (ep) e residuais (e) para as características duração de lactação (DL), produções totais de leite (PL), gordura (PG), proteína (PP), lactose (PLac) e de sólidos totais (PS), e da contagem de células somáticas normalizada como $CCS1 = \log_{10}(CCS)$, estimadas de rebanhos da raça Guzerá leiteiro.....	39
Tabela 6	- Valores a posteriori para as estimativas de variâncias (Var) e covariâncias (Cov) genéticas (g), de ambiente permanente da vaca (ep) e residuais (e) para as características duração de lactação (DL), produções totais de leite (PL), gordura (PG), proteína (PP), lactose (PLac) e de sólidos totais (PS), e da contagem de células somáticas ($CCS2 = \text{Log}_2(CC/100)+3$), estimadas de rebanhos da raça Guzerá leiteiro.....	41
Tabela 7	- Valores a posteriori para as estimativas de herdabilidade e repetibilidade para as características duração de lactação (DL), produções totais de leite (PL), gordura (PG), proteína (PP), lactose (PLac) e de sólidos totais (PS), e da contagem de células somáticas normalizada como $CCS1 = \log_{10}(CCS)$, estimadas de rebanhos da	

	raça Guzerá leiteiro.....	44
Tabela 8	- Valores a posteriori para as estimativas de herdabilidade e repetibilidade para as características duração de lactação (DL), produções totais de leite (PL), gordura (PG), proteína (PP), lactose (PLac) e de sólidos totais (PS), e da contagem de células somáticas normalizada como $CCS2 = \text{Log}_2(\text{CCS}/100)+3$, estimadas de rebanhos da raça Guzerá leiteiro.....	45
Tabela 9	- Valores a posteriori para as estimativas de correlação genética entre as características duração de lactação (DL), produções totais de leite (PL), gordura (PG), proteína (PP), lactose (PLac) e de sólidos totais (PS), e da contagem de células somáticas normalizada como $CCS1 = \text{log}_{10}(\text{CCS})$, estimadas de rebanhos da raça Guzerá leiteiro.....	46
Tabela 10	- Valores a posteriori para as estimativas de correlação genética entre as características duração de lactação (DL), produções totais de leite (PL), gordura (PG), proteína (PP), lactose (PLac) e de sólidos totais (PS), e da contagem de células somáticas normalizada como $CCS2 = \text{Log}_2(\text{CCS}/100)+3$, estimadas de rebanhos da raça Guzerá leiteiro.....	47
Tabela 11	- Valores a posteriori para as estimativas de variâncias (Var) e covariâncias (Cov) genéticas (g), de ambiente permanente da vaca (ep) e residuais (e) para as características duração de lactação (DL), produções até 305 dias de lactação (PL305), gordura (PG305), proteína (PP305), lactose (PLac305) e de sólidos totais (PS305), e da contagem de células somáticas normalizada como $CCS1 = \text{log}_{10}(\text{CCS})$, estimadas de rebanhos da raça Guzerá leiteiro.....	49
Tabela 12	- Valores a posteriori para as estimativas de variâncias (Var) e covariâncias (Cov) genéticas (g), de ambiente permanente da vaca (ep) e residuais (e) para as características duração de lactação (DL), produções até 305 dias de lactação (PL305), gordura (PG305), proteína (PP305), lactose (PLac305) e de sólidos totais (PS305), e da contagem de células somáticas normalizada como $CCS2 =$	

Log2(CCS/100)+3, estimadas de rebanhos da raça Guzerá leiteiro.....	51
Tabela 13 - Valores a posteriori para as estimativas de herdabilidade e repetibilidade para as características duração de lactação (DL), produções até 305 dias de lactação (PL305), gordura (PG305), proteína (PP305), lactose (PLac305) e de sólidos totais (PS305), e da contagem de células somáticas normalizada como $CCS1 = \log_{10}(CCS)$, estimadas de rebanhos da raça Guzerá leiteiro.....	54
Tabela 14 - Valores a posteriori para as estimativas de herdabilidade e repetibilidade para as características duração de lactação (DL), produções até 305 dias de lactação (PL305), gordura (PG305), proteína (PP305), lactose (PLac305) e de sólidos totais (PS305), e da contagem de células somáticas normalizada como $CCS2 = \text{Log2}(CCS/100)+3$, estimadas de rebanhos da raça Guzerá leiteiro.....	55
Tabela 15 - Valores a posteriori para as estimativas de correlação genética entre as características duração de lactação (DL), produções até 305 dias de lactação (PL305), gordura (PG305), proteína (PP305), lactose (PLac305) e de sólidos totais (PS305), e da contagem de células somáticas normalizada como $CCS1 = \log_{10}(CCS)$, estimadas de rebanhos da raça Guzerá leiteiro.....	56
Tabela 16 - Valores a posteriori para as estimativas de correlação genética entre as características duração de lactação (DL), produções até 305 dias de lactação (PL305), gordura (PG305), proteína (PP305), lactose (PLac305) e de sólidos totais (PS305), e da contagem de células somáticas normalizada como $CCS2 = \text{Log2}(CCS/100)+3$, estimadas de rebanhos da raça Guzerá leiteiro.....	57
Tabela 17 - Medidas a posteriori para as variâncias genética aditiva (Varg), de ambiente permanente do animal (Varpe) e residual (Vare), e para a herdabilidade e repetibilidade da contagem de células somáticas	

(Log10(CCS)) de vacas Guzerá leiteiro, avaliada em modelo de repetibilidade.....	66
--	----

Tabela 18 - Herdabilidade na diagonal (repetibilidade entre parênteses), correlações genéticas (abaixo da diagonal) e correlações de ambiente permanente individual (acima da diagonal) do log10(CCS) entre alguns dias na lactação de vacas da raça Guzerá.....	69
--	----

SUMÁRIO

1	CONSIDERAÇÕES INICIAIS.....	15
2	CAPÍTULO I: REFERENCIAL TEÓRICO.....	17
2.1	Mastite.....	17
2.2	Efeito da mastite nos constituintes do leite.....	18
2.3	Fatores que influenciam a CCS.....	19
2.4	Parâmetros genéticos da CCS e seu potencial para utilização em programas de melhoramento genético animal.....	22
2.5	Seleção para o mérito genético da CCS em populações leiteiras mundiais.....	25
3	CAPÍTULO II: ESTIMATIVAS DE PARÂMETROS GENÉTICOS PARA CARACTERÍSTICAS DE PRODUÇÃO DE LEITE E CONTAGEM DE CÉLULAS SOMÁTICAS EM VACAS GUZERÁ DE ACORDO COM DIFERENTES MÉTODOS DE NORMALIZAÇÃO DA CCS.....	27
3.1	Introdução.....	29
3.2	Material e métodos.....	30
3.2.1	<i>Dados</i>.....	30
3.2.2	<i>Análise Estatísticas</i>.....	33
3.3	Resultados e discussão.....	37
3.4	Conclusões.....	59
4	CAPÍTULO III: COMPONENTES DE VARIÂNCIA E PARÂMETROS GENÉTICOS PARA CONTAGEM DE CÉLULAS SOMÁTICAS DE VACAS DA RAÇA GUZERÁ UTILIZANDO MODELOS DE MEDIDAS REPETIDAS E REGRESSÃO ALEATÓRIA.....	60
4.1	Introdução.....	62
4.2	Material e Métodos.....	63
4.3	Resultados e Discussão.....	65
4.4	Conclusões.....	70
	REFERÊNCIAS.....	71

1 CONSIDERAÇÕES INICIAIS

As células somáticas presentes no leite são constituídas pelo conjunto de células de origem sanguínea (linfócitos, macrófagos e neutrófilos) e células epiteliais de descamação da própria glândula mamária (SAMORÉ, 2003). A concentração dessas células é mensurada pela contagem de células somáticas (CCS) e expressa-se em unidades de mil células por mililitro de leite (SHOOK, 2008). Fisiologicamente, as células somáticas podem ser do tipo epitelial ou de defesa. As epiteliais são oriundas da descamação normal do epitélio secretor da glândula mamária e as células de defesa, geralmente leucócitos, são aquelas que migraram da corrente sanguínea para os alvéolos, em resposta a uma reação inflamatória, quando a glândula mamária sofre algum tipo de agressão, por exemplo, uma infecção (SANTOS, 2001).

De acordo com alguns autores, o leite bovino proveniente de um úbere normalmente sadio usualmente contém uma quantidade de células somáticas entre 100.000 e 200.000 células por ml (KHERLI; SHUSTER, 1994; LANGONI, 2000; HARMON, 2001; BRITO; SALES, 2007; SOUZA *et al.* 2009), sendo de 65 a 80% de seu total de origem epitelial. Nos animais com mastite ocorre uma inversão, de forma que as células epiteliais dos alvéolos compõem de 2 a 20% do total, sendo as demais (80 a 98%) compostas por leucócitos, principalmente neutrófilos, linfócitos e macrófagos. Os neutrófilos e macrófagos são células cuja função é a fagocitose de bactérias e outros antígenos durante a resposta imune do animal. Essas células apresentam uma grande variedade de enzimas proteolíticas e lipolíticas, que são liberadas durante o mecanismo de morte intracelular de microrganismos e podem contribuir de forma significativa para proteólise e lipólise dos constituintes do leite (SANTOS; FONSECA, 2007).

A CCS do leite é um critério de qualidade mundialmente utilizado por indústrias, produtores e entidades governamentais, pois está relacionada com a qualidade composicional, rendimento industrial e segurança alimentar do leite. Para os produtores, possui alta relevância, porque indica o estado sanitário da glândula mamária das vacas e sinaliza para o risco de perdas significativas na produção e na qualidade do leite (HARMON, 1994; SANTOS, 2001). Além disso, tem sido utilizada como ferramenta valiosa na avaliação do nível de mastite subclínica do rebanho, sendo fundamental para estabelecer medidas de prevenção e controle da mastite (MÜLLER, 2002). Isto porque, em presença de inflamação, o leite pode apresentar contagens altíssimas e, em alguns casos, alcançar milhões de células por

ml. De maneira geral, se considera que um animal com mais de 250.000 células somáticas tem grande probabilidade de estar infectado (BRITO; SALES, 2007).

No Brasil, o Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), através da Instrução Normativa 62, de 29 de dezembro de 2011, que regulamenta a produção, identidade, qualidade, coleta e transporte do leite tipo “A” leite cru refrigerado e leite pasteurizado, alterou o cronograma que estabelece o alcance dos parâmetros de qualidade do leite. Assim, desde julho de 2016 que os limites de CCS e contagem bacteriana total (CBT) passaram a ser de 400.000 células/ml e 100.000 unidades formadoras de colônia (UFC/ml), respectivamente, para as regiões Sul, Sudeste e Centro-oeste. Para as regiões Norte e Nordeste, estes mesmos limites foram aplicados somente a partir de julho de 2017 (APCBRH, 2002).

Dessa forma, é de fundamental importância o conhecimento sobre a natureza genética dessa característica, para que se permita estabelecer estratégias para sua seleção em programas de melhoramento genético de rebanhos leiteiros.

2 CAPÍTULO I: REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Mastite

A mastite bovina é definida como uma inflamação da glândula mamária (KEHRLI; SHUSTER, 1994; PETROVSKI *et al.* 2006) causada pela entrada de um agente patogênico na glândula, que, através do canal do teto, invade a cisterna da glândula (RUPP; FOUCRAS, 2010). É considerada a doença mais importante em gado de leite por determinar perdas ao produtor rural (OVIDO-BOYSO *et al.* 2007, RIBEIRO *et al.* 2009; SENDER *et al.* 2013), tanto pela redução na produção de leite quanto pelos possíveis gastos com medicamentos, principalmente antibióticos para controlar a doença (SENDER *et al.* 2013). É uma doença de rebanho, com etiologia variada. É frequente observar a associação de diferentes agentes etiológicos nos resultados de culturas de leite, provenientes de animais com mastite. Os agentes podem ser vírus, bactérias, fungos e algas, sendo as bactérias as mais frequentes (OLIVEIRA *et al.* 2010).

A mastite pode ser classificada em dois tipos principais, quanto à sua forma de manifestação: clínica e subclínica. Na mastite clínica, o animal apresenta sinais evidentes da doença, tais como dor, edema, endurecimento do úbere, aumento de temperatura da glândula mamária, presença de pus e grumos, além de alterações nas características físicas do leite, independentemente da contagem de células somáticas do leite (SANTOS; FONSECA, 2007; SIMÕES; OLIVEIRA, 2012). O quadro pode apresentar outras manifestações como febre, queda na produção do leite e diminuição do consumo de alimentos.

A forma subclínica é normalmente a mais prevalente, sendo responsável por aproximadamente 70% das perdas no rebanho, e pode reduzir a secreção de leite em até 45% (HARMON, 1994). Esse tipo de mastite é caracterizado pela ausência de alterações visíveis no leite ou úbere. Contudo, ocorre redução na produção de leite, com possibilidade de isolamento de um agente patogênico e mudanças na composição do leite (SANTOS; FONSECA, 2007).

Quanto à forma de contaminação, a mastite se classifica em mastite contagiosa ou mastite de ordenha ou ambiental (OLIVEIRA *et al.* 2010). A mastite contagiosa é transmitida entre vacas ou entre os quartos mamários durante a ordenha. A transmissão também pode ocorrer por meio de algum elemento de ligação entre um quarto infectado e um quarto sadio, como por exemplo, as mãos do ordenhador, o pano ou a esponja para secagem dos tetos (quando utilizadas para várias vacas) e as teteiras. Os casos de mastite contagiosa caracterizam-se pela baixa incidência de casos clínicos e alta incidência da forma subclínica.

As perdas econômicas decorrentes da mastite contagiosa no rebanho estão associadas principalmente à queda da produção de leite, que ocorre nos casos subclínicos, o que na maioria das vezes passa despercebido pelos produtores. Por sua vez, o perfil de transmissão da mastite ambiental é caracterizado pela infecção da vaca por bactérias oriundas do próprio local onde a vaca vive (onde há presença de urina, esterco, barro e camas orgânicas). Os microrganismos causadores da mastite ambiental são considerados oportunistas que normalmente causam mastites transitórias, porém com maior frequência dos casos clínicos mais graves, o que resulta em sérios prejuízos econômicos como redução da produção de leite, descarte do leite com presença de resíduos de medicamentos e custos com tratamento. Existem três grupos de bactérias causadoras de mastite ambiental: os coliformes, os estreptococos ambientais e os enterococos (SANTOS; FONSECA, 2007).

2.2 Efeito da mastite nos constituintes do leite

A mastite acarreta mudanças nas concentrações dos principais componentes do leite e também de outras substâncias, como minerais e enzimas. Verifica-se o aumento da CCS, dos teores de cloro (Cl⁻), sódio (Na⁺) e proteínas séricas, e diminuição dos teores de caseína, lactose e gordura (SANTOS; FONSECA, 2007).

Os principais mecanismos pelos quais ocorre alteração nos níveis desses componentes são: a) lesão das células epiteliais, que pode resultar em alteração da concentração de lactose, proteínas e gorduras; b) aumento da permeabilidade capilar, que determina maior passagem de substâncias do sangue para o leite, tais como sódio, cloro, imunoglobulinas e outras proteínas séricas.

Com relação às proteínas, ocorrem aumentos na concentração de albumina sérica e imunoglobulinas, possivelmente pela perda da integridade do epitélio mamário e pela ação de toxinas bacterianas. Isto está associado a uma alta CCS. Paralelamente ao aumento da concentração de proteínas séricas no leite, ocorre expressiva redução da caseína, juntamente com o aumento da CCS, devido à ação das proteases leucocitárias e sanguíneas (SANTOS; FONSECA, 2007). Por outro lado, ao mesmo tempo ocorre aumento das proteínas plasmáticas no leite em decorrência da resposta inflamatória (HARMON, 1994). A fração beta-caseína é hidrolisada em fragmentos menores (gama-caseína) pela plasmina, enzima de origem do sangue. Adicionalmente, a redução na concentração de caseína do leite em situações de mastite, pode, em parte, ser explicada pela redução na concentração, da capacidade de síntese e secreção de caseína em consequência do dano causado no epitélio

secretor por toxinas bacterianas (SANTOS; FONSECA, 2007). Bueno *et al.* (2005), ao pesquisarem a contagem de células somáticas em animais, no estado de Goiás, observaram que houve redução significativa nos teores de proteína à medida que a CCS aumentava. Em contrapartida, Noro *et al.* (2006), ao estudarem a composição do leite no Rio Grande do Sul, observaram associação entre escore de células somáticas (ECS) e concentração da proteína do leite, com aumento no teor de proteína a medida que se elevava o ECS.

2.3 Fatores que influenciam a CCS

Vários fatores podem influenciar a variação da CCS de vacas em lactação, como idade, ordem de parto, período de lactação, mês e estação do ano, raça, estresse, problemas nutricionais, produção de leite, tipo de ordenha entre outros. Porém, o estado de infecção é o principal fator responsável pela variação da CCS (HARMON, 1994; OSTRENSKY, 1999; OVIEDO-BOYSO *et al.* 2007).

Com relação à idade, alguns autores afirmaram que são observados aumentos na CCS à medida que a idade da vaca avança e aumenta sua produção de leite, em função de maior resposta celular de vacas adultas, aumento da prevalência de infecções e lesões residuais de infecções anteriores (COLDEBELLA *et al.* 2003; ANDRADE *et al.* 2007; BARBOSA *et al.* 2007; SANTOS; FONSECA, 2007; CUNHA *et al.* 2008; PEREIRA *et al.* 2010; REIS *et al.* 2012). Smith *et al.* (1985) citaram que uma maior incidência de mastite causada por patógenos ambientais seria esperada em rebanhos compostos por vacas mais velhas. Reneau (1986) também observou que vacas mais velhas tendem a ter infecções mais longas, causando danos mais extensos nos tecidos.

Há controvérsias com relação ao efeito do estágio de lactação na CCS. Barbosa *et al.* (2007) observaram que, à medida que o estágio da lactação avançava, havia aumento na quantidade de células somáticas presentes no leite, concordando com Andrade *et al.* (2007) e Teixeira *et al.* (2003). Em contrapartida, Voltolini *et al.* (2001) verificaram que a CCS não foi influenciada pelo estágio de lactação. Brito; Sales (2007) enfatizaram que o manejo das vacas secas também é muito importante para o controle da mastite.

Smith *et al.* (1985) observaram que a taxa de infecção intramamária durante o período seco foi maior do que na lactação. Quando as vacas no período seco são expostas a condições ambientes de muita sujeira e umidade, os riscos de infecção aumentam. Vacas que tenham sido tratadas várias vezes em uma única lactação devem ser consideradas para descarte, porque além de não serem lucrativas (em razão dos custos pelo descarte de leite),

podem servir de fonte permanente de infecção para outras vacas. Alguns autores reportaram que a alta CCS antes do parto pode indicar o ineficiente tratamento no período seco, no caso de vacas multíparas. Quando ocorre no pós-parto, pode ser indicativo que o animal foi exposto a má condição ambiental.

Tem sido verificado que a estação do ano também é uma fonte de variação sobre a CCS. Bueno *et al.* (2005), ao pesquisarem 18.949 amostras de leite colhidas em tanques de refrigeração em Goiás, observaram que os maiores valores de CCS (352.000 céls/ml) ocorreram no período seco (maio a outubro). Em outro estudo, também conduzido com amostras de leite de tanques de expansão em Goiás, Silva *et al.* (2010) relataram que o período seco foi o que apresentou resultados mais elevados de CCS (490.000 céls/ml), sendo que para o período chuvoso, os valores médios foram de 290.000 céls/ml. Roma Júnior *et al.* (2009), ao avaliarem 2.970 amostras de leite de tanques de expansão provenientes dos estados de São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais, reportaram maiores valores de CCS (variando de 467.000 a 638.000 céls/ml) no período de setembro a fevereiro (primavera/verão) e de novembro a janeiro (final da primavera/início do verão). Harmon (1994) observou que a CCS pode aumentar nos meses mais quentes do ano em decorrência da menor produção de leite e consequente aumento da concentração de células somáticas. Soma-se a isso, ainda, o efeito causado pelo estresse provenientes da alta temperatura e umidade que, em vacas de alta produção de leite, pode aumentar a susceptibilidade à infecção, o que pode modificar o mecanismo de defesa desses animais (SMITH *et al.* 1985).

No que diz respeito à associação entre CCS e nível de produção de leite, Coldebella *et al.* (2003), ao pesquisarem rebanho Holandês de alta produção de leite, verificaram que vacas primíparas deixaram de produzir, em média, 0,617 kg de leite/vaca/dia associado ao aumento da CCS, ao passo que nas vacas multíparas, o valor estimado foi de 3,266 kg/vaca/dia. Reneau (1986) reportou que a perda na produção de leite ocorreu somente com valores de CCS acima 10.000 células/ml. Magalhães *et al.* (2006) avaliaram a CCS de vacas Holandesas por meio do escore médio de células somáticas. Para avaliar a influência deste escore sobre a produção de leite até 305 dias de lactação, os autores agruparam os mesmos em 17 classes. Eles verificaram perdas na produção de leite de 1,02% a 21,15%, nas classes de escore 6 (correspondendo a ECC de 171.000 céls/ml) a 15 (correspondendo a ECC de 2.488.000 céls/ml). Estas perdas foram maiores quando o animal apresentava mastite clínica, tanto devido à redução na produção como quanto aos gastos com medicamentos, assistência veterinária, reposição de animais com tetos infectados, etc. Cunha *et al.* (2008) constataram perdas na produção de leite de acordo com as classes de CCS, observando que as

classes de CCS que ficaram entre ≤ 101.000 céls/ml e $101.000-250.000$ céls/ml houve redução da produção de leite de 7,1%, ao passo que houve aumento desta percentagem (19,4%) de perdas da produção de leite quando as classes ficaram entre ≤ 101.000 céls/ml e $\geq 3.000.000$ céls/ml. Resultados de trabalhos conduzidos com raças zebuínas e animais mestiços também seguem a mesma direção com relação às raças taurinas. Prata *et al.* (2009), ao pesquisarem rebanho Gir Leiteiro, observaram redução na produção de leite à medida que a CCS aumentava. Os autores verificaram que houve elevação dos coeficientes de regressão linear entre CCS e produção de leite com o avanço das lactações, com variações de -0,19 a -0,69. Souza *et al.* (2010) observaram perdas da ordem de 0,05, 0,11 e 0,16 kg de leite por aumento unitário do escore de contagem de células somáticas (ECS), em vacas Gir puras, $\frac{1}{2}$ Holandês x $\frac{1}{2}$ Gir e $\frac{3}{4}$ Holandês $\frac{1}{4}$ Gir, respectivamente.

A elevada CCS no decorrer da lactação pode, também, ser consequência do manejo inadequado de equipamentos de ordenha (OLIVEIRA *et al.* 2010). Fatores associados com práticas intensivas de manejo, tais como aumento na frequência de ordenha, podem afetar os mecanismos de defesa da glândula mamária e talvez reduzir a habilidade de resistir a infecções. Isso é especialmente importante durante o período pré-parto, quando as vacas leiteiras são mais susceptíveis a infecções (SORDILLO *et al.* 2009). Silva *et al.* (2010) estudaram a qualidade do leite cru em função do período do ano e do tipo de ordenha e observaram diferenças entre os dois tipos de ordenha (mecanizada x manual). No leite ordenhado mecanicamente, os resultados médios da CCS foram maiores ($6,6 \times 10^5$ células/ml) que no leite obtido através da ordenha manual ($2,9 \times 10^5$ células/ml). Segundo os autores, isso pode estar relacionado ao mau uso dos utensílios e equipamentos de ordenha e à falta de higienização dos tetos antes e após a ordenha, e refletir de maneira expressiva na ocorrência de mastite nos rebanhos. Ruas *et al.* (2006) avaliaram rebanhos mestiços Holandês-Zebu e observaram que a incidência de mastite não foi influenciada pela redução do número de ordenhas por dia. Em contrapartida, Kelly *et al.* (1998) relataram um aumento na CCS com a diminuição da frequência de ordenha no final da lactação. Resultados semelhantes foram encontrados por Dahl *et al.* (2004), que afirmaram que vacas ordenhadas seis vezes/dia além de apresentarem maior produção de leite, tiveram CCS mais baixas nos primeiros 21 dias de lactação em relação as vacas que foram ordenhadas apenas três vezes/dia. Os autores relataram que uma possível explicação para isso seria o impacto que a frequência da ordenha exerce na liberação da prolactina, especialmente no início da lactação, pois a mesma atua no aumento das células mamárias, ocorrendo dessa maneira, aumento na produção de leite. Isto sugere uma relação inversa entre produção de leite e CCS, o que está relacionado ao leite

residual que fica estocado no canal do teto. Por outro lado, alguns autores não encontraram nenhum efeito do aumento da frequência de ordenha sobre a CCS, apesar de haver melhoria na produção de leite (SHIELDS *et al.* 2011).

Há relatos na literatura de que a presença do bezerro também é um fator determinante da incidência de mastite. Caldas; Madalena (2016) relataram que a incidência de mastite é menor no aleitamento natural, devido a um maior esgotamento do úbere e outros fatores. Brandão *et al.* (2008) constataram que vacas mestiças Holandês-Zebu ordenhadas na ausência do bezerro tiveram maior incidência de mastite subclínica, quando comparadas às do manejo com presença constante do bezerro. Entretanto, Ferreira *et al.* (1996) verificaram, em animais mestiços (Holandês-Zebu), que não houve influência na incidência de mastite nos primeiros 56 dias de lactação, do manejo da ordenha (aleitamento artificial x aleitamento natural restrito, com bezerro mamando somente em um teto x aleitamento natural restrito, no qual os bezerros mamavam apenas em determinado período).

Pesquisas tem evidenciado o efeito da raça ou do grupamento genético sobre a CCS. Deitos *et al.* (2010) observaram que as vacas mestiças de Holandês apresentaram maior CCS em relação ao leite de vacas mestiças Pardo Suíça. Há relatos na literatura de que as raças zebuínas apresentam valores de CCS inferiores quando comparadas às raças europeias (RUPP; BOICHARD, 2003). Outros autores estimaram que, no Brasil, existe a necessidade de pesquisas que avaliem os parâmetros bem como os fatores de risco para infecções intramamárias em animais mestiços (SOUZA *et al.* 2010).

Por sua vez, alguns trabalhos demonstraram o efeito da nutrição sobre a CCS. Nutrientes como o selênio e a vitamina E são antioxidantes importantes na defesa de células e tecidos. Paschoal *et al.* (2003) verificaram que a suplementação com selênio, no período pré-parto, aumentou o nível sérico do mineral nas vacas e reduziu a CCS nas oito primeiras semanas de lactação, provavelmente em função da melhoria na resposta imune da glândula mamária de bovinos leiteiros, com manutenção da sanidade do úbere e conseqüente influência na CCS. Os animais com deficiência desses nutrientes têm maior probabilidade de contraírem mastite, com maior duração e sinais clínicos mais severos (OLIVEIRA *et al.* 2010).

2.4 Parâmetros genéticos da CCS e seu potencial para utilização em programas de melhoramento genético animal

É indiscutível a importância econômica da resistência à mastite em programas de melhoramento genético e, desta forma, esta característica deve ser considerada nos objetivos

de seleção. Como trata-se de uma característica de difícil mensuração, a utilização da CCS como critério de seleção pode proporcionar ganhos genéticos importantes para a resistência à mastite (RUPP; FOUCRAS, 2010). Um critério de seleção preciso deve ser uma característica biológica relevante que seja geneticamente correlacionada com a resistência à mastite, apresente variabilidade genética suficiente e que tenha propriedades operacionais, como baixo custo para medir em larga escala (RUPP; FOUCRAS, 2010).

Os programas de melhoramento de gado de leite, conduzidos em vários países, têm utilizado valores da transformação logarítmica de CCS, como ECS – escore de células somáticas (categorizados em escala de 0 a 9), como critério de seleção para saúde do úbere, em busca de reduzir a incidência de mastite. Os casos clínicos de mastite também são tratados como uma característica de seleção nos programas para melhoria da saúde do úbere em alguns países. Estudos têm encontrado valores de herdabilidade de baixos a moderados para mastite clínica (0,003 a 0,24; Tabela 1), com maior contribuição genética na primeira lactação (HERINGSTAD *et al.* 2003; NASH *et al.* 2003), o que dificulta a decisão quanto à seleção direta para esta característica em algumas situações. Assim, uma alternativa atrativa e que tem proporcionado melhores respostas é a utilização simultânea de ambas as características, ECS e mastite clínica (PHILIPSSON *et al.* 1995; HERINGSTAD *et al.* 2000).

Portanto, quando há disponibilidade de informações de mastite clínica juntamente com CCS, a seleção se torna mais eficaz e interessante, pois a CCS apresenta valores de herdabilidade mais elevados, permitindo o progresso genético mais eficaz, além de possuir correlação positiva com mastite (EMANUELSON *et al.* 1988; KOIVULA *et al.* 2005). A maioria das estimativas de correlação genética entre CCS e mastite clínica varia de 0,30 a 0,80, com média de 0,70 (RUPP; BOICHARD, 2003; CARLEN *et al.* 2004; KOIVULA *et al.* 2005; NEGUSSIE *et al.* 2008).

Tabela 1 - Valores de herdabilidade ($h^2 \pm$ erro-padrão) para contagem de células somáticas (CCS) ou escore de células somáticas (ECS) e mastite clínica (MC), e correlação genética (r_g) entre CCS/ECS e MC, de acordo com alguns estudos da literatura

Raça	Caract.	$h^2 \pm EP$	h^2 da MC	r_g	Referência
Holandês	CCS	0,09	*	*	Haile-Mariam (2001)
	ECS	0,013±0,05	*	*	Andrade <i>et al.</i> (2007)
	ECS	0,013	0,003	0,55	Jamrozik <i>et al.</i> (2013)
	CCS	0,15	0,05	0,47	Mrode <i>et al.</i> (2012)
	CCS	0,11±0,03	0,18±0,05	0,85±0,08	Awady; Oudah (2011)
	CCS	0,13±0,02	0,03±0,01	0,79±0,08	Haas <i>et al.</i> (2008)
	ECS	0,14±0,01	0,03±0,007	0,68±0,05	Carlén <i>et al.</i> (2004)
		*	*	0,65	Gernand; Konigt (2014)
	ECS	0,14	*	*	Wijga <i>et al.</i> (2012)
	CCS	0,14±0,01	0,08±0,01	0,82±0,02	Urioste <i>et al.</i> (2012)
	ECS	0,17±0,02	0,024±0,015	0,72±0,06	Rupp; Boichard (1999)
	ECS	0,38±0,12	*	*	Degroot <i>et al.</i> (2002)
		*	0,06±0,01	*	Gaddis <i>et al.</i> (2014)
		*	0,02±0,005	*	Koeck <i>et al.</i> (2012)
	*	0,11±0,02	*	Oliveira <i>et al.</i> (2015)	
Gir	CCS	0,13±0,03	*	*	Pereira <i>et al.</i> (2010)

* Valores ausentes nos trabalhos

Obs: valores de herdabilidades e correlações genéticas são referentes apenas à primeira lactação.

De maneira geral, esses resultados demonstram que a seleção para redução da CCS resulta em diminuição da mastite clínica, o que indica que a CCS pode ser utilizada como critério de seleção em programas de melhoramento genético para resistência à mastite em bovinos. Entretanto, ainda existe controvérsias a respeito da utilização de níveis mais baixos de CCS como indicador de resistência à mastite. Há autores que enfatizaram que quando a seleção para CCS é aplicada em níveis muito baixos, pode prejudicar a capacidade natural do animal combater a infecção intramamária (RIGGIO *et al.* 2015). Por outro lado, outros autores mostraram evidências de que a seleção para baixos níveis de CCS reduz a ocorrência de mastite sem enfraquecer os mecanismos de defesas naturais do animal (NASH *et al.* 2002).

Dados de CCS são rotineiramente armazenados em grandes bancos de dados em muitos países, o que permitiu a inclusão desta característica como critério de seleção para melhorar a saúde da glândula mamária (MIGLIOR *et al.* 2005). Países como Austrália, Canadá, Suíça, Alemanha, Espanha, França, Grã-Bretanha, Irlanda, Israel, Itália, Japão, Nova Zelândia, Estados Unidos e países Escandinavos ou Nórdicos (Dinamarca, Noruega, Finlândia

e Suécia) utilizam índices de seleção que consideram a CCS. No caso dos países Escandinavos, a seleção para saúde de úbere, que além de utilizar informações sobre mastite clínica, inclui também o ECS em seus índices de seleção, já é praticada há mais de 20 anos (HERINGSTAD *et al.* 2000).

2.5 Seleção para o mérito genético da CCS em populações leiteiras mundiais

Em estudo comparando índices de seleção de 15 países, foi relatado que as características avaliadas nesses índices são baseadas em três componentes principais, com suas respectivas características: 1) produção: inclui leite, gordura, proteína e/ou porcentagem de gordura e proteína; 2) permanência: inclui longevidade, tamanho corporal, avaliações de úbere, e pernas e pés, escore final, além de outras características como conformação, temperamento leiteiro e qualidade de carne; 3) saúde e reprodução: inclui saúde de úbere (ECS é indicativo de saúde do úbere com pesos de 3 a 14%), facilidade de parto e velocidade de ordenha. Países como Canadá, Holanda e Dinamarca colocaram ênfase direta sobre a saúde do úbere usando uma combinação das características de conformação, velocidade de ordenha e ECS (MIGLIOR *et al.* 2005).

Nesses estudos foi observado que a maioria dos países avaliavam a saúde do úbere somente com ECS (como indicador da resistência à mastite), com apenas três exceções: Canadá, Holanda e Dinamarca. No caso do Canadá, o índice para saúde do úbere foi baseado em ECS (60%), profundidade de úbere (-30%) e velocidade de ordenha (10%). Já o índice holandês foi uma combinação de ECS, profundidade de úbere, inserção de úbere anterior, comprimento de tetos e velocidade de ordenha. No índice dinamarquês, a saúde do úbere foi baseada em mastite clínica (MC), ECS, profundidade de úbere, ligamento central e conformação leiteira, além de uma ênfase de 6% na velocidade de ordenha e 2% sobre a resistência a outras doenças. Ainda, no mesmo estudo, a ênfase relativa média para a produção, permanência, saúde e reprodução, considerando todos os países avaliados, foi de 59,5%, 27,9% e 12,6%, respectivamente. A principal diferença entre os índices de seleção foi a importância dos pesos nas ênfases relativas sobre a produção. Israel foi o país que considerou maior ênfase na produção (80%), enquanto Dinamarca considerou apenas 34%, entretanto, foi o país que colocou maior importância para as características de saúde do úbere, seguido da França. Outros índices com grande ênfase na produção foram o britânico e o japonês. Com exceção da Dinamarca, todos os outros países colocaram, pelo menos, 50% de ênfase na produção (MIGLIOR *et al.* 2005).

O Sistema de Avaliação Internacional de Touros (Interbull), sediado na Suécia, é uma organização responsável pelo desenvolvimento e padronização das avaliações genéticas internacionais dos bovinos. Nesse sistema participam 34 países, incluindo 6 raças (Holandês, Ayrshire, Jersey, Pardo-suíço, Guernsey e Simental), e é utilizado seis categorias de características: produção de leite, conformação, fertilidade das fêmeas, facilidade de parto e longevidade (SANTOS, 2011). Os resultados são apresentados na forma de sumários, para cada país, separadamente, com os méritos genéticos dos touros expressos em suas próprias unidades/escalas e relativos à própria base genética. De acordo com Costa (2006), as avaliações genéticas analisam o mérito genético entre países para características de interesse econômico. Em 2001, o Interbull introduziu avaliações genéticas internacionais para escore de células somáticas e resistência à mastite (COSTA, 2006).

No Canadá, as provas dos touros utilizam valores de ECS. Assim, um valor de ECS de 3,00 pontos (média da raça nesse país), indica CCS de 145.000 cél/ml, na primeira lactação. Em geral, os touros com valores mais extremos podem variar desde o mais desejável, com cerca de 2,50 pontos, ao mais indesejável, com valores acima de 3,50 (CANADA DAIRY NETWORK, 2001).

É importante ressaltar que as avaliações genéticas para CCS são publicadas em vários países, sendo esta característica uma informação adicional. Portanto, não deve ser utilizada como principal critério na escolha dos reprodutores. Diante disso, apesar de produtores individuais continuarem a definir seus próprios critérios para a escolha dos reprodutores, os índices sinalizam a direção que o mercado está seguindo e as recomendações da comunidade científica para que as demandas da indústria e do consumidor sejam satisfeitas.

3 CAPÍTULO II: ESTIMATIVAS DE PARÂMETROS GENÉTICOS PARA CARACTERÍSTICAS DE PRODUÇÃO DE LEITE E CONTAGEM DE CÉLULAS SOMÁTICAS EM VACAS GUZERÁ DE ACORDO COM DIFERENTES MÉTODOS DE NORMALIZAÇÃO DA CCS

RESUMO

Este estudo buscou estimar parâmetros genéticos para as características produção de leite e contagem de células somáticas (CCS), de acordo dois diferentes métodos de normalização da CCS. O arquivo continha informações de 6.513 vacas Guzerá leiteiro, provenientes de 95 rebanhos. Foram realizadas análises multivariadas considerando a produção total de leite em uma lactação (PL) e a produção de leite em até 305 dias de lactação (PL305). A CCS foi normalizada de duas maneiras: a) $CCS_1 = \text{Log}_{10}(\text{CCS})$; b) $CCS_2 = \text{Log}_2(\text{CCS}/100)+3$. As estimativas dos componentes de variância e parâmetros genéticos foram realizadas utilizando inferência Bayesiana via amostragem de Gibbs. Utilizou-se cadeias únicas de 2.000.000 iterações com descarte amostral das primeiras 5.000 cadeias e período de amostragem a cada 50 iterações. O critério do desvio de informação (DIC) foi utilizado para avaliar a melhor transformação para normalização dos dados de CCS, comparando as análises 1 (toda lactação e CCS_1) com 2 (toda lactação e CCS_2) e 3 (até 305 dias de lactação e CCS_1) com 4 (até 305 dias de lactação e CCS_2). As estimativas de herdabilidade para as características produtivas e para CCS avaliados neste estudo foram baixas, indicando pequena possibilidade de ganhos genéticos expressivos, a partir da seleção direta para estas características. Entretanto, as repetibilidades estimadas indicam potencial de incremento neste potencial, desde que seja reduzido os efeitos de ambiente permanente. As correlações genéticas entre as características produtivas indicam potencial de ganho genético correlacionado a partir da seleção de apenas uma característica. De acordo com a estrutura de dados disponível, a normalização da CCS pelo logaritmo da base 10 ($\text{Log}_{10}(\text{CCS})$) foi mais eficiente e produziu melhores estimativas que a normalização pelo método do ECS ($\text{Log}_2(\text{CCS}/100)+3$).

Palavras-chave: Correlação genética. Contagem de células somáticas. Herdabilidade. Inferência bayesiana. Repetibilidade.

ABSTRACT

This study aimed to estimate genetic parameters for milk production traits and somatic cell counts (CCS), according to two different methods of CCS normalization. The dataset contained information on 6,513 Guzerá dairy cows from 95 herds. Multivariate analyzes were performed considering the total milk production in the lactation (PL) and milk production up to 305 days of lactation (PL305). The CCS was normalized in two ways: a) $CCS1 = \text{Log}_{10}(\text{CCS})$; b) $CCS2 = \text{Log}_2(\text{CCS} / 100) + 3$. Estimates of variance components and genetic parameters were performed using Bayesian inference using Gibbs sampling. Single chains of 2,000,000 iterations were used with sampling discard of the first 5,000 chains and sampling period every 50 iterations. The deviation of information criteria (DIC) was used to evaluate the best transformation for standardization of CCS data, comparing analyzes 1 (all lactation and CCS1) with 2 (all lactation and CCS2) and 3 (up to 305 days of lactation and CCS1) with 4 (up to 305 days of lactation and CCS2). The heritability estimates for the productive and CCS traits evaluated in this study were low, indicating a small possibility of expressive genetic gains, from the direct selection for these traits. However, the estimated repeatability indicates an increase potential at this potential, if the effects of permanent environment were reduced. The genetic correlations between the productive traits indicate the genetic gain potential correlated from the selection of only one trait. According to the available data structure, the normalization of CCS by log 10 ($\text{Log}_{10}(\text{CCS})$) was more efficient and produced better estimates than the normalization by the ECS method ($\text{Log}_2(\text{CCS} / 100) + 3$).

Keywords: Genetic correlation. Somatic cell count. Heritability. Bayesian inference. Repeatability.

3.1 Introdução

A produção de leite é uma atividade cada vez mais competitiva, cujo mercado está em grande expansão no Brasil e no mundo. Assim, assume-se a importância de buscar ganhos efetivos na quantidade e qualidade do leite produzido.

A qualidade do leite pode ser afetada por vários fatores associados ao manejo, à alimentação, à sanidade, ao potencial produtivo e aos relacionados ao manejo da ordenha e armazenamento do leite. Entretanto, um dos principais fatores que afetam a qualidade do leite é a ocorrência da mastite, doença conhecida por provocar maior prejuízo a pecuária leiteira no Brasil e em outros países.

A contagem de células somáticas (CCS) constitui um importante recurso utilizado para monitoramento da qualidade do leite, indicando o grau de infecção da glândula mamária, sendo de grande importância por indicar a ocorrência de mastite subclínica e de possíveis perdas econômicas dela recorrentes. O termo células somáticas do leite (CCS) é utilizado para designar todas as células presentes no mesmo, incluindo as de origem sanguínea (leucócitos) e as de descamação do epitélio glandular secretor. Contudo, em uma glândula mamária infectada, as células de defesa correspondem de 98 a 99% das células encontradas no leite (SANTOS; FONSECA, 2007). Vários fatores podem influenciar a variação da CCS de vacas em lactação, como idade, ordem de parto, período de lactação, mês e estação do ano, raça, estresse, problemas nutricionais, produção de leite, tipo de ordenha entre outros. Porém, o estado de infecção é o principal fator responsável pela variação da CCS (HARMON, 1994; OSTRENSKY, 1999; OVIEDO-BOYSO *et al.* 2007).

É indiscutível a importância econômica da resistência à mastite em programas de melhoramento animal e desta forma esta característica é um objetivo de seleção a ser considerado. Como é uma característica de difícil mensuração, a utilização da CCS como critério de seleção pode proporcionar ganhos genéticos importantes para a resistência à mastite.

Para estabelecer delineamentos eficientes para a seleção de uma característica é fundamental o conhecimento dos parâmetros genéticos associados a esta característica. Dependendo das populações em consideração, a herdabilidade para CCS tem sido estimada desde baixos até altos valores, enquanto sua correlação genética com a mastite possui altas correlações.

Os programas de melhoramento de gado de leite, conduzidos em vários países, têm utilizado a CCS, em escala logarítmica (ECS – escore de células somáticas), como critério de seleção para saúde do úbere em busca de reduzir a incidência de mastite. Os casos clínicos de mastite também são tratados como uma característica de seleção nos programas para melhoria da saúde do úbere em alguns países. Entretanto, considerando a mastite como um processo infeccioso complexo e que envolve vários fatores, somente a seleção direta, através da identificação de animais resistentes à mastite clínica não é suficiente, por não levar em consideração as informações de mastite subclínica. Além disso, trata-se de uma característica de baixa herdabilidade (0,01 - 0,15), com maior contribuição genética na primeira lactação (HERINGSTAD *et al.* 2003; NASH *et al.* 2003).

É importante considerar a existência de uma associação genética entre produção de leite e CCS. O antagonismo genético existente entre essas duas características é bem documentado, o que indica que a saúde do úbere vem se deteriorando como consequência da seleção para características de produção (RUPP; FOUCRAS, 2010). Estimativas de correlações genéticas entre CCS e produção de leite variam de 0,10 a 0,20, com média de 0,14, enquanto que valores de correlações genéticas entre mastite clínica e produção de leite variam de 0,20 a 0,35, com média de 0,35 (MRODE; SWANSON, 1996; HERINGSTAD *et al.* 2000; CARLEN *et al.* 2004; KOIVULA *et al.* 2005).

Objetivou-se neste trabalho estudar as associações genéticas entre a CCS e características produtivas em vacas Guzerá e analisar qual a melhor metodologia de transformação da CCS, visando fornecer subsídios para sua utilização em programas de melhoramento genético.

3.2 Material e Métodos

3.2.1. Dados

Os registros referentes as lactações das vacas deste estudo foram provenientes de 95 rebanhos da raça Guzerá leiteiro pertencentes às regiões Norte (Pará), Nordeste (Bahia, Ceará, Paraíba e Rio Grande do Norte) e Sudeste (Minas Gerais, Espírito Santo, Rio de Janeiro e São Paulo), de animais nascidos entre os anos de 1971 e 2012 e que pariram em todos os meses, entre os anos de 1983 e 2014.

O arquivo original continha informações de 6.513 vacas. Os dados foram categorizados em duas estações, definidas como período chuvoso e período seco. Esta

definição foi feita de acordo com cada estado, em função das diferenças pluviométricas em cada região do país.

As vacas foram agrupadas em grupos de contemporâneas, definidos por aqueles animais que pariram no mesmo rebanho, no mesmo ano e estação. Totalizou-se 877 grupos de contemporâneas. Com a finalidade de melhorar a consistência da base de dados, estes foram agrupados de acordo com a idade ao parto, formando seis grupos: 1) vacas que pariram entre 1,5 e 2,5 anos de idade; 2) acima de 2,5 anos até 4,5 anos; 3) acima de 4,5 anos até 6,5 anos; 4) acima de 6,5 anos até 8,5 anos; 5) acima de 8,5 anos até 10,5 anos e 6) que pariram com idade superior a 10,5 anos. Ressalta-se que os dados disponíveis apresentavam vacas que pariram entre 1,8 anos até aproximadamente 21 anos de idade.

Foram excluídas lactações menores e maiores que 60 e 730 dias, respectivamente. Também foram eliminados grupo de contemporâneas com menos de quatro observações. Após satisfeitas tais restrições, restaram registros de 8.870 lactações de 6.172 vacas, oriundas de 587 grupos de contemporâneas, pertencentes à 64 fazendas, distribuídas por época do ano (Tabela 1) e classe de idade da vaca ao parto (Tabela 2).

Tabela 2 - Distribuição das vacas e número de lactações de acordo com os rebanhos e época do ano (período chuvoso e seco)

Ano de Parto	N. vacas	Rebanhos	Período		N. lactações
			Chuvoso	Seco	
1984	6	1		6	6
1985	13	1	4	9	13
1986	17	1	9	8	17
1987	52	2	26	26	52
1988	38	2	25	13	38
1989	72	3	45	28	73
1990	94	3	42	52	94
1991	141	4	80	61	141
1992	147	5	93	54	147
1993	189	9	125	64	189
1994	165	8	112	55	167
1995	187	9	117	71	188
1996	216	15	115	102	217
1997	266	13	150	116	266
1998	265	12	158	108	266
1999	273	12	151	122	273
2000	235	11	137	98	235
2001	326	13	199	127	326
2002	368	14	245	124	369
2003	386	18	244	142	386
2004	296	13	198	98	296
2005	393	19	261	132	393
2006	537	21	360	182	542
2007	441	25	270	171	441
2008	497	19	371	130	501
2009	645	20	488	163	651
2010	748	23	566	185	751
2011	588	19	424	164	588
2012	575	23	414	162	576
2013	451	16	366	86	452
2014	216	13	154	62	216

Tabela 3 - Distribuição das classes de vacas de acordo com a idade ao parto

Ano de Parto	Classe de Idade das Vacas ao Parto					
	1	2	3	4	5	6
1984		1		2	1	2
1985		1	4	1	5	2
1986		3	5	1	5	3
1987		12	9	11	9	11
1988		11	13	8	3	3
1989		22	26	11	8	6
1990		20	28	26	8	12
1991		34	53	29	13	12
1992		42	47	25	18	15
1993		43	51	43	25	17
1994		38	55	37	21	16
1995	3	48	58	32	28	19
1996		64	58	46	27	22
1997		77	69	46	29	45
1998		80	83	47	23	33
1999	1	86	84	54	30	18
2000	2	11	66	38	6	12
2001	2	148	80	45	28	23
2002	3	148	81	71	33	33
2003	1	211	76	58	31	9
2004	4	206	42	24	11	9
2005	7	249	66	30	22	19
2006	9	343	63	46	28	53
2007	8	226	79	50	32	46
2008	9	265	84	66	32	45
2009	10	376	122	53	42	48
2010	12	414	177	66	38	44
2011	12	310	147	57	31	31
2012	19	325	108	66	26	32
2013	11	274	70	47	23	27
2014	9	158	24	13	8	4
Total	122	4346	1938	1149	644	671

3.2.2 Análises Estatísticas

Foram realizadas análises multivariadas considerando a produção total de leite em uma lactação (PL) e a produção de leite em até 305 dias de lactação (PL305). Por não apresentar distribuição normal, a contagem de células somáticas (CCS) foi normalizada de

duas maneiras: a) $CCS_1 = \text{Log}_{10}(CCS)$; b) $CCS_2 = \text{Log}_2(CC/100)+3$. Esta última representa o escore de células somáticas (ECS). Dessa forma, quatro análises multivariadas foram realizadas, com a presença de PL ou PL305, e com a presença de CCS_1 ou CCS_2 : 1) duração da lactação (DL), PL, produção total de gordura (PG), produção total de proteína (PP), produção total de lactose (PLac), produção total de sólidos totais (PS) e CCS_1 ; 2) DL, PL, PG, PP, PLac, PS e CCS_2 ; 3) DL, PL305, produção de gordura em até 305 dias de lactação (PG305), produção de proteína em até 305 dias de lactação (PP305), produção de lactose em até 305 dias de lactação (PLac305), produção de sólidos totais em até 305 dias de lactação (PS305) e CCS_1 ; e 4) DL, PL305, PG305, PP305, PLac305, PS305 e CCS_2 .

O modelo para todas as características continha além dos efeitos aleatórios genético aditivo direto, de ambiente permanente do animal e residual, os efeitos sistemáticos de grupo de contemporâneos e classe de idade da vaca ao parto.

O modelo animal proposto para as análises pode ser representado, para uma determinada característica, em notação matricial, por:

$$y = X\beta + Z_1a + Z_2c + e$$

em que, y é o vetor das observações da característica em análise, β é o vetor dos efeitos ambientais relacionados à classe de idade da vaca ao parto e ao grupo de contemporâneos; a é o vetor dos efeitos aleatórios que representam os valores genéticos aditivos diretos de cada animal; c é o vetor de efeitos ambiente permanente da vaca; e o vetor de efeitos aleatórios residuais; e X, Z_1 e Z_2 são as matrizes de incidência que relacionam as observações aos efeitos presente nos vetores β, a, c , respectivamente.

De acordo com o paradigma bayesiano, as pressuposições das distribuições *a priori* dos parâmetros do modelo foram:

$$\beta \propto \text{constante}$$

$$p(a|\sigma^2_a) \sim N(0, A\sigma^2_a)$$

$$p(c|\sigma^2_{ep}) \sim N(0, I\sigma^2_{ep})$$

$$p(e|\sigma^2_e) \sim N(0, I\sigma^2_e)$$

em que A é a matriz do numerador do coeficiente parentesco de Wright, σ^2_a é a variância genética aditiva, I representa uma matriz identidade, σ^2_{ep} é a variância de ambiente permanente da vaca e σ^2_e é a variância residual. Distribuições *a priori* uniformes foram assumidas para β , σ^2_a , σ^2_{ep} e σ^2_e , de modo a refletir vago conhecimento inicial acerca dos parâmetros de interesse e, portanto, pouca influência nos resultados.

A representação multivariada do modelo geral com sete características pode ser assim apresentada:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ y_4 \\ y_5 \\ y_6 \\ y_7 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & X_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & X_3 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & X_4 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & X_5 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & X_6 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & X_7 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \\ b_3 \\ b_4 \\ b_5 \\ b_6 \\ b_7 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Z_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Z_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & Z_3 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & Z_4 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & Z_5 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & Z_6 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & Z_7 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \\ a_4 \\ a_5 \\ a_6 \\ a_7 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Zp_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Zp_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & Zp_3 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & Zp_4 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & Zp_5 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & Zp_6 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & Zp_7 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_1 \\ p_2 \\ p_3 \\ p_4 \\ p_5 \\ p_6 \\ p_7 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ e_3 \\ e_4 \\ e_5 \\ e_6 \\ e_7 \end{bmatrix}$$

em que, y_{1-7} são os vetores de registros para as características 1-7; b_{1-7} são os vetores de efeitos sistemáticos para as características 1-7, associados às matrizes de incidências X_{1-7} , respectivamente; a_{1-7} são os vetores aleatórios aditivos genéticos para as características 1-7, associados às matrizes de incidências Z_{1-7} , respectivamente; p_{1-7} são os vetores aleatórios de ambiente permanente da vaca para as características 1-7, associados às matrizes de incidências Zp_{1-7} , respectivamente; e, e_{1-7} são os vetores dos erros aleatórios para as características 1-7.

Os efeitos aleatórios a_{1-7} , p_{1-7} e e_{1-7} são multivariadamente distribuídos, com média zero e variância:

$$\text{var} \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ e_3 \\ e_4 \\ e_5 \\ e_6 \\ e_7 \end{bmatrix} = R \otimes I \text{ em que } R = \begin{bmatrix} \sigma^2_{e1} & \sigma_{e12} & \sigma_{e13} & \sigma_{e14} & \sigma_{e15} & \sigma_{e16} & \sigma_{e17} \\ \sigma_{e21} & \sigma^2_{e2} & \sigma_{e23} & \sigma_{e24} & \sigma_{e25} & \sigma_{e26} & \sigma_{e27} \\ \sigma_{e31} & \sigma_{e32} & \sigma^2_{e3} & \sigma_{e34} & \sigma_{e35} & \sigma_{e36} & \sigma_{e37} \\ \sigma_{e41} & \sigma_{e42} & \sigma_{e44} & \sigma^2_{e4} & \sigma_{e45} & \sigma_{e46} & \sigma_{e47} \\ \sigma_{e51} & \sigma_{e52} & \sigma_{e53} & \sigma_{e54} & \sigma^2_{e5} & \sigma_{e56} & \sigma_{e57} \\ \sigma_{e61} & \sigma_{e62} & \sigma_{e63} & \sigma_{e64} & \sigma_{e65} & \sigma^2_{e6} & \sigma_{e67} \\ \sigma_{e71} & \sigma_{e72} & \sigma_{e73} & \sigma_{e74} & \sigma_{e75} & \sigma_{e76} & \sigma^2_{e7} \end{bmatrix},$$

$$\text{var} \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \\ a_4 \\ a_5 \\ a_6 \\ a_7 \end{bmatrix} = G \otimes A \text{ em que } G = \begin{bmatrix} \sigma^2_{a1} & \sigma_{a12} & \sigma_{a13} & \sigma_{a14} & \sigma_{a15} & \sigma_{a16} & \sigma_{a17} \\ \sigma_{a21} & \sigma^2_{a2} & \sigma_{a23} & \sigma_{a24} & \sigma_{a25} & \sigma_{a26} & \sigma_{a27} \\ \sigma_{a31} & \sigma_{a32} & \sigma^2_{a3} & \sigma_{a34} & \sigma_{a35} & \sigma_{a36} & \sigma_{a37} \\ \sigma_{a41} & \sigma_{a42} & \sigma_{a44} & \sigma^2_{a4} & \sigma_{a45} & \sigma_{a46} & \sigma_{a47} \\ \sigma_{a51} & \sigma_{a52} & \sigma_{a53} & \sigma_{a54} & \sigma^2_{a5} & \sigma_{a56} & \sigma_{a57} \\ \sigma_{a61} & \sigma_{a62} & \sigma_{a63} & \sigma_{a64} & \sigma_{a65} & \sigma^2_{a6} & \sigma_{a67} \\ \sigma_{a71} & \sigma_{a72} & \sigma_{a73} & \sigma_{a74} & \sigma_{a75} & \sigma_{a76} & \sigma^2_{a7} \end{bmatrix} e$$

$$\text{var} \begin{bmatrix} p_1 \\ p_2 \\ p_3 \\ p_4 \\ p_5 \\ p_6 \\ p_7 \end{bmatrix} = P \otimes I \text{ em que } P = \begin{bmatrix} \sigma^2_{p1} & \sigma_{p12} & \sigma_{p13} & \sigma_{p14} & \sigma_{p15} & \sigma_{p16} & \sigma_{p17} \\ \sigma_{p21} & \sigma^2_{p2} & \sigma_{p23} & \sigma_{p24} & \sigma_{p25} & \sigma_{p26} & \sigma_{p27} \\ \sigma_{p31} & \sigma_{p32} & \sigma^2_{p3} & \sigma_{p34} & \sigma_{p35} & \sigma_{p36} & \sigma_{p37} \\ \sigma_{p41} & \sigma_{p42} & \sigma_{p44} & \sigma^2_{p4} & \sigma_{p45} & \sigma_{p46} & \sigma_{p47} \\ \sigma_{p51} & \sigma_{p52} & \sigma_{p53} & \sigma_{p54} & \sigma^2_{p5} & \sigma_{p56} & \sigma_{p57} \\ \sigma_{p61} & \sigma_{p62} & \sigma_{p63} & \sigma_{p64} & \sigma_{p65} & \sigma^2_{p6} & \sigma_{p67} \\ \sigma_{p71} & \sigma_{p72} & \sigma_{p73} & \sigma_{p74} & \sigma_{p75} & \sigma_{p76} & \sigma^2_{p7} \end{bmatrix}$$

em que I e A são uma matriz identidade e a matriz de parentesco, respectivamente. $\sigma^2_{a_{1-7}}$ são as variâncias aditivas para as características 1-7; $\sigma^2_{p_{1-7}}$ são as variâncias de ambiente permanente da vaca para as características 1-7; $\sigma^2_{e_{1-7}}$ são as variâncias residuais para as características 1-7; $\sigma_{a_{ij}}$, $\sigma_{p_{ij}}$ e $\sigma_{e_{ij}}$, são as covariâncias aditivas, de ambiente permanente e residual, respectivamente, com $i \neq j$ e $i = 1$ a 7 e $j = 1$ a 7 , para as características 1-7.

As estimativas dos componentes de variância e parâmetros genéticos foram realizadas utilizando inferência Bayesiana via amostragem de Gibbs, por meio dos programas da família BLUPF90 (MISZTAL *et al.* 2002). Utilizou-se cadeias únicas de 2.000.000 iterações com descarte amostral das primeiras 5.000 cadeias e período de amostragem a cada 50 iterações. Assim, o tamanho efetivo das cadeias foi de 39.900.

O critério do desvio de informação (DIC; Spiegelhalter *et al.* 2002) foi utilizado para avaliar a melhor transformação para normalização dos dados de CCS, comparando as análises 1 (toda lactação e CCS₁) com 2 (toda lactação e CCS₂) e 3 (até 305 dias de lactação e CCS₁) com 4 (até 305 dias de lactação e CCS₂).

3.3 Resultados e Discussão

As médias observadas para produção de leite, de gordura e de proteína até 305 dias de lactação foram $2.083,94 \pm 1.073,75$ kg, $85,26 \pm 39,61$ kg e $59,59 \pm 26,11$ kg, respectivamente, enquanto a média da contagem absoluta de células somáticas foi 214.548 ± 436.385 células/ml (Tabela 3). A média de produção de leite até 305 dias de lactação foi similar às observadas por outros autores (RIBEIRO *et al.* 2009; CANDA *et al.* 2014), o que indica que as vacas tiveram condições de expressar seu potencial de produção de leite. Por outro lado, o elevado desvio padrão observado para a maioria das médias é esperado em função das grandes variações entre os rebanhos analisados, com distintas composições genéticas e grandes diferenças de manejo e de ambiente, nas distintas regiões do país. Ao considerar outros grupos genéticos, essas médias foram inferiores às estimadas por Prata *et al.* (2015), em vacas Gir leiteiro (médias para produção de leite, gordura e proteína até 305 dias de $2.965,33 \pm 1.558,46$ kg, $112,38 \pm 58,40$ kg e $90,14 \pm 48,81$ kg, respectivamente). Em gado mestiço leiteiro, Vercesi Filho *et al.* (2000) reportaram médias de 3.939,39 kg para produção de leite e 36,05 kg para produção de gordura. Em outros estudos, com raças especializadas para leite, como esperado, foram publicados valores superiores para produção de leite até 305 dias de lactação e seus componentes (VANCE *et al.* 2013; THALER NETO *et al.* 2013; OLIVEIRA *et al.* 2015; STEFANI 2016).

A matriz de parentesco usada nas análises genéticas continha 10.406 animais, sendo 1.143 pais e 4.222 mães. O rebanho base, com pais e mães desconhecidos era de 4.664 animais. 97% e 95% dos pais e das mães, respectivamente, possuíam progênes com registros de dados. 51,6% dos animais tinham filhos, sendo que 13,5% deles tinham filhos e registros. 6.172 animais possuíam registros de desempenho, sendo que 77,6% tinham apenas um registros, 12,1% dois registros e 4,8% três registros. 0,7% destes animais tinham entre 7 e 10 registros de desempenho.

Tabela 4 - Médias para características relacionadas à produção de leite e contagem de células somáticas de rebanhos da raça Guzerá

Características	N	Média	Mínimo	Máximo
Duração de Lactação (dias)	8870	265,17 ± 72,51	60,00	694,00
Produção total de leite (kg)	8870	2.150,66 ± 1.163,70	29,00	10.987,60
Produção de leite até 305 dias (kg)	8870	2.083,94 ± 1.073,75	29,00	9.798,00
Produção total de gordura (kg)	2256	96,91 ± 49,31	3,00	253,36
Produção de gordura até 305 dias (kg)	1982	85,26 ± 39,61	3,00	245,00
Produção total de proteína (kg)	1512	59,30 ± 27,24	4,00	162,00
Produção de proteína até 305 dias (kg)	1652	59,59 ± 26,11	4,00	148,00
Produção total de lactose (kg)	1484	74,27 ± 34,46	7,00	210,00
Produção de lactose até 305 dias (kg)	1621	74,84 ± 33,41	7,00	197,00
Produção total de sólidos totais (kg)	1222	221,04 ± 101,49	11,00	607,00
Produção de sólidos totais até 305 dias (kg)	1355	221,80 ± 96,86	11,00	598,00
Contagem de células somáticas (cél./ml)	2662	214.548 ± 436.385	1.000	5.992.000

De uma forma geral, as 39.900 cadeias efetivas de iterações foram suficientes para estimar adequadamente as variâncias na análise que considerou toda lactação e CCS_1 (Tabela 4). Entretanto, percebeu-se maior dificuldade na estabilização das cadeias com a obtenção de estimativas mais robustas para as covariâncias, provavelmente em função de um menor número de observações considerando os pares de características. Este fato pode ser comprovado avaliando-se o erro de Monte Carlo (EMC) e as diferenças entre as médias, modas e medianas. O intervalo de densidade a 95% de probabilidade (HPD95%) em algumas situações inclui o zero, sugerindo que a estimativa não difere de zero.

As estimativas das variâncias e covariâncias para as características relacionadas à produção de leite foram bem diferentes (Tabela 5) quando foram analisadas considerando o ECS ($CCS_2 = \text{Log}_2(\text{CCS}/100)+3$), em relação às estimativas anteriores (Tabela 4). Houve maior dificuldade nas estimativas considerando o ECS, até a variância dos resíduos para CCS_2 foi maior (Tabela 5).

Tabela 5 - Valores a posteriori para as estimativas de variâncias (Var) e covariâncias (Cov) genéticas (g), de ambiente permanente da vaca (ep) e residuais (e) para as características duração de lactação (DL), produções totais de leite (PL), gordura (PG), proteína (PP), lactose (PLac) e de sólidos totais (PS), e da contagem de células somáticas normalizada como $CCS_1 = \log_{10}(CCS)$, estimadas de rebanhos da raça Guzerá leiteiro

	MÉDIA	DP	MODA	MEDIANA	HPD95%		EMC
Var _g DL	231,63	178,92	53,760	114,50	18,960	488,40	102,32
Cov _g DLxPL	4826,6	5422,7	-431,40	-96,980	-837,60	11650,	3284,1
Cov _g DLxPG	194,59	202,64	-5,8592	32,020	-30,690	465,60	120,69
Cov _g DLxPP	138,66	157,29	-16,993	9,5730	-35,290	349,00	93,364
Cov _g DLxPLac	177,74	209,86	-28,067	7,3050	-53,390	454,10	124,70
Cov _g DLxPS	532,08	585,62	-31,419	41,790	-110,20	1308,0	347,95
Cov _g DLxCCS ₁	0,43783E-01	0,68339	0,20489	0,11060	-1,3780	1,2670	0,24139
Var _g PL	0,14048E+06	0,13692E+06	11073,	11280,	2298,0	0,30440E+06	83764,
Cov _g PLxPG	5209,1	5030,5	302,36	694,40	-5,9510	11460,	3055,9
Cov _g PLxPP	4046,3	3768,6	330,54	687,10	120,80	8767,0	2271,7
Cov _g PLxPLac	5376,8	4991,6	460,27	915,20	186,60	11640,	3006,8
Cov _g PLxPS	15115,	14410,	1215,9	2114,0	219,90	33060,	8710,1
Cov _g PLxCCS ₁	-7,7545	13,111	-1,1823	-3,7970	-40,550	12,410	3,6320
Var _g PG	218,02	180,52	36,330	92,490	12,420	457,80	108,19
Cov _g PGxPP	159,80	135,32	22,401	60,080	6,7840	338,80	80,654
Cov _g PGxPLac	207,67	179,69	25,527	71,430	6,2300	443,70	107,08
Cov _g PGxPS	609,23	519,97	98,627	213,30	30,140	1294,0	310,41
Cov _g PGxCCS ₁	-0,21773	0,54255	-0,50060E-01	-0,15210	-1,3920	0,77010	0,11952
Var _g PP	125,34	100,33	28,193	52,660	11,650	262,20	59,034
Cov _g PPxPLac	162,92	133,28	26,726	63,120	13,470	343,10	78,478
Cov _g PPxPS	461,24	387,75	78,401	166,50	30,690	982,30	229,19
Cov _g PPxCCS ₁	-0,14142	0,40805	-0,15830E-01	-0,81490E-01	-1,0490	0,57330	0,98660E-01
Var _g PLac	217,24	177,36	36,830	83,170	18,920	457,10	104,42
Cov _g PLacxPS	601,15	515,74	93,965	202,90	33,220	1289,0	305,00
Cov _g PLacxCCS ₁	-0,15208	0,53134	0,30250E-01	-0,65230E-01	-1,3310	0,77820	0,13147
Var _g PS	1753,3	1493,8	311,91	600,70	117,30	3760,0	885,15
Cov _g PSxCCS ₁	-0,67784	1,5292	-0,24650E-01	-0,39750	-4,0780	1,9730	0,40395
Var _g CCS ₁	0,35875E-01	0,10588E-01	0,33706E-01	0,34940E-01	0,16750E-01	0,57270E-01	0,41372E-03
Var _{ep} DL	201,99	48,666	200,40	201,20	108,80	297,40	15,111
Cov _{ep} DLxPL	141,83	81,011	116,57	135,50	-7,1190	300,30	22,850
Cov _{ep} DLxPG	34,365	28,050	33,363	33,240	-19,450	88,330	6,2417
Cov _{ep} DLxPP	19,849	19,131	22,275	19,420	-16,150	55,850	3,9620
Cov _{ep} DLxPLac	32,451	23,079	29,464	32,650	-13,070	76,820	4,2156
Cov _{ep} DLxPS	110,07	63,674	116,76	111,30	-14,460	232,80	10,457
Cov _{ep} DLxCCS ₁	0,69662	0,79657	0,94940	0,75050	-0,90250	2,1980	0,17929
Var _{ep} PL	327,13	173,62	209,90	277,50	81,460	691,00	68,915
Cov _{ep} PLxPG	48,705	70,110	28,485	34,590	-60,990	201,00	32,260
Cov _{ep} PLxPP	56,781	42,123	35,758	47,950	-8,1710	141,60	19,042
Cov _{ep} PLxPLac	82,577	45,490	55,357	72,570	11,900	178,60	16,865
Cov _{ep} PLxPS	164,07	134,16	84,825	140,30	-62,310	434,20	57,114
Cov _{ep} PLxCCS ₁	0,47195	0,96340	0,45175	0,49010	-1,4620	2,3720	0,12050
Var _{ep} PG	79,749	20,252	80,811	79,440	40,600	119,10	6,1260
Cov _{ep} PGxPP	41,064	14,293	45,967	41,130	14,730	68,270	4,8597
Cov _{ep} PGxPLac	44,342	15,602	39,411	43,520	14,990	75,070	4,1712

Continua

Continuação da Tabela 4

	MÉDIA	DP	MODA	MEDIANA	HPD95%		EMC
Cov _{ep} PGxPS	159,17	44,257	160,56	158,90	75,440	244,00	13,070
Cov _{ep} PGxCCS ₁	-0,36752E-01	0,43841	-0,84800E-01	-0,33000E-01	-0,88250	0,81600	0,95266E-01
Var _{ep} PP	28,563	10,712	31,455	28,410	9,1170	48,110	3,7617
Cov _{ep} PPxLac	30,502	11,434	29,411	29,490	9,4780	52,030	3,4768
Cov _{ep} PPxPS	100,58	33,055	100,45	99,520	40,300	163,50	10,008
Cov _{ep} PPxCCS ₁	-0,44827E-01	0,25117	0,13802E-01	-0,41040E-01	-0,53920	0,43520	0,38967E-01
Var _{ep} PLac	45,718	13,939	41,842	44,490	19,990	73,660	2,7314
Cov _{ep} PLacxPS	114,93	36,918	110,43	112,40	47,810	189,40	7,4756
Cov _{ep} PLacxCCS ₁	-0,99294E-01	0,29573	-0,11485	-0,10130	-0,68800	0,48270	0,43257E-01
Var _{ep} PS	407,46	111,85	401,96	403,20	197,10	627,20	24,174
Cov _{ep} PSxCCS ₁	-0,29358	0,92253	-0,39627	-0,29980	-2,1200	1,5060	0,15374
Var _{ep} CCS ₁	0,36908E-01	0,11197E-01	0,36900E-01	0,36090E-01	0,16400E-01	0,58980E-01	0,48056E-03
Var _e DL	3461,5	205,65	3642,1	3517,0	3149,0	3765,0	118,95
Cov _e DLxPL	34383,	4918,1	38958,	37490,	28140,	40520,	2979,1
Cov _e DLxPG	1606,2	183,70	1791,8	1677,0	1344,0	1859,0	108,99
Cov _e DLxPP	1198,5	138,94	1334,9	1257,0	1007,0	1391,0	82,057
Cov _e DLxPLac	1488,7	182,74	1669,2	1571,0	1238,0	1738,0	108,03
Cov _e DLxPS	4602,1	537,18	5134,0	4847,0	3864,0	5331,0	319,47
Cov _e DLxCCS ₁	2,9638	1,0905	3,0268	2,9590	0,89860	5,1920	0,15547
Var _e PL	0,64661E+06	0,11664E+06	0,75986E+06	0,73130E+06	0,50590E+06	0,78130E+06	71316,
Cov _e PLxPG	25016,	4240,2	29240,	27490,	19560,	30320,	2570,2
Cov _e PLxPP	19254,	3205,5	22424,	21190,	15190,	23230,	1938,1
Cov _e PLxPLac	25331,	4244,7	29419,	27950,	19980,	30560,	2567,8
Cov _e PLxPS	76178,	12405,	88038,	83930,	60590,	91460,	7513,8
Cov _e PLxCCS ₁	-26,360	16,301	-24,685	-26,250	-58,190	5,8030	3,0365
Var _e PG	1264,7	158,11	1414,4	1314,0	1041,0	1494,0	93,084
Cov _e PGxPP	890,92	119,69	1001,3	935,20	723,00	1057,0	70,671
Cov _e PGxPLac	1138,4	156,82	1288,9	1200,0	920,30	1354,0	92,627
Cov _e PGxPS	3447,3	459,16	3883,9	3628,0	2804,0	4079,0	271,54
Cov _e PGxCCS ₁	0,52706	0,86053	0,38550	0,52660	-1,1320	2,2320	0,18558
Var _e PP	678,07	90,263	758,76	709,80	550,40	803,90	52,961
Cov _e PPxPLac	865,98	118,21	974,64	911,50	699,10	1026,0	69,498
Cov _e PPxPS	2561,6	346,44	2919,6	2703,0	2074,0	3028,0	204,30
Cov _e PPxCCS ₁	-0,36520	0,58943	-0,24375	-0,36240	-1,5050	0,80080	0,13395
Var _e PLac	1129,5	155,67	1262,5	1190,0	911,60	1342,0	91,437
Cov _e PLacxPS	3312,0	454,92	3725,9	3503,0	2684,0	3928,0	268,38
Cov _e PLacxCCS ₁	-1,2168	0,75609	-1,0995	-1,2150	-2,6740	0,29150	0,17294
Var _e PS	10051,	1332,5	11341,	10590,	8196,0	11870,	785,33
Cov _e PSxCCS ₁	-0,36662E-02	2,2338	0,47358	0,24910E-03	-4,2940	4,4510	0,51050
Var _e CCS ₁	0,37838	0,15261E-01	0,37950	0,37830	0,34860	0,40850	0,24052E-03

DP = desvio padrão; HPD95% = limites inferior e superior do intervalo de confiança a 95% de probabilidade; EMC = erro de Monte Carlo

Tabela 6. Valores a posteriori p), gordura (PG), proteína (PP), lactose (PLac) e de sólidos totais (PS), e da contagem de células somáticas ($CCS_2 = \text{Log}_2(\text{CCS}/100)+3$), estimadas de rebanhos da raça Guzerá leiteiro ara as estimativas de variâncias (Var) e covariâncias (Cov) genéticas (g), de ambiente permanente da vaca (ep) e residuais (e) para as características duração de lactação (DL), produções totais de leite (PL)

	MÉDIA	DP	MODA	MEDIANA	HPD95%	EMC	
Var _g DL	65,954	28,133	77,148	67,100	15,470	115,20	12,268
Cov _g DLxPL	-493,10	299,33	-443,21	-466,90	-1101,0	68,940	115,22
Cov _g DLxPG	-0,82519	20,654	-2,1775	0,64240E-01	-41,270	37,730	6,7300
Cov _g DLxPP	-10,528	14,352	-6,8157	-9,8300	-39,200	15,610	4,5599
Cov _g DLxPLac	-18,064	20,754	-22,055	-18,550	-56,580	22,210	7,5414
Cov _g DLxPS	-26,972	50,585	-23,971	-25,210	-128,10	68,520	16,005
Cov _g DLxCCS ₂	2,1370	1,3800	1,4285	2,0790	-0,44120	4,8630	0,37963
Var _g PL	8218,3	5459,6	5064,4	6017,0	1401,0	20170,	2262,4
Cov _g PLxPG	418,97	354,74	168,04	286,70	-44,940	1149,0	151,78
Cov _g PLxPP	402,76	244,42	242,54	327,60	70,390	943,00	93,155
Cov _g PLxPLac	545,34	307,14	365,42	454,90	113,90	1239,0	112,13
Cov _g PLxPS	1263,4	833,89	692,70	980,00	153,80	3068,0	324,49
Cov _g PLxCCS ₂	-8,3929	15,711	-10,011	-8,8520	-38,810	24,050	4,8581
Var _g PG	52,493	25,016	34,647	47,720	12,070	101,50	9,2776
Cov _g PGxPP	32,276	16,643	22,171	28,980	5,3510	66,520	5,5970
Cov _g PGxPLac	38,777	20,717	24,807	35,220	4,7930	81,130	6,8210
Cov _g PGxPS	125,82	58,450	95,331	115,30	32,100	243,70	20,443
Cov _g PGxCCS ₂	0,87350E-01	1,1068	-0,80070E-01	0,66050E-01	-2,0510	2,3140	0,19287
Var _g PP	28,127	12,071	22,019	25,600	8,2150	53,250	3,5264
Cov _g PPxPLac	34,896	14,656	27,215	32,130	10,870	66,100	4,0647
Cov _g PPxPS	91,769	39,317	73,250	84,080	25,740	172,80	11,377
Cov _g PPxCCS ₂	0,20425	0,84200	0,23907	0,18930	-1,4550	1,8430	0,23816
Var _g PLac	48,854	19,213	38,696	45,500	16,530	88,910	5,1705
Cov _g PLacxPS	112,04	49,067	87,802	103,50	31,870	216,10	13,884
Cov _g PLacxCCS ₂	0,32221	1,0754	0,42537	0,30120	-1,7340	2,5170	0,28860
Var _g PS	345,11	137,56	257,15	321,90	111,60	619,90	39,839
Cov _g PSxCCS ₂	0,47747	2,7104	-0,36830	0,39790	-4,7580	5,8740	0,58261
Var _g CCS ₂	0,38910	0,11008	0,35669	0,38150	0,17920	0,60860	0,37394E-02
Var _{ep} DL	211,95	165,59	140,71	153,30	63,590	645,50	60,376
Cov _{ep} DLxPL	1647,6	3995,0	372,23	215,00	-1367,0	12000,	1484,5
Cov _{ep} DLxPG	78,103	143,62	10,472	24,780	-35,640	449,40	53,261
Cov _{ep} DLxPP	46,895	91,250	11,496	15,690	-41,020	279,10	32,843
Cov _{ep} DLxPLac	76,123	121,32	32,319	39,770	-58,730	381,00	42,914
Cov _{ep} DLxPS	206,26	381,80	49,824	66,340	-119,10	1189,0	139,88
Cov _{ep} DLxCCS ₂	-0,34735	2,6746	-1,3544	-0,70800	-4,8030	5,6480	0,60678
Var _{ep} PL	49507,	0,10575E+06	25790,	675,30	42,040	0,31490E+06	44040,
Cov _{ep} PLxPG	1595,0	3715,4	132,26	31,510	-323,80	11050,	1473,5
Cov _{ep} PLxPP	1124,1	2525,6	105,39	27,380	-144,60	7568,0	1022,3
Cov _{ep} PLxPLac	1694,7	3433,7	1297,2	80,400	-71,170	10090,	1466,2
Cov _{ep} PLxPS	4595,9	10286,	156,40	133,00	-430,10	30510,	4134,1
Cov _{ep} PLxCCS ₂	-19,080	46,458	8,2780	2,9900	-116,00	17,970	20,134
Var _{ep} PG	121,02	127,58	69,986	72,400	26,030	445,10	48,787
Cov _{ep} PGxPP	69,088	87,187	31,253	34,780	9,9550	287,40	33,802
Cov _{ep} PGxCCS ₂	-1,2296	1,7936	-1,0189	-1,0440	-4,6040	2,1060	0,37231

Continua

Continuação Tabela 5

	MÉDIA	DP	MODA	MEDIANA	HPD95%		EMC
Var _{ep} PP	46,528	58,473	18,639	23,550	6,9350	191,30	22,853
Cov _{ep} PPxLac	60,151	77,433	21,435	29,150	7,9910	249,50	31,027
Cov _{ep} PPxPS	175,73	234,64	72,431	82,640	24,770	758,10	91,569
Cov _{ep} PPxCCS ₂	-0,89496	1,1559	-0,43379	-0,75430	-3,2050	1,1700	0,33230
Var _{ep} PLac	91,950	105,07	35,882	48,200	18,220	345,40	44,359
Cov _{ep} PLacxPS	239,73	311,28	89,222	114,70	39,990	1002,0	124,33
Cov _{ep} PLacxCCS ₂	-1,1490	1,7923	-0,62890	-0,77780	-4,7210	1,6650	0,64131
Var _{ep} PS	730,24	942,15	297,02	356,00	130,40	3072,0	366,85
Cov _{ep} PSxCCS ₂	-3,3789	4,3723	-2,9855	-2,7330	-12,640	4,1110	1,2518
Var _{ep} CCS ₂	0,44068	0,13897	0,39320	0,42570	0,18850	0,72010	0,25954E-01
Var _e DL	3608,3	182,79	3656,7	3657,0	3135,0	3835,0	62,810
Cov _e DLxPL	37448,	4292,2	39030,	39020,	26380,	40880,	1627,8
Cov _e DLxPG	1725,6	159,93	1795,6	1778,0	1317,0	1896,0	58,233
Cov _e DLxPP	1294,2	109,10	1330,6	1329,0	1017,0	1413,0	39,373
Cov _e DLxPLac	1606,8	144,72	1654,8	1654,0	1241,0	1758,0	52,590
Cov _e DLxPS	4972,3	441,87	5154,0	5120,0	3839,0	5416,0	162,43
Cov _e DLxCCS ₂	10,814	3,4416	10,554	10,800	4,1260	17,580	0,27430
Var _e PL	0,70714E+06	0,10241E+06	0,75995E+06	0,74900E+06	0,45220E+06	0,78490E+06	45200,
Cov _e PLxPG	27339,	3676,3	28996,	28670,	18060,	30540,	1536,3
Cov _e PLxPP	21088,	2633,8	22167,	22040,	14490,	23410,	1113,6
Cov _e PLxPLac	27630,	3528,0	29251,	28960,	18910,	30720,	1558,8
Cov _e PLxPS	83029,	10484,	87827,	86890,	56720,	91900,	4450,3
Cov _e PLxCCS ₂	-80,916	58,206	-91,630	-82,140	-193,00	34,670	14,637
Var _e PG	1353,6	134,21	1394,4	1395,0	1019,0	1510,0	52,212
Cov _e PGxPP	961,74	95,308	992,46	991,60	722,90	1069,0	37,633
Cov _e PGxPLac	1226,0	125,52	1279,7	1266,0	911,60	1362,0	50,938
Cov _e PGxPS	3717,3	375,88	3861,3	3838,0	2764,0	4114,0	148,76
Cov _e PGxCCS ₂	2,2272	2,7451	2,3307	2,2150	-3,0390	7,7240	0,27948
Var _e PP	734,29	67,614	766,22	754,80	564,20	812,00	26,334
Cov _e PPxPLac	935,43	89,269	966,60	963,30	713,10	1035,0	36,204
Cov _e PPxPS	2774,0	266,74	2883,7	2859,0	2097,0	3055,0	105,49
Cov _e PPxCCS ₂	-0,99263	1,8906	-0,67890	-0,98690	-4,6340	2,8050	0,22469
Var _e PLac	1216,0	119,28	1265,9	1253,0	921,80	1349,0	50,465
Cov _e PLacxPS	3573,8	353,10	3713,4	3688,0	2695,0	3952,0	145,29
Cov _e PLacxCCS ₂	-3,9584	2,4610	-4,3456	-3,9670	-8,7910	0,86480	0,41453
Var _e PS	10848,	1058,3	11319,	11190,	8195,0	11970,	421,35
Cov _e PSxCCS ₂	0,28757	7,1538	-0,77400	0,24810	-13,760	14,340	0,95757
Var _e CCS ₂	4,1572	0,17078	4,1509	4,1560	3,8280	4,4980	0,83667E-02

DP = desvio padrão; HPD95% = limites inferior e superior do intervalo de confiança a 95% de probabilidade; EMC = erro de Monte Carlo

As estimativas de herdabilidade e repetibilidade para as características relacionadas à produção de leite foram bem maiores quando se usou a CCS₁ na análise multivariada (Tabela 6) do que quando se usou a CCS₂ (Tabela 7). Por outro lado, não houve grandes diferenças nestes parâmetros estimados para as duas formas de normalização da contagem de células somáticas. Isto indica que as diferentes formas de normalizar a característica não alteraram sua natureza. Entretanto, as diferentes escalas atribuídas

contribuíram para promover diferenças nas estimativas dos parâmetros genéticos para as outras características analisadas. A utilização da CCS_1 permitiu melhor avaliação da variabilidade genética presente nas outras características, com maiores estimativas de herdabilidade e repetibilidade, de forma que esta seria a melhor alternativa. De fato, o critério do desvio de informação (DIC) foi bem menor na análise com CCS_1 (410061,1040) quando comparado com aquele para a análise com CCS_2 (431565,5114), o que indica melhor ajuste para o primeiro caso (SPIEGELHALTER *et al.*, 2002). O DIC compara os modelos com base na distribuição *a posteriori* do desvio de cada modelo e é composto por uma medida de ajuste global (a média *a posteriori* do desvio - DEV) e uma penalização por complexidade do modelo (número efetivo de parâmetros - p_d). Assim, este parâmetro é calculado como $DIC = DEV - p_d$.

Em raças especializadas para leite, estimativas de herdabilidade para produção de leite têm variado de 0,13 a 0,39 (MEYER *et al.* 1989; BOETTCHER *et al.* 1992; GADINI *et al.* 1997; MACHADO, 1999; FREITAS *et al.* 2001; DEGROOT *et al.* 2002; FERREIRA *et al.* 2003; OLIVEIRA *et al.* 2015; BUZZO, 2016). Cobuci *et al.* (2000), ao pesquisarem dados de 1.130 lactações de vacas Guzerá, reportaram valores de herdabilidade para produção de leite variando de 0,16 a 0,20, obtidos por meio de análises univariada. Tonhati *et al.* (2000) trabalhando com análises multivariadas em rebanhos bubalinos reportaram estimativa de herdabilidade de 0,24 para produção de leite aos 270 dias de lactação. Santos *et al.* (2013) também encontraram valores similares de herdabilidade (0,24) para produção de leite até 305 dias em rebanhos Gir e Guzerá.

Os valores observados no presente estudo permitem inferir que os rebanhos estão sujeitos a modificações pela seleção e, apesar da moderada magnitude, é possível obter ganhos genéticos para essas características a longo prazo.

Tabela 7. Valores a posteriori para as estimativas de herdabilidade e repetibilidade para as características duração de lactação (DL), produções totais de leite (PL), gordura (PG), proteína (PP), lactose (PLac) e de sólidos totais (PS), e da contagem de células somáticas normalizada como $CCS_1 = \log_{10}(CCS)$, estimadas de rebanhos da raça Guzerá leiteiro

	MEDIA	DP	MODA	MEDIANA	HPD95%	EMC
Herdabilidade						
DL	0,59426E-01	0,45817E-01	0,13641E-01	0,29310E-01	0,45930E-02	0,12421
PL	0,17394	0,16885	0,12862E-01	0,14811E-01	0,29893E-02	0,37127
PG	0,13697	0,11196	0,22057E-01	0,60169E-01	0,85221E-02	0,28256
PP	0,14810	0,11678	0,31549E-01	0,64451E-01	0,15139E-01	0,30345
PLac	0,15331	0,12341	0,31881E-01	0,60821E-01	0,14286E-01	0,31496
PS	0,14134	0,11916	0,23960E-01	0,50257E-01	0,98834E-02	0,29671
CCS ₁	0,79412E-01	0,22901E-01	0,72626E-01	0,77581E-01	0,36597E-01	0,12438
Repetibilidade						
DL	0,11128	0,51553E-01	0,61699E-01	0,82695E-01	0,45576E-01	0,18640
PL	0,17436	0,16895	0,13126E-01	0,15077E-01	0,35040E-02	0,37204
PG	0,18793	0,11648	0,72603E-01	0,10557	0,53034E-01	0,34220
PP	0,18231	0,12338	0,58377E-01	0,98528E-01	0,36681E-01	0,34665
PLac	0,18608	0,12682	0,63315E-01	0,94951E-01	0,38483E-01	0,35479
OS	0,17466	0,12202	0,56582E-01	0,86093E-01	0,35084E-01	0,33690
CCS ₁	0,16116	0,28048E-01	0,15832	0,16004	0,10744	0,21607

DP = desvio padrão; HPD95% = limites inferior e superior do intervalo de confiança a 95% de probabilidade; EMC = erro de Monte Carlo

O valor de 0,08 para a estimativa de herdabilidade para CCS assemelha-se aos baixos valores reportados na literatura consultada. Na literatura, estimativas de herdabilidade para CCS em animais da raça Holandesa variaram de 0,09 a 0,14, para animais de primeira lactação (HAILE-MARIAM 2001; HAAS *et al.* 2008; AWADY; OUDAH 2011; MRODE *et al.* 2012; URIOESTE *et al.* 2012). Ressalta-se que neste estudo foram utilizadas diversas lactações de um animal e não apenas a primeira. A repetibilidade, que indica o limite máximo da herdabilidade, de 0,16, confirma a reduzida variabilidade genética a ser explorada por seleção direta nos rebanhos estudados. Outros autores reportaram estimativas de repetibilidade para ECS com gado Holandês, Berry & McCarthy (2012) encontraram repetibilidade para ECS de 0,46 e Madsen *et al.* (2008) obtiveram repetibilidade de 0,42 também para ECS.

Tabela 8. Valores a posteriori para as estimativas de herdabilidade e repetibilidade para as características duração de lactação (DL), produções totais de leite (PL), gordura (PG), proteína (PP), lactose (PLac) e de sólidos totais (PS), e da contagem de células somáticas normalizada como $CCS_2 = \text{Log}_2(\text{CCS}/100)+3$, estimadas de rebanhos da raça Guzerá leiteiro

	MEDIA	DP	MODA	MEDIANA	HPD95%	EMC	
Herdabilidade							
DL	0,16947E-01	0,71820E-02	0,18830E-01	0,17240E-01	0,39404E-02	0,29400E-01	0,31311E-02
PL	0,10777E-01	0,72000E-02	0,65494E-02	0,78572E-02	0,19109E-02	0,26604E-01	0,29888E-02
PG	0,34357E-01	0,16274E-01	0,24545E-01	0,31293E-01	0,88172E-02	0,66977E-01	0,60886E-02
PP	0,34700E-01	0,14643E-01	0,26699E-01	0,31680E-01	0,10231E-01	0,65170E-01	0,42484E-02
PLac	0,35979E-01	0,13989E-01	0,30374E-01	0,33620E-01	0,12762E-01	0,65685E-01	0,37431E-02
PS	0,28945E-01	0,11478E-01	0,21787E-01	0,27039E-01	0,95927E-02	0,51973E-01	0,33689E-02
CCS ₂	0,77942E-01	0,21594E-01	0,72392E-01	0,76603E-01	0,37201E-01	0,12166	0,74726E-03
Repetibilidade							
DL	0,71713E-01	0,40243E-01	0,61540E-01	0,60130E-01	0,28726E-01	0,17558	0,14242E-01
PL	0,75042E-01	0,13449	0,23859E-01	0,12328E-01	0,32241E-02	0,41185	0,56938E-01
PG	0,11355	0,84428E-01	0,75674E-01	0,80892E-01	0,45255E-01	0,32478	0,34057E-01
PP	0,92987E-01	0,71907E-01	0,58790E-01	0,65575E-01	0,32326E-01	0,27174	0,27448E-01
PLac	0,10441	0,78134E-01	0,60615E-01	0,74380E-01	0,38154E-01	0,29353	0,33707E-01
PS	0,90661E-01	0,80854E-01	0,50494E-01	0,58884E-01	0,31249E-01	0,29218	0,31550E-01
CCS ₂	0,16619	0,29613E-01	0,16310	0,16498	0,10917	0,22569	0,36140E-02

DP = desvio padrão; HPD95% = limites inferior e superior do intervalo de confiança a 95% de probabilidade; EMC = erro de Monte Carlo

Semelhante ao observado para as estimativas de herdabilidade, também houve grandes diferenças nas estimativas de correlação genética entre as características dependendo do tipo de normalização da CCS. As médias a posteriori das correlações genéticas estimadas quando se considerou a CCS₁ (Tabela 8) foram maiores e mais lógicas do que aquelas estimadas quando se usou a CCS₂ (Tabela 9) na análise multivariada. Por outro lado, as estimativas não foram tão robustas como se esperava, com grandes erros associados (erro de Monte Carlo). A quantidade de cadeias analisadas foi suficiente para estabilizar as análises, apesar que na análise Bayesiana não existe comprometimento com a convergência. Dessa forma, atribui-se à estrutura e à insuficiência de dados essa dificuldade em estimar parâmetros com menores erros de estimativa.

Tabela 9. Valores a posteriori para as estimativas de correlação genética entre as características duração de lactação (DL), produções totais de leite (PL), gordura (PG), proteína (PP), lactose (PLac) e de sólidos totais (PS), e da contagem de células somáticas normalizada como $CCS_1 = \log_{10}(CCS)$, estimadas de rebanhos da raça Guzerá leiteiro

	MEDIA	DP	MODA	MEDIANA	HPD95%		EMC
DL x PL	0,10014	0,85972	0,97913	-0,28429	-0,90062	0,99819	0,52816
DL x PG	0,46385	0,55304	0,98095	0,55456	-0,40838	0,99899	0,31608
DL x PP	0,30659	0,68595	0,97860	0,24542	-0,67118	0,99782	0,40509
DL x PLac	0,21924	0,75909	0,97743	0,15766	-0,79830	0,99690	0,44819
DL x PS	0,34114	0,65039	0,97889	0,31881	-0,60529	0,99710	0,38025
DL x CCS ₁	0,77776E-01	0,28696	-0,11338	0,52581E-01	-0,40191	0,66007	0,11725
PL x PG	0,75244	0,25720	0,98361	0,85948	0,28211	0,99639	0,14244
PL x PP	0,92323	0,84482E-01	0,99184	0,96727	0,76144	0,99936	0,44256E-01
PL x PLac	0,96110	0,51476E-01	0,99560	0,98521	0,85691	1,0005	0,23979E-01
PL x PS	0,85380	0,15470	0,98883	0,93313	0,56950	0,99841	0,85503E-01
PL x CCS ₁	-0,12779	0,19392	-0,17275	-0,13893	-0,49766	0,25115	0,23625E-01
PG x PP	0,89240	0,11862	0,99007	0,95251	0,66327	0,99831	0,58735E-01
PG x PLac	0,85402	0,15312	0,98694	0,92456	0,55968	0,99756	0,76262E-01
PG x PS	0,95039	0,59672E-01	0,99341	0,98306	0,83590	0,99955	0,26467E-01
PG x CCS ₁	-0,65972E-01	0,22392	-0,58070E-01	-0,78228E-01	-0,48224	0,40455	0,18122E-01
PP x PLac	0,96650	0,35125E-01	0,99617	0,98495	0,89669	0,99923	0,16202E-01
PP x PS	0,95319	0,48523E-01	0,99520	0,97856	0,85969	0,99898	0,24501E-01
PP x CCS ₁	-0,44781E-01	0,20937	-0,61332E-01	-0,55379E-01	-0,43208	0,38466	0,26955E-01
PLac x PS	0,91645	0,84804E-01	0,99100	0,95765	0,76090	0,99671	0,44052E-01
PLac x CCS ₁	-0,25657E-01	0,20960	-0,67053E-01	-0,35004E-01	-0,41122	0,39716	0,42445E-01
PS x CCS ₁	-0,68684E-01	0,20853	-0,12177	-0,78754E-01	-0,46380	0,35250	0,21074E-01

DP = desvio padrão; HPD95% = limites inferior e superior do intervalo de confiança a 95% de probabilidade; EMC = erro de Monte Carlo

No que se refere a produção total de leite na lactação, sua seleção promoveria resposta correlacionada com aumentos para as produções de gordura, proteína, lactose e sólidos totais. Outros autores estimaram parâmetros genéticos para as características produtivas em vacas Holandesas e encontraram valores semelhantes aos encontrados neste trabalho (FREITAS *et al.* 2001; BOLIGON *et al.* 2005; PAULA *et al.* 2008).

Em ambas as análises houve indicação que a correlação genética entre a CCS, independente do meio de normalização, e as demais características é igual a zero, uma vez que este valor está incluído dentro do intervalo de confiança a 95% de probabilidade para este parâmetro. Desta forma, a seleção para reduzir a contagem de células somáticas não iria promover alterações nas demais características. Resultados similares foram relatados por Pöso & Mäntysaari (1996) que verificaram correlação genética entre CCS e produção de leite de -0,10 e 0 para a segunda e terceira lactação, respectivamente. Banos & Shook (1990) também encontraram valores negativos para a segunda e terceira lactação (-0,06 e -0,29). Ikonen *et al.*

(2004) também relataram correlação genética negativa e de baixa magnitude (-0,07) entre CCS e produção de leite. Por outro lado Koivula *et al.* (2005) reportaram correlação genética positiva, apesar da baixa magnitude (0,17) para estas mesmas características na primeira lactação.

Tabela 10. Valores a posteriori para as estimativas de correlação genética entre as características duração de lactação (DL), produções totais de leite (PL), gordura (PG), proteína (PP), lactose (PLac) e de sólidos totais (PS), e da contagem de células somáticas normalizada como $CCS_2 = \text{Log}_2(\text{CCS}/100)+3$, estimadas de rebanhos da raça Guzerá leiteiro

	MÉDIA	DP	MODA	MEDIANA	HPD95%		EMC
DL x PL	-0,64670	0,26677	-0,79068	-0,72348	-0,97952	-0,49299E-01	0,90199E-01
DL x PG	0,74207E-02	0,36553	-0,16102	0,13120E-02	-0,69287	0,66609	0,11268
DL x PP	-0,21782	0,33412	-0,34928	-0,25476	-0,82594	0,43232	0,95685E-01
DL x PLac	-0,27648	0,36844	-0,48306	-0,34625	-0,87952	0,50783	0,13174
DL x PS	-0,15501	0,34250	-0,32709	-0,18802	-0,78590	0,50709	0,10151
DL x CCS_2	0,41485	0,22589	0,47516	0,44198	-0,26302E-01	0,81570	0,35556E-01
PL x PG	0,56975	0,26411	0,80622	0,61170	0,77705E-01	0,95706	0,11319
PL x PP	0,82269	0,11343	0,89599	0,85239	0,59407	0,97444	0,29678E-01
PL x PLac	0,85944	0,96129E-01	0,90820	0,88451	0,67537	0,98670	0,25386E-01
PL x PS	0,71956	0,15803	0,86227	0,74909	0,41119	0,94735	0,47988E-01
PL x CCS_2	-0,14348	0,28115	-0,25709	-0,18231	-0,62364	0,44178	0,10723
PG x PP	0,82024	0,12096	0,91501	0,85091	0,57821	0,97712	0,41647E-01
PG x PLac	0,73841	0,15433	0,84745	0,77583	0,42618	0,95585	0,50138E-01
PG x PS	0,92492	0,62587E-01	0,97713	0,94116	0,80581	0,99665	0,19634E-01
PG x CCS_2	0,17029E-01	0,24931	-0,10016E-01	0,16211E-01	-0,46011	0,50012	0,40171E-01
PP x PLac	0,93828	0,41340E-01	0,97359	0,94719	0,85959	0,99349	0,10290E-01
PP x PS	0,92696	0,41436E-01	0,95059	0,93586	0,84568	0,98841	0,76111E-02
PP x CCS_2	0,70340E-01	0,26223	0,12370	0,62537E-01	-0,40541	0,59615	0,81700E-01
PLac x PS	0,85022	0,79166E-01	0,89781	0,86753	0,69341	0,96630	0,20336E-01
PLac x CCS_2	0,80965E-01	0,25250	0,68438E-01	0,74109E-01	-0,39026	0,58126	0,72203E-01
PS x CCS_2	0,38489E-01	0,23676	-0,16123E-01	0,37272E-01	-0,41547	0,50097	0,51055E-01

DP = desvio padrão; HPD95% = limites inferior e superior do intervalo de confiança a 95% de probabilidade; EMC = erro de Monte Carlo

Nos estudos revisados na literatura, as estimativas de correlações genéticas entre produção de leite e/ou produção de leite até 305 dias e ECS e/ou CCS variaram de 0,10 a 0,20, com média de 0,14 para vacas de primeira lactação (DADPASAND *et al.* 2013; RUPP; BOICHARD, 1999; CARLEN *et al.* 2004; KOIVULA *et al.* 2005). Outros estudos, empregando o uso de correlações de Pearson, verificaram valores negativos entre a CCS e os constituintes do leite (HENRICHS *et al.* 2014; VARGAS *et al.* 2014; CINAR *et al.* 2015). Estes resultados sugerem que à medida que há aumento da CCS, ocorre redução dos teores de lactose, gordura e proteína, conforme enfatizado por SANTOS; FONSECA (2007), sendo que

esse efeito está associado às alterações que ocorrem nos níveis desses componentes, como presença de lesões das células epiteliais, o que pode resultar em modificações na concentração de lactose, proteínas e gorduras, além do aumento da permeabilidade capilar que determina maior passagem de substâncias do sangue para o leite.

Semelhante ao observado nas análises para a produção total de leite e seus constituintes, a análise multivariada para as produções até 305 dias de lactação com a presença da CCS normalizada como $CCS_1 = \log_{10}(CCS)$ (Tabela 10) foi melhor que aquela com a CCS normalizada como $CCS_2 = \text{Log}_2(CCS/100)+3$ (Tabela 11), com menor estimativa da variância residual e menor valor de DIC (406588,2484 versus 428293,4836). De uma forma geral percebeu-se melhores estimativas, com menores erros, nestas análises de produção até 305 dias que aquelas considerando toda lactação. De fato, a utilização da produção até 305 dias de lactação permite uma melhor estrutura de dados, com redução de vieses causados por lactações extensas e maior variabilidade da produção após este período.

Tabela 11. Valores a posteriori para as estimativas de variâncias (Var) e covariâncias (Cov) genéticas (g), de ambiente permanente da vaca (ep) e residuais (e) para as características duração de lactação (DL), produções até 305 dias de lactação (PL305), gordura (PG305), proteína (PP305), lactose (PLac305) e de sólidos totais (PS305), e da contagem de células somáticas normalizada como $CCS_1 = \log_{10}(CCS)$, estimadas de rebanhos da raça Guzerá leiteiro

	MÉDIA	DP	MODA	MEDIANA	HPD95%		EMC
Var _g DL	96,555	41,819	96,349	94,300	8,9350	171,20	7,4897
Cov _g DLxPL305	349,10	209,58	265,53	324,10	-9,8100	757,10	43,253
Cov _g DLxPG305	38,835	21,569	34,966	38,020	-3,3520	81,240	2,6228
Cov _g DLxPP305	26,375	11,478	23,961	25,740	4,1490	48,930	1,1083
Cov _g DLxPLac305	35,729	14,682	35,756	34,910	8,5430	65,220	1,4129
Cov _g DLxPS305	88,432	40,518	74,698	86,230	7,3160	166,20	4,1260
Cov _g DLxCCS ₁	0,50541	0,50692	0,31238	0,47350	-0,45660	1,5520	0,68792E-01
Var _g PL305	2123,9	1315,9	1488,6	1864,0	214,80	4738,0	278,22
Cov _g PL305xPG305	181,90	116,87	140,08	169,90	-29,950	433,90	13,111
Cov _g PL305xPP305	103,70	55,256	92,123	98,550	-0,23590	217,30	4,7309
Cov _g PL305xPLac305	133,81	70,813	113,91	126,80	6,4910	277,90	8,3569
Cov _g PL305xPS305	296,61	209,50	202,67	275,90	-123,80	718,00	30,519
Cov _g PL305xCCS ₁	2,2626	2,8546	1,3894	2,0040	-2,9590	8,1730	0,52335
Var _g PG305	46,808	17,227	37,221	44,940	15,340	81,100	1,3153
Cov _g PG305xPP305	18,627	7,9594	16,255	17,700	4,2940	34,660	1,2520
Cov _g PG305xPLac305	20,421	9,3384	19,395	19,450	3,0700	39,090	1,0551
Cov _g PG305xPS305	79,569	28,424	72,017	77,040	27,010	136,10	1,8993
Cov _g PG305xCCS ₁	-0,13991E-01	0,32557	-0,21170E-01	-0,18420E-01	-0,64550	0,62570	0,31009E-01
Var _g PP305	11,692	4,7197	9,3824	11,000	3,7160	21,320	1,2076
Cov _g PP305xPLac305	12,888	5,4185	10,466	12,100	3,4940	23,790	1,3724
Cov _g PP305xPS305	37,120	14,140	30,252	35,740	11,790	65,350	1,4473
Cov _g PP305xCCS ₁	0,13321	0,15846	0,15491	0,13040	-0,17770	0,44890	0,99155E-02
Var _g PLac305	20,134	7,1761	17,052	19,290	7,1620	34,640	1,2186
Cov _g PLac305xPS305	39,989	16,436	35,990	38,470	10,450	72,880	1,1679
Cov _g PLac305xCCS ₁	0,22627	0,19973	0,19310	0,22160	-0,15710	0,62820	0,18849E-01
Var _g PS305	158,95	52,310	136,99	154,90	60,720	261,10	3,1877
Cov _g PS305xCCS ₁	0,22448	0,56939	0,14160	0,21080	-0,84330	1,3890	0,59314E-01
Var _g CCS ₁	0,34306E-01	0,97234E-02	0,33898E-01	0,33620E-01	0,16370E-01	0,53670E-01	0,44126E-03
Var _{ep} DL	702,05	86,394	699,86	702,00	542,30	871,80	7,2211
Cov _{ep} DLxPL305	11448,	1039,4	11529,	11470,	9739,0	13330,	102,62
Cov _{ep} DLxPG305	402,05	48,456	400,27	402,60	311,50	494,90	7,7562
Cov _{ep} DLxPP305	294,96	30,948	294,16	295,00	240,40	355,40	5,8670
Cov _{ep} DLxPLac305	387,99	39,378	392,03	388,20	318,80	463,40	8,1137
Cov _{ep} DLxPS305	1196,6	140,52	1223,4	1204,0	918,40	1455,0	35,510
Cov _{ep} DLxCCS ₁	-0,78782	1,1848	-0,82891	-0,81180	-3,0250	1,5510	0,17829
Var _{ep} PL305	0,25019E+06	21809,	0,25745E+06	0,25290E+06	0,20640E+06	0,28520E+06	6268,2
Cov _{ep} PL305xPG305	8052,0	1003,7	8281,9	8191,0	5787,0	9780,0	350,39
Cov _{ep} PL305xPP305	6078,4	645,57	6215,7	6137,0	4792,0	7228,0	273,67
Cov _{ep} PL305xPLac305	7925,4	830,97	8062,1	7997,0	6311,0	9423,0	350,50
Cov _{ep} PL305xPS305	24303,	3371,8	25345,	24920,	15730,	29180,	1375,7
Cov _{ep} PL305xCCS ₁	-17,753	16,094	-18,704	-17,900	-49,800	13,700	1,6175
Var _{ep} PG305	309,11	46,290	320,32	313,50	202,40	391,90	14,768
Cov _{ep} PG305xPP305	211,25	28,495	211,06	214,00	149,00	263,90	11,530

Continua

Continuação da Tabela 10

	MÉDIA	DP	MODA	MEDIANA	HPD95%		EMC
Cov _{ep} PG305xPLac305	260,81	36,027	267,75	263,60	181,00	326,50	14,746
Cov _{ep} PG305xPS305	838,47	137,87	861,00	857,90	490,60	1064,0	54,059
Cov _{ep} PG305xCCS ₁	-0,54854	0,62118	-0,55499	-0,54780	-1,7990	0,64330	0,72556E-01
Var _{ep} PP305	155,29	19,408	155,62	156,00	118,40	192,90	9,0743
Cov _{ep} PP305xLac305	194,40	24,508	188,10	194,80	148,60	240,10	11,880
Cov _{ep} PP305xPS305	611,30	93,501	598,18	621,10	392,80	774,30	43,640
Cov _{ep} PP305xCCS ₁	-0,43068	0,41321	-0,44093	-0,43260	-1,2300	0,39060	0,46979E-01
Var _{ep} PLac305	256,90	32,242	246,55	256,70	200,10	319,80	15,469
Cov _{ep} PLac305xPS305	781,87	120,68	773,71	792,80	496,30	986,30	56,712
Cov _{ep} PLac305xCCS ₁	-0,57523	0,53577	-0,64295	-0,58210	-1,6400	0,45840	0,60414E-01
Var _{ep} PS305	2480,4	453,14	2523,2	2546,0	1298,0	3163,0	199,47
Cov _{ep} PS305xCCS ₁	-1,8500	1,6280	-1,9405	-1,8530	-5,0280	1,3590	0,18614
Var _{ep} CCS ₁	0,34696E-01	0,10656E-01	0,33250E-01	0,33810E-01	0,15370E-01	0,56020E-01	0,44479E-03
Var _e DL	3075,5	81,453	3059,5	3074,0	2921,0	3230,0	2,4924
Cov _e DLxPL305	21665,	942,72	21729,	21630,	20030,	23200,	80,112
Cov _e DLxPG305	1054,9	50,938	1063,5	1053,0	958,20	1150,0	5,3836
Cov _e DLxPP305	811,10	34,314	812,95	810,50	746,80	873,80	3,7799
Cov _e DLxPLac305	1003,1	43,595	1002,2	1002,0	922,10	1082,0	5,3875
Cov _e DLxPS305	3077,5	135,42	3091,8	3074,0	2824,0	3322,0	21,614
Cov _e DLxCCS ₁	4,2630	1,1446	4,4605	4,2700	2,0420	6,5100	0,10193
Var _e PL305	0,38699E+06	17891,	0,38243E+06	0,38480E+06	0,35880E+06	0,41770E+06	4479,3
Cov _e PL305xPG305	16444,	817,14	16366,	16370,	15050,	17990,	191,57
Cov _e PL305xPP305	12755,	572,23	12657,	12720,	11800,	13800,	156,44
Cov _e PL305xPLac305	16833,	741,80	16635,	16780,	15550,	18130,	203,84
Cov _e PL305xPS305	49381,	2487,8	48462,	49070,	45410,	54440,	781,06
Cov _e PL305xCCS ₁	-7,7167	13,953	-5,5689	-7,6090	-35,440	19,430	0,92684
Var _e PG305	928,21	43,548	925,55	926,70	846,80	1013,0	6,4438
Cov _e PG305xPP305	654,74	28,520	650,55	653,60	602,70	710,20	4,4309
Cov _e PG305xPLac305	847,11	36,520	841,38	845,80	781,00	918,40	6,0523
Cov _e PG305xPS305	2496,6	117,61	2487,9	2490,0	2283,0	2728,0	26,817
Cov _e PG305xCCS ₁	0,11167	0,73114	0,13473	0,11250	-1,3240	1,5470	0,44338E-01
Var _e PP305	512,74	20,811	514,46	512,20	475,10	552,70	3,7939
Cov _e PP305xPLac305	656,73	26,374	659,39	656,00	609,40	707,30	5,1635
Cov _e PP305xPS305	1886,8	82,542	1866,4	1882,0	1736,0	2043,0	21,818
Cov _e PP305xCCS ₁	-0,30878	0,49790	-0,22153	-0,30690	-1,2760	0,68000	0,29822E-01
Var _e PLac305	862,75	34,787	865,03	861,80	798,10	926,80	6,7927
Cov _e PLac305xPS305	2449,2	106,49	2445,8	2444,0	2257,0	2651,0	28,892
Cov _e PLac305xCCS ₁	-1,0113	0,63749	-0,97190	-1,0060	-2,2460	0,25970	0,36558E-01
Var _e PS305	7289,2	353,70	7220,0	7260,0	6659,0	7995,0	107,87
Cov _e PS305xCCS ₁	0,23475E-01	1,8795	-0,66560E-01	0,24280E-01	-3,5310	3,8740	0,11957
Var _e CCS ₁	0,37899	0,14988E-01	0,37959	0,37890	0,34960	0,40810	0,34327E-03

DP = desvio padrão; HPD95% = limites inferior e superior do intervalo de confiança a 95% de probabilidade; EMC = erro de Monte Carlo

Tabela 12. Valores a posteriori para as estimativas de variâncias (Var) e covariâncias (Cov) genéticas (g), de ambiente permanente da vaca (ep) e residuais (e) para as características duração de lactação (DL), produções até 305 dias de lactação (PL305), gordura (PG305), proteína (PP305), lactose (PLac305) e de sólidos totais (PS305), e da contagem de células somáticas normalizada como $CCS_2 = \text{Log}_2(\text{CCS}/100)+3$, estimadas de rebanhos da raça Guzerá leiteiro

	MÉDIA	DP	MODA	MEDIANA	HPD95%		EMC
Var _g DL	119,30	49,185	102,51	115,00	30,310	212,70	7,5030
Cov _g DLxPL305	778,98	388,27	678,04	755,40	21,590	1533,0	64,390
Cov _g DLxPG305	63,411	31,736	63,492	62,240	5,0850	129,50	4,5787
Cov _g DLxPP305	40,693	19,172	36,079	38,810	6,7220	80,360	4,5619
Cov _g DLxPLac305	51,679	21,847	46,066	50,260	11,950	96,110	4,9899
Cov _g DLxPS305	133,10	59,831	106,11	126,50	27,450	258,10	10,331
Cov _g DLxCCS ₂	1,7082	1,8629	1,8830	1,6990	-1,8930	5,4570	0,35312
Var _g PL305	7301,0	3880,9	6045,5	6863,0	231,80	14250,	911,09
Cov _g PL305xPG305	602,26	273,88	480,60	576,60	60,780	1129,0	42,674
Cov _g PL305xPP305	349,83	152,65	343,61	340,40	37,410	639,90	23,887
Cov _g PL305xPLac305	395,77	173,11	332,89	384,90	31,200	715,10	26,394
Cov _g PL305xPS305	1038,7	446,23	1001,0	1014,0	130,50	1895,0	58,596
Cov _g PL305xCCS ₂	12,315	14,157	10,574	11,450	-14,660	41,000	2,9387
Var _g PG305	70,334	25,059	67,424	68,580	23,370	120,00	2,2416
Cov _g PG305xPP305	33,455	12,525	29,691	32,500	10,300	58,320	1,1431
Cov _g PG305xPLac305	34,993	14,210	29,023	33,810	8,5610	63,560	1,3105
Cov _g PG305xPS305	117,99	43,039	107,11	114,80	37,840	203,00	5,0268
Cov _g PG305xCCS ₂	0,43658	1,2866	0,39281	0,40500	-2,0220	2,9900	0,16206
Var _g PP305	21,485	7,9259	19,652	20,680	7,2730	37,030	1,5959
Cov _g PP305xPLac305	23,267	8,5826	21,392	22,480	7,8430	40,530	1,2000
Cov _g PP305xPS305	63,834	25,266	52,442	61,160	18,200	112,70	6,8235
Cov _g PP305xCCS ₂	0,74142	0,71481	0,73550	0,74150	-0,66100	2,1670	0,87545E-01
Var _g PLac305	30,791	10,170	26,635	29,930	12,270	51,370	1,0179
Cov _g PLac305xPS305	67,490	27,234	63,912	64,980	16,200	119,70	6,2616
Cov _g PLac305xCCS ₂	1,1413	0,85554	1,2369	1,1400	-0,54630	2,8230	0,12142
Var _g PS305	225,95	88,627	189,93	216,80	65,060	392,40	25,635
Cov _g PS305xCCS ₂	1,4577	2,3547	1,0746	1,4780	-3,2830	6,0280	0,40273
Var _g CCS ₂	0,38294	0,10845	0,36325	0,37520	0,17950	0,59820	0,55471E-02
Var _{ep} DL	502,07	120,86	469,25	482,80	302,80	795,80	27,765
Cov _{ep} DLxPL305	5861,8	2290,4	5780,3	5505,0	2721,0	12250,	811,86
Cov _{ep} DLxPG305	146,04	96,562	109,73	119,90	31,660	424,20	28,583
Cov _{ep} DLxPP305	110,46	74,820	82,359	89,660	34,730	332,80	22,318
Cov _{ep} DLxPLac305	149,12	93,695	121,91	123,10	50,610	427,60	28,551
Cov _{ep} DLxPS305	435,90	265,83	358,56	361,50	159,10	1214,0	86,331
Cov _{ep} DLxCCS ₂	0,32205	4,1262	0,82060	0,67900	-9,2880	7,6510	1,0817
Var _{ep} PL305	0,10874E+06	50197,	0,11325E+06	0,10560E+06	37870,	0,23760E+06	23774,
Cov _{ep} PL305xPG305	1926,0	1826,4	1638,4	1586,0	-8,6350	7351,0	670,66
Cov _{ep} PL305xPP305	1605,1	1551,3	1326,4	1229,0	205,50	6296,0	598,94
Cov _{ep} PL305xPLac305	2164,2	1950,4	2035,6	1730,0	342,40	7999,0	793,95
Cov _{ep} PL305xPS305	5720,8	5310,8	4422,2	4517,0	617,80	21340,	1984,8
Cov _{ep} PL305xCCS ₂	1,5311	82,622	58,785	14,790	-177,70	139,00	29,454
Var _{ep} PG305	82,459	64,643	52,730	63,810	18,570	273,60	19,006
Cov _{ep} PG305xPP305	47,229	52,575	24,295	30,920	7,5480	208,60	16,017

Continua

Continuação da Tabela 11

	MÉDIA	DP	MODA	MEDIANA	HPD95%		EMC
Cov _{ep} PG305xPLac305	52,134	65,865	27,528	31,970	1,6420	256,00	20,277
Cov _{ep} PG305xPS305	169,34	180,96	106,75	112,30	33,600	722,80	56,764
Cov _{ep} PG305xCCS ₂	0,39633	2,0252	0,13480E-01	-0,12030	-5,1490	3,0590	0,50828
Var _{ep} PP305	36,223	44,118	21,096	22,730	6,8860	171,10	13,594
Cov _{ep} PP305xLac305	41,836	55,434	22,001	24,830	5,4620	212,70	17,292
Cov _{ep} PP305xPS305	121,66	151,62	80,231	75,650	18,690	586,80	48,251
Cov _{ep} PP305xCCS ₂	0,27524	1,5831	0,30388	0,66300E-01	-4,3940	2,0220	0,44970
Var _{ep} PLac305	61,531	70,138	40,840	40,660	12,340	277,00	22,123
Cov _{ep} PLac305xPS305	150,39	189,61	92,734	94,530	19,490	734,80	61,523
Cov _{ep} PLac305xCCS ₂	0,49284	2,0371	0,11033	-0,26240E-01	-5,8280	2,4720	0,58222
Var _{ep} PS305	466,60	524,93	252,87	294,00	94,290	2038,0	175,10
Cov _{ep} PS305xCCS ₂	-1,1196	5,4287	0,36250	0,10030	-15,660	6,8130	1,5502
Var _{ep} CCS ₂	0,38718	0,12905	0,36265	0,37370	0,15190	0,64000	0,16674E-01
Var _e DL	3218,6	110,36	3216,4	3224,0	2986,0	3431,0	23,936
Cov _e DLxPL305	25872,	2056,2	25911,	26000,	20660,	29390,	777,45
Cov _e DLxPG305	1238,0	88,811	1244,1	1250,0	1015,0	1394,0	28,610
Cov _e DLxPP305	946,45	66,727	964,46	956,20	769,70	1056,0	23,006
Cov _e DLxPLac305	1181,0	86,427	1206,7	1193,0	946,00	1317,0	30,675
Cov _e DLxPS305	3634,8	252,28	3654,6	3667,0	2966,0	4044,0	87,529
Cov _e DLxCCS ₂	11,714	3,9714	11,771	11,650	3,9800	19,580	0,71500
Var _e PL305	0,49996E+06	46182,	0,49570E+06	0,50040E+06	0,38800E+06	0,57710E+06	22491,
Cov _e PL305xPG305	21046,	1798,2	21145,	21190,	16380,	23980,	784,63
Cov _e PL305xPP305	16191,	1436,0	16122,	16320,	12390,	18380,	658,45
Cov _e PL305xPLac305	21331,	1858,0	21344,	21470,	16490,	24220,	865,34
Cov _e PL305xPS305	63478,	5339,4	63420,	63840,	49780,	72080,	2423,9
Cov _e PL305xCCS ₂	-81,019	65,694	-76,022	-83,700	-207,70	51,500	20,517
Var _e PG305	1097,8	73,040	1105,6	1107,0	907,20	1219,0	24,818
Cov _e PG305xPP305	779,96	56,300	791,23	787,50	632,70	874,40	21,405
Cov _e PG305xPLac305	1010,2	72,104	1017,6	1019,0	818,80	1128,0	27,687
Cov _e PG305xPS305	3014,3	209,62	3037,9	3040,0	2464,0	3359,0	81,853
Cov _e PG305xCCS ₂	-1,1773	2,7253	-1,3500	-1,2640	-6,3610	4,4030	0,51357
Var _e PP305	605,10	44,392	605,40	610,70	485,10	675,00	17,825
Cov _e PP305xPLac305	777,20	57,101	781,55	784,00	624,70	869,00	23,299
Cov _e PP305xPS305	2268,7	164,11	2266,6	2287,0	1837,0	2535,0	68,016
Cov _e PP305xCCS ₂	-2,2718	1,9312	-2,0397	-2,3320	-5,9220	1,6880	0,42099
Var _e PLac305	1019,8	73,963	1008,0	1028,0	826,40	1142,0	30,423
Cov _e PLac305xPS305	2948,7	211,19	2967,7	2971,0	2387,0	3286,0	88,589
Cov _e PLac305xCCS ₂	-4,9403	2,5051	-5,1320	-5,0310	-9,8510	0,65220E-01	0,56444
Var _e PS305	8864,1	614,59	8887,8	8929,0	7282,0	9888,0	255,50
Cov _e PS305xCCS ₂	-4,7167	7,2225	-5,6134	-5,0260	-18,240	10,280	1,6038
Var _e CCS ₂	4,1908	0,16786	4,2116	4,1900	3,8620	4,5190	0,93431E-02

DP = desvio padrão; HPD95% = limites inferior e superior do intervalo de confiança a 95% de probabilidade; EMC = erro de Monte Carlo

As médias a posteriori para as estimativas de herdabilidade para a produção de leite até 305 dias de lactação foram de 0,03 (Tabela 12) e 0,02 (Tabela 13), respectivamente, nas análises que consideraram CCS₁ e CCS₂. Estes valores estão bem abaixo do esperado para esta característica. Entretanto, as estimativas de repetibilidade foram mais altas (0,39 e 0,19, respectivamente para as mesmas análises). Assim, é possível haver uma margem maior

de variabilidade genética a ser explorada nestes rebanhos. A grande variação ambiental entre os diversos rebanhos espalhados pelo país, bem como a diversidade de seus manejos pode ter contribuído para este resultado. Hinrichs *et al.* (2005) ao pesquisarem dados de 3.200 vacas multíparas holandesas encontraram valor de repetibilidade de 0,14 para produção de leite em até 305 dias de lactação. Irano (2011) relataram valores de repetibilidade de 0,23 para produção de leite em até 305 dias de lactação. Resultados mais elevados de repetibilidade para produção de leite até 305 dias foram encontrados por Oliveira *et al.* (2015) (0,34) e Berry & McCarthy (2012) (0,37).

Santos *et al.* (2013) relataram valores de herdabilidade de 0,24 para produção de leite até 305 na primeira lactação de vacas Guzerá. Wenceslau *et al.* (2000), ao estudarem vacas Gir de primeira lactação, relataram estimativas de herdabilidade de 0,28 também para produção de leite aos 305 dias.

Oliveira *et al.* (2015) e Paula *et al.* (2008) também observaram estimativas de herdabilidade para produção de leite até 305 dias mais elevadas na raça Holandesa, com valores de 0,16 e 0,27, respectivamente. Yamazaki *et al.* (2013) estimaram herdabilidade mais expressiva (0,42) para esta característica, também com vacas holandesas de primeira lactação.

Dadpasand *et al.* (2013) estimaram herdabilidades de 0,17 e 0,24 para as características produção de gordura até 305 dias e produção de proteína até 305 dias, respectivamente, valores bem maiores que as médias a posteriori de 0,04 e 0,02, respectivamente para as mesmas características avaliadas neste estudo, considerando CCS_1 na análise multivariada.

Tabela 13. Valores a posteriori para as estimativas de herdabilidade e repetibilidade para as características duração de lactação (DL), produções até 305 dias de lactação (PL305), gordura (PG305), proteína (PP305), lactose (PLac305) e de sólidos totais (PS305), e da contagem de células somáticas normalizada como $CCS_1 = \log_{10}(CCS)$, estimadas de rebanhos da raça Guzerá leiteiro

	MÉDIA	DP	MODA	MEDIANA	HPD95%	EMC
Herdabilidade						
DL	0,24912E-01	0,10756E-01	0,24899E-01	0,24345E-01	0,33786E-02 0,45110E-01	0,19260E-02
PL305	0,33189E-02	0,20500E-02	0,23494E-02	0,29121E-02	0,33725E-03 0,73874E-02	0,43127E-03
PG305	0,36474E-01	0,13453E-01	0,33657E-01	0,35030E-01	0,12183E-01 0,63685E-01	0,10885E-02
PP305	0,17234E-01	0,70301E-02	0,14168E-01	0,16167E-01	0,55974E-02 0,31771E-01	0,18787E-02
PLac305	0,17695E-01	0,63853E-02	0,14102E-01	0,16908E-01	0,59299E-02 0,30346E-01	0,11574E-02
PS305	0,16026E-01	0,53095E-02	0,13578E-01	0,15593E-01	0,60174E-02 0,26378E-01	0,34880E-03
CCS_1	0,76483E-01	0,21182E-01	0,74905E-01	0,75116E-01	0,36092E-01 0,11764	0,95843E-03
Repetibilidade						
DL	0,20607	0,19802E-01	0,20513	0,20620	0,16896 0,24321	0,99272E-03
PL305	0,39443	0,31220E-01	0,39991	0,39889	0,33432 0,44147	0,89323E-02
PG305	0,27690	0,31905E-01	0,28412	0,27999	0,21204 0,33787	0,91051E-02
PP305	0,24557	0,25386E-01	0,24730	0,24688	0,19821 0,29367	0,10183E-01
PLac305	0,24297	0,25514E-01	0,23943	0,24366	0,19845 0,29241	0,10709E-01
PS305	0,26519	0,41817E-01	0,27108	0,27163	0,15943 0,33024	0,17848E-01
CCS_1	0,15387	0,27569E-01	0,15177	0,15295	0,10133 0,20914	0,11157E-02

DP = desvio padrão; HPD95% = limites inferior e superior do intervalo de confiança a 95% de probabilidade; EMC = erro de Monte Carlo

Com relação à duração da lactação, o maior valor de herdabilidade (0,59) foi obtido quando se utilizou a CCS_1 na análise multivariada. Outros pesquisadores encontraram estimativas de herdabilidade para duração da lactação menos expressivos em comparação ao obtido neste trabalho. Santos *et al.* (2013) ao trabalharem com 2.816 vacas Guzerá de primeira lactação, com produção de leite no dia do teste, utilizando o método da Máxima Verossimilhança com modelo animal, obtiveram herdabilidade de 0,12. Baliero *et al.* (2000) encontraram valor de herdabilidade de 0,11 para duração de lactação em vacas Gir. Vercesi Filho *et al.* (2007) trabalhando com animais cruzados de primeira lactação, também com Modelo Animal, estimaram herdabilidade de 0,19 para duração de lactação.

Tabela 14. Valores a posteriori para as estimativas de herdabilidade e repetibilidade para as características duração de lactação (DL), produções até 305 dias de lactação (PL305), gordura (PG305), proteína (PP305), lactose (PLac305) e de sólidos totais (PS305), e da contagem de células somáticas normalizada como $CCS_2 = \text{Log}_2(\text{CCS}/100)+3$, estimadas de rebanhos da raça Guzerá leiteiro

	MÉDIA	DP	MODA	MEDIANA	HPD95%	EMC	
Herdabilidade							
DL	0,31062E-01	0,12782E-01	0,25327E-01	0,29950E-01	0,78443E-02	0,55320E-01	0,19639E-02
PL305	0,11870E-01	0,63221E-02	0,98646E-02	0,11176E-01	0,39305E-03	0,23197E-01	0,13837E-02
PG305	0,56215E-01	0,19791E-01	0,54802E-01	0,55033E-01	0,18477E-01	0,94797E-01	0,17354E-02
PP305	0,32525E-01	0,12237E-01	0,29825E-01	0,31214E-01	0,10946E-01	0,56768E-01	0,26794E-02
PLac305	0,27746E-01	0,92732E-02	0,24802E-01	0,26960E-01	0,10848E-01	0,46621E-01	0,11082E-02
PS305	0,23738E-01	0,94992E-02	0,19430E-01	0,22722E-01	0,68827E-02	0,41840E-01	0,29255E-02
CCS ₂	0,77106E-01	0,21365E-01	0,72686E-01	0,75742E-01	0,36936E-01	0,11954	0,11134E-02
Repetibilidade							
DL	0,16168	0,29297E-01	0,14969	0,15812	0,11142	0,23315	0,71227E-02
PL305	0,18792	0,76897E-01	0,18405	0,18345	0,70497E-01	0,38311	0,36839E-01
PG305	0,12203	0,50986E-01	0,10701	0,10894	0,65361E-01	0,27392	0,15051E-01
PP305	0,86535E-01	0,64089E-01	0,63705E-01	0,68460E-01	0,26235E-01	0,27857	0,21344E-01
PLac305	0,82637E-01	0,61858E-01	0,68533E-01	0,65521E-01	0,27564E-01	0,26934	0,21246E-01
PS305	0,72440E-01	0,55371E-01	0,54232E-01	0,56702E-01	0,23326E-01	0,23748	0,19300E-01
CCS ₂	0,15505	0,28633E-01	0,14889	0,15417	0,10028	0,21231	0,25726E-02

DP = desvio padrão; HPD95% = limites inferior e superior do intervalo de confiança a 95% de probabilidade; EMC = erro de Monte Carlo

O mesmo valor de herdabilidade para CCS (0,08) foi observado em ambas as análises multivariadas com as produções até 305 dias de lactação, sendo igual também ao estimado nas análises com as produções totais. Resultados similares foram encontrados por outros autores. Koivula *et al.* (2005) pesquisando vacas Ayrshire de primeira lactação obtiveram herdabilidade de CCS de 0,07. Haile-Mariam (2001) trabalhando com registros de mais de 13 milhões de produção de leite de vacas holandesas de primeira lactação reportaram estimativa de herdabilidade de 0,09 para CCS. Em contrapartida, outros autores encontraram valores de herdabilidade um pouco mais elevados para CCS. Mrode *et al.* (2012) ao trabalhar com vacas holandesas de primeira lactação no Reino Unido, encontraram estimativas de herdabilidade para CCS de 0,15, resultado similar ao encontrado por Urioste *et al.* (2012) com rebanhos holandeses, também de primeira lactação, com valor de herdabilidade de 0,14. Pereira *et al.* (2010) trabalhando com dados de 27.914 vacas Gir leiteiro estimaram valor de herdabilidade para CCS de 0,13, mesmo valor obtido por Haas *et al.* (2008) com vacas holandesas.

Tabela 15. Valores a posteriori para as estimativas de correlação genética entre as características duração de lactação (DL), produções até 305 dias de lactação (PL305), gordura (PG305), proteína (PP305), lactose (PLac305) e de sólidos totais (PS305), e da contagem de células somáticas normalizada como $CCS_1 = \log_{10}(CCS)$, estimadas de rebanhos da raça Guzerá leiteiro

	MÉDIA	DP	MODA	MEDIANA	HPD95%		EMC
DL x PL305	0,74601	0,18686	0,85085	0,79479	0,38717	0,98692	0,26040E-01
DL x PG305	0,57282	0,23579	0,69853	0,62048	0,99588E-01	0,94226	0,38147E-01
DL x PP305	0,79958	0,18492	0,95456	0,86766	0,41981	0,99016	0,50200E-01
DL x PLac305	0,82116	0,15313	0,94099	0,87230	0,51213	0,99315	0,37353E-01
DL x PS305	0,70605	0,17426	0,76150	0,74490	0,35711	0,95103	0,23045E-01
DL x CCS_1	0,27864	0,26563	0,30786	0,28779	-0,27071	0,78038	0,35836E-01
PL305 x PG305	0,57485	0,25360	0,72650	0,62811	0,54789E-01	0,96599	0,32354E-01
PL305 x PP305	0,68610	0,22839	0,88045	0,74652	0,21288	0,98207	0,32926E-01
PL305 x PLac305	0,66175	0,20760	0,78200	0,70863	0,25730	0,96728	0,23976E-01
PL305 x PS305	0,50921	0,28265	0,65022	0,55957	-0,77190E-01	0,96167	0,38505E-01
PL305 x CCS_1	0,26081	0,31958	0,29602	0,27376	-0,31903	0,84835	0,63533E-01
PG305 x PP305	0,78648	0,10883	0,82448	0,80742	0,57205	0,96024	0,60470E-02
PG305 x PLac305	0,65206	0,14909	0,73720	0,67620	0,34365	0,90261	0,10277E-01
PG305 x PS305	0,92005	0,54818E-01	0,95499	0,93382	0,81349	0,99331	0,44459E-02
PG305 x CCS_1	-0,21087E-01	0,26411	-0,17884E-01	-0,15292E-01	-0,53840	0,48181	0,26214E-01
PP305 x PLac305	0,82986	0,88336E-01	0,88464	0,84755	0,65796	0,96056	0,72856E-02
PP305 x PS305	0,85813	0,73380E-01	0,88098	0,87285	0,71509	0,97158	0,45608E-02
PP305 x CCS_1	0,21088	0,24042	0,27040	0,22463	-0,24738	0,66863	0,18636E-01
PLac305 x PS305	0,69704	0,12083	0,74821	0,71643	0,45633	0,89969	0,58241E-02
PLac305 x CCS_1	0,27401	0,22775	0,26099	0,28728	-0,17724	0,69986	0,24007E-01
PS305 x CCS_1	0,92367E-01	0,24180	0,11797	0,97681E-01	-0,37129	0,55720	0,25154E-01

DP = desvio padrão; HPD95% = limites inferior e superior do intervalo de confiança a 95% de probabilidade; EMC = erro de Monte Carlo

Correlações genéticas consideradas nulas, por incluir o zero no seu intervalo de confiança a posteriori a 95% de probabilidade, foram observadas entre DL x CCS_1 , PL305 x PS305, PG305 x CCS_1 , PP305 x CCS_1 , PLac305 x CCS_1 e PS305 x CCS_1 (Tabela 14); DL x CCS_2 , PL305 x CCS_2 , PG305 x CCS_2 , PP305 x CCS_1 , PLac305 x CCS_1 e PS305 x CCS_1 (Tabela 15.) As demais estimativas para a média a posteriori da correlação genética entre as características até 305 dias tenderam a ser altas, indicando uma forte associação genética entre as características estudadas, sugerindo que possíveis ganhos correlacionados nos constituintes do leite podem ser alcançados via seleção para produção.

Tabela 16. Valores a posteriori para as estimativas de correlação genética entre as características duração de lactação (DL), produções até 305 dias de lactação (PL305), gordura (PG305), proteína (PP305), lactose (PLac305) e de sólidos totais (PS305), e da contagem de células somáticas normalizada como $CCS_2 = \text{Log}_2(\text{CCS}/100)+3$, estimadas de rebanhos da raça Guzerá leiteiro

	MÉDIA	DP	MODA	MEDIANA	HPD95%	EMC	
DL x PL305	0,82121	0,19613	0,94491	0,88370	0,49108	0,99668	0,67985E-01
DL x PG305	0,67456	0,22226	0,80153	0,72959	0,26654	0,96787	0,42480E-01
DL x PP305	0,78702	0,17706	0,91612	0,84380	0,43612	0,98800	0,35298E-01
DL x PLac305	0,84133	0,15296	0,98298	0,88275	0,56164	0,99389	0,45186E-01
DL x PS305	0,80149	0,15132	0,87646	0,84195	0,53016	0,98076	0,27071E-01
DL x CCS_2	0,26112	0,27794	0,27522	0,27129	-0,28570	0,80301	0,57699E-01
PL305 x PG305	0,83974	0,11360	0,87549	0,86217	0,64493	0,99234	0,15096E-01
PL305 x PP305	0,89287	0,12373	0,98537	0,94098	0,65078	0,99811	0,36896E-01
PL305 x PLac305	0,83898	0,12685	0,92789	0,87634	0,58921	0,99011	0,34305E-01
PL305 x PS305	0,82583	0,13151	0,90124	0,85947	0,56664	0,97985	0,17192E-01
PL305 x CCS_2	0,24012	0,26408	0,26447	0,25283	-0,28002	0,72677	0,54258E-01
PG305 x PP305	0,85761	0,75228E-01	0,89121	0,87258	0,70271	0,97266	0,47682E-02
PG305 x PLac305	0,73960	0,11911	0,77565	0,75877	0,49867	0,93689	0,12421E-01
PG305 x PS305	0,93953	0,45475E-01	0,97100	0,95081	0,85341	0,99763	0,65772E-02
PG305 x CCS_2	0,76808E-01	0,24981	0,99445E-01	0,85749E-01	-0,41700	0,54209	0,30484E-01
PP305 x PLac305	0,89882	0,56998E-01	0,93169	0,91041	0,78822	0,98015	0,67203E-02
PP305 x PS305	0,91112	0,55344E-01	0,94346	0,92496	0,79986	0,98309	0,13616E-01
PP305 x CCS_2	0,26351	0,23865	0,37242	0,28438	-0,21559	0,68984	0,34987E-01
PLac305 x PS305	0,79920	0,94441E-01	0,85398	0,81938	0,60696	0,94394	0,13237E-01
PLac305 x CCS_2	0,33678	0,23229	0,43960	0,36108	-0,11814	0,75247	0,39954E-01
PS305 x CCS_2	0,16248	0,25090	0,24254	0,17521	-0,31844	0,64144	0,48917E-01

DP = desvio padrão; HPD95% = limites inferior e superior do intervalo de confiança a 95% de probabilidade; EMC = erro de Monte Carlo

Dadpasand *et al.* (2013), ao pesquisarem rebanhos Holandês no Irã, relataram correlações genéticas elevadas entre PL305 e PG305 (0,83), PL305 e PP305 (0,89) e PP305 e PG305 (0,85). Prata *et al.* (2015) verificaram valores de correlações elevadas entre PL305 e PG305 (0,92), PL305 e PP305 (0,97) e PG305 e PP305 (0,95) em rebanhos da raça Gir leiteiro. Em rebanhos holandês, correlações genéticas altas e positivas entre PL305 e PG305 de 0,98, 0,98 e 0,86 a 1,0 também foram reportadas por Weber *et al.* (2005), Ferreira; Fernandes (2000) e Freitas *et al.* (2001), respectivamente. Isto indica que ao realizar seleção para aumento da produção de leite, aumenta-se concomitantemente a produção de gordura.

Observou-se maior estimativa de correlação genética entre duração da lactação e produção de leite (0,82) quando utilizou-se CCS_2 na análise multivariada. Valores próximos ao do presente trabalho também foram verificados por outros autores. Santos *et al.* (2013) estimaram correlação genética entre produção de leite e duração da lactação de 0,94. Vercesi

Filho *et al.* (2007) verificaram correlação genética entre produção de leite e duração da lactação de 0,93. Segundo estes autores, estes resultados indicam que não se devem descartar as lactações de curta duração, pois isso causaria a eliminação da variação genética e, os valores genéticos dos reprodutores que tiveram filhas com lactações curtas descartadas estariam sendo superestimados.

Como as correlações genéticas entre CCS e as demais características tenderam a nulidade, não se espera resposta correlacionada entre as mesmas. Isso pode ter um ponto favorável, de maneira que a seleção para reduzir a CCS não provocará alterações nas demais características até 305 dias de lactação. Entretanto, outros autores têm estimado correlações genéticas entre CCS e outras características. Andrade *et al.* (2007), com vacas holandesas multíparas, obtiveram valor de -0,16 entre produção de leite até 305 dias e média de escore de células somáticas. Carlén *et al.* (2004), com dados de primeira lactação de rebanhos Holandês, observaram correlações genéticas de 0,22 entre produção de leite até 305 dias e CCS, 0,23 entre produção de proteína até 305 dias e CCS, e 0,17 entre produção de gordura até 305 dias e CCS. As estimativas de correlações genéticas obtidas por Dadpsand *et al.* (2013) para produção de leite até 305 dias e CCS, produção de gordura até 305 dias e CCS e produção de proteína até 305 dias e CCS foram -0,19, -0,11 e -0,15, respectivamente.

Segundo alguns autores (MACHADO, 2000; MÜLLER, 2002), a porcentagem de gordura aumenta em animais que apresentam CCS mais elevadas, em função do efeito da concentração desse constituinte. Ressalta-se que no presente estudo foi avaliada a produção de gordura e não seu percentual no leite e que não foram verificadas correlações significativas entre a produção de gordura e a CCS. Da mesma forma não foi avaliada a porcentagem de proteína e não houve correlação entre sua produção e a CCS. Entretanto, o aumento no teor de proteína em função do incremento da CCS pode ser decorrente da mudança na permeabilidade da membrana alveolar da glândula mamária, nos casos em que os animais são acometidos pela mastite, o que leva ao aumento do influxo de lactalbumina e imunoglobulinas que seguem para o interior da glândula mamária (PEREIRA *et al.* 1999; SANTOS; FONSECA 2007). Esse aumento no teor de proteínas não deve ser considerado como favorável à qualidade do leite, pois em situações de mastite ocorre redução das proteínas que são sintetizadas na glândula mamária (caseínas) e aumento das proteínas séricas (albuminas e imunoglobulinas), com a finalidade de combater a infecção (PEREIRA *et al.* 1999).

3.4 Conclusões

As estimativas de herdabilidade para as características produtivas e para contagem de células somáticas dos rebanhos Guzerá leiteiro avaliados neste estudo foram baixas, indicando pequena possibilidade de ganhos genéticos expressivos, a partir da seleção direta para estas características. Entretanto, as repetibilidades estimadas indicam potencial de incremento neste potencial, desde que seja reduzido os efeitos de ambiente permanente.

As correlações genéticas entre as características produtivas indicam potencial de ganho genético correlacionado a partir da seleção de apenas uma característica. Entretanto, a seleção para CCS não promoverá alterações nestas características produtivas, desde que não foram verificadas correlações genéticas significativas entre elas.

Com a estrutura de dados disponível, a normalização da CCS pelo logaritmo da base 10 ($\text{Log}_{10}(\text{CCS})$) foi mais eficiente e produziu melhores estimativas que a normalização pelo método do escore de células somáticas ($\text{Log}_2(\text{CCS}/100)+3$).

4 CAPÍTULO III: COMPONENTES DE VARIÂNCIA E PARÂMETROS GENÉTICOS PARA CONTAGEM DE CÉLULAS SOMÁTICAS DE VACAS DA RAÇA GUZERÁ UTILIZANDO MODELOS DE MEDIDAS REPETIDAS E REGRESSÃO ALEATÓRIA

RESUMO

No presente estudo objetivou-se estimar os componentes de variância e os parâmetros genéticos para a contagem de células somáticas (CCS) de vacas da raça Guzerá leiteiro, de duas maneiras: 1) CCS em diferentes lactações de um mesmo animal, sob modelo animal de repetibilidade e 2) CCS no dia do controle, com modelo animal de regressão aleatória. Foram utilizadas informações referentes a 8.870 lactações de 6.172 vacas multíparas, pertencentes a 95 rebanhos, distribuídos nas regiões Norte, Nordeste e Sudeste. Foram realizadas análises univariadas da CCS normalizada pela seguinte fórmula: $CCS = \text{Log}_{10}(CCS)$. As estimativas dos componentes de variância e dos parâmetros genéticos foram realizadas utilizando inferência Bayesiana via amostragem de Gibbs, por meio dos programas da família BLUPF90 (MISZTAL *et al.* 2002). Utilizou-se cadeias únicas de 2.000.000 iterações com descarte amostral das primeiras 5.000 cadeias e período de amostragem a cada 50 iterações. O modelo de regressão aleatória usado neste estudo conseguiu melhor captar a variabilidade genética da CCS das vacas dos rebanhos da raça Guzerá avaliados. Este modelo permitiu melhor detalhamento dos parâmetros genéticos ao longo da lactação. Apesar da tendência de baixos valores de herdabilidade, e pequena possibilidade de ganhos genéticos por seleção direta em curto prazo, observou-se aqui que o melhor período de seleção para CCS neste conjunto de dados estaria entre 50 e 200 dias de lactação.

Palavras-chave: Análises univariadas. Mastite. Modelo animal. Regressão aleatória. Seleção.

ABSTRACT

The present study aimed to estimate the variance components and genetic parameters for somatic cell count (CCS) of Guzerá dairy cows in two ways: 1) CCS in different lactations of the same animal, under animal model of repeatability and 2) CCS in test-day, with animal model of random regression. Information on 8,870 lactations of 6,172 multiparous cows belonging to 95 herds distributed in the North, Northeast and Southeast regions were used. Univariate analyzes of the standard CCS were performed by the following formula: $CCS = \text{Log}_{10}(\text{CCS})$. The estimates of variance components and genetic parameters were performed using Bayesian inference using Gibbs sampling, using the programs of the BLUPF90 family (MISZTAL et al., 2002). Single chains of 2,000,000 iterations were used with sampling discard of the first 5,000 chains and sampling period every 50 iterations. The random regression model used in this study was better able to capture the genetic variability of CCS of cows of Guzera breed. This model allowed better detailing of the genetic parameters during lactation. In spite of the tendency of low heritability values, and small possibility of genetic gains by short-term direct selection, it was observed here that the best selection period for CCS in this data set would be between 50 and 200 days of lactation.

Keywords: Univariate analyses. Mastitis. Animal model. Random regression. Selection.

4.1 Introdução

No Brasil, a pecuária leiteira é uma atividade de grande importância econômica. Tradicionalmente, os programas de melhoramento genético de bovinos leiteiros enfatizavam o aumento da produção de leite. Assim, ao longo dos anos, os criadores juntamente com os técnicos perceberam que a seleção direcionada somente para aumento da produção de leite estava reduzindo o mérito genético de outras características de importância econômica, como as características relacionadas à saúde da glândula mamária, o que indica que esta característica vem se deteriorando como consequência da seleção para características de produção (RUPP; FOUCRAS, 2010).

Dessa forma, somou-se aos objetivos dos programas de seleção, um conjunto de outras características que auxiliassem a eficiência da produção, incluindo também as que representassem a funcionalidade dos animais aos sistemas de criação. Assim, estudos têm sido realizados para conhecer as relações destas características com produção, longevidade (vida produtiva), saúde e reprodução, em diferentes ambientes e sistemas de produção (BERRY *et al.* 2003; HERINGSTAD *et al.* 2003; CARAVIELLO *et al.* 2005; SEWALEM *et al.* 2004; RIGGIO; PORTOLANO, 2015).

A contagem de células somáticas (CCS) do leite é um critério de qualidade mundialmente utilizado por indústrias, produtores e entidades governamentais, pois está relacionada com a composição, o rendimento industrial e a segurança alimentar do leite. Para os produtores, possui alta relevância, porque indica o estado sanitário da glândula mamária das vacas e pode sinalizar para perdas significativas de produção e alterações da qualidade do leite (HARMON, 1994; SANTOS, 2001). Em vários países, a CCS já vem sendo usada como critério de seleção indireta para resistência a mastite.

Em função da natureza de sua variabilidade, que não segue uma distribuição normal, a CCS requer meios de normalização para que possa ser submetida aos procedimentos de análises estatísticas e de avaliação genética. Neste sentido, convencionou-se que a CCS deve ser transformada em escala logarítmica. Um procedimento comum é sua transformação em escore de células somáticas (ECS). O cálculo do ECS baseia-se na equação $ECS = \log_2(CCS/100.000) + 3$, em que CCS é a contagem do número de células por mL. No estudo anterior, observou-se que a simples transformação pelo logaritmo de base 10 era mais adequada para o conjunto de dados da raça Guzerá disponível.

Como a CCS pode ser obtida a partir de cada amostra de leite tomada em diversos momentos durante a lactação de um animal, ela pode ser avaliada por modelos de medidas repetidas no tempo ou por modelos de regressão aleatória, que são recursos que podem auxiliar na maneira de como os dados são analisados. Nestes casos, não são necessários ajustes ou truncamento para períodos específicos, como aquele até 305 dias de lactação, bem como permite o uso de informações de animais que foram removidos do rebanho ou que ainda não encerraram a lactação (JENSEN, 2001).

Dessa forma, objetivou-se com o presente trabalho estimar os componentes de variância e os parâmetros genéticos para a CCS de vacas da raça Guzerá leiteiro, de duas maneiras: 1) CCS em diferentes lactações de um mesmo animal, sob modelo animal de repetibilidade e 2) CCS no dia do controle, com modelo animal de regressão aleatória.

4.2 Material e Métodos

Os dados de CCS foram provenientes de 95 rebanhos da raça Guzerá leiteiro pertencentes às regiões Norte (Pará), Nordeste (Bahia, Ceará, Paraíba e Rio Grande do Norte) e Sudeste (Minas Gerais, Espírito Santo, Rio de Janeiro e São Paulo), de animais nascidos entre os anos de 1971 e 2012, e que pariram em todos os meses entre os anos de 1983 e 2014.

O arquivo original continha informações de 6.513 vacas. Os dados foram categorizados em duas estações, definidas como período chuvoso e período seco. Esta definição foi feita de acordo com cada estado, em função das diferenças pluviométricas em cada região do país.

As vacas foram agrupadas em grupos de contemporâneas, definidos por aqueles animais que pariram no mesmo rebanho, no mesmo ano e estação. Totalizou-se 877 grupos de contemporâneas. Com a finalidade de melhorar a consistência da base de dados, estes foram agrupados de acordo com a idade ao parto, formando seis grupos: 1) vacas que pariram entre 1,5 e 2,5 anos de idade; 2) acima de 2,5 anos até 4,5 anos; 3) acima de 4,5 anos até 6,5 anos; 4) acima de 6,5 anos até 8,5 anos; 5) acima de 8,5 anos até 10,5 anos e 6) que pariram com idade superior a 10,5 anos. Ressalta-se que os dados disponíveis apresentavam vacas que pariram entre 1,8 anos até aproximadamente 21 anos de idade. Foram excluídas informações de lactações menores e maiores que 60 e 730 dias, respectivamente. Também foram eliminadas informações de grupo de contemporâneas com menos de quatro observações.

Após satisfeitas tais restrições, restaram registros de 8.870 lactações de 6.172 vacas, oriundas de 587 grupos de contemporâneas, pertencentes à 64 fazendas.

Foram realizadas análises univariadas da CCS normalizada pela seguinte fórmula: $CCS = \text{Log}_{10}(CCS)$. Estas análises foram feitas por duas maneiras: 1) CCS em diferentes lactações de um mesmo animal, sob modelo animal de repetibilidade e 2) CCS no dia do controle, com modelo animal de regressão aleatória, que além de pressupor que as observações entre os indivíduos são independentes, pressupõe que as aninhadas no indivíduo possuem também erros correlacionados. Em ambos os casos o modelo continha os efeitos sistemáticos de grupo de contemporâneas e classe de idade da vaca ao parto. Além destes efeitos, os modelos continham os efeitos aleatórios de animal, de ambiente permanente do animal e o residual.

O modelo de repetibilidade pode ser representado matricialmente como:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{Z}\boldsymbol{\alpha} + \mathbf{W}\mathbf{ap} + \mathbf{e}$$

Em que: \mathbf{y} = vetor de observações; $\boldsymbol{\beta}$ = vetor dos efeitos sistemáticos; $\boldsymbol{\alpha}$ = vetor dos efeitos genéticos aditivos direto; \mathbf{ap} = vetor dos efeitos de ambiente permanente do animal, e \mathbf{e} = vetor dos erros aleatórios residuais associados com as observações. \mathbf{X} , \mathbf{Z} e \mathbf{W} são as matrizes de incidência relacionadas com $\boldsymbol{\beta}$, $\boldsymbol{\alpha}$ e \mathbf{ap} .

De acordo com o paradigma bayesiano, as pressuposições das distribuições *a priori* dos parâmetros do modelo são:

$$\begin{aligned}\boldsymbol{\beta} &\propto \text{constante} \\ p(\boldsymbol{\alpha}|\sigma^2_{\alpha}) &\sim N(0, A\sigma^2_{\alpha}) \\ p(\mathbf{ap}|\sigma^2_{ap}) &\sim N(0, I\sigma^2_{ap}) \\ p(\mathbf{e}|\sigma^2_e) &\sim N(0, I\sigma^2_e)\end{aligned}$$

em que A é a matriz de parentesco; σ^2_{α} é a variância genética aditiva; I representa uma matriz identidade; σ^2_{ap} é a variância de ambiente permanente do animal; σ^2_e é a variância residual.

Distribuições *a priori* uniformes foram assumidas para $\boldsymbol{\beta}$, σ^2_{α} , σ^2_{ap} e σ^2_e de modo a refletir vago conhecimento inicial acerca dos parâmetros de interesse e portanto, pouca influência nos resultados.

O modelo de regressão aleatória foi semelhante àquele apresentado por Schaeffer e Dekkers (1994):

$$y_{ijklmn} = g_i + id_j + h_k + \beta_1 X_{11} + \beta_2 X_{21} + a_m + p_n + \gamma_{1m} X_{1jl} + \gamma_{2m} X_{21} + \gamma_{1n} X_{1jl} + \gamma_{2n} X_{21} + e_{ijklmn}$$

em que: y_{ijklmn} , é a CCS no dia do controle; g_i , o efeito do grupo de contemporâneas; id_j , o efeito da classe de idade da vaca; h_k , o efeito do dia de controle; X_{11} , os dias em produção de leite; X_{21} , o logaritmo dos dias em produção de leite; β_1 e β_2 , as regressões fixas; a_m , o efeito aleatório do animal; p_n , o efeito aleatório de ambiente permanente do animal; γ_{1m} e γ_{2m} , as regressões aleatórias genética aditivas para cada animal; γ_{1n} e γ_{2n} , as regressões aleatórias de ambiente permanente para cada animal.

As estimativas dos componentes de variância e dos parâmetros genéticos foram realizadas utilizando inferência Bayesiana via amostragem de Gibbs, por meio dos programas da família BLUPF90 (MISZTAL *et al.* 2002). Utilizou-se cadeias únicas de 2.000.000 iterações com descarte amostral das primeiras 5.000 cadeias e período de amostragem a cada 50 iterações. Assim, o tamanho efetivo das cadeias foi de 39.900.

4.3 Resultados e Discussão

As estimativas dos componentes de variância da CCS avaliada sob modelo de repetibilidade apresentaram-se dentro do esperado (Tabela 1), com baixos Erros de Monte Carlo, o que indica que as 39.900 cadeias efetivas de iterações foram suficientes para estimar adequadamente estes parâmetros. A baixa herdabilidade estimada (0,02) por este modelo univariado confirmou as reduzidas estimativas também verificadas no estudo anterior (0,08), de forma que a variabilidade genética a ser explorada por seleção direta nos rebanhos estudados é baixa e esse modo de seleção promoveria reduzidos ganhos genéticos em curto prazo.

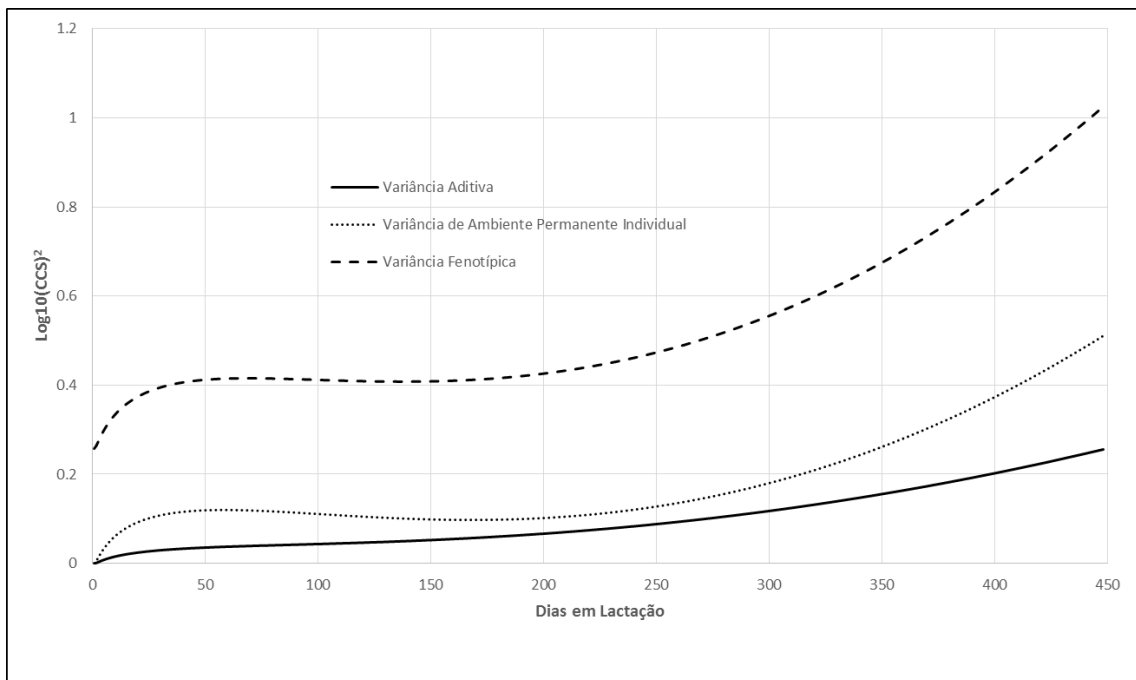
O modelo de regressão aleatória também estimou adequadamente os parâmetros genéticos para a CCS no dia do controle (Figura 1). Observou-se tendência de crescimento nos valores de todas as variâncias (genética aditiva, de ambiente permanente individual e fenotípica) até os 50 dias de lactação, com posterior estabilização até os 200 dias, que novamente os valores se incrementaram.

Tabela 17 - Medidas a posteriori para as variâncias genética aditiva (Var_g), de ambiente permanente do animal (Var_{pe}) e residual (Var_e), e para a herdabilidade e repetibilidade da contagem de células somáticas ($Log_{10}(CCS)$) de vacas Guzerá leiteiro, avaliada em modelo de repetibilidade

	MÉDIA	DP	MODA	MEDIANA	HPD95%		EMC
Var_g	0,52250E-02	0,45266E-02	0,12399E-02	0,40730E-02	0,13340E-04	0,14340E-01	0,34895E-03
Var_{pe}	0,46981E-01	0,16318E-01	0,48391E-01	0,46990E-01	0,15000E-01	0,78600E-01	0,54452E-03
Var_e	0,18675	0,16186E-01	0,18645	0,18630	0,15580	0,21910	0,44555E-03
h^2	0,21836E-01	0,18832E-01	0,48651E-02	0,17098E-01	0,52625E-04	0,59833E-01	0,14541E-02
R	0,21825	0,64821E-01	0,22235	0,21865	0,90145E-01	0,34160	0,19857E-02

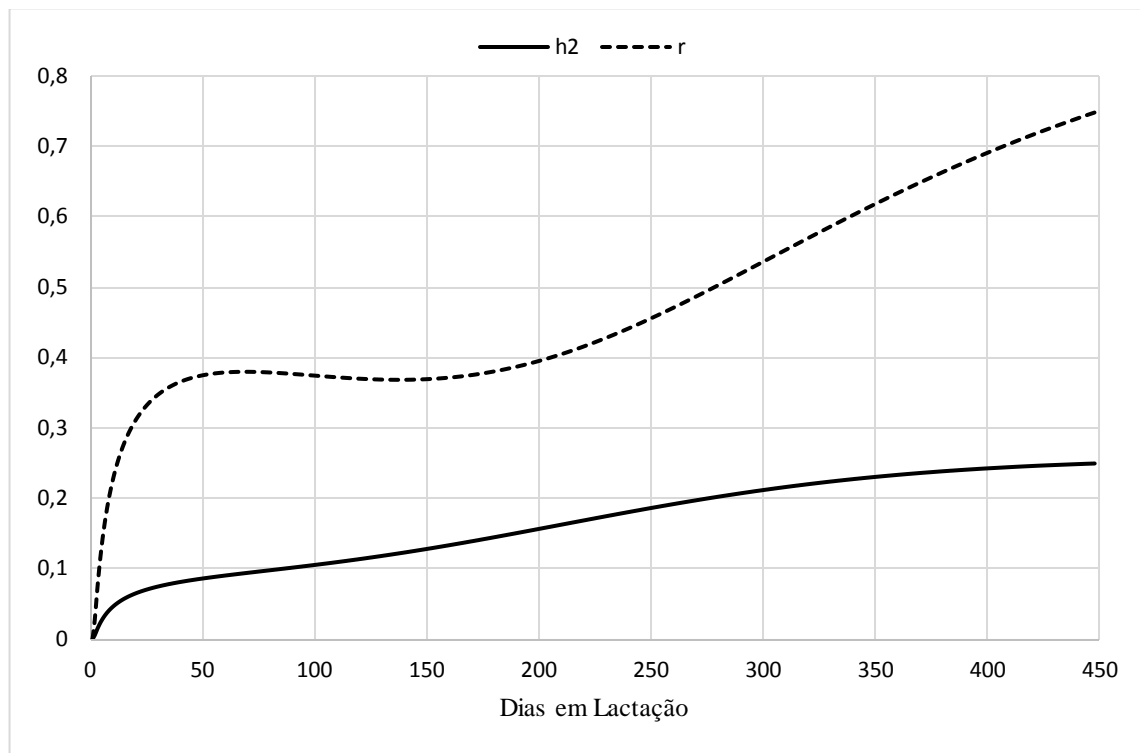
DP = desvio padrão; HPD95% = limites inferior e superior do intervalo de confiança a 95% de probabilidade; EMC = erro de Monte Carlo

Figura 1 - Estimativas das variâncias genéticas aditivas, de ambiente permanente individual e fenotípica do $Log_{10}(CCS)$ em vacas Guzerá leiteiro, em função do estágio de lactação, utilizando modelo de regressão aleatória.



As estimativas de herdabilidade e repetibilidade para CCS cresceram com o avançar do estágio de lactação (Figura 2). As maiores estimativas de herdabilidade ocorreram após 300 dias de lactação. Entretanto, estes os valores sempre estiveram abaixo de 0,25. Ressalta-se que estes valores podem estar superestimados, em função da redução do número de controles em maiores estágios de lactação. De qualquer forma, os valores abaixo de 200 dias de lactação estariam abaixo de 0,15, compatível com os baixos valores estimados com os modelos anteriores.

Figura 2 - Estimativas de herdabilidade e repetibilidade do $\text{Log}_{10}(\text{CCS})$ em vacas Guzerá leiteiro, em função do estágio de lactação, utilizando modelo de regressão aleatória.



Os menores valores de herdabilidade da CCS no início da lactação corroboram os encontrados por Odegard *et al.* (2003) e Mrode e Swanson (2003), os quais enfatizaram que é na fase inicial da lactação onde são estimados os menores coeficientes de herdabilidade para CCS (0,09 e 0,13 para a primeira, segunda e terceira lactação). Valores de herdabilidade semelhante ao encontrado neste trabalho foram verificados por outros autores, entretanto com a utilização do escore de células somáticas (ECS). Gadini *et al.* (1996) reportaram valores de herdabilidade variando de 0,007 a 0,09. Dadpsand *et al.* (2013) pesquisando vacas holandesas primíparas, observaram um pequeno e discreto aumento da herdabilidade do ECS no decorrer

da lactação, obtendo valor de 0,08 após os 300 dias de lactação. Ao pesquisar vacas Jersey Mostert *et al.* (2004) relataram que os valores de herdabilidade para ECS da primeira e terceira lactação foram 0,04 e 0,07, respectivamente. De Haas *et al.* (2008) encontraram valores de herdabilidade para média do Log transformado do ECS de 0,09 a 0,13 correspondendo aos 100 e 300 dias de lactação, respectivamente. Samoré *et al.* (2008) reportaram valores de herdabilidade para ECS transformada para Logaritmo de base 2, variando de 0,18 a 0,21 para a primeira, segunda e terceira lactação, respectivamente. Ptak *et al.* (2009) ao trabalhar com análises multivariadas, encontraram valores de herdabilidade de ECS de 0,20 e 0,13 para toda a lactação e para o dia do controle, respectivamente. Ptak *et al.* (2009) reportaram valor menos expressivo para herdabilidade do ECS (0,07) no dia do teste.

Em contrapartida, outros autores encontraram estimativas superiores se comparado aos trabalhos citados acima. Zampar (2012), ao trabalharem com modelos de regressão aleatória sob modelo animal, encontraram valores de herdabilidade para ECS variando de 0,24 a 0,50, na primeira lactação. Resultados similares foram obtidos também por Emanuelson e Philipsson (1984). As diferenças entre as estimativas de herdabilidade podem ser atribuídas principalmente às diferenças entre os modelos utilizados para as análises estatísticas, o tamanho da população estudada e às definições das características analisadas (Rupp; Bochar, 1999).

Se for desconsiderado os valores superestimados após 250-300 dias de lactação, as estimativas de repetibilidade entre 50 e 200 dias de lactação, próximo de 0,40, indicaria um bom valor possível de ser considerado nestes rebanhos.

Behzadi; Mehrpoor (2018), ao pesquisarem gado holandês no Irã também encontraram superioridade da variância fenotípica em relação à variância genética aditiva ao longo da lactação.

Por outro lado, Heringstad *et al.* (2003) destacaram que os primeiros dias da lactação são os mais importantes para se coletar dados, em função da maior ocorrência dos casos de mastite, principalmente em vacas primíparas, oriundas em sua maioria de variação genética. As estimativas de herdabilidade utilizando modelos “test-day” variam ao longo da lactação.

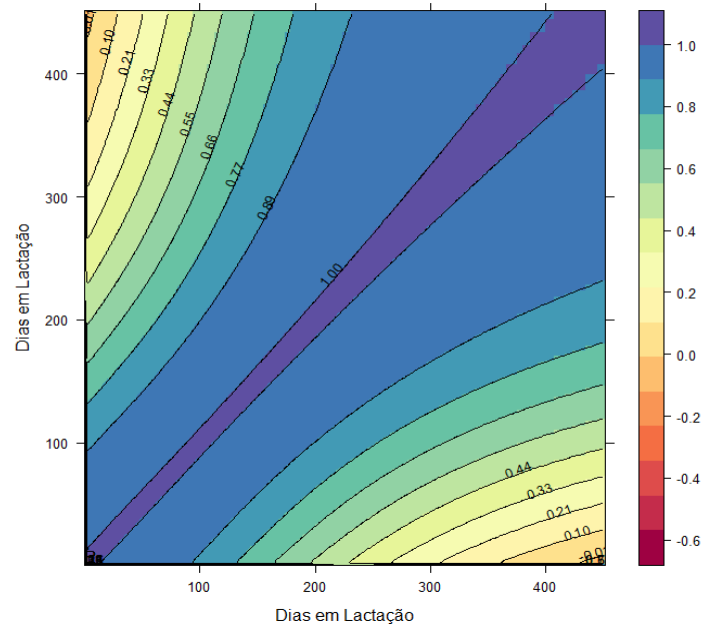
Quanto mais próximos estão os controles, maiores são esperados os valores de correlações genéticas entre as medidas de CCS (Tabela 2). Graficamente, em cores, isso pode ser facilmente perceptível (Figura 3). No caso das correlações de ambiente permanente,

alguns valores negativos foram observados entre os estágios extremos. Isto indica que os efeitos de ambiente permanente individual que se manifestam no início da lactação são contrários àqueles que se manifestam no final. Assim, um possível efeito promotor do aumento da variabilidade de ambiente permanente da CCS no início da lactação promoveria redução dessa variabilidade no final.

Tabela 18 - Herdabilidade na diagonal (repetibilidade entre parênteses), correlações genéticas (abaixo da diagonal) e correlações de ambiente permanente individual (acima da diagonal) do \log_{10} (CCS) entre alguns dias na lactação de vacas da raça Guzerá

	30	90	150	210	305	385	441
30	0,07 (0,35)	0,97	0,82	0,52	0,02	-0,23	-0,34
90	0,95	0,10 (0,38)	0,94	0,72	0,27	0,02	-0,09
150	0,81	0,95	0,13 (0,37)	0,91	0,59	0,37	0,26
210	0,62	0,84	0,96	0,16 (0,40)	0,86	0,71	0,62
305	0,36	0,63	0,84	0,95	0,21 (0,55)	0,97	0,93
385	0,20	0,50	0,74	0,89	0,99	0,24 (0,67)	0,99
441	0,12	0,42	0,68	0,85	0,97	1,00	0,25 (0,75)

Figura 3 - Correlações genéticas das mensurações de \log_{10} (CCS) no dia do controle entre diferentes dias em lactação de vacas da raça Guzerá leiteiro



Haile-Mariam *et al.* (2001) avaliaram 13 milhões de testes diários para CCS em vacas Holandesas, na Austrália, e obtiveram correlações genéticas entre alguns dias da lactação variando de 0,13 a 1,00 na primeira lactação.

4.4 Conclusões

O modelo de regressão aleatória usado neste estudo conseguiu melhor captar a variabilidade genética da CCS das vacas dos rebanhos da raça Guzerá avaliados. Este modelo permite melhor detalhamento dos parâmetros genéticos ao longo da lactação. Apesar da tendência de baixos valores de herdabilidade, e pequena possibilidade de ganhos genéticos por seleção direta em curto prazo, observou-se aqui que o melhor período de seleção para CCS neste conjunto de dados estaria entre 50 e 200 dias de lactação.

REFERÊNCIAS

- ANDRADE, L. M. *et al.* Efeitos genéticos e de ambiente sobre a produção de leite e a contagem de células somáticas em vacas holandesas. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa v.36, p.343-349, 2007.
- AWADY, H. G. E.; OUDAH, E. Z. M. Genetic and Economic Analysis for the Relationship between Udder Health and Milk Production Traits in Friesian Cows. Asian-Aust. **Journal of Animal Science**, Oxford, v. 24, p. 1514 – 1524, 2011.
- BALIEIRO, E. S. *et al.* Estimativa de parâmetros genéticos e de tendências fenotípicas e de ambiente de algumas características produtivas da raça Gir leiteiro. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, Belo Horizonte, v. 52, p. 266–275. 2000.
- BARBOSA, S. B. P. *et al.* Avaliação da contagem de células somáticas na primeira lactação de vacas holandesas no dia do controle mensal. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v. 36, p. 94-102, 2007.
- BEHZADI, M. R. B.; MEHRPOOR, Z. Estimation of genetic parameters of first lactation test-day milk yield using random regression models in Iranian Holstein cows. **The Journal Animal; Plant Sciences**, Lahore, v. 28, p. 24-32, 2018.
- BERRY, D. P. *et al.* Genetic relationships among linear type traits, milk yield, body weight, fertility and somatic cell count in primiparous dairy cows. **Irish Journal of Agricultural and Food Research**, v. 43, n. 2, p.161176, 2003.
- BERRY, D. P.; MCCARTHY, J. Genetic and non-genetic factors associated with milking order in lactating dairy cows. **Applied Animal Behaviour Science**, Amsterdam, v. 136, p. 15– 19, 2012.
- BOETTCHER, P. J. *et al.* Genetic evaluation of Holstein bulls for somatic cell in milk of daughters. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 75, p. 1127, 1992.
- BOLIGON, A. A. *et al.* Herdabilidade e Tendência Genética para as Produções de Leite e de Gordura em Rebanhos da Raça Holandesa no Estado do Rio Grande do Sul. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v. 34, p. 1512-1518, 2005.
- BRANDÃO, F. Z. *et al.* Influência da presença do bezerro no momento da ordenha sobre o desempenho produtivo e incidência de mastite subclínica em vacas mestiças holandês-zebu e desempenho ponderal dos bezerros. **Revista Ceres**, Viçosa, v. 55, p. 525-531, 2008.
- BRITO, J. R. F.; SALES, R. O. Saúde do úbere: uma revisão. **Revista Brasileira de Higiene e Sanidade Animal**, Fortaleza, v. 1, p. 67-90, 2007.
- BUENO, V. F. F. *et al.* Contagem celular somática: relação com a composição centesimal do leite e período do ano no Estado de Goiás. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 35, p. 848–854, 2005.
- BUZZO, A. M. R. **Parâmetros genéticos para produção de leite e características lineares de tipo em vacas leiteiras de alta produção e da população de vacas do estado do Paraná**. 2016. 56 f. Dissertação (Mestrado em Zootecnia) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2016.

CALDAS, R. P.; MADALENA, F. E. **Ordenha com e sem bezerro**. Disponível em: http://www.iprociencia.org.br/site_arquivos/915.pdf. Acesso em: 31 ago. 2016.

CANADA DAIRY NETWORK. **Somatic Cell Score: Relating Bull Proofs to Daughter Performance**. Canada, 2001. Disponível em: <https://www.cdn.ca/articles.php>. Acesso em: 02 set. 2016.

CANDA, R. A. **Seleção para características de leite e corte em animais da raça Guzerá nos rebanhos de duplo propósito**. 2014. 100 f. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2014.

CARAVIELLO, D. Z. et al. Assessment of the impact of somatic cell count on functional longevity in Holstein and Jersey cattle using survival analysis methodology. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v.88, p.804-11, 2005.

CARLÉN, E.; STRANDBERG, E.; ROTH, A. Genetic parameters for clinical mastitis, somatic cell score, and production in the first three lactations of Swedish Holstein cows. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 87, p. 3062–3070, 2004.

CINAR, M.; SERBESTER, U.; GORGULU, M. Effect of Somatic Cell Count on Milk Yield and Composition of First and Second Lactation Dairy Cows, **Italian Journal of Animal Science**, Abingdon, v. 14. 2015.

COBUCCI, J. A. *et al.* Curva de Lactação na Raça Guzerá. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, p.1332-1339, 2000.

COLDEBELLA, A. *et al.* Contagem de células somáticas e produção de leite em vacas holandesas de alta produção. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 38, p. 1451-1457, 2003.

COSTA, C. N. **Avaliações genéticas para a produção de leite e de seus componentes qualitativos: o Brasil e o Interbull. Perspectivas?** Piracicaba – São Paulo, 2006. Disponível em: <http://www.milkpoint.com.br/radar-tecnico/melhoramento-genetico/avaliacoes-geneticas-para-a-producao-de-leite-e-de-seus-componentes-qualitativos-o-brasil-e-o-interbull-perspectivas-31799n.aspx>. Acesso em: 05 set. 2016.

CUNHA, R. P. L. *et al.* Mastite subclínica e relação da contagem de células somáticas com número de lactações, produção e composição química do leite em vacas da raça Holandesa. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, Belo Horizonte, v.60, n.1, p.19-24, 2008.

DADPASAND, M.; ZAMIRI, M. J.; ATASHI, H. Genetic correlation of average somatic cell score at different stages of lactation with milk yield and composition in Holstein cows. **Iranian Journal of Veterinary Research**, Shiraz, v. 14, p. 190-196, 2013.

DAHL, G. E. *et al.* Hot Topic: Effects of Frequent Milking in Early Lactation on Milk Yield and Udder Health. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v.87, p. 882–885, 2004.

DE HAAS, Y. *et al.* Alternative Somatic Cell Count Traits as Mastitis Indicators for Genetic Selection. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 91, p. 2501–2511. 2008.

- DEGROOT, B. J.; KEOWN, J. F.; VAN VLECK, L. D.; MAROTZ, E. L. Genetic Parameters and Responses of Linear Type, Yield Traits, and Somatic Cell Scores to Divergent Selection for Predicted Transmitting Ability for Type in Holsteins. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 85, p.1578–1585, 2002.
- DEITOS, A. N.; MAGGIONI, D.; ROMERO, E. A. Produção e qualidade de leite de vacas de diferentes grupos genéticos. **Campo Digital**, Campo Mourão. v. 5, p. 26-33, 2010.
- EMANUELSON, U.; DANELL, B.; PHILIPSSON, J. Genetic Parameters for Clinical Mastitis, Somatic Cell Counts, and Milk Production Estimated by Multiple-Trait Restricted Maximum Likelihood. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 71, p. 467-476, 1988.
- EMANUELSON, U.; PHILIPSSON, J. Studies on somatic cell count in milk from Swedish dairy cows, II, Estimates of genetic parameters of monthly test-day results, **Acta Agrícola Scandinavia**, v. 34, p. 45-52, 1984.
- FERREIRA, G. B.; FERNANDES, H. D. Parâmetros genéticos para características produtivas em bovinos da raça holandesa no Estado de Goiás. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v. 29, p. 421-426, 2000.
- FERREIRA, M. A. *et al.* Sistemas de aleitamento de bezerros. 1. Desempenho das vacas. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 25, p. 729-740, 1996.
- FERREIRA, W. J. *et al.* Avaliação genética de bovinos da raça Holandesa usando a produção de leite no dia do controle. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v. 32, n. 2, p. 295-303, 2003.
- FREITAS, A. F. *et al.* Parâmetros genéticos para as produções de leite e gordura nas três primeiras lactações de vacas da raça Holandesa. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v.30, n.3, p.709-713, 2001.
- GADINI, C. H.; KEOWN, J. F.; VLECK, L. D. V. Estimates of genetic parameters for first lactation test-day yields, **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 79, p. 142-158, 1996.
- GADINI, C. H.; KEOWN, J. F.; VAN, VLECK, L.D. Parâmetros genéticos das produções de leite, gordura e proteína, e do escore de células somáticas em 305 dias de produção. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 34., 1997, Juiz de Fora. **Anais...** Juiz de Fora: Sociedade Brasileira de Zootecnia, 1997. v. 3, p.47-49.
- HAAS, Y. *et al.* Alternative Somatic Cell Count Traits as Mastitis Indicators for Genetic Selection. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 91, p.2501–2511, 2008.
- HAILE-MARIAM, M.; GODDARD, M. E.; BOWMAN, P. J. Estimates of Genetic Parameters for Daily Somatic Cell Count of Australian Dairy Cattle. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 84, p. 1255–1264, 2001.
- HARMON, R. J. Symposium: Mastitis and Genetic Evaluation for somatic cell count. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 77, p. 2103-2112, 1994.
- HARMON, R. J. Physiology of mastitis and factors affecting somatic cell counts. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 77, p. 2103-2113, 1994.

- HENRICHES, S. C.; MACEDO, R. E. F.; KARAM, L. B. Influência de indicadores de qualidade sobre a composição química do leite e influência das estações do ano sobre esses parâmetros. **Revista Acadêmica: Ciências Agrárias e Ambientais**, São José dos Pinhais, v. 12, p. 199-208, 2014.
- HERINGSTAD, B. *et al.* Genetic change for clinical mastitis in Norwegian cattle: A threshold model analysis. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 86, p. 369–375, 2003.
- HERINGSTAD, B.; KLEMETSDAL, G.; RUANE, J. Selection for mastitis resistance in dairy cattle review with focus on the situation in the Nordic countries. **Livestock Production Science**, Amsterdam, v. 64, p. 95-106, 2000.
- HINRICHES, D. *et al.* Genetic Analyses of Mastitis Data Using Animal Threshold Models and Genetic Correlation with Production Traits. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 88, p. 2260–2268. 2005.
- IRANO, N. **Associação genética entre produção de leite, habilidade de permanência e ocorrência de mastite em vacas da raça holandesa em condições tropicais**. 2011. 39 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Veterinárias). Universidade Estadual Paulista, Jaboticabal, 2011.
- JENSEN, J. Genetic evaluation of dairy cattle using test day models. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 84, p. 2803-2812, 2001.
- KELLY, A. L. *et al.* Effect of decreased milking frequency of cows in late lactation on milk somatic cell count, polymorphonuclear leucocyte numbers, composition and proteolytic activity. **Journal of Dairy Research**, Londres, v. 65, p. 365–373, 1998.
- KHERLI, M. E.; SHUSTER, D. E. Factors affecting milk somatic cells and their role in health of bovine mammary gland. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 77, p. 619-627, 1994.
- KOIVULA, M. *et al.* Genetic and Phenotypic Relationships Among Milk Yield and Somatic Cell Count Before and After Clinical Mastitis. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 88, p. 827–833, 2005.
- MACHADO, P. F.; PEREIRA, A. R.; SARRÍES, G. A. Composição do leite de tanques de rebanhos brasileiros distribuídos segundo sua contagem de células somáticas. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v. 29, p. 1883-1886, 2000.
- MACHADO, P. F.; PEREIRA, A.R.; SILVA, L. F. P. Células somáticas no leite em rebanhos brasileiros. **Scientia Agrícola**, Piracicaba, v. 57, p. 359-361, 2000.
- MACHADO, S. G.; FREITAS, M. A. R.; GADINI, C. H. Genetic parameters of test-day milk yields of Holstein cows. **Genetics and Molecular Biology**, Ribeirão Preto, v. 22, n. 3, p. 383-386, 1999.
- MADSEN, P. *et al.* Genetic Analysis of Somatic Cell Score in Danish Holsteins Using a Liability-Normal Mixture Model. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 91, p. 4355–4364. 2008.

- MAGALHÃES, H. R. *et al.* Influência de fatores de ambiente sobre a contagem de células somáticas e sua relação com perdas na produção de leite de vacas da raça Holandesa. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v. 35, p. 415-421, 2006.
- MEYER, K.; GRASER, H. U.; HAMMOND, K. Estimates of genetic parameters for first lactation test day production of Australian Black and White cows. **Livestock Production Science**, Amsterdam, v. 21, p. 177-199, 1989.
- MIGLIOR, F.; MUIR, B. L.; VAN, DOORMAAL, B. J. Selection indices in Holstein cattle of various countries. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 88, p. 1255-1263, 2005.
- MISZTAL, I. *et al.* BLUPF90 and related programs (BGF90). In the 7th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod. 2002. Disponível em: <http://nce.ads.uga.edu/wiki/doku.php>. Acesso em: 19 out. 2017.
- MOSTERT, B. E. *et al.* Breeding value estimation for somatic cell score in South African dairy cattle. **South African Journal of Animal Science**, Pretória, v. 34, p. 32-34. 2004.
- MRODE, R. A.; SWANSON, G. J. T. Estimation of genetic parameters for somatic cell count in the first three lactations using random regression. **Livestock Production Science**, Amsterdam, v. 79, p. 239-247, 2003.
- MRODE, R. *et al.* Joint estimation of genetic parameters for test-day somatic cell count and mastitis in the United Kingdom. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v.95, p.4618–4628, 2012.
- MRODE, R. A.; SWANSON, G. J. T. Genetic and statistical properties of somatic cell count and its suitability as an indirect means of reducing the incidence of mastitis in dairy cattle. **Animal Breeding Abstracts**, v. 64, p. 847–857, 1996.
- MÜLLER, E.E. Qualidade do leite, células somáticas e prevenção da mastite. In: II SUL LEITE – SIMPÓSIO SOBRE SUSTENTABILIDADE DA PECUÁRIA LEITEIRA NA REGIÃO SUL DO BRASIL, 2002, Toledo-PR. **Anais...** Maringá: UEM/CCA/DZO-Nupel: p. 206-220. 2002.
- NASH, D. L. *et al.* Heritability of intramammary infections at first parturition and relationships with sire transmitting abilities for somatic cell score, udder type traits, productive life, and protein yield. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 86, p. 2684-95, 2003.
- NASH, D. L. *et al.* Heritability of intramammary infections at first parturition and relationships with sire transmitting abilities for somatic cell score, udder type traits, productive life, and protein yield. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 86, p. 2684-95, 2003.
- NASH, D. L. *et al.* Relationships among severity and duration of clinical mastitis and sire transmitting abilities for somatic cell score, udder type traits, productive life, and protein yield. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 85, p. 1273–1284, 2002.
- NEGUSSIE, E.; STRANDÉN, I.; MÄNTYSAARI, E.A. Genetic Association of Clinical Mastitis with Test-Day Somatic Cell Score and Milk Yield During First Lactation of Finnish Ayrshire Cows. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 91, p.1189–1197, 2008.

NORO, G. *et al.* Fatores ambientais que afetam a produção e a composição do leite em rebanhos assistidos por cooperativas no Rio Grande do Sul. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v. 35, p. 1129-1135, 2006.

ØDEGÅRD, J. *et al.* Genetic analysis of somatic cell score in Norwegian cattle using random regression test-day models. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 86, p. 4103-4114, 2003.

OLIVEIRA, E. J. *et al.* Associação genética entre ocorrência de mastite clínica e produção de leite em vacas Holandesas. **Ciência Rural**, v. 45, p. 2187-2192, 2015.

OLIVEIRA, M. M. N. F. Prevenção e controle da mastite em novilhas leiteiras. In: PEREIRA, E.S. *et al.* (editores). **Novilhas Leiteiras**. Fortaleza: Graphiti Gráfica e Editora Ltda. p. 575-592. 2010.

OSTRENSKY, A. **Efeitos de ambiente sobre a contagem de células somáticas no leite de vacas da raça Holandesa no Paraná**. 1999. 130 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Veterinárias). Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1999.

OVIEDO-BOYSO, J. *et al.* Innate 76asti response of bovine mammary gland to pathogenic 76astitis responsible for 76astitis. **Journal of Infection**, Londres, v. 54, p. 399-409, 2007.

PASCHOAL, J. J.; ZANETTI, M. A.; CUNHA, J. A. Suplementação de Selênio e Vitamina E sobre a Contagem de Células Somáticas no Leite de Vacas da Raça Holandesa. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v. 32, p. 2032-2039, 2003.

PAULA, M. C. *et al.* Estimativas de parâmetros genéticos para produção e composição do leite de vacas da raça Holandesa no estado do Paraná. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v. 37, p. 824-828, 2008.

PEREIRA, A. R. *et al.* Efeito do nível de células somáticas sobre os constituintes do leite I – gordura e proteína. **Brazilian Journal of Veterinary Research and Animal Science**, São Paulo, v. 36, 1999.

PEREIRA, M. C. *et al.* Parâmetros genéticos da Contagem de Células Somáticas no dia do controle em vacas Gir Leiteiro. In: 47ª Reunião Anual da Sociedade Brasileira de Zootecnia. 2010.

PETROVSKI, K. R.; TRAJCEV, M.; BUNESKI, G. A review of the factors affecting the coasts of bovine mastitis. **Journal of the South African Veterinary Association**, Cidade do Cabo, v. 77, n. 2, p. 52-60, 2006.

PHILIPSSON, J.; RAL, G.; BERGLUND, B. Somatic cell count as a selection criterion for mastitis resistance in dairy cattle. **Livestock Production Science**, Amsterdam, v. 41, p. 195-200, 1995.

PRATA, M. A. *et al.* Genetic parameters for milk production traits and breeding goals for Gir dairy cattle in Brazil. **Genetics and Molecular Research**, Ribeirão Preto, v. 14, p. 12585-12594, 2015.

PRATA, M. A. *et al.* Efeito da contagem de células somáticas sobre o desempenho produtivo de vacas Gir Leiteiro. In: 47ª Reunião Anual da Sociedade Brasileira de Zootecnia. 2009.

PTAK, E. *et al.* Genetic parameters of daily somatic cell score and some conformation traits in polish holstein cattle. **Annals of Animal Science**, Cracóvia, v. 9, p. 355–361, 2009.

PTAK, E. *et al.* Heritabilities and genetic correlations of lactational and daily somatic cell score with conformation traits in Polish Holstein cattle. **In: 60th Annual Meeting of the European Association for Animal Production** Barcelona, Spain. 2009.

REIS; A.M. *et al.* Efeito do grupo racial e do número de lactações sobre a produtividade e a composição do leite bovino. **Semina: Ciências Agrárias**, Londrina, v. 33, p. 3421-3436, 2012.

RENEAU, J. K. Effective use of dairy herd improvement somatic cell counts in mastitis control. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 69, p. 1708-1720, 1986.

RIBEIRO, A. B. *et al.* Produção e composição do leite de vacas Gir e Guzerá nas diferentes ordens de parto. **Revista Caatinga**, Mossoró, v. 22, p. 46-51, 2009.

RIBEIRO, M. E. R.; ZANELLA, M. B.; MARTINS, P. R. G. Mastite. **In: PEGORARO, L.M.C. (editor). Noções Sobre Produção de Leite.** Pelotas: Embrapa Clima Temperado. p. 119-132. 2009.

RIGGIO, V.; PORTOLANO, B. Genetic Selection for reduced somatic cell counts in sheep milk: A Review. **Small Ruminant Research**, v. 126, p. 33-42, 2015.

RODRIGUEZ-ZAZ, S. L.; GIANOLA, D.; SHOOK, G. E. Evaluation of models for somatic cell score lactation patterns in Holsteins. **Livestock Production Science**, Amsterdam, v. 67, p. 19-30, 2000.

ROMA JÚNIOR, L.C. *et al.* Sazonalidade do teor de proteína e outros componentes do leite e sua relação com programa de pagamento por qualidade. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, Belo Horizonte, v. 61, p. 1411-1418, 2009.

RUAS, J. R. M. *et al.* Influência da frequência de ordenhas diárias sobre a eficiência produtiva de vacas mestiças Holandês-Zebu e o desempenho dos seus bezerros. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v. 35, p. 428-434, 2006.

RUPP, R.; BOICHARD, D. Genetic parameters for clinical mastitis, somatic cell score, production udder type traits, and milking ease in first-lactation Holsteins. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 82, p. 2198– 2204, 1999.

RUPP, R.; BOICHARD, D. Genetics of resistance to mastitis in dairy cattle. **Veterinary research**, Londres, v. 34, p. 671–688, 2003.

RUPP, R.; FOUCRAS, G. Genetics of Mastitis in Dairy Ruminants. **In: BISHOP *et al.* (publishers). Breeding for Disease Resistance in Farm Animals.** 3rd ed. Oxfordshire: CAB international. 2010. p. 183-212.

RUPP, R.; FOUCRAS, G. Genetics of Mastitis in Dairy Ruminants. **In: BISHOP., C.A.B International.; *et al.* Breeding for Disease Resistance in Farm Animals.** 3ed. United Kingdom: Oxfordshire, 2010. p. 183-212.

- SAMORÉ, A. B. *et al.* Genetic Correlation Patterns Between Somatic Cell Score and Protein Yield in the Italian Holstein-Friesian Population. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 91, p. 4013–4021, 2008.
- SANTOS, D. J. A. *et al.* Genetic parameters for test-day milk yield, 305-day milk yield, and lactation length in Guzerat cows. **Livestock Science**, Amsterdam, v. 152, p.114–119. 2013.
- SANTOS, G. G. Interbull: **Avaliação Genética Internacional**. Embrapa Gado de Leite: Juiz de Fora, 2010. Disponível em: <http://www.repileite.com.br/forum/topics/interbull-avaliacao-genetica>. Acesso em: 14 jan. 2018.
- SANTOS, M. V.; FONSECA, L. F. L. **Estratégias para controle de mastite e melhoria da qualidade do leite**. Barueri, SP: Manole. Pirassununga, SP. 2007.
- SANTOS, M. C. **Curso sobre manejo de ordenha e qualidade do leite**. Vila Velha: UVV, 2001. 57p.
- SCHAEFFER, L. R.; DEKKERS, J. C. M. **Random regressions in animal models for test day production in dairy cattle**. Proc. of the 5th WCGALP Guelph, Canada, v. 18, p. 443-446. 1994.
- SENDER, G. *et al.* Genetic basis of mastitis resistance in dairy cattle – a review. **Annals of Animal Science**, Cracov, v.13, p. 663- 673, 2013.
- SEWALEM, A. *et al.* Analysis of the relationship between type traits and functional survival in Canadian Holsteins using a Weibull proportional hazards model. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 87, n. 11, p. 3938-3946. 2004.
- SHIELDS, S. L. *et al.* Effects of increased milking frequency for the first 21 days post partum on selected measures of mammary gland health, milk yield and milk composition. **Journal of Dairy Research**, Champaign, v.78, p. 301–307, 2011.
- SILVA, M. A. P. *et al.* Variação da qualidade do leite cru refrigerado em função do período do ano e do tipo de ordenha. **Revista do Instituto Adolfo Lutz**, São Paulo, v. 69, p.112-118, 2010.
- SIMÕES, T. V. M. D.; OLIVEIRA, A. A. **Mastite Bovina, considerações e impactos econômicos**. Aracaju: Embrapa Tabuleiros Costeiros, 2012.
- SMITH, K. L.; TODHUNTER, D. A.; SCHOENBERGER, P. S. Environmental mastitis: cause, prevalence, prevention. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v.68, p.1531-1553, 1985.
- SORDILLO, L. M.; CONTRERAS, G. A.; AITKEN, S. L. Metabolic factors affecting the inflammatory response of periparturient dairy cows. **Animal Health Research Review**, Cambridge, v. 10 p. 53–63, 2009.
- SOUZA, V. G. *et al.* **Efeito da contagem de células somáticas sobre o desempenho produtivo de vacas gir leiteiro e cruzadas**. 2010. Disponível em: <http://www.iac.sp.gov.br/areadoinstituto/pibic/anais/2010/artigos/re10308.pdf>. Acesso em: 01 set. 2016.

- SPIEGELHALTER, D. J. *et al.* Bayesian measures of model complexity and fit. **Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)**, Londres, v. 64, p. 583-616, 2002.
- STEFANI, G. **Associação entre longevidade e características de tipo, produção de leite e saúde do úbere de vacas da raça Holandesa**. 2016. 46 f. Dissertação (Mestrado em Genética e Melhoramento Animal). Universidade Estadual Paulista, Jaboticabal, 2016.
- TEIXEIRA, N. M.; FREITAS, A. F.; BARRA, R. B. Influência de fatores de meio ambiente na variação mensal da Composição e Contagem de Células Somáticas do Leite em Rebanhos no Estado de MG. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, Belo Horizonte, v. 55, p.491-499, 2003.
- THALER NETO, T.; RODRIGUES, R. S.; CÓRDOVA, H. D. A. Desempenho produtivo de vacas mestiças Holandês x Jersey em comparação ao Holandês. **Revista de Ciências Agroveterinárias**, Lages, v. 12, n. 1, p. 7–12, 2013.
- TONHATI, H. *et al.* Parâmetros Genéticos para a Produção de Leite, Gordura e Proteína em Bubalinos. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v. 29, p.2051-2056, 2000.
- URIOSTE, J. I. *et al.* Genetic relationships among mastitis and alternative somatic cell count traits in the first 3 lactations of Swedish Holsteins. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 95, p. 3428–3434, 2012.
- VANCE, E. R. *et al.* Comparison of the performance of HolsteinFriesian and Jersey×Holstein-Friesian crossbred dairy cows within three contrasting grassland-based systems of milk production. **Livestock Science**, Amsterdam, v. 151, p. 66–79, 2013.
- VARGAS, D. P. *et al.* Correlações entre contagem de células somáticas e parâmetros físico-químicos e microbiológicos de qualidade do leite. **Ciências Animais Brasileira**, Goiânia, v. 15, n. 4, p. 473-483, 2014.
- VERCESI FILHO, A. *et al.* Parâmetros genéticos entre características de leite, de peso e a idade ao primeiro parto em gado mestiço leiteiro (*Bos taurus x Bos indicus*). **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, Belo Horizonte, v. 59, p. 983-990. 2007.
- VERCESI FILHO, A. E. *et al.* Pesos econômicos para seleção de gado de leite. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v. 29, p. 145-152, 2000.
- VOLTOLINI, T. V. *et al.* Influência dos estádios de lactação sobre a contagem de células somáticas do leite de vacas da raça holandesa e identificação de patógenos causadores de mastite no rebanho. **Acta Scientiarum**, Maringá, v. 23, p. 961-966, 2001.
- WEBER, T. *et al.* Coeficientes de herdabilidade e correlações genéticas para as produções de leite e de gordura, em diferentes níveis de produção, para a raça Holandesa no Estado do Rio Grande do Sul. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v. 34, n. 2, p. 514-519, 2005.
- WENCESLAU A. A. *et al.* Estimação de Parâmetros Genéticos de Medidas de Conformação, Produção de Leite e Idade ao Primeiro Parto em Vacas da Raça Gir Leiteiro. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v. 29, p. 153-158, 2000.

YAMAZAKI, T. *et al.* Genetic correlations between milk production traits and somatic cell scores on test day within and across first and second lactations in Holstein cows. **Livestock Science**, Amsterdam, v. 152, p. 120–126, 2013.

ZAMPAR, A. **Modelos de regressão aleatória para características de qualidade de leite bovino**. 2012. 51p. Tese (Doutorado em Ciência Animal e Pastagens). Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo. Piracicaba, 2012.