**Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

**Indicadores epidemiológicos de mastite subclínica, previsão da
contagem de células somáticas do tanque e seu impacto
relacionado ao pagamento por qualidade do leite em rebanhos
leiteiros brasileiros**

Marcos Busanello

Dissertação apresentada para obtenção do título de
Mestre em Ciências. Área de concentração: Ciência
Animal e Pastagens

**Piracicaba
2017**

Marcos Busanello
Zootecnista

Indicadores epidemiológicos de mastite subclínica, previsão da contagem de células somáticas do tanque e seu impacto relacionado ao pagamento por qualidade do leite em rebanhos leiteiros brasileiros
versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011

Orientador:
Prof. Dr. **PAULO FERNANDO MACHADO**

Dissertação apresentada para obtenção do título de
Mestre em Ciências. Área de concentração: Ciência
Animal e Pastagens

Piracicaba
2017

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA – DIBD/ESALQ/USP

Busanello, Marcos

Indicadores epidemiológicos de mastite subclínica, previsão da contagem de células somáticas do tanque e seu impacto relacionado ao pagamento por qualidade do leite em rebanhos leiteiros brasileiros / Marcos Busanello. - - versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011. - - Piracicaba, 2017.

66 p.

Dissertação (Mestrado) - - USP / Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz".

1. Mastite subclínica 2. Contagem de células somáticas 3. Indicadores epidemiológicos 4. Programas de pagamento por qualidade do leite
I. Título

AGRADECIMENTOS

À minha família, especialmente aos meus pais pelo incentivo em sempre estudar. Tenho certeza que cheguei onde estou pelo fato de sempre me apoiaram nas escolhas que fiz.

Ao meu orientador Paulo Fernando Machado, pela orientação, ensinamentos e experiência compartilhada. Com certeza aprendi muito.

Aos professores José Carlos de Figueiredo Pantoja e Carlos Tadeu dos Santos Dias, pela ajuda no planejamento e desenvolvimento das pesquisas aqui contidas.

Ao Rodolfo Santos Rossi e Hiron Pereira Farias pela amizade e parceria na execução das análises e contribuição nas pesquisas.

Ao professor João Pedro Velho, meu orientador na graduação, que sempre me estimulou a seguir na área de pesquisa e que me aconselhou sempre que necessário.

Aos colegas de laboratório João, Max, Janielen, Helen, Larissa, Tatiane e Oscar pela experiência de trabalho em equipe, amizade e companheirismo.

À Clínica do Leite – ESALQ/USP pelo seu suporte para realização da pesquisa.

À Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”/Universidade de São Paulo (ESALQ/USP) pela infraestrutura e profissionais que auxiliaram para o conhecimento obtido.

À Capes e ao CNPq pela concessão da bolsa de estudos.

SUMÁRIO

RESUMO.....	6
ABSTRACT.....	7
1 INTRODUÇÃO.....	9
Referências.....	12
2 ESTIMAÇÃO DA PREVALÊNCIA E INCIDÊNCIA DE MASTITE SUBCLÍNICA EM UMA GRANDE POPULAÇÃO DE REBANHOS LEITEIROS BRASILEIROS..	17
Resumo.....	17
Abstract.....	17
2.1 Introdução.....	18
2.2 Material e Métodos.....	20
2.2.1 Delineamento, seleção de rebanhos e preparação do banco de dados.....	20
2.2.2 Definição de indicadores epidemiológicos.....	21
2.2.3 Análise estatística.....	22
2.3 Resultados.....	24
2.3.1 Prevalência e incidência de mastite subclínica.....	25
2.4 Discussão.....	29
2.4.1 Limitações.....	31
2.5 Conclusão.....	31
Referências.....	31
3 PREVISÃO DA CONTAGEM DE CÉLULAS SOMÁTICAS DO TANQUE E SEU IMPACTO SOBRE O PAGAMENTO POR QUALIDADE DO LEITE EM PROPRIEDADES LEITEIRAS BRASILEIRAS.....	35
Resumo.....	35
Abstract.....	35
3.1 Introdução.....	36
3.2 Material e Métodos.....	39
3.2.1 Base de dados.....	39
3.2.2 Pagamento por qualidade do leite.....	39
3.2.3 Probabilidade de mudança de classe do pagamento por qualidade.....	40
3.2.4 Previsão da contagem de células somáticas do tanque por modelo de séries temporais.....	41

3.2.5 Simulação de perda financeira relacionada ao pagamento por qualidade do leite.....	43
3.2.6 Análise estatística.....	44
3.3 Resultados.....	45
3.3.1 Contagem de células somáticas do tanque ao longo dos anos.....	45
3.3.2 Probabilidade de mudança de classe de parâmetro por qualidade.....	47
3.3.3 Previsão e perda financeira relacionada ao pagamento por qualidade.....	50
3.4 Discussão.....	55
3.4.1 Aplicabilidade: Exemplo em uma propriedade leiteira.....	58
3.4.2 Limitações.....	59
3.5 Conclusão.....	60
Referências.....	61
4 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	65

RESUMO

Indicadores epidemiológicos de mastite subclínica, previsão da contagem de células somáticas do tanque e seu impacto relacionado ao pagamento por qualidade do leite em rebanhos leiteiros brasileiros

A mastite subclínica (MS) é a doença mais prevalente em rebanhos leiteiros e pode ser identificada pela contagem de células somáticas (CCS) individual das vacas. A partir disso, indicadores podem ser calculados como, por exemplo, prevalência e incidência. A prevalência diz respeito à proporção do rebanho infectada em determinado momento, enquanto que a incidência estima a taxa de novas infecções intramamárias ao longo do tempo. Altos valores de prevalência e incidência acabam resultando em elevada CCS do tanque de resfriamento (CCST), que por consequência leva a penalizações oriundas dos programas de pagamento por qualidade do leite (PPQL). Desta forma, estimar os valores atuais de prevalência e incidência de MS relacionados com valores futuros de CCST e as perdas financeiras oriundas dos PPQLs se torna importante para estimular a melhoria da qualidade do leite produzido no Brasil. Portanto, o objetivo deste trabalho é estimar os indicadores epidemiológicos de MS em rebanhos leiteiros brasileiros, além prever a CCST relacionando-a as perdas financeiras devidas ao PPQL. Para isso, foram utilizados dois bancos de dados, sendo o primeiro com dados de CCS individual de vacas para estimação da prevalência e incidência de MS, e o segundo com dados de CCST para a previsão e cálculo de perdas financeiras devido ao PPQL. Como análise estatística, foi utilizado o modelo linear generalizado misto para comparar a prevalência e incidência de MS entre anos, regiões, tamanho de rebanhos e categorias de número de testes enviados durante o período de estudo, além de modelos de séries temporais para previsão da CCST e regressão linear múltipla para prever a probabilidade de mudança de classe de pagamento por qualidade do leite do PPQL. Os resultados encontrados indicam que, ambos, prevalência e incidência de MS permaneceram elevados e com leve tendência de aumento ao longo dos anos estudados, sendo que não houve diferenças entre regiões e tamanho de rebanhos. Por outro lado, rebanhos que realizaram mais testes ao longo do período estudado apresentaram menor prevalência, mostrando a importância da análise rotineira de CCS individual. Para CCST, os valores tem se mantido altos nos recentes anos e sem tendência de melhora. A probabilidade de mudança de classe foi fortemente afetada pela média e desvio padrão de CCST para as classes 1 e 2 (1.000 a 200.000 e 201.000 a 400.000 céls/mL, respectivamente). Os modelos de séries temporais indicaram que em algum ponto do ano, as fazendas não podiam permanecer na sua classe atual do PPQL e acumulavam perdas financeiras. Por fim, este estudo permite concluir que prevalência e incidência de MS estão elevadas e não melhoram ao longo dos anos, sendo que isto acaba elevando os valores de CCST. Além disso, existem perdas financeiras em todas as classes do PPQL, mostrando que os produtores não tem sido eficientes em captar a bonificação máxima dos PPQLs. Por isso, o desenvolvimento de programas de qualidade do leite deve ser uma prioridade em busca da melhoria da qualidade do leite de rebanhos brasileiros.

Palavras-chave: Mastite subclínica; Contagem de células somáticas; Indicadores epidemiológicos; Programas de pagamento por qualidade do leite

ABSTRACT

Epidemiological indicators of subclinical mastitis, somatic cell count prediction and its impact related to the payment for milk quality in Brazilian dairy herds

Subclinical mastitis (SM) is the most prevalent disease in dairy herds and can be identified by individual somatic cell counts (SCC) of cows. From this, indicators can be calculated as, for example, prevalence and incidence. Prevalence refers to the number of infected cows in a herd at a given time, while the incidence estimates the rate of new intramammary infections over time. High prevalence and incidence values result in high bulk tank SCC (BTSCC), which consequently leads to penalties from payment programs based on milk quality (PPBMQ). In this way, estimating current values of prevalence and incidence of SM related to future values of BTSCC and financial losses from PPBMQs becomes important to stimulate the improvement of the quality of milk produced in Brazil. Therefore, the objective of this study is to estimate the epidemiological indicators of SM in Brazilian dairy herds, besides to predicting the BTSCC and relating it to the financial losses due to the PPBMQ. For this, two databases were used, the first one with individual SCC data from cows to estimate the prevalence and incidence of SM, and the second with BTSCC data for prediction and calculation of financial losses due to PPBMQ. For statistical analysis, the mixed generalized linear model was used to compare the prevalence and incidence of SM between years, regions, herd size and number of test-day categories sent during the studied period, as well as time series models for prediction of BTSCC and multiple linear regressions to predict the probability of changing the current payment class for milk quality. The results indicate that both prevalence and incidence of SM remained high and with a slight tendency to increase over the years studied, and there were no differences between regions and herd sizes. On the other hand, herds that performed more test-day during the studied period presented a lower prevalence, showing the importance of the routine analysis of individual SCC. For BTSCC, values have remained high in recent years and no trend for improvement. The probability of class change was strongly affected by the mean and standard deviation of BTSCC for classes 1 and 2 (1,000 to 200,000 and 201,000 to 400,000 cells/mL, respectively). Time series models indicated that at some point of the year, farms could not remain in their current class and accumulated financial losses due to PPBMQ. Finally, this study allows to conclude that the prevalence and incidence of SM are high and do not improve over the years, and this ends up increasing the BTSCC values. In addition, there are financial losses in all classes of PPBMQ, showing that producers have not been efficient in capturing the maximum PPBMQs bonus. Therefore, the development of milk quality programs should be a priority in order to improve the quality of milk from Brazilian herds.

Keywords: Subclinical mastitis; Somatic cell count; Epidemiological Indicators; Payment programs based on milk quality

1 INTRODUÇÃO

O leite é um dos principais produtos agropecuários consumidos no mundo e a sua produção cresce cada vez mais. Nas últimas décadas a produção mundial de leite aumentou mais de 50%, passando de 500 milhões de toneladas em 1983 para 769 milhões de toneladas em 2013 (FAO, 2015). No Brasil, a bovinocultura de leite é uma atividade de grande impacto econômico e social, colocando o país entre os principais produtores mundiais de leite, sendo que em 2013, a produção leiteira foi de 35 bilhões de litros, o que aumentou em 35% a produção obtida em 2007 de 26 bilhões de litros (IBGE, 2013), indicando o crescimento da atividade em âmbito nacional.

Melhorias de manejo, sanidade, nutrição e genética do rebanho brasileiro proporcionaram tal aumento nos índices produtivos ao longo dos anos (Müller, 2002). Entretanto, diversos fatores afetam a produtividade e a qualidade do leite. Dentre os fatores, podem-se citar a nutrição, sistema de produção, gestão das propriedades, genética e doenças, sendo que este último tem grande impacto na qualidade do leite. Podem-se relacionar doenças prejudicando o sistema produtivo de forma variada, mas a que tem forte impacto na produção leiteira afetando praticamente qualquer rebanho leiteiro é a mastite.

A mastite é uma inflamação da glândula mamária que pode vir seguida de uma infecção (JAIN, 1979), prejudicando a produção e a qualidade do leite, causada geralmente por bactérias e em alguns casos fungos e algas. Além disso, é uma doença multifatorial com fatores de risco relacionados ao animal, ao meio ambiente, aos procedimentos de manejo e ao fator humano (HARMON, 1994; SOUZA et al., 2005; JANSEN et al., 2010).

Existem duas formas de apresentação da doença, a mastite clínica (MC) e a mastite subclínica (MS). A MC apresenta mudanças visíveis no leite e nos animais, sendo de fácil detecção (SADEGHI-SEFIDMAZGI et al., 2011). Por outro lado, a MS não apresenta mudanças visíveis no leite, mas altera a composição e qualidade, sendo por essa razão de mais difícil detecção e causando consideráveis perdas financeiras e produtivas (PETROVSKIA, TRAJCEVB e BUNESKIB, 2006; VALEEVA, LAM e HOGVEEN, 2007). Contudo, é possível diagnosticar a MS por meio da contagem de células somáticas (CCS) do leite, a qual é uma medida utilizada mundialmente como indicador de infecções intramamárias. Os principais métodos

para diagnóstico e estimação da CCS são por meio de citometria de fluxo (equipamentos eletrônicos), California Mastitis Test (CMT, WHITESIDE, 1939; SCHALM e NOORLANDER, 1957), Wisconsin Mastitis Test (WMT, POSTLE, 1964) e por medida da condutividade elétrica (NIELEN et al., 1992).

A partir do diagnóstico do nível de CCS das vacas, podemos classificá-las como saudáveis ou doentes. De acordo com a literatura o limite de 200.000 céls/mL de leite é considerado o ideal para identificar uma vaca infectada com MS, pois leva em consideração a boa sensibilidade e especificidade do teste para esse limite (DOHOO e LESLIE, 1991). A partir da obtenção desta informação pode-se calcular indicadores epidemiológicos da MS em nível de vaca ou quarto mamário. Dois dos principais indicadores são a prevalência e incidência. A prevalência diz respeito à proporção de vacas do rebanho que estavam infectadas em um determinado momento e a incidência estima a taxa de novas infecções intramamárias ao longo do tempo. Ambos os indicadores são importantíssimos para controle e gestão da MS em busca da melhoria da qualidade do leite e sanidade nos rebanhos.

No Brasil, vários trabalhos descrevem a prevalência de MS para regiões específicas do país, sendo que este indicador varia de 15% para 63% em nível de vaca (COSTA et al., 1999; BUENO et al., 2002; OLIVEIRA et al., 2010; OLIVEIRA et al., 2011; ZIECH et al., 2013; CUNHA et al., 2015); e de 15 a 34% em nível de quarto mamário (BUENO et al., 2002; SAAB et al., 2014). Por outro lado, existem poucos trabalhos relatando a incidência de MS, podendo-se citar Oliveira et al. (2013) que encontrou incidência de 33% para vacas em Minas Gerais. Apesar de tudo, são dados oriundos de poucos rebanhos (máximo 34 rebanhos, COSTA et al., 1999) e de regiões muito específicas.

Valores elevados de prevalência e incidência acabam impactando no desempenho produtivo e qualidade do leite, elevando consideravelmente a CCS do tanque de resfriamento (CCST) das propriedades leiteiras, sendo que Lievaart, Kremer e Barkema, (2007) encontraram que existe moderada correlação ($R^2 = 0,64$) entre prevalência de mastite subclínica e a CCST. Como consequência, produtores submetidos a programas de pagamento por qualidade do leite (PPQL) recebem penalizações pela elevada quantidade de CCST no seu leite, sendo esta uma forma de perda financeira. Os PPQLs foram criados como forma de incentivo monetário para melhoria da qualidade do leite, e baseiam-se em penalizações e bonificações para os principais constituintes do leite (proteína, gordura, sólidos totais) e pela

qualidade microbiológica e sanitária do produto (CCST e contagem bacteriana total – CBT) (WOLFOVÁ, WOLF e PŘIBYL, 2007; HUIJPS et al., 2010; BOTARO, GAMEIRO e SANTOS, 2013).

Como a CCS afeta diretamente a qualidade do leite, rendimento de produtos lácteos e tempo de prateleira (MA et al., 2000; BARBANO et al., 2006), ela é considerada uma das variáveis mais importantes e de maior atenção em PPQLs. Para CCST, os PPQLs utilizam de classes ou faixas de valores para estipular penalizações e bonificações. Portanto, se em determinado momento o limite estipulado pela indústria é ultrapassado, o produtor pode ser penalizado ou deixar de ganhar a bonificação.

Em um estudo recente (MACHADO e CASSOLI, 2016) no Brasil, rebanhos submetidos à PPQLs apresentaram maior média de CCST comparados a rebanhos que não eram submetidos a tais programas, indicando que tal iniciativa não foi eficiente para estimular produtores a melhorar a qualidade do leite. Em contraste, Botaro, Gameiro e Santos (2013) encontraram que a implementação de um PPQL em uma cooperativa leiteira da região Sudeste do Brasil resultou em melhora da qualidade do leite das fazendas. Entretanto, Nightingale et al., (2008) encontrou que as bonificações oriundas dos PPQLs precisam ser relativamente altas para motivarem os produtores a melhorarem a qualidade do leite. Porém, são poucos os estudos que buscaram compreender qual o impacto financeiro gerado pelos PPQLs aos produtores, sendo que estes mostraram variação entre sistemas de produção, esquemas de pagamento e raças dos animais (BANGA et al., 2009; BANGA, NESER e GARRICK, 2014), indicando a necessidade de mais estudos dessa natureza.

Dentro deste contexto, também é preciso considerar que existem variações naturais de CCST dentro dos rebanhos e que podem acarretar em penalizações relacionadas aos PPQLs (LUKAS, RENEAU e KINSEL, 2008). Desta maneira, nota-se a importância da detecção prévia de resultados indesejados referentes à CCST. Para isso, métodos que possibilitem a previsão de valores futuros da CCST são importantes na tomada de decisão das fazendas. Assim, o produtor poderia realizar ações de prevenção para que resultados indesejados não ocorram e, desta forma, não recebendo penalizações ou deixando de ganhar bonificações dos PPQLs.

Portando, o objetivo geral deste trabalho é estimar os indicadores epidemiológicos de MS em rebanhos leiteiros brasileiros, além prever a CCST

relacionando-a as perdas financeiras devidas aos PPQLs. Os objetivos específicos são: i) estimar os indicadores epidemiológicos de MS (prevalência e incidência) em uma grande amostra da população de rebanhos leiteiros brasileiros, e descrever como esses indicadores mudaram ao longo do tempo, ii) estimar a probabilidade de mudança de classe e prever os valores de CCST para cada classe de PPQL, além de iii) calcular as perdas financeiras oriundas do não atingimento da bonificação máxima possível do PPQL.

Referências

BANGA, C B; NESER, F W C; VAN DER WESTHUIZEN, J; GARRICK, D J. Economic values for dairy production traits under different milk payment systems in South Africa. **South African Journal of Animal Science**, Petroria, v. 39, supplement 1, p.112-115, 2009.

BANGA, C B; NESER, F W; GARRICK, D J. The economic value of somatic cell count in South African Holstein and Jersey cattle. **South African Journal of Animal Science**, Petroria, v. 44, n. 2, p.173-177, 2014.

BARBANO, D M; MA, Y; SANTOS, M V. Influence of raw milk quality on fluid milk shelf life. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 89, Suppl. 1, p.15-19, 2006.

BOTARO, B G; GAMEIRO, A H; SANTOS, M V. Quality based payment program and milk quality in dairy cooperatives of Southern Brazil: an econometric analysis. **Scientia Agricola**, Piracicaba, v. 70, n. 1, p.21-26, 2013.

BUENO, V F F; NICOLAU, R S; MESQUITA, A J; RIBEIRO, A R; SILVA, J A B; COSTA, E O; COELHO, K O; NEVES, R B. Mastite bovina clínica e subclínica na região de Pirassununga, SP: frequências e redução na produção. **Ciência Animal Brasileira**, Goiânia, v. 3, n. 2, p.47-52, 2002.

COSTA, E O; RIBEIRO, A R; WATANABE, E T; SILVA, J AB; GARINO JÚNIOR, F; BENITES, N R; HORIUTI, A M. Mastite subclínica: prejuízos causados e os custos de prevenção em propriedades leiteiras. **Revista Napgama**, São Paulo, v. 2, n. 2, p.16-20, 1999.

CUNHA, A F; BRAGANÇA, L L J; QUINTÃO, L C; SILVA, S Q; SOUZA, F N; CERQUEIRA, M M O P. Prevalence, etiology and risk factors of subclinical mastitis in dairy cattle of Viçosa-MG. **Acta Veterinaria Brasilica**, Mossoró, v. 9, n. 2, p.160-166, 2015.

DOHOO, I R; LESLIE, K E. Evaluation of changes in somatic cell counts as indicators of new intra-mammary infections. **Preventive Veterinary Medicine**, Amsterdam, v.10,n.3, p.225-237, 1991.

FAO, Food and Agriculture Organization of the United Nations. **Dairy production and products**. 2015. Disponível em: <<http://www.fao.org/agriculture/dairy-gateway/milk-production/en/#.WJkMkVMrLIU>>. Acesso em: 11 dez. 2016.

HARMON, R J. Physiology of mastitis and factors affecting somatic cell counts. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 77, n. 7, p.2103–2112, 1994.

HUIJPS, K; HOGEVEEN, H; ANTONIDES, G; VALEEEVA, N I; LAM, T J G M; OUDE LANSINK, A G J M. Sub-optimal economic behaviour with respect to mastitis management. **European Review of Agricultural Economics**, Amsterdam, v. 37, n. 4, p.553-568, 2010.

IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Estatística da Produção Pecuária Junho de 2013: Aquisição de Leite**. Rio de Janeiro: IBGE, 2013, 18 p. Disponível em:<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/agropecuaria/pr-oducaogropecuaria/abate-leite-couroovos_201301_publ_completa.pdf>. Acesso em: 11 dez. 2016.

JAIN, N C. Common mammary pathogens and factors in infection and mastitis. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 62, n. 1, p.128-134, 1979.

JANSEN, J; VAN SCHAIK, G; RENES, R J; LAM, T J G M. The effect of a national mastitis control program on the attitudes, knowledge, and behavior of farmers in the Netherlands. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 93, n. 12, p.5737-5747, 2010.

LIEVAART, J J; KREMER, W D J; BARKEMA, H W. Short Communication: Comparison of bulk milk, yield-corrected, and average somatic cell counts as parameters to summarize the subclinical mastitis situation in a dairy herd. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 90, n. 9, p.4145-4148, 2007.

LUKAS, J M; RENEAU, J K; KINSEL, M L. Predicting somatic cell count standard violations based on herd's bulk tank somatic cell count. Part I: Analyzing variation. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 91, n. 1, p.427-432, 2008.

MA, Y; RYAN, C; BARBANO, D M; GALTON, D M; RUDAN, M A; BOOR, K J. Effects of somatic cell count on quality and shelf-life of pasteurized fluid milk. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 83, n. 2, p.264-274, 2000.

MACHADO, P M; CASSOLI, L D. **MAPA DA QUALIDADE - CONTAGEM DE CÉLULAS SOMÁTICAS (CCS) [da] CLÍNICA DO LEITE**. Piracicaba: ESALQ/USP, Edição 1, 2016. 36p.

MÜLLER, E. E. **ANAIS DO II SUL- LEITE: SIMPÓSIO SOBRE SUSTENTABILIDADE DA PECUÁRIA LEITEIRA NA REGIÃO SUL DO BRASIL**, 2002, Toledo-PR. Qualidade do leite, células somáticas e prevenção da mastite. Toledo-PR: UEM/CCA/DZO – NUPEL, 2002. 212 p.

NIELEN, M; DELUYKER, H; SCHUKKEN, Y H; BRAND, A. Electrical conductivity of milk: Measurement, modifiers, and meta analysis of mastitis detection performance. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 75, n. 2, p.606-614, 1992.

NIGHTINGALE, C; DHUYVETTER, K; MITCHELL, R; SCHUKKEN, Y. Influence of variable milk quality premiums on observed milk quality. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 91, n. 3, p.1236-1244, 2008.

OLIVEIRA, A J; MORAES, G F; FERREIRA, I C; MONTEIRO, C P; CARVALHO, A D F. Mastite clínica e subclínica em pequenas propriedades leiteiras no município de Araguari – MG. **Veterinária Notícia**, Uberlândia, v. 19, n. 1, p.7-13, 2013.

OLIVEIRA, C M C; SOUSA, M G S; SILVA, N S; MENDONÇA, C L; SILVEIRA, J A S; OAIGEN, R P; ANDRADE, S J T; BARBOSA, J D. Prevalência e etiologia da mastite bovina na bacia leiteira de Rondon do Pará, estado do Pará. **Pesquisa Veterinária Brasileira**, Rio de Janeiro, v. 31, n. 2, p.104-110, 2011.

OLIVEIRA, U V; GALVÃO, G S; PAIXÃO, A R R; MUNHOZ, A D. Ocorrência, etiologia infecciosa e fatores de risco associados à mastite bovina na microrregião Itabuna-Ilhéus, Bahia. **Revista Brasileira de Saúde e Produção Animal**, Salvador, v. 11, n. 3, p.630-640, 2010.

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

POSTLE, D S. The Wisconsin mastitis test. **Proceedings, Annual Meeting of the United States Animal Health Association**, San Diego, v. 68, p.488-494, 1964.

SAAB, A B; ZAMPROGNA, T O; LUCAS, T M; MARTINI, K C; MELLO, P L; SILVA, A V; MARTINS, L A. Prevalência e etiologia da mastite bovina na região de Nova Tebas, Paraná. **Semina: Ciências Agrárias**, Londrina, v. 35, n. 2, p.835-843, 2014.

SADEGHI-SEFIDMAZGI, A; MORADI-SHAHRBABA, M; NEJATI-JAVAREMI, A; MIRAEI-ASHTIANI, S R; AMER, P R. Estimation of economic values and financial losses associated with clinical mastitis and somatic cell score in Holstein dairy cattle. **Animal, Cambridge**, v. 5, n. 1, p.33-42, 2011.

SCHALM, O W; NOORLANDER, D O. Experiments and observations leading to development of the California mastitis test. **Journal of the American Veterinary Medical Association**, Schaumburg, v. 130, n. 5, p.199–204, 1957.

SOUZA, G N; BRITO, J R F; MOREIRA, E C; BRITO, M A V P; BASTOS, R R. Fatores de risco associados à alta contagem de células somáticas do leite do tanque em rebanhos leiteiros da Zona da Mata de Minas Gerais. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, Belo Horizonte, v. 57, suplemento 2, p.251-260, 2005.

VALEEVA, N I; LAM, T J G M; HOGEVEEN, H. Motivation of dairy farmers to improve mastitis management. **Journal of Dairy Science**, Champaign, v. 90, n. 9, p.4466–4477, 2007.

WHITESIDE, W H. Observations on a new test for the presence of mastitis in milk. **Canadian Public Health Journal**, Toronto, v. 30, n. 1, p.44, 1939.

WOLFOVÁ, M; WOLF, J; PŘIBYL, J. Impact of milk pricing system on the economic response to selection on milk components. **Journal of Animal Breeding and Genetics**, Berlin, v. 124, n. 4, p.192-200, 2007.

ZIECH, R E; BALZAN, C; NILLES, C R R; VARGAS, A C; LAMPUGNANI, C; PERIN, A P. Ocorrência e etiologia da mastite subclínica e avaliação da qualidade microbiológica do leite cru na região central do RS. **Veterinária e Zootecnia**, Botucatu, v. 20, n. 2, p.139-140, 2013.

2 ESTIMAÇÃO DA PREVALÊNCIA E INCIDÊNCIA DE MASTITE SUBCLÍNICA EM UMA GRANDE POPULAÇÃO DE REBANHOS LEITEIROS BRASILEIROS

Resumo

Os objetivos deste estudo foram estimar a prevalência e incidência de mastite subclínica (MS) em uma amostra grande da população de rebanhos leiteiros brasileiros, além de descrever como esses indicadores mudaram ao longo do tempo. Foi disponibilizado para análise um banco de dados composto da contagem de células somáticas (CCS) individual de vacas oriundo de 18.316 testes de 1.809 rebanhos que pertenciam à Clínica do Leite – ESALQ/USP, a qual é uma organização dedicada à melhoria da produtividade e qualidade do leite de rebanhos leiteiros (OMRL) entre janeiro de 2011 e maio de 2015. Foram utilizados apenas testes que tiveram ≥ 10 vacas lactantes e foram realizados no intervalo de 30 ± 10 dias. O banco final de dados incluiu 8.285 testes de 517 rebanhos localizados em 5 regiões do país. A prevalência (%) de MS foi definida como o número de vacas com CCS ≥ 200.000 céls/mL, dividido pelo número total de vacas testadas em um determinado dia de testes. A taxa de incidência de MS foi definida como o número de vacas que tiveram aumento da CCS de < 200.000 para ≥ 200.000 céls/mL em dois dias consecutivos de testes, dividido pela soma de dias em risco de cada vaca durante esse intervalo, expresso como novos casos por vaca em risco por mês. Prevalência e incidência de MS foram comparadas entre anos, regiões, tamanho de rebanho e frequência de testes pela OMRL durante o período de estudo. No geral, a média de prevalência e incidência de MS incluindo todos os testes realizados durante o período de estudo foi 46,4% e 0,17 novos casos/vacas em risco por mês, respectivamente. A prevalência de MS variou pouco de 2011 para 2015, com tendência de aumento ao longo dos anos. Prevalência foi menor em rebanhos que realizaram ≥ 60 testes durante o período de estudo do que rebanhos que realizaram menos testes, porém não foi diferente entre regiões e tamanho dos rebanhos. Incidência de MS variou pouco ao longo dos anos e não foi diferente entre as regiões estudadas. Prevalência e incidência de MS nos 517 rebanhos estudados não foram apenas altas, mas também não melhoraram ao longo dos anos, refletindo a falta programas de melhoria da qualidade do leite em larga escala no país. Essa tendência foi observada em todas as categorias de tamanho de rebanho e regiões estudadas. Produtores que realizaram mais testes pela OMRL durante o período tiveram menor prevalência de mastite subclínica, ressaltando a importância de OMRLs no melhoramento de programas de qualidade do leite. O desenvolvimento de programas de qualidade do leite deve ser uma prioridade para melhorar a qualidade do leite produzido no Brasil.

Palavras-chave: Sanidade de úbere; Qualidade do leite; Mastite bovina; Epidemiologia

Abstract

The objectives of this study were to estimate the prevalence and incidence of subclinical mastitis (SM) in a large population of Brazilian dairy herds, and to describe how these indexes changed over time. A dataset comprised of individual cow SCC from 18,316 tests-day of 1,809 herds belonging to Clínica do Leite –

ESALQ/USP, which is an association dedicated to develop dairy herd improvement (DHIA) programs, between January 2011 and May 2015, was available for analysis. Only tests that had ≥ 10 lactating cows and were performed at 30 ± 10 days of intervals were used for analysis. The final dataset included 8,285 test-day from 517 herds located in 5 regions of the country. Prevalence (%) of SM was defined as the number of cows with $\text{SCC} \geq 200,000$ cells/mL, divided by the total number of tested cows on a given test-day. The incidence of SM was defined as the number of cows whose SCC increased from $< 200,000$ to $\geq 200,000$ cells/mL over 2 consecutive test-days, divided by the sum of each cow's day at risk during this interval, expressed as new cases per cow-month at risk. Prevalence and incidence of SM were compared among year, regions, herd size categories, and frequency of DHIA testing during the study period. The overall mean prevalence and incidence of SM including all tests performed during the study period was 46.4% and 0.17 new cases/cow-month at risk, respectively. The prevalence of SM varied little from 2011 to 2015, with an increasing trend being observed over the years. Prevalence was less in herds that performed ≥ 60 DHIA tests during the study period, than in those that performed fewer tests, and was not different among regions or herd size categories. Incidence of SM varied little over the years and was not different among the regions studied. Prevalence and incidence of SM in the 517 herds studied were not only high, but also did not improve over the years, reflecting the lack of large-scale milk quality programs in the country. These trends were observed across all herd size categories and regions studied. Producers who had more DHIA tests performed during the study period had less prevalence of SM, highlighting the importance of DHIA in milk quality improvement programs. Development of milk quality programs must be a priority to improve the quality of milk produced in Brazil.

Keywords: Udder health; Milk quality; Bovine mastitis; Epidemiology

2.1 Introdução

A mastite subclínica (MS) é a doença mais prevalente em vacas leiteiras. Embora a MS seja caracterizada por ausência de sinais clínicos e de o leite ainda poder ser comercializado, isso resulta em vários efeitos prejudiciais para a produção leiteira, tais como redução na produção e qualidade do leite e de produtos lácteos (Barbano et al., 2006), redução da fertilidade (Lavon et al., 2011), e problemas com o bem-estar animal (Peters et al., 2015).

A estimativa de indicadores epidemiológicos é indispensável em programas de controle de mastite para estudar a dinâmica da MS dentro dos rebanhos. A prevalência estima a proporção de vacas infectadas em um determinado momento, enquanto que a incidência estima a taxa de novas infecções intramamárias ao longo do tempo. Ambos os indicadores são essenciais para determinar a magnitude dos

problemas de mastite em rebanhos leiteiros e para avaliar a eficiência de medidas de controle (Ruegg, 2003).

Prevalência e incidência de MS têm sido estimadas mundialmente a partir da análise de contagem de células somáticas (CCS) individual de vacas realizadas por laboratórios de organizações dedicadas à melhoria da qualidade e produtividade do leite de rebanhos leiteiros (OMRL). A análise da CCS de leite composto, ou seja, de todos os quartos da vaca, é um teste barato com suficiente acurácia para permitir o diagnóstico e o gerenciamento de MS em nível de rebanho; sua sensibilidade e especificidade para o limite de 200.000 céls/mL têm sido reportadas entre 73-89%, e 75-86%, respectivamente (McDermott et al., 1982; Dohoo e Leslie, 1991).

Resultados de estudos regionais realizados no Brasil indicam uma grande variação na prevalência de MS para vacas, variando de 15,6% (Pará, N = 9 rebanhos; Oliveira et al., 2011); 38,5% (Bahia, N = 10 rebanhos; Oliveira et al., 2010); 46,1% (Minas Gerais e São Paulo, N = 34 rebanhos; Costa et al., 1999); 53% (Rio Grande do Sul, N = 16 rebanhos; Ziech et al., 2013); 55,4% (Minas Gerais, N = 44 rebanhos; Cunha et al., 2015); para 63,6% (São Paulo, N = 5 rebanhos; Bueno et al., 2002).

Outros pesquisadores estudaram a prevalência de MS em nível de quarto mamário e reportaram prevalências variando de 15,4% (Paraná, N = 17 rebanhos; Saab et al., 2014) para 34,3% (São Paulo, N = 5 rebanhos; Bueno et al., 2002). Poucos estudos têm apresentado a incidência de MS em rebanhos leiteiros brasileiros. Oliveira et al. (2013) encontraram que a incidência de MS em Minas Gerais foi de 33% (N = 5 rebanhos).

Não obstante, os estudos realizados até o momento foram limitados devido à inclusão de pequenas amostras de vacas e rebanhos, e pela seleção de rebanhos de regiões específicas do país. Tais características limitam a extrapolação dos resultados para populações maiores de rebanhos. Outra limitação da maioria dos estudos citados anteriormente é que, ambos, prevalência e incidência de MS foram estimados utilizando o California Mastitis Test (CMT). A CCS analisada eletronicamente foi apenas utilizada em um estudo como o principal método de diagnóstico para detectar MS (Saab et al., 2014). O CMT é um teste com interpretação subjetiva que fornece uma estimação menos precisa da CCS comparado com a análise de CSS eletrônica, resultando em uma maior proporção de erros, tais como resultados falso-negativos (Brito et al., 1997; Fosgate et al.,

2013). Assim, a falta de sensibilidade pode resultar na subestimação tanto da prevalência como da incidência de MS.

Desta maneira, novos estudos incluindo amostras de maior número de rebanhos e baseados em análise de CCS realizadas por OMRL são necessárias para quantificar a magnitude do problema que é a mastite no Brasil. A estimação da prevalência e incidência de MS e descrição das mudanças longitudinais seriam importantes para agências governamentais, indústrias beneficiadoras e laticínios, além de produtores de leite, para desenvolver programas de qualidade de leite em grande escala.

Os objetivos desse estudo foram estimar os indicadores epidemiológicos de MS (prevalência e incidência) em uma grande amostra da população de rebanhos leiteiros brasileiros, e descrever como esses indicadores se comportam ao longo do tempo.

2.2 Material e Métodos

2.2.1 Delineamento, seleção dos rebanhos e preparação do banco de dados

Esta pesquisa foi desenvolvida como um estudo retrospectivo longitudinal. O banco de dados original foi constituído de CCS individual de vacas (amostras compostas de leite de todos os quartos) de 18.316 testes de 1.809 rebanhos, que pertencia à Clínica do Leite – ESALQ/USP, a qual é uma organização dedicada à melhoria da produtividade e qualidade do leite de rebanhos leiteiros (OMRL), entre Janeiro de 2011 e Maio de 2015. Os rebanhos estavam localizados em 3 regiões brasileiras, definidas da seguinte forma: Sul (Paraná); Sudeste (São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro e Espírito Santo) e outros (Pará, Goiás, Ceará e Bahia). Os rebanhos foram excluídos ($N = 3.742$ testes de 1.188 rebanhos) do banco de dados se tivessem ≤ 10 testes realizados durante o período do estudo. Apenas testes de que incluíram ≥ 10 vacas em lactação e foram realizados em intervalos de 30 ± 10 dias foram utilizados para análise (5.499 testes de 48 rebanhos foram excluídos por estas razões).

Para um determinado dia de testes, era possível que os produtores enviassem amostras de leite de uma fração das vacas em lactação, ao contrário de testar todo o rebanho lactante. Para minimizar esse problema, rebanhos com uma

grande variação no número de vacas lactantes em consecutivos dias de teste foram excluídos do estudo. Para identificar estes rebanhos, o coeficiente de variação (CV) do número de vacas lactantes testadas em cada dia de testes durante o período de estudo foi calculado para cada rebanho. Rebanhos com um $CV \geq 25\%$ foram excluídos da análise ($N = 790$ testes de 56 rebanhos). Esse ponto de corte foi definido baseado no 90º percentil do CV da distribuição de todos os rebanhos e, portanto, excluiu-se 10% dos rebanhos com a maior variação no número de vacas testadas. Após todas as exclusões, o banco final de dados utilizado para análise incluiu 8.285 testes de 517 rebanhos.

Para categorizar os rebanhos com base no tamanho do rebanho, foi calculado o número médio de vacas testadas durante o período de estudo para cada rebanho. A distribuição do tamanho do rebanho foi então analisada e os percentis 33º e 66º foram utilizados para categorizar os rebanhos em pequenos (≤ 55), médios (55-120) e grandes (≥ 120 vacas em lactação). Os rebanhos foram também categorizados com base na distribuição (33º e 66º percentis) do número de testes realizados pelos rebanhos durante o período de estudo em ≤ 35 ; 35 - 60; e ≥ 60 testes.

2.2.2 Definição de indicadores epidemiológicos

O limite de 200.000 céls/mL foi usado para estimar um caso de MS (Dohoo e Leslie, 1991). A prevalência (%) de MS foi definida como o número de vacas com $CCS \geq 200.000$ céls/mL, dividido pelo número total de vacas testadas em um determinado momento. O cálculo segue abaixo:

$$\frac{\text{Nº vacas com } CCS \geq 200 \text{ mil céls.mL}^{-1} \text{ em determinado momento}}{\text{Nº de vacas testadas em determinado momento}} \quad (1)$$

A incidência de MS foi definida como o número de vacas que aumentaram a CCS de < 200.000 para ≥ 200.000 céls/mL ao longo de 2 consecutivos testes, dividido pela soma de dias em risco de cada vaca durante esse intervalo. O cálculo segue abaixo:

$$\frac{\text{Nº vacas que aumentaram } CCS < 200 \text{ mil para } \geq 200 \text{ mil céls.mL}^{-1} \text{ ao longo de dois consecutivos testes}}{\text{Soma de dias em risco de cada vaca durante esse intervalo}} \quad (2)$$

Cada caso foi assumido ter ocorrido na metade do intervalo entre 2 testes consecutivos (Dufour e Dohoo, 2013). Por exemplo, uma vaca que apresentou um caso de MS entre 2 testes espaçados por 28 dias contribuiu com 14 dias em risco. Vacas que não apresentaram um caso entre 2 consecutivos testes contribuíram com o número total de dias incluído no intervalo. Dado que o intervalo de tempo entre 2 testes variou entre 20 e 40 dias, a taxa de incidência (expressa como novos casos/vaca em risco por dia) foi padronizada a 30,5 dias e expressa como novos casos/vaca em risco por mês (Dufour e Dohoo, 2013).

2.2.3 Análise estatística

A distribuição da prevalência e taxa de incidência de MS foi analisada por meio de estatísticas descritivas e gráficas. A prevalência apresentou distribuição normal e a taxa de incidência apresentou distribuição inclinada para a direita (positivamente) devido à presença de valores extremos (Figura 1).

Figura 1 - Distribuição da prevalência e taxa de incidência de mastite subclínica. O banco de dados incluiu 8.285 testes analisados pela OMRL de 517 rebanhos realizados entre Janeiro de 2011 até Maio de 2015.

Inicialmente um modelo linear generalizado misto (Littell et al., 2006; PROC GLIMMIX, SAS Institute, 2011) foi usado para comparar a taxa de incidência de MS entre os anos, regiões, tamanho de rebanho e número de testes realizados no período de estudo. A variável resposta foi o número de novos casos que ocorreram

entre dois consecutivos dias de testes (o termo de compensação [offset] foi o log de vacas em risco por dia durante o intervalo), e as variáveis explanatórias foram ano, tamanho de rebanho, região, e número de testes realizados durante o período de estudo. A estrutura de covariância autoregressiva de primeira ordem heterogênea foi utilizada para modelar as medidas repetidas não igualmente espaçadas dentro da mesma fazenda. Ambas as distribuições de Poisson e binomial negativa foram primeiramente testadas, mas não forneceram um apropriado ajuste para os dados, resultando em não convergência do modelo. A distribuição log-normal foi então utilizada no modelo e resultou em um bom ajuste para os dados (como avaliado pela análise dos resíduos por meio de histogramas). Posteriormente, utilizou-se de um procedimento de seleção de variáveis baseado em modelagens prévias para selecionar um modelo final, que manteve apenas as variáveis explicativas que permaneceram estatisticamente significativas, da seguinte forma:

$$\text{Log}(Y_{ij}) = \alpha + \beta_i(X_i) + \delta_j, \quad (3)$$

onde Y foi uma variável de resposta contínua representando a taxa de incidência de MS (novos casos/vaca em risco por mês), α foi o intercepto, $\beta_i(X_i)$ foi o i-ésimo coeficiente para a i-ésima variável explicativa (número de testes e anos), e δ_j foi o termo aleatório para medidas repetidas dentro de j-ésimo rebanho, sendo que a estrutura de covariância autoregressiva de primeira ordem heterogênea foi usada para modelar as medidas repetidas não igualmente espaçadas dentro do mesmo rebanho.

Uma abordagem similar de modelagem foi utilizada para comparar a prevalência de MS entre os níveis das variáveis explanatórias acima mencionadas. Da mesma forma, os modelos lineares generalizados mistos, assumindo as distribuições de Poisson ou a binomial negativa, não convergiram. A distribuição normal forneceu o melhor ajuste para os dados e o modelo teve a seguinte estrutura:

$$Y_{ij} = \alpha + \beta_i(X_i) + \delta_j, \quad (4)$$

onde Y foi uma variável contínua representando a média da prevalência (%) de MS em um determinado momento, α foi o intercepto, $\beta_i(X_i)$ foi o i-ésimo coeficiente para a i-ésima variável explicativa (número de testes e anos), e δ_j foi um

termo aleatório para medidas repetidas dentro do j-ésimo rebanho, sendo que novamente a estrutura de covariância autoregressiva de primeira ordem heterogênea foi usada para modelar as medidas repetidas não igualmente espaçadas dentro do mesmo rebanho.

Em adição, o teste da soma de postos de Wilcoxon (PROC NPAR1WAY; SAS Institute, 2011) foi usado para comparar: 1) tamanho de rebanho entre as regiões estudadas, e 2) o número de testes realizados durante o período de estudo entre regiões e categorias de tamanho de rebanho. As análises estatísticas foram realizadas com o nível de significância de $P < 0,05$.

2.3 Resultados

O banco de dados final utilizado para análise incluiu 8.285 testes de 517 rebanhos. A maioria dos rebanhos (92%) pertencia à região Sudeste, seguida pela Sul (6%) e Outros (2%). Como esperado devido aos critérios de exclusão, a mediana do intervalo entre testes realizados durante o período de estudo foi de 30 dias (variando de 20 para 40 dias). No geral, a mediana do tamanho dos rebanhos foi de 83 vacas lactantes (variando de 11 para 1.348 vacas lactantes). Para tamanho de rebanho, as medianas foram de 39, 82, e 197 vacas lactantes para rebanhos pequenos, médios e grandes, respectivamente. Para regiões, as medianas para tamanho de rebanho foram: Sudeste = 87 vacas lactantes (variando de 11 para 1.348); Sul = 45 vacas lactantes (variando de 16 para 502); e Outros = 261 vacas lactantes (variando de 24 para 855) ($P < 0,01$).

Considerando o número de testes realizado por cada rebanho durante o período de estudo, a mediana foi de 27 testes (variando de 11 para 138). Para tamanho de rebanho, a mediana do número de testes para rebanhos pequenos foi de 23 testes (variando de 11 para 138), enquanto que para rebanhos médios foi de 27 testes (variando de 11 para 104), e para rebanhos grandes de 34 testes (variando de 11 para 136) ($P < 0,01$). Para as regiões, a mediana do número de testes realizado por cada rebanho foi de 27 testes (variando de 11 para 138) na região Sudeste, 33 testes (variando de 11 para 77) na região Sul, 18 testes (variando de 12 para 50) nas outras regiões combinadas ($P = 0,07$).

2.3.1 Prevalência e incidência de mastite subclínica

A prevalência apresentou distribuição normal, enquanto que a incidência apresentou distribuição inclinada para a direita (positivamente) (Figura 1). As médias gerais de prevalência e incidência de MS incluindo todos os testes realizados durante o período de estudo foram de 46,4% e 0,17 novos casos/vacas em risco por mês, respectivamente (Tabela 1). Um total de 25% dos testes realizados durante o período de estudo resultaram em valores de prevalência e incidência > 57,55% e 0,26 novos casos/vaca em risco por mês, respectivamente.

O número de rebanhos e testes, bem como as estatísticas descritivas para prevalência e incidência por ano, tamanho de rebanho, região, e número de testes realizados durante o período de estudo são apresentados na Tabela 1.

Na modelagem estatística final, tanto ano como categorias de número de testes realizados durante o período permaneceram como variáveis preditoras significantes da prevalência e incidência de MS (Tabela 2). O método de mínimos quadrados ajustados indicou que, ambos, prevalência e incidência de MS variaram pouco de 2011 para 2015, sendo observado acréscimo ao longo dos anos (Tabela 2 e Figura 2). Prevalência e incidência de MS foram maiores em 2015 comparado com os anos anteriores. ($P < 0,05$; Tabela 2).

Figura 2 - Prevalência (média aritmética) e taxa de incidência (média geométrica) por ano de mastite subclínica, obtidas pelo método dos mínimos quadrados. As barras de erros representam os intervalos de confiança a 95%. O banco de dados incluiu 8.285 testes analisados pela OMRL de 517 rebanhos realizados entre Janeiro de 2011 até Maio de 2015.

Além disso, a prevalência foi menor em rebanhos que realizaram ≥ 60 testes durante o período de estudo comparados com os que realizaram menos testes ($P < 0,05$; Tabela 2), e não foi diferente entre regiões ($P = 0,29$) e tamanho de rebanhos ($P = 0,35$). Para incidência, rebanhos que realizaram entre 35 e 60 testes no período de estudo tiveram menor incidência comparados com rebanhos que realizaram ≤ 35 ou ≥ 60 testes. A incidência de MS também não apresentou diferença entre tamanho de rebanho ($P = 0,82$) e regiões ($P = 0,09$) estudadas.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas (sem ajuste aos fatores) para prevalência (%) e taxa de incidência (novos casos/vacas em risco por mês) de mastite subclínica. O banco de dados incluiu 8.285 testes analisados pela OMRL de 517 rebanhos realizados entre Janeiro de 2011 até Maio de 2015.

Variável	Rebanhos		Testes		Prevalência (%) ¹					Taxa de Incidência (novos casos/vacas em risco por mês) ²				
	N	%	N	%	Min	Q1	Média ± DP	Q3	Max	Min	Q1	Média (95% IC) ³	Q3	Max
Total	517	100	8285	100	1,45	34,40	46,36 ± 16,37	57,55	100,00	0,005	0,121	0,169 (0,167 – 0,172)	0,256	2,184
Ano														
2011	302	20	1816	22	3,33	36,57	47,83 ± 15,81	58,73	100,00	0,008	0,123	0,170 (0,166 – 0,175)	0,256	1,469
2012	341	23	1994	24	1,45	33,43	45,44 ± 16,78	56,25	100,00	0,011	0,116	0,165 (0,161 – 0,170)	0,249	1,885
2013	338	22	2062	25	3,33	34,06	45,91 ± 16,32	57,14	97,36	0,005	0,120	0,169 (0,164 – 0,173)	0,256	1,356
2014	335	22	1976	24	6,66	33,52	45,69 ± 16,27	57,08	92,85	0,010	0,121	0,169 (0,164 – 0,173)	0,256	2,184
2015	195	13	437	5	4,83	36,64	49,60 ± 16,73	62,26	97,14	0,016	0,145	0,191 (0,181 – 0,202)	0,280	0,924
Testes realizados⁴														
≤ 35	328	63	2979	36	4,76	35,85	47,93 ± 16,46	59,32	100,00	0,014	0,123	0,173 (0,169 – 0,177)	0,266	2,184
35 a 60	116	23	2606	31	1,45	32,79	45,92 ± 17,63	58,33	100,00	0,008	0,114	0,162 (0,158 – 0,166)	0,251	1,885
≥ 60	73	14	2700	33	5,00	34,11	45,06 ± 14,80	54,65	94,87	0,005	0,125	0,173 (0,170 – 0,177)	0,252	1,862
Regiões⁵														
Sudeste	474	92	7363	89	1,45	34,48	46,60 ± 16,51	58,00	100,00	0,005	0,122	0,171 (0,168 – 0,173)	0,258	2,184
Sul	34	6	829	10	5,00	33,33	43,97 ± 14,77	54,35	87,50	0,023	0,113	0,155 (0,149 – 0,162)	0,231	0,656
Outros	9	2	93	1	8,33	36,76	48,90 ± 17,20	56,00	97,36	0,027	0,148	0,204 (0,179 – 0,233)	0,269	0,753
Tamanho de rebanho⁶														
Pequeno	229	33	2409	29	3,70	33,33	46,96 ± 18,08	60,00	97,91	0,018	0,115	0,166 (0,162 – 0,171)	0,266	1,525
Médio	252	37	2786	34	3,33	37,27	48,41 ± 15,72	58,93	100,00	0,010	0,121	0,170 (0,166 – 0,174)	0,258	1,649
Grande	208	30	3090	37	1,45	32,88	44,05 ± 15,21	54,73	93,61	0,005	0,125	0,171 (0,168 – 0,175)	0,248	2,184

¹ O limite de 200.000 céls/mL foi usado para definir um caso de mastite subclínica. A prevalência (%) de mastite subclínica foi definida como o número de vacas com CCS ≥ 200.000 céls/mL, dividido pelo total do número de vacas testadas em um determinado dia de teste.

² A taxa de incidência de mastite subclínica foi definida como o número de vacas que tiveram aumento da CCS de < 200.000 para ≥ 200.000 céls/mL em dois dias consecutivos de teste, dividido pela soma de dias em risco de cada vaca durante esse intervalo, expresso como novos casos por vaca em risco por mês.

³ Média geométrica e intervalo de confiança a 95%.

⁴ Número de testes realizados pela OMRL durante o período de estudo.

⁵ Sul (Paraná); Sudeste (São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro, e Espírito Santo), e Outros (Pará, Goiás, Ceará, e Bahia).

⁶ Pequeno: ≤ 55, médio: 55 – 120, e grande: ≥ 120 vacas lactantes.

Tabela 2 - Método dos mínimos quadrados e resultados da modelagem para prevalência e taxa de incidência de mastite subclínica.

Prevalência (%) ¹					
Variáveis explanatórias	Coeficiente	EP ²	P-valor	Valores ajustados ₃	95% IC ⁴
Intercepto	49,63	0,99			
Ano			<0,001		
2011	-5,97	0,97		45,25 ^a	43,97 – 46,53
2012	-5,79	0,89		45,43 ^a	44,30 – 46,55
2013	-3,23	0,82		47,99 ^b	46,87 – 49,10
2014	-3,22	0,69		48,00 ^b	46,85 – 49,15
2015	Referência			51,22 ^c	49,69 – 52,75
Testes realizados⁵			0,002		
≤ 35	3,41	1,01		49,40 ^a	48,12 – 50,69
35 a 60	1,34	1,10		47,34 ^{ab}	45,78 – 48,89
≥ 60	Referência			45,99 ^b	44,48 – 47,50
Taxa de incidência (novos casos/vacas em risco por mês) ⁶					
Intercepto	-1,621	0,031			
Ano			<0,001		
2011	-0,137	0,034		0,169 ^a	0,163 – 0,175
2012	-0,157	0,033		0,166 ^a	0,160 – 0,171
2013	-0,144	0,033		0,168 ^a	0,163 – 0,173
2014	-0,134	0,032		0,170 ^a	0,164 – 0,175
2015	Referência			0,194 ^b	0,183 – 0,205
Testes realizados			0,004		
≤ 35	0,002	0,020		0,177 ^a	0,171 – 0,182
35 a 60	-0,062	0,021		0,166 ^b	0,161 – 0,171
≥ 60	Referência			0,176 ^a	0,171 – 0,181

¹ O limite de 200.000 céls/mL foi usado para definir um caso de mastite subclínica. A prevalência (%) de mastite subclínica foi definida como o número de vacas com CCS ≥ 200.000 céls/mL, dividido pelo total do número de vacas testadas em um determinado dia de teste. Os coeficientes da modelagem estatística foram obtidos a partir de um modelo multivariado de medidas repetidas assumindo uma distribuição normal.

² Erro padrão.

³ Método dos mínimos quadrados. Médias com letras diferentes dentro de uma mesma coluna apresentam diferença estatística ($P < 0,05$; teste de Tukey para comparações múltiplas). Para incidência de mastite subclínica, médias geométricas e intervalo de confiança são apresentados.

⁴ Intervalo de confiança à 95%.

⁵ Número de testes realizados pela OMRL durante o período de estudo.

⁶ A taxa de incidência de mastite subclínica foi definida como o número de vacas que tiveram aumento da CCS de < 200.000 para ≥ 200.000 céls/mL em dois dias consecutivos de teste, dividido pela soma de dias em risco de cada vaca durante esse intervalo, expresso como novos casos por vaca em risco por mês. Os coeficientes da modelagem estatística foram obtidos a partir de um modelo multivariado de medidas repetidas assumindo uma distribuição log-normal.

2.4 Discussão

Os principais objetivos deste estudo foram estimar a prevalência e incidência de MS em uma amostra grande da população de rebanhos leiteiros brasileiros e descrever como esses indicadores epidemiológicos mudaram ao longo dos anos. A média geral para prevalência (46,4%) e incidência (0,17 novos casos/vaca em risco por mês) de MS encontrados aqui são alarmantes devido a sua magnitude e falta de melhora durante o período estudado. Tais resultados indicam que quase metade das vacas dentro da população estudada estavam infectadas com MS e que aproximadamente 18% das vacas saudáveis desenvolveram novos casos de MS entre 2 testes consecutivos realizados considerando o intervalo entre testes de 30,5 dias. Os valores recomendados para prevalência e incidência de MS em regiões com atividade leiteira desenvolvida deveriam ser menores que 15% e 8%, respectivamente (Ruegg e Pantoja, 2013).

Ambos, prevalência e incidência de MS, aumentaram levemente durante o período de estudo. Entretanto, os dados de 2015 não incluíam os meses mais frios do ano, o que pode ter resultado em superestimação desses indicadores. Baseados nesses resultados pode-se assumir que os produtores não estão preocupados com a qualidade do leite. Vários fatores podem explicar a falta de esforços para melhorar a qualidade do leite. No Brasil, a maioria dos produtores não é submetida a programas de pagamento por qualidade do leite e possivelmente não percebem as perdas produtivas e financeiras causadas pela MS (Valeeva et al., 2007). Por outro lado, a mastite clínica parece ser mais preocupante devido aos sinais visíveis de infecção e os gastos financeiros diretos devido aos tratamentos, descarte de leite e serviços veterinários (Sadeghi-Sefidmazgi et al., 2011). Além disso, produtores que fazem parte de OMRLs podem não estar conseguindo reduzir a prevalência e a incidência de MS, porque os programas de controle da mastite são difíceis de implementar e exigem profissionais qualificados e um grande esforço físico e mental (Jansen et al., 2010). A implementação de OMRLs é uma realidade em regiões com atividade leiteira desenvolvida, mas no Brasil há poucas iniciativas nesta direção. Por último, não há aplicação dos limites de CCS e de contagem bacteriana total (CBT) estipulados pela legislação vigente (Brasil, 2011). Desta forma, produtores que excedem os limites legais de CCS do tanque e CBT frequentemente continuam vendendo seu leite sem receber qualquer tipo de penalização ou intervenção.

Os resultados do presente estudo incidam que a prevalência e incidência de MS não foram diferentes entre tamanho de rebanhos e regiões, refletindo a falta de iniciativas em busca da melhoria da qualidade do leite. Tais resultados estão em contraste com a tendência de rebanhos maiores terem melhor qualidade do leite em regiões com atividade leiteira desenvolvida. Plozza et al. (2011) categorizaram rebanhos por prevalência de MS e encontraram que rebanhos com prevalência < 20% eram maiores (172 vacas lactantes) comparados com rebanhos com prevalência > 30% (154 vacas lactantes). Em concordância, Smith et al. (2000) reportaram que rebanhos pequenos (25 a 99 vacas lactantes) tiveram mais casos de MS quando comparados com rebanhos maiores (> 100 vacas lactantes).

Incidência e prevalência de MS também podem ser afetadas pelas diferenças sazonais existentes e das condições agroclimáticas de uma região em particular (Nyman et al., 2007). Uma das razões que pode explicar a falta de diferença entre as regiões estudadas é a alta prevalência de patógenos contagiosos na população estudada. Os patógenos contagiosos, como *Streptococcus agalactiae* e *Staphylococcus aureus*, continuam sendo o maior problema na maioria das regiões do país (Fontana et al., 2010; Jobim et al., 2010; Oliveira et al., 2011; Mello et al., 2012; Mota et al., 2012; Bandeira et al., 2013; Cardozo et al., 2015; Martins et al., 2015) e são responsáveis pela maior parte dos casos de MS (Dias, 2007). A ocorrência de patógenos contagiosos é menos afetada pelas mudanças ambientais de umidade e temperatura quando comparados com patógenos ambientais pelo fato da principal forma de transmissão ocorrer durante o procedimento de ordenha (Voltolini et al., 2001).

A análise rotineira de CCS individual das vacas é essencial para os programas de qualidade do leite (Ruegg e Pantoja, 2013; Cardozo et al., 2015). Por meio da análise de CCS e cálculo dos indicadores epidemiológicos, os produtores tem a informação necessária para melhor entender que a mastite é um problema no rebanho e, conseqüentemente, buscar soluções. Desta maneira, era esperado que produtores que realizaram mais testes durante o período de estudo tivessem mais interessados em melhorar a qualidade do leite e, portanto, apresentassem menor prevalência e incidência de MS em seus rebanhos.

Considerando que os rebanhos inclusos no estudo faziam parte de uma OMRL, em tais programas os rebanhos são encorajados a adotar práticas de manejo que podem resultar em significativa melhora nos indicadores epidemiológicos dos

rebanhos (Rodrigues e Ruegg, 2005). Por essa razão, a atual prevalência e incidência de MS no país podem ser até maiores do que as encontradas nesse estudo.

2.4.1 Limitações

Ao contrário de muitas OMRL em regiões com atividade leiteira desenvolvida a maioria dos produtores não tinham registros de produção de leite juntamente com CCS individual de vacas. Além disso, o banco de dados não continha informações que poderiam ter sido utilizadas para melhorar a compreensão dos indicadores estudados, tais como dias em lactação, produção de leite individual, CCS do tanque de resfriamento, raça do rebanho, práticas de manejo e gestão e tipos de instalações. Isto limitou a possibilidade de extrapolar os resultados deste estudo e, por isso, incentiva-se a realização de mais pesquisas em nível nacional incluindo uma amostra representativa da população de rebanhos leiteiros brasileiros, com dados adicionais de indicadores de qualidade do leite.

2.5 Conclusão

A prevalência e incidência de MS nos 517 rebanhos estudados não é apenas alta, mas também não melhora ao longo dos anos, refletindo a falta de programas de melhoria da qualidade do leite em larga escala no país. Estas tendências são observadas em todas as categorias de tamanho de rebanho e regiões estudadas. Produtores que realizam mais testes de CCS individual de vacas apresentam menor prevalência e incidência de MS, o que realça a importância de OMRL nos programas de melhoria da qualidade do leite. O desenvolvimento de programas de melhoria da qualidade do leite deve ser uma prioridade para melhorar a qualidade do leite produzido no Brasil.

Referências

Bandeira, F. S., T. Picoli, J. L. Zani, W. P. Silva, and G. Fischer. 2013. Frequência de *Staphylococcus aureus* em casos de mastite bovina subclínica, na região sul do Rio Grande do Sul. Arq. Inst. Biol. 80:1-6. <http://dx.doi.org/10.1590/S1808-16572013000100001>.

- Barbano, D. M., Y. Ma, and M. V. Santos. 2006. Influence of raw milk quality on fluid milk shelf life. *J. Dairy Sci.*, 89:15-19. [http://dx.doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(06\)72360-8](http://dx.doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(06)72360-8).
- Brasil. 2011. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Instrução Normativa 62, de 29 de dezembro de 2011. Regulamento técnico de produção, identidade e qualidade do leite tipo A, regulamento técnico de identidade e qualidade de leite cru refrigerado, regulamento técnico de identidade e qualidade de leite pasteurizado e regulamento técnico da coleta de leite cru refrigerado e seu transporte a granel. Brasília, 2011.
- Brito, J. R. F., G. A. V. Caldeira, R. S. Verneque, and M. A. V. P. Brito. 1997. Sensibilidade e especificidade do *California Mastitis Test* como recurso diagnóstico da mastite subclínica em relação à contagem de células somáticas. *Pesq. Vet. Bras.* 2:49-53. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-736X1997000200002>.
- Bueno V. F. F., R. S. Nicolau, A. J. Mesquita, A. R. Ribeiro, J. A. B. Silva, E. O. Costa, K. O. Coelho, and R. B. Neves. 2002. Mastite bovina clínica e subclínica na região de Pirassununga, SP: frequências e redução na produção. *Ciênc. Anim. Bras.* 3:47-52.
- Cardozo, L. L., A. Thaler Neto, G. N. Souza, L. C. A. Picinin, N. C. Felipus, N. L. M. Reche, F. A. Schmidt, D. Werncke, and E. E. Simon. 2015. Risk factors for the occurrence of new and chronic cases of subclinical mastitis in dairy herds in southern Brazil. *J. Dairy Sci.* 98:7675-7685. <http://dx.doi.org/10.3168/jds.2014-8913>
- Costa, E. O., A. R. Ribeiro, E. T. Watanabe, J. A. B. Silva, F. Garino Júnior, N. R. Benites, and A. M. Horiuti. 1999. Mastite subclínica: prejuízos causados e os custos de prevenção em propriedades leiteiras. *Revista Napgama.* 2:16-20.
- Cunha, A. F., L. J. Bragança, L. C. Quintão, S. Q. Silva, F. N. Souza, and M. M. O. P. Cerqueira. 2015. Prevalência, etiologia e fatores de risco de mastite subclínica em rebanhos leiteiros de Viçosa-MG. *Acta Veterinaria Brasilica*, 9:160-166. <http://dx.doi.org/10.21708/avb.2015.9.2.5262>.
- Dias, R. V. C. 2007. Principais métodos de diagnóstico e controle da mastite bovina. *Acta Veterinaria Brasilica.* 1:23-27. <http://dx.doi.org/10.21708/avb.2007.1.1.255>.
- Dufour, S., and I. R. Dohoo. 2013. Monitoring herd incidence of intramammary infection in lactating cows using repeated longitudinal somatic cell count measurements. *J. Dairy Sci.* 96:1568-1580. <http://dx.doi.org/10.3168/jds.2012-5902>.
- Dohoo, I. R., and K. E. Leslie. 1991. Evaluation of changes in somatic cell counts as indicators of new intra-mammary infections. *Prev. Vet. Med.* 10: 225. [http://dx.doi.org/10.1016/0167-5877\(91\)90006-N](http://dx.doi.org/10.1016/0167-5877(91)90006-N).
- Fontana, V. L. D. S., M. J. S. M. Giannini, C. Q. F. Leite, E. T. Miranda, A. M. F. Almeida, C. A. P. Fontana, C. M. Souza, and A. E. Stella. 2010. Etiologia da mastite bovina subclínica, sensibilidade dos agentes às drogas antimicrobianas e detecção do gene da β -lactamase em *Staphylococcus aureus*. *Vet. e Zootec.* 17:552-559.
- Fosgate, G. T, I. M. Petzer, and J. Karzis. 2013. Sensitivity and specificity of a hand-held milk electrical conductivity meter compared to the *California mastitis test* for mastitis in dairy cattle. *Vet. Journal.* 196:98-102. <http://dx.doi.org/10.1016/j.tvjl.2012.07.026>.

- Jansen, J., R. J. Renes, and T. J. G. M. Lam. 2010. Evaluation of two communication strategies to improve udder health management. *J. Dairy Sci.* 93:604-612. <http://dx.doi.org/10.3168/jds.2009-2531>.
- Jobim, M. B., M. A. Lopes, G. M. Costa, and F. A. Demeu. 2010. Patógenos associados à mastite bovina em rebanhos leiteiros na região sul do Brasil. *B. Industr. Anim.* 67:175-181.
- Lavon, Y., E. Ezra, G. Leitner, and D. Wolfenson. 2011. Association of conception rate with pattern and level of somatic cell count elevation relative to time of insemination in dairy cows. *J. Dairy Sci.*, 94:4538-4545. <http://dx.doi.org/10.3168/jds.2011-4293>.
- Littell, R. C., G. A. Milliken, W. W. Stroup, R. D. Wolfinger, and O. Schabenberger. 2006. *SAS for Mixed Models*, Second Edition, Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Martins, J. D., E. S. Nicolau, A. J. Mesquita, and E. A. G. V. Jardim. 2015. Mastite subclínica em rebanhos leiteiros de propriedades rurais de Goiás. *Rev. Bras. Hig. San. Anim.* 9:206-214. <http://dx.doi.org/10.5935/1981-2965.20150019>.
- McDermott, M. P., H. N. Erb, and R. P. Natzke. 1982. Predictability by somatic cell counts related to prevalence of intramammary infection within herds. *J. Dairy Sci.* 65:1535–1539. [http://dx.doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(82\)82378-3](http://dx.doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(82)82378-3).
- Mello, P. L., R. O. Agostinis, E. M. Barzon, R. B. Colombo, A. V. Silva, and L. A. Martins. 2012. Prevalência da mastite subclínica e associação dos agentes etiológicos com a contagem de células somáticas de vacas leiteiras da região sudoeste do Paraná. *Vet. e Zootec.* 19:513-521.
- Mota, R. A., E. S. Medeiros, M. V. Santos, J. W. Pinheiro Júnior, A. P. B. L. Moura, and L. C. A. Coutinho. 2012. Participação dos *Staphylococcus spp* na etiologia das mastites em bovinos leiteiros no estado de Pernambuco (Brasil). *Ci. Anim. Bras.* 13:124-130. <http://dx.doi.org/10.5216/cab.v13i1.3790>.
- Nyman, A. K., T. Ekman, U. Emanuelson, A. H. Gustafsson, K. Holtenius, K. P. Waller, and C. H. Sandgren. 2007. Risk factors associated with the incidence of veterinary-treated clinical mastitis in Swedish dairy herds with a high milk yield and a low prevalence of subclinical mastitis. *Prev. Vet. Med.* 78:142-160. <http://dx.doi.org/10.1016/j.prevetmed.2006.10.002>.
- Oliveira, U. V., G. S. Galvão, A. R. R. Paixão, and A. D. Munhoz. 2010. Ocorrência, etiologia infecciosa e fatores de risco associados à mastite bovina na microrregião Itabuna-Ilhéus, Bahia. *Rev. Bras. Saúde Prod. An.* 11:630-640.
- Oliveira, C. M. C., M. G. S. Sousa, N. S. Silva, C. L. Mendonça, J. A. S. Silveira, R. P. Oaigen, S. J. T. Andrade, and J. D. Barbosa. 2011. Prevalência e etiologia da mastite bovina na bacia leiteira de Rondon do Pará, estado do Pará. *Pesq. Vet. Bras.* 31:104-110. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-736X2011000200002>.
- Oliveira, A. J., G. F. Moraes, I. C. Ferreira, C. P. Monteiro, and A. D. F. Carvalho. 2013. Mastite clínica e subclínica em pequenas propriedades leiteiras no município de Araguari – MG. *Vet. Not.* 19:7-13.
- Peters, M. D. P., I. D. B. Silveira, and V. Fischer. 2015. Impact of subclinical and clinical mastitis on sensitivity to pain of dairy cows. *Animal*, 9:2024-2028. <http://dx.doi.org/10.1017/S1751731115001391>.
- Plozza, K., J. J. Lievaart, G. Potts, and H. W. Barkema. 2011. Subclinical mastitis and associated risk factors on dairy farms in New South Wales. *Aust. Vet. J.* 89:41-60. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1751-0813.2010.00649.x>.
- Rodrigues, A. C. O., and P. L. Ruegg. 2005. Actions and outcomes of Wisconsin dairy farms completing milk quality teams. *J. Dairy Sci.* 88:2672-2680. [http://dx.doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(05\)72944-1](http://dx.doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(05)72944-1).

- Ruegg, P. L. 2003. Investigation of mastitis problems on farms. *Vet. Clin. N. Am.- Food A.* 19:47-74. [http://dx.doi.org/10.1016/S0749-0720\(02\)00078-6](http://dx.doi.org/10.1016/S0749-0720(02)00078-6).
- Ruegg, P., and J. C. F. Pantoja. 2013. Understanding and using somatic cell counts to improve milk quality. *Irish J. Agr. Food Res.* 52:101-117. <http://www.jstor.org/stable/23631024>.
- Saab, A. B., T. O. Zamprogna, T. M. Lucas, K. C. Martini, P. L. Mello, A. V. Silva, and L. A. Martins. 2014. Prevalência e etiologia da mastite bovina na região de Nova Tebas, Paraná. *Sem. Ci. Agr.* 35:835-843. <http://dx.doi.org/10.5433/1679-0359.2014v35n2p835>.
- Sadeghi-Sefidmazgi, A., M. Moradi-Shahrbabak, A. Nejati-Javaremi, S. R. Miraei-Ashtiani, and P. R. Amer. 2011. Estimation of economic values and financial losses associated with clinical mastitis and somatic cell score in Holstein dairy cattle. *Animal.* 5:33-42. <http://dx.doi.org/10.1017/S1751731110001655>.
- Smith, J. W., L. O. Ely, and A. M. Chapa. 2000. Effect of region, herd size, and milk production on reasons cows leave the herd. *J. Dairy Sci.*, 83:2980-2987. [http://dx.doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(00\)75198-8](http://dx.doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(00)75198-8).
- Valeeva, N. I., T. J. G. M. Lam, and H. Hogeveen. 2007. Motivation of dairy farmers to improve mastitis management. *J. Dairy Sci.* 90:4466-4477. <http://dx.doi.org/10.3168/jds.2007-0095>.
- Voltolini, T. V., G. T. Santos, M. A. Zambom, N. P. Ribas, E. E. Müller, J. C. Damasceno, L. C. V. Ítavo, and D. R. Veiga. 2001. 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 Sci. Anim. Sci.* 23:961-966. <http://dx.doi.org/10.4025/actascianimsci.v23i0.2652>.
- Ziech, R. E., C. Balzan, C. R. R. Nilles, A. C. Vargas, C. Lampugnani, and A. P. Perin. 2013. Ocorrência e etiologia da mastite subclínica e avaliação da qualidade microbiológica do leite cru na região central do RS. *Vet. e Zootec.* 20:139-140.

3 PREVISÃO DA CONTAGEM DE CÉLULAS SOMÁTICAS DO TANQUE E SEU IMPACTO SOBRE O PAGAMENTO POR QUALIDADE DO LEITE EM PROPRIEDADES LEITEIRAS BRASILEIRAS

Resumo

Os objetivos deste trabalho foram: i) estimar a probabilidade de mudança de classe para as classes superiores de um programa de pagamento por qualidade do leite (PPQL), prever os valores de contagem de células somáticas do tanque (CCST) para cada classe de PPQL; e ii) simular as perdas financeiras oriundas do não atingimento da bonificação máxima possível do pagamento por qualidade. Dados de CCST de uma média de 37.000 fazendas analisadas por mês foram divididos dentro de diferentes classes de PPQL. Foram realizadas análises descritivas e gráficas, calculou-se a probabilidade de mudança de classe para a classe superior de pagamento por qualidade, estimaram-se valores previstos de CCST por meio de modelos de séries temporais, e calcularam-se as perdas financeiras devido ao não atingimento da bonificação máxima pelo pagamento por qualidade do leite. Os resultados indicam que no Brasil a CCST tem se mantido com valores altos nos recentes anos e sem tendência de melhora. A probabilidade de mudança de classe foi fortemente afetada pela média e desvio padrão de CCST para as classes 1 e 2 (1.000 a 200.000 e 201.000 a 400.000 céls/mL, respectivamente), e apenas pela média de CCST para as classes 3 e 4 (401.000 a 500.000 e 501.000 a 800.000 céls/mL, respectivamente). Os modelos de séries temporais indicaram que em algum ponto do ano, as fazendas não podiam permanecer na sua classe atual e acumulavam perdas financeiras devido ao PPQL. Essas perdas foram equivalentes a 6%, 8%, 18%, 19% e 22% da produção de leite necessária para compensar tais perdas para as classes 1, 2, 3, 4 e 5, respectivamente. Em conclusão, a probabilidade de mudança de classe é uma ferramenta simples que pode auxiliar na tomada de decisões e estimular os produtores a melhorar a qualidade de leite. Outra possibilidade é o uso de modelos de séries temporais para prever os valores futuros de CCST, o que permite estimar perdas financeiras e mostrar que elas ocorrem em todas as classes. Utilizando os valores médios das perdas mensais estimadas a partir do PPQL, pode-se observar que a perda financeira equivalente à produção de leite aumenta com a classe. Por conseguinte, recomenda-se que as indústrias beneficiadoras de leite utilizem essas informações em folhetos/notas de pagamento destinados aos seus clientes para os sensibilizarem do potencial de perdas financeiras devido ao PPQL, estimulando-os a melhorar a qualidade do leite.

Palavras-chave: Contagem de células somáticas; Programas de pagamento por qualidade do leite; Produção de leite; Modelos de séries temporais

Abstract

The objectives of this study were: i) to estimate the probability of class change for the upper classes of a payment program based on milk quality (PPBMQ), to predict the bulk tank somatic cell count (BTSCC) values for each class of PPBMQ; and (ii) to simulate financial losses arising from failure to meet the maximum possible bonus for payment for quality. Data of BTSCC from an average of 37,000 farms per

month where milk was analyzed were divided into different payment classes based on milk quality. Then, descriptive and graphical analyses were performed, the probability of a class change for the upper class was calculated, future BTSCC values were predicted using time series models, and financial losses due to the failure to reach the maximum bonus for the payment based on milk quality was calculated. The results indicated that in Brazil, the BTSCC has maintained a high value in recent years without a tendency to improve. The class change probability was strongly affected by the BTSCC average and standard deviation for classes 1 and 2 (1,000 to 200,000 and 201,000 to 400,000 cells/mL, respectively) and only by the BTSCC average for classes 3 and 4 (401,000 to 500,000 and 501,000 to 800,000 cells/mL, respectively). The time series models indicated that at some point in the year, farms could not remain in their current class and accrued financial losses due to payments based on milk quality. These losses were equivalent to 6%, 8%, 18%, 19% and 22% of the milk production required to compensate for such financial losses for classes 1, 2, 3, 4 and 5, respectively. In conclusion, the class change probability is a simple method that can aid decision-making and stimulate farmers to improve their milk quality. Another possibility is the use of time series models to predict the future values of BTSCC, which makes it possible to estimate financial losses and show that they occur in all classes. Using the average values for monthly losses estimated from the PPBMQ, it can be noted that the financial loss equivalent to milk production increases with the class. Therefore, it is recommended that milk buyers use such information in booklets/payment notes intended for their customers to make them aware of the potential for financial losses due to payments based on milk quality, and stimulating them to improve their milk quality.

Keywords: Somatic cell count; payment programs based on milk quality; Milk production; Time series models

3.1 Introdução

Os programas de pagamento por qualidade do leite (PPQL) têm como principal objetivo melhorar a qualidade do leite por meio do incentivo monetário (valor pago ao produtor pelo litro do leite). Para isso, as indústrias estabelecem faixas ou classes de pagamento por qualidade baseadas em componentes e indicadores, como os constituintes do leite (gordura, proteína e sólidos totais) e qualidade microbiológica e sanitária do produto (contagem de células somáticas - CCS e contagem bacteriana total - CBT) (WOLFOVÁ, WOLF e PŘIBYL, 2007; BOTARO, GAMEIRO e SANTOS, 2013).

As classes e o valor pago podem variar entre indústrias e os produtores são submetidos ao pagamento referente à classe ao qual pertenceram em determinado mês. Os PPQLs são normalmente baseados em sistemas de bonificação, penalização ou ambos (HUIJPS et al., 2010) e um dos indicadores que está sempre

presente nos programas é a CCS, baseando-se na média mensal de CCS do tanque de resfriamento (CCST) da fazenda.

A CCS é um indicador de mastite, a qual é uma doença multifatorial causadora de infecções intramamárias que altera a composição do leite e que está presente em praticamente todos os rebanhos, causando enormes perdas financeiras (SOUZA et al., 2005; VALEEVA, LAM e HOGVEEN, 2007; VAN SOEST et al., 2016). Considerando que a CCS tem correlação negativa com a lactose e caseína, altos valores de CCS, consequentemente, levam a redução no rendimento de produtos lácteos (GEARY et al, 2014). Por esta razão, este indicador de qualidade é um dos mais relevantes para os laticínios e empresas beneficiadoras de leite a ser considerado nos PPQLs.

Existem dois estudos nacionais que avaliaram a eficiência de PPQLs na melhoria da qualidade do leite com respeito à CCST, sendo que segundo Machado e Cassoli (2016), rebanhos submetidos à PPQLs apresentaram maior média de CCST comparados a rebanhos que não eram submetidos a tais programas, enquanto que Botaro, Gameiro e Santos (2013) encontraram que a implementação de um PPQL em uma cooperativa leiteira da região Sudeste do Brasil resultou em melhora da qualidade do leite das fazendas. Entretanto, Nightingale et al., (2008) encontrou que as bonificações oriundas dos PPQLs precisam ser relativamente altas para motivarem os produtores a melhorarem a qualidade do leite. Porém, ainda são poucos os estudos que buscaram compreender qual o impacto financeiro gerado pelos PPQLs aos produtores, sendo que os existentes mostraram variação entre sistemas de produção, esquemas de pagamento e raças dos animais (BANGA et al., 2009; BANGA, NESER e GARRICK, 2014), indicando a necessidade de mais estudos dessa natureza.

Estudos que relacionem PPQLs com perdas financeiras devem considerar o fato da variação natural de CCST ao longo dos meses (ROMA JÚNIOR et al., 2009). Desta maneira, mesmo produtores que estejam recebendo a máxima bonificação por comercializarem leite com valores considerados baixos de CCST para determinada indústria, podem deixar de receber esta máxima bonificação nos próximos meses. Assim, possivelmente os produtores não se mantêm durante todos os meses do ano na classe de PPQL que possibilitaria a bonificação máxima. Muitas vezes os produtores não percebem que deixar de ganhar a bonificação máxima é uma forma

de perda financeira, percebendo apenas quando ocorre a penalização (VALEEVA, LAM e HOGEVEEN, 2007; HUIJPS et al., 2010).

Desta maneira, métodos que possam auxiliar na tomada de decisão dos produtores em relação à melhora da CCST são importantes. Uma destes métodos é a probabilidade de mudança de classe dos PPQLs, considerando a variação de CCST entre meses (LUKAS, RENEAU e KINSEL, 2008). Além disso, existem outras maneiras em que é possível prever em qual momento pode ocorrer a mudança para uma classe superior dos PPQLs. Tais informações possibilitariam ao produtor realizar ações preventivas para que a CCST não se eleve a ponto de deixá-lo de ganhar a bonificação ou de ser penalizado.

Para a previsão de valores futuros de determinada variável, existe uma modelagem estatística conhecida como séries temporais, que possibilita a previsão de valores futuros em função de valores passados da variável. Este tipo de modelo possibilitaria ao produtor ver a perspectiva futura e agir a tempo de reduzir a CCST e não ultrapassar o limite de sua classe atual. Além disso, com os valores previstos, é possível estimar a perda financeira em função do PPQL para cada classe de CCST.

Entretanto, poucos trabalhos foram desenvolvidos utilizando modelos de séries temporais dentro da bovinocultura de leite, podendo-se citar alguns trabalhos com os objetivos de prever a produção de leite (DELUYKER et al., 1990; MACCIOTA et al., 2002), estimar produção e curva de lactação (MACCIOTA, CAPPIO-BORLINO e PULINA, 2000), detectar cetose (LARK, NIELSEN e MOTTRAM, 1999) e estro e doenças em vacas leiteiras (MOL et al., 1997). Com relação à mastite e qualidade do leite existem poucos trabalhos que utilizaram estes modelos de previsão podendo-se citar alguns com detecção de mastite clínica (CAVERO et al., 2007; NORBERG et al., 2008) e comparação do comportamento epidemiológico de patógenos causadores de mastite (FERNÁNDEZ et al., 2013). Somente o trabalho desenvolvido por Schukken et al. (1993) utilizou o modelo de séries temporais combinado com regressão para prever a CCST e avaliar o impacto da regulamentação sobre a CCST em Ontario no Canadá.

No Brasil, estudos que utilizaram este tipo de análise na área da bovinocultura leiteira são inexistentes. Considerando que essa modelagem possibilita prever futuros resultados, isso permitiria a tomada de decisão por parte do produtor momentos antes de um resultado negativo acontecer. Portanto, os objetivos deste trabalho foram: i) estimar a probabilidade de mudança de classe e prever os valores

de CCST para cada classe de PPQL; e ii) simular as perdas financeiras oriundas do não atingimento da bonificação máxima possível do pagamento por qualidade.

3.2 Material e Métodos

3.2.1 Base de dados

Foram utilizados dados de CCST de fazendas produtoras de leite no Brasil obtidos no período de janeiro/2011 a fevereiro/2016. As fazendas comercializavam o leite para indústrias beneficiadoras que encaminhavam amostras de leite para análise de CCST para o laboratório da Clínica do Leite, na Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”/Universidade de São Paulo (ESALQ/USP). As amostras de leite eram coletadas pelos próprios funcionários das indústrias mensalmente. O leite era proveniente de 421 indústrias localizadas principalmente no Sudeste brasileiro (86% - ES, MG, RJ e SP), Sul (4,5% - PR, RS e SC) e o restante em outras regiões do país (9,5% - AL, BA, CE, DF, GO, MS, PA, PI, RO, SE e TO), sendo a média de fazendas com leite analisado no período de 36.929 fazendas/mês.

3.2.2 Pagamento por qualidade do leite

Como o pagamento por qualidade é aplicado de diferentes formas pelas indústrias, foi necessário criar uma tabela referência para este estudo com classes e valores de bonificações e penalizações em reais. Calcularam-se também as bonificações e penalizações em equivalente-leite (medida que representa o valor financeiro equivalente a litros de leite e que também foi utilizada por Madalena (2000) e Martins et al. (2003)), para que os valores possam ser extrapolados para outros países, onde o preço médio do litro de leite de 1,34 reais foi considerado correspondente aos meses entre janeiro/2016 e novembro/2016 de acordo com o Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA-ESALQ/USP). Desta maneira, baseando-se nas tabelas existentes de 13 indústrias que submetiam seus fornecedores de leite à PPQLs, foi possível elaborar uma tabela base a ser utilizada como sistema de bonificações e penalizações (Tabela 1) (HUIJPS et al., 2010). Com isto, foram criadas quatro classes de pagamento por qualidade: Classe 1

(1.000 a 200.000 céls/mL), Classe 2 (201.000 a 400.000 céls/mL), Classe 3 (401.000 a 500.000 céls/mL), Classe 4 (501.000 a 800.000 céls/mL), Classe 5 (> 800.000 céls/mL). Os valores de bonificações/penalizações em reais foram de +0,04; +0,02; 0; -0,01; -0,02 reais; e em equivalente-leite, foram de +0,030; +0,015; 0,000; -0,007; -0,015 litros; para as classes 1; 2; 3; 4 e 5, respectivamente.

Tabela 1 - Pagamento por contagem de células somáticas do tanque para cada classe e o respectivo acréscimo no pagamento por litro de leite comercializado em reais e o equivalente em leite.*

Classe	CCS x 1000 céls/mL	Acréscimo no Pagamento (R\$/litro	Equivalente-leite (litros)
Classe 1	1 - 200	0,040	0,030
Classe 2	201 - 400	0,020	0,015
Classe 3	401 - 500	0,000	0,000
Classe 4	501 - 800	-0,010	-0,007
Classe 5	> 800	-0,020	-0,015

*Tabela baseada nos programas de pagamentos por qualidade de 13 indústrias coletoras de leite no Brasil.

3.2.3 Probabilidade de mudança de classe do pagamento por qualidade

Para o cálculo de probabilidade de mudança de classe, foram utilizadas as médias geométricas mensais da CCST dos rebanhos. Além da média mensal, a variação da CCST entre os meses era uma informação importante que precisava ser considerada quando calculada a probabilidade de mudança de classe. Como os valores de CCST eram médias móveis, ou seja, medidas de observações ao longo do tempo precisou-se obter o desvio padrão para estas médias móveis. Desta forma, para um mesmo rebanho, calculou-se a diferença entre os valores de dois meses seguidos, obtendo-se a amplitude móvel. Posteriormente, dividiu-se o valor obtido de amplitude móvel pelo valor tabelado d_2 de 1,128 (OLIVEIRA et al., 2013), para a estimativa de desvio padrão das médias móveis, assim como no trabalho desenvolvido por Lukas, Reneau e Kinsel (2008).

Posteriormente, os rebanhos foram classificados quanto às eventuais mudanças de classe no mês seguinte. Para isso, verificava-se se no próximo mês o rebanho havia ou não passado do valor limite da classe que estava sendo estudada. Foram criados quadrantes para cada uma das classes criando grupos de rebanhos

com médias e desvios padrão de CCST semelhantes, onde os desvios padrão e médias variavam de 50.000 em 50.000 céls/mL (até 200.000 céls/mL para desvio padrão e até o limite da classe para a média), com exceção para as médias da Classe 4 onde as médias variavam de 100.000 em 100.000 céls/mL.

Com as médias geométricas mensais de CCST dos rebanhos e os seus respectivos desvios padrão estimados, os rebanhos foram classificados dentro de seus respectivos quadrantes. Na sequência, a probabilidade de mudança de classe (%) para cada quadrante foi calculada considerando a informação de mudança de classe no mês seguinte (1=sim; 0=não). Para verificar se a relação entre a probabilidade de mudança de classe foi devido ao aumento das médias e do desvio padrão de CCST foi realizada a análise de regressão linear múltipla. Como variável dependente utilizaram-se dos valores obtidos de probabilidade de mudança de classe dos quadrantes e, como variáveis independentes, foram utilizadas as médias geométricas dos valores de CCST e as médias geométricas dos desvios padrão da CCST do grupo de rebanhos de cada quadrante.

3.2.4 Previsão da contagem de células somáticas do tanque por modelo de séries temporais

Para a modelagem de séries temporais foram selecionados rebanhos com 60 observações, ou seja, 60 meses de análises seguidas de CCST, considerando o período de janeiro de 2011 a dezembro de 2015. Portanto, os rebanhos precisavam ter amostras analisadas todos os meses durante os 5 anos, totalizando 1013 rebanhos. Posteriormente, foram calculadas médias geométricas de CCST do período (5 anos) para os rebanhos selecionados. A partir das médias calculadas, os rebanhos foram classificados dentro das classes do PPQL elaborado (Tabela 1).

Desta maneira, foram estratificados 110, 429, 170, 236 e 68 rebanhos para as classes 1, 2, 3, 4 e 5, respectivamente. Para o grupo de rebanhos de cada classe, calcularam-se as médias geométricas mensais de CCST, originando a série temporal que seria utilizada na modelagem. Foram testados vários modelos por classe do PPQL e em todas as classes foi identificada a presença de efeito sazonal. Assim, o modelo mais adequado para a correta modelagem das séries temporais foi o autorregressivo integrado de médias móveis sazonais (SARIMA). Este modelo leva em consideração a sazonalidade estocástica dos dados. Quando o período $s=12$,

como no caso deste estudo, o modelo denominado SARIMA de ordem $(p,d,q)\times(P,D,Q)_{12}$ é dado por Morettin e Toloi (2004) no modelo (1):

$$\varphi(X)\Phi(X^{12})\Delta^d\Delta_{12}^D Z_t = \theta(X)\theta(X)a_t \quad (1)$$

em que

$\varphi(X)$ é o operador autorregressivo (AR) de ordem p ,

$\theta(X)$ é o operador médias móveis (MA) de ordem q ,

$\Phi(X)$ é o operador AR-sazonal de ordem P ,

$\theta(X)$ é o operador MA-sazonal de ordem Q ,

Δ^d é o operador diferença,

Δ_{12}^D é o operador diferença sazonal e

a_t é um ruído branco (erros não-correlacionados).

O modelo 1 é denominado *ARIMA sazonal multiplicativo* de ordem $(p,d,q)\times(P,D,Q)_{12}$ e denotado por $\text{SARIMA}(p,d,q)\times(P,D,Q)_{12}$ e indica que devemos tomar d diferenças simples e D diferenças sazonais da série Z_t de modo que o processo se desenvolva ao redor de uma média constante e tenha variabilidade constante, neste caso dizemos que o processo é fracamente estacionário, condição necessária para ajustar modelos de séries temporais.

Na modelagem segue-se um ciclo iterativo de especificação, identificação, estimação e diagnóstico do modelo ajustado. Na parte de especificação com auxílio dos gráficos da série temporal constituída e do periodograma considerou-se a classe de modelos SARIMA. Para identificação da ordem p , q , P e D observaram-se os gráficos das funções de autocorrelação (FAC) e autocorrelação parcial (FACP) dos resíduos, e os modelos foram selecionados avaliando os critérios de informação Akaike (AIC) e Bayesiano (BIC). Para estimar os parâmetros dos modelos propostos foi utilizado os estimadores de máxima verossimilhança e para verificar a qualidade do ajuste foram observados os gráficos da FAC e FACP dos resíduos, e o teste de Ljung-Box, cuja hipótese é de que os erros são não correlacionados (LJUNG e BOX, 1978). As classes de CCST, os modelos selecionados e os respectivos valores de Ljung-Box são apresentados na Tabela 2.

Tabela 2 - Modelo de séries temporais utilizado para cada classe de pagamento por qualidade e o respectivo valor do teste de Ljung-Box.

Classe	Modelo	p-valor (teste Ljung-Box)
Classe 1 ¹	SARIMA(2,1,0)(2,1,0) ₁₂	0,41 ^{NS}
Classe 2 ¹	SARIMA(2,1,0)(1,1,0) ₁₂	0,51 ^{NS}
Classe 3 ¹	SARIMA(1,1,0)(1,1,0) ₁₂	0,31 ^{NS}
Classe 4 ¹	SARIMA(0,1,1)(0,1,2) ₁₂	0,63 ^{NS}
Classe 5 ¹	SARIMA(1,1,1)(0,1,1) ₁₂	0,81 ^{NS}

^{NS} – não significativo; ¹Classe 1 - 1.000 a 200.000 céls/mL, Classe 2 - 201.000 a 400.000 céls/mL, Classe 3 - 401.000 a 500.000 céls/mL, Classe 4 - 501.000 a 800.000 céls/mL, Classe 5 - > 800.000 céls/mL

3.2.5 Simulação de perda financeira relacionada ao pagamento por qualidade do leite

Após a obtenção dos valores previstos para cada classe, por meio de uma simulação calculou-se a perda financeira devido ao não atingimento da máxima bonificação referente pagamento por qualidade, considerando a tabela referência do PPQL (Tabela 1). Para tal, somaram-se os valores das perdas em equivalente-leite por litro de leite por mês e calculou-se a média anual de perda cada classe em equivalente-leite. Com o valor médio mensal de perda financeira em função do PPQL por litro de leite, calculou-se quanto de produção diária em percentagem (%) de litros seria correspondente ao valor da perda. Neste caso, considerou-se a margem de lucro de 15% e o valor do litro do leite de R\$ 1,34. O cálculo foi feito por meio da equação (2):

$$\text{Litros por dia (\%)} = \frac{(PD * MPF)}{(ML * VPL)} / PD \quad (2)$$

em que

PD: produção diária em litros de leite,

MPF: média de perda financeira por litro de leite devido ao não atingimento da bonificação máxima,

ML: margem de lucro (considerada de 15%) e

VPL: valor do preço do leite (considerado 1,34 reais).

3.2.6 Análise estatística

A análise estatística para o cálculo de probabilidade de mudança de classe de CCST foi realizada utilizando o PROC FREQ do SAS sobre as informações de mudança de classe (1=sim; 0=não) para cada quadrante de média e desvio padrão obtendo a proporção de rebanhos que ultrapassavam o limite superior das classes nos meses seguintes. Após isso, os valores de probabilidade por quadrante, dentro de cada classe, foram utilizados em uma análise de regressão linear múltipla por meio do PROC REG do SAS considerando o seguinte modelo estatístico (3):

$$\gamma = \beta_0 + x_1\beta_1 + x_2\beta_2 + \varepsilon \quad (3)$$

em que

γ : probabilidade de mudança de classe (%),

β_0 : intercepto,

$x_1\beta_1$: efeito da média geométrica de CCST do grupo de rebanhos para o quadrante,

$x_2\beta_2$: efeito do desvio padrão de CCST do grupo de rebanhos para o quadrante e

ε : erro aleatório.

Para esta modelagem, foram avaliadas as pressuposições de homocedasticidade, normalidade e linearidade por meio de análise gráfica dos resíduos padronizados contra os valores preditos ajustados, quantil-quantil dos resíduos padronizados e resíduos padronizados contra as variáveis preditoras (KOOP; NIELEN e VAN WERVEN, 2009). A pressuposição de multicolinearidade entre as variáveis independentes foi testada verificando o fator de inflação de variância (VIF), em que VIF=1 significa que as variáveis são não correlacionadas, VIF entre 1 e 5 significa moderada correlação e VIF entre 5 e 10 significa que as variáveis são altamente correlacionadas (COHEN et al., 1983). A VIF testa o grau pelo qual uma variável independente pode ser prevista pelas demais variáveis independentes do modelo. Porém, para que todas as pressuposições fossem atendidas, foi necessário transformar a variável dependente (probabilidade de mudança de classe) para $\log_{10}$ nas classes 2, 3 e 4. As análises descritas acima e o cálculo de probabilidade foram realizados no software SAS, versão 9.3 SAS/2012. Foram consideradas diferenças significativas quando $P < 0,05$ (5%).

Por outro lado, os cálculos de médias geométricas de CCST, bem como a modelagem de séries temporais, os testes de pressuposições para esta modelagem e a seleção dos modelos, foram executados utilizando o software R (www.r-project.org) com RStudio (RStudio, 2012; Version 0.99.902; RStudio, Boston, Massachusetts, US), utilizando os pacotes *psych* (Revelle, 2015) para médias geométricas, *forecast* (Hyndman and Khandakar, 2008; Hyndman, 2015) e *tseries* (Trapletti and Hornik, 2015) para o modelo de previsão e *ggplot2* (Wickham, 2009) para as análises gráficas.

3.3 Resultados

3.3.1 Contagem de células somáticas do tanque ao longo dos anos

De maneira geral, o valor da média aritmética, média geométrica e mediana da CCST, bem como o número de rebanhos brasileiros que analisaram leite aumentou nos últimos anos (Figura 1). A média aritmética de CCST do período foi de 530.000 céls/mL (intervalo de confiança 95% [IC 95%] = 519.000 – 542.000 céls/mL), enquanto a média geométrica foi de 382.000 céls/mL e a mediana (medida robusta) foi de 392.000 céls/mL. O número médio de rebanhos realizando análise por mês foi de 36.929 (95% CI = 35.691 – 38.168 rebanhos).

Além disso, houve aumento na média geométrica da CCST nos últimos anos (Figura 2), com valores de 399.000, 362.000, 362.000, 368.000, 412.000 céls/mL para os anos de 2011, 2012, 2013, 2014 e 2015, respectivamente. Em 2011, a média de rebanhos que realizava análise mensalmente foi de 28.635 (IC 95% = 28.176 – 29.094 rebanhos), aumentando nos anos seguintes: 34.937 (95% IC = 33.688 – 36.186 rebanhos), 37.618 (95% IC = 37.038 – 38.198 rebanhos), 40.533 (95% IC = 39.877 – 41.190 rebanhos) e 41.962 (95% IC = 41.242 – 42.683 rebanhos) em 2012, 2013, 2014 e 2015, respectivamente.

3.3.2 Probabilidade de mudança de classe de pagamento por qualidade

A média das médias geométricas de CCST e do desvio padrão para o grupo de rebanhos pertencente à cada classe foi: Classe 1 – 132.000 ± 118.000 céls/mL; Classe 2 – 297.000 ± 124.000 céls/mL; Classe 3 – 448.000 ± 148.000 céls/mL; Classe 4 – 629.000 ± 192.000 céls/mL; e Classe 5 – 1.340.000 ± 497.000 céls/mL (a classe 5 não foi utilizada para esta análise). Os valores obtidos a partir do cálculo de probabilidade de mudança de classe foram crescentes com o aumento da média e do desvio padrão para a classe 1 (Tabela 3). O mesmo aconteceu para os valores obtidos para a classe 2 (Tabela 4). Por outro lado, para a classe 3 e para a classe 4 os valores de probabilidade de mudança de classe não apresentaram a mesma tendência, sendo esta observada somente com o aumento dos valores de média da CCST (Tabela 5 e 6, respectivamente). Além disso, para as classes 1 e 2 os valores de probabilidade de mudança de classe foram maiores do que nas classes 3 e 4.

Tabela 3 - Valores absolutos e relativos (probabilidade) de mudança de classe para a superior de rebanhos presentes na classe 1 segundo as médias e desvios padrão de CCS do tanque (Classe 1 - 1.000 a 200.000 céls/mL).

Desvio padrão		Média de CCS		
		≤ 100	101 - 150	151 - 200
≤ 50	%	19	30	49
	n ¹ (n*)	42.243 (8.055)	52.306 (15.719)	59.645 (29.463)
50 - 100	%	28	37	52
	n (n)	12.383 (3.437)	20.425 (7.535)	30.125 (15.602)
100 - 150	%	36	46	59
	n (n)	6.652 (2.362)	8.516 (3.933)	12.834 (7.582)
150 - 200	%	41	52	66
	n (n)	4.370 (1.783)	5.099 (2.631)	6.356 (4.195)
> 200	%	52	59	69
	n (n)	14.782 (7632)	14.422 (8.468)	16.886 (11.641)

¹nº total de rebanhos; *nº de rebanhos que mudaram de classe

A fim de evidenciar se a probabilidade de mudança de classe era influenciada pelos valores de média e desvio padrão de CCST, realizou-se a análise de regressão linear múltipla para cada uma das classes (1, 2, 3 e 4). Desta maneira pode-se evidenciar que para as classes 1 e 2 tanto média quanto desvio padrão, tiveram efeito significativo positivo ($p < 0,05$) sobre a probabilidade de mudança de classe (Tabela 7), ou seja, quanto maior a média e o desvio padrão de um rebanho

nestas classes, maior a probabilidade de mudança de classe. Para as classes 3 e 4, como esperado pelos valores observados de probabilidade, somente houve efeito significativo das médias de CCST ($p < 0,05$), ou seja, o desvio padrão para estas classes não foi uma variável significativa dentro do modelo, não influenciando a probabilidade de mudança de classe.

Tabela 4 - Valores absolutos e relativos (probabilidade) de mudança de classe para a superior de rebanhos presentes na classe 2 segundo as médias e desvios padrão de CCS do tanque (Classe 2 - 201.000 a 400.000 céls/mL).

Desvio padrão		Média de CCS			
		201 - 250	251 - 300	301 - 350	351 - 400
≤ 50	%	13	20	30	44
	n ¹ (n*)	57.560 (7.636)	51.344 (10.219)	43.456 (13.189)	36.100 (15.977)
50 - 100	%	15	22	31	43
	n (n)	34.975 (5.390)	35.093 (7.574)	32.720 (10.116)	28.404 (12.216)
100 - 150	%	20	24	33	41
	n (n)	16.680 (3.257)	19.298 (4.715)	20.137 (6.588)	19.079 (7.862)
150 - 200	%	25	29	33	41
	n (n)	8.117 (1.990)	10.073 (2.908)	11.486 (3.845)	12.194 (5.059)
> 200	%	36	41	46	51
	n (n)	18.094 (6.552)	18.354 (7.492)	19.461 (8.997)	20.060 (10.210)

¹nº total de rebanhos; *nº de rebanhos que mudaram de classe

A partir das equações abaixo obtidas pelo modelo de regressão linear múltipla (Tabela 7) é possível calcular a probabilidade de mudança de classe para as diferentes classes:

Classe 1:

$$PROB = 9,9 + (2,1^{-4} * MED) + (7,1^{-5} * DVP) \quad (4)$$

Classe 2:

$$PROB = 10^{[0,7 + (2,3^{-6} * MED) + (7,6^{-7} * DVP)]} \quad (5)$$

Classe 3:

$$PROB = 10^{[0,6 + (2,1^{-6} * MED) + (1,5^{-7} * DVP)]} \quad (6)$$

Classe 4:

$$PROB = 10^{[-0,05 + (2,1^{-6} * MED) + (8,8^{-8} * DVP)]} \quad (7)$$

onde

PROB: probabilidade de mudança da classe;

MED: média atual de CCST do rebanho e

DVP: desvio padrão estimado de CCST do rebanho.

Tabela 5 - Valores absolutos e relativos (probabilidade) de mudança de classe para a superior de rebanhos presentes na classe 3 segundo as médias e desvios padrão de CCS do tanque (Classe 3 - 401.000 a 500.000 céls/mL).

Desvio padrão		Média de CCS	
		401-450	451-500
≤ 50	%	31	42
	n ¹ (n*)	28.868 (8.854)	22.923 (9.726)
50 - 100	%	30	41
	n (n)	24.359 (7.319)	20.192 (8.202)
100 - 150	%	30	39
	n (n)	17.821 (5.333)	15.408 (6.018)
150 - 200	%	30	38
	n (n)	11.702 (3.471)	11.017 (4.147)
> 200	%	38	42
	n (n)	21.643 (8.185)	22.067 (9.183)

¹nº total de rebanhos; *nº de rebanhos que mudaram de classe

Tabela 6 - Valores absolutos e relativos (probabilidade) de mudança de classe para a superior de rebanhos presentes na classe 4 segundo as médias e desvios padrão de CCS do tanque (Classe 4 - 501.000 a 800.000 céls/mL).

Desvio padrão		Média de CCS		
		501 - 600	601 - 700	701 - 800
≤ 50	%	11	20	35
	n ¹ (n*)	33.315 (3.628)	20.993 (4.296)	13.505 (4.724)
50 - 100	%	11	21	34
	n (n)	29.373 (3.262)	19.325 (3.978)	12.689 (4.274)
100 - 150	%	11	20	33
	n (n)	24.230 (2.740)	16.924 (3.450)	11.527 (3.760)
150 - 200	%	13	20	31
	n (n)	18.615 (2.327)	13.575 (2.669)	9.741 (3.052)
> 200	%	17	21	28
	n (n)	441.53 (7.297)	41.096 (8.742)	36.197 (10.143)

¹nº total de rebanhos; *nº de rebanhos que mudaram de classe

Tabela 7 - Regressão linear múltipla por classe de pagamento por qualidade segundo as médias e desvios padrão de CCS do tanque

Classe	Variável	Parâmetro Estimado	p-Valor*	R ² Ajustado
Classe 1 ¹	Intercepto	9,9	0,025	0,88
	Média de CCS	2,1 ⁻⁴	<0,001	
	Desvio Padrão	7,1 ⁻⁵	<0,001	
Classe 2 ^{1,2}	Intercepto	0,7	<0,001	0,88
	Média de CCS	2,3 ⁻⁶	<0,001	
	Desvio Padrão	7,6 ⁻⁷	<0,001	
Classe 3 ^{1,2}	Intercepto	0,6	0,014	0,76
	Média de CCS	2,1 ⁻⁶	0,001	
	Desvio Padrão	1,5 ⁻⁷	0,166	
Classe 4 ^{1,2}	Intercepto	-0,05	0,665	0,92
	Média de CCS	2,1 ⁻⁶	<0,001	
	Desvio Padrão	8,8 ⁻⁸	0,475	

*Diferença significativa considerada $p < 0,05$; ¹Classe 1 - 1.000 a 200.000 céls/mL, Classe 2 - 201.000 a 400.000 céls/mL, Classe 3 - 401.000 a 500.000 céls/mL, Classe 4 - 501.000 a 800.000 céls/mL, Classe 5 - > 800.000 céls/mL; ²Variável dependente transformada em $\log_{10}$.

3.3.3 Previsão e simulação de perda financeira relacionada ao pagamento por qualidade

Para previsão da CCST foram utilizados 1013 rebanhos, alocados nas respectivas classes de PPQL a partir das suas médias geométricas do período

estudado. Desta forma foram utilizados 110, 429, 170, 236 e 68 rebanhos para as classes 1, 2, 3, 4 e 5, respectivamente. Com as médias geométricas mensais de CCST para o grupo de rebanhos de cada classe, foram criados os gráficos de séries temporais (Figura 3).

Nos gráficos é possível identificar a série temporal para cada classe e os valores previstos dentro do intervalo de confiança para previsão (Figura 3 e Tabela 8). A modelagem de séries temporais também identificou efeito de sazonalidade, como tendo um intervalo de 12 meses, e efeito de tendência para todas as classes. Desta forma, a sazonalidade da CCST ocorreu anualmente, enquanto que houve tendência de aumento para todas as classes a partir do ano de 2012 (Figura 3). De maneira geral, os modelos de séries temporais foram eficientes na previsão, apresentando valores de erro de previsão bastante seguros e aceitáveis (Tabela 8).

Para o cálculo das perdas financeiras relacionadas ao pagamento por qualidade foi criada a tabela de perda mensal baseada nos valores previstos pelos modelos de séries temporais da CCST (Tabela 9). A partir disso, como modelo de suposição de uma situação, foram calculadas as perdas anuais médias por litro de leite para cada uma das classes. Considerando os valores do litro do leite, em reais, de 1,34, a margem de lucro de 15%, o valor médio de perda financeira anual devido ao PPQL baseado na CCST e a produção diária de leite, foi possível calcular a quantidade de litros de leite necessária a ser produzida por dia para equivaler às perdas oriundas do não atingimento da máxima bonificação.

Figura 3 - Séries temporais das médias geométricas mensais de CCS do tanque do grupo de rebanhos para cada classe de pagamento por qualidade baseado na CCS do tanque ao longo dos anos de 2011 a 2015 e seus respectivos valores de previsão e intervalo de confiança para o ano de 2016. (Classe 1 - 1.000 a 200.000 céls/mL, Classe 2 - 201.000 a 400.000 céls/mL, Classe 3 - 401.000 a 500.000 céls/mL, Classe 4 - 501.000 a 800.000 céls/mL, Classe 5 - > 800.000 céls/mL).

Tabela 8 - Valores previstos de CCS do tanque $\pm$ erro padrão por classe de pagamento por qualidade baseada na CCS para os meses do ano de 2016.*

Mês	CCS prevista $\pm$ erro padrão x 1.000 céls/mL				
	Classe 1 ¹	Classe 2 ¹	Classe 3 ¹	Classe 4 ¹	Classe 5 ¹
Jan/16	206 $\pm$ 9	366 $\pm$ 14	589 $\pm$ 21	753 $\pm$ 27	1.196 $\pm$ 58
Fev/16	210 $\pm$ 11	382 $\pm$ 16	609 $\pm$ 24	783 $\pm$ 30	1.218 $\pm$ 64

Mar/16	208 ± 11	372 ± 18	582 ± 28	738 ± 33	1.224 ± 76
Abr/16	210 ± 12	366 ± 20	582 ± 31	765 ± 36	1.227 ± 83
Mai/16	195 ± 14	350 ± 22	546 ± 34	704 ± 39	1.156 ± 91
Jun/16	194 ± 14	355 ± 24	544 ± 37	725 ± 41	1.149 ± 98
Jul/16	204 ± 15	349 ± 26	530 ± 40	727 ± 43	1.108 ± 105
Ago/16	197 ± 16	347 ± 27	527 ± 42	710 ± 46	1.069 ± 111
Set/16	196 ± 17	336 ± 28	511 ± 45	701 ± 48	1.032 ± 117
Out/16	206 ± 18	357 ± 30	552 ± 47	737 ± 50	1.122 ± 123
Nov/16	214 ± 18	382 ± 31	593 ± 49	788 ± 52	1.205 ± 128
Dez/16	222 ± 19	401 ± 32	594 ± 51	814 ± 54	1.202 ± 133

*As classes foram baseadas nos programas de pagamentos por qualidade de 13 indústrias coletoras de leite no Brasil; ¹Classe 1 - 1.000 a 200.000 céls/mL, Classe 2 - 201.000 a 400.000 céls/mL, Classe 3 - 401.000 a 500.000 céls/mL, Classe 4 - 501.000 a 800.000 céls/mL, Classe 5 - > 800.000 céls/mL.

Tabela 9 - Perdas financeiras em reais e equivalente-leite (equivalente a litros de leite), considerando os valores previstos para cada classe de pagamento por qualidade baseada na CCS do tanque para os meses do ano de 2016.

Mês	Classe 1 ¹		Classe 2 ¹		Classe 3 ¹		Classe 4 ¹		Classe 5 ¹	
	R\$	Eq.-Leite	R\$	Eq.-Leite	R\$	Eq.-Leite	R\$	Eq.-Leite	R\$	Eq.-Leite
Jan/16	-0,02	-0,015	-0,02	-0,015	-0,05	-0,037	-0,05	-0,037	-0,06	-0,045
Fev/16	-0,02	-0,015	-0,02	-0,015	-0,05	-0,037	-0,05	-0,037	-0,06	-0,045
Mar/16	-0,02	-0,015	-0,02	-0,015	-0,05	-0,037	-0,05	-0,037	-0,06	-0,045
Abr/16	-0,02	-0,015	-0,02	-0,015	-0,05	-0,037	-0,05	-0,037	-0,06	-0,045
Mai/16	0	0	-0,02	-0,015	-0,05	-0,037	-0,05	-0,037	-0,06	-0,045
Jun/16	0	0	-0,02	-0,015	-0,05	-0,037	-0,05	-0,037	-0,06	-0,045
Jul/16	-0,02	-0,015	-0,02	-0,015	-0,05	-0,037	-0,05	-0,037	-0,06	-0,045
Ago/16	0	0	-0,02	-0,015	-0,05	-0,037	-0,05	-0,037	-0,06	-0,045
Set/16	0	0	-0,02	-0,015	-0,05	-0,037	-0,05	-0,037	-0,06	-0,045
Out/16	-0,02	-0,015	-0,02	-0,015	-0,05	-0,037	-0,05	-0,037	-0,06	-0,045
Nov/16	-0,02	-0,015	-0,02	-0,015	-0,05	-0,037	-0,05	-0,037	-0,06	-0,045
Dez/16	-0,02	-0,015	-0,04	-0,03	-0,05	-0,037	-0,06	-0,045	-0,06	-0,045
Média anual	-0,0133	-0,010	-0,0217	-0,016	-0,05	-0,037	-0,0508	-0,038	-0,06	-0,045

*Valores baseados na tabela de pagamento por qualidade (Tabela 1); ¹Classe 1 - 1.000 a 200.000 céls/mL, Classe 2 - 201.000 a 400.000 céls/mL, Classe 3 - 401.000 a 500.000 céls/mL, Classe 4 - 501.000 a 800.000 céls/mL, Classe 5 - > 800.000 céls/mL.

A partir da simulação, a perda financeira equivalente à produção de leite cresceu com o aumento da classe do PPQL, sendo 7%, 11%, 25%, 25% e 30% para as classes 1, 2, 3, 4 e 5, respectivamente (Figura 4). Estes valores também representam quantos animais seriam necessários (em %) para alcançar tal produção, baseando-se na média de produção do rebanho em L/vaca/dia.

Figura 4 – Perda financeira equivalente à produção de leite (%) relacionada somente ao pagamento por qualidade baseado na CCS do tanque (preço do leite considerado de R\$ 1,34 e margem de lucro de 15%) (Classe 1 - 1.000 a 200.000 céls/mL, Classe 2 - 201.000 a 400.000 céls/mL, Classe 3 - 401.000 a 500.000 céls/mL, Classe 4 - 501.000 a 800.000 céls/mL, Classe 5 - > 800.000 céls/mL).

3.4 Discussão

Os resultados encontrados sobre a CCST ao longo dos anos foram semelhantes aos encontrados por Machado e Cassoli (2016), ressaltando que não houve melhora nos últimos anos em relação à essa variável. Neste estudo, o aumento da média geométrica de CCST pode ser explicado em partes pelo aumento do número de rebanhos que passaram a realizar análises ao longo dos anos (Figura 1).

É possível que os rebanhos que passaram a enviar amostras apenas nos últimos anos tenham baixa qualidade do leite, isto é, com valores de CCST mais altos. Entretanto, o aumento no número de rebanhos pode ser devido à exigência das análises pelas indústrias coletoras, ou ainda pode indicar que mais produtores estão preocupados com a qualidade do leite e por esta razão tomaram a iniciativa de analisarem o leite produzido. Outras questões que poderiam ajudar a explicar seriam as características das fazendas em relação à raça, manejo, localização e outras, as quais são informações que não estavam disponíveis neste estudo.

Para probabilidade de mudança de classe, os valores obtidos nas classes 1 e 2 estão de acordo com os resultados obtidos por Lukas, Reneau e Kinsel (2008), onde foi calculada a probabilidade de as fazendas excederem o limite de 400.000 céls/mL considerando sua média e desvio padrão. No estudo acima citado, o limite de 400.000 céls/mL foi o único a ser utilizado para cálculo de probabilidade, enquanto que no nosso caso, foram usadas 4 classes de pagamento por qualidade e que mostraram comportamentos diferentes entre as classes 1 e 2 comparadas com as classes 3 e 4.

A diferença entre os resultados de probabilidade para as classes deve-se ao fato de ser mais difícil para um produtor permanecer em uma classe de PPQL com média menor de CCST, pois precisaria adotar várias práticas de manejo e gestão (JANSEN et al., 2010) que possibilitem a manutenção dos valores de CCST dentro do intervalo destas classes. Segundo Devitt et al. (2013) grande parte das práticas para melhorar a sanidade dos rebanhos e a qualidade do leite desenvolvidas por pesquisadores da área podem ser difíceis de serem utilizadas pelos produtores de leite, principalmente devido à ausência de uma forma de abordagem de ação coletiva de governo, indústrias e especialistas da área. De acordo com Machado e Cassoli (2016), cerca de 50 % dos rebanhos brasileiros se encontram acima do limite de 400.000 céls/mL, ou seja, nas classes superiores (3 e 4) utilizadas neste trabalho, indicando que metade dos rebanhos não consegue manter-se entre as classes de média de CCST menores (Classes 1 e 2).

A partir das equações obtidas por meio dos modelos de regressão linear múltipla (equações 4, 5, 6 e 7) é possível calcular os valores de probabilidade para qualquer rebanho dentro destas classes, uma vez que se tenham os valores de média de CCST de dois meses consecutivos e calculando o desvio padrão estimado, como consta na metodologia deste trabalho. Estes resultados podem ser utilizados

como ferramenta de tomada de decisão por produtores, técnicos e pessoas relacionadas à área.

Se a probabilidade de mudança de classe for grande, atitudes podem ser tomadas para evitar que o produtor passe a uma classe onde o valor pago pelo litro do leite é menor ou a penalização é maior. Desta forma, o produtor pode evitar a perda financeira que teria com a mudança de classe devida ao PPQL. Portanto, os PPQLs são importantes para motivar os produtores a realizarem esforços para reduzir e manter a CCST em valores baixos (BOTARO, GAMEIRO E SANTOS, 2013), sempre visando a redução da variação dos resultados.

Além da probabilidade de mudança de classe, os modelos de séries temporais, quando utilizados e ajustados corretamente, podem vir a servir como ferramenta para tomada de decisão, pois possibilitam realizar uma análise futura dos resultados para CCST dentro das diferentes classes de PPQL. Se os valores previstos, juntamente com os erros de previsão, indicarem que o limite da classe vai ser ultrapassado em determinado momento, ações podem ser tomadas para evitar que o produtor passe a pertencer a uma classe superior do PPQL e venha a ser menos bonificado/penalizado por essa mudança de classe.

Apesar de serem pouco comuns estudos utilizando este tipo de modelagem na área de bovinocultura leiteira, as possibilidades trazidas com esta modelagem são interessantes e poderiam ser utilizadas como forma de abordagem para outras áreas além da qualidade do leite, como por exemplo, previsão da produção de leite (MACCIOTA et al., 2002), detecção de doenças (LARK, NIELSEN e MOTTRAM, 1999; CAVERO et al., 2007; NORBERG et al., 2008), questões mercadológicas de produtos lácteos (SERRA, GOODWIN, 2003), além de ligadas à fisiologia e nutrição (OGINK e KROODSMA, 1996) entre outros.

Por meio dos resultados obtidos pelos modelos de séries temporais foi possível estimar a perda financeira média anual por litro de leite, em equivalente-leite, para cada classe de pagamento por qualidade (Tabela 9). Desta forma, obtiveram-se as perdas financeiras para cada classe e ficou evidente que quanto maior for a classe do PPQL, maior será a perda financeira e, conseqüentemente, a produção de leite diária necessária para equivaler tal perda será maior.

Informações como esta poderiam servir como desencadeadoras de ações para que os produtores melhorem a qualidade do leite, uma vez que, mesmo aqueles submetidos à PPQLs, não apresentaram melhora da qualidade do leite no

que diz respeito à CCST no Brasil (Machado e Cassoli, 2016). Acredita-se que os produtores de leite não percebem a importância de cada centavo perdido por litro. Nesse contexto onde todos os gastos com os fatores de produção já foram pagos, qualquer receita adicional é considerada lucro (BANGA, NESER e GARRICK, 2014), e isto pode representar a diferença entre o sucesso ou fracasso do negócio.

Entretanto, mesmo os produtores que estão sendo submetidos aos PPQLs, podem não sentir necessidade de mudança para reduzir a CCST porque penalizações governamentais baseadas nos limites e CCS e CBT recomendados não são aplicadas e, também, pela forma como os programas são executados. Huijps et al. (2010) e Valeeva, Lam e Hogeveen (2007) comentaram que programas de pagamento por qualidade baseados em penalizações são os mais efetivos. Isto se deve à aversão a perda, o que indica que as pessoas acreditam que as perdas são maiores que os ganhos (HUIJPS et al., 2010). Porém, das tabelas utilizadas nesse trabalho para elaborar a tabela referência do PPQL, nenhuma apresentava o sistema baseado em penalização exclusivamente, sendo sempre sistemas de bonificações unicamente ou conjuntamente à penalizações.

É possível que a maneira como as tabelas são elaboradas não esteja sendo efetiva em demonstrar ao produtor qual a real importância do não atingimento da máxima bonificação/mínima penalização. Segundo Bates e Pattisson (1997) os produtores se informam sobre as questões de precificação do leite e consideram-nas úteis, o que leva a crer que talvez as informações fornecidas não sejam as ideais ou suficientes para fazê-los melhorar. Por consequência, a melhoria da qualidade do leite resultaria em incremento financeiro, melhorando a rentabilidade das fazendas devido aos PPQLs (TEIXEIRA JÚNIOR; LOPES; RUAS, 2015). Portanto, como recomendação é sugerida que as tabelas de pagamento por qualidade do leite sejam reformuladas baseadas em sistemas de penalização unicamente, pois são indicados como sendo mais efetivos.

3.4.1 Aplicabilidade: Exemplo para uma propriedade leiteira

Como forma de exemplificar, simulou-se para um rebanho fictício a aplicação das informações contidas neste estudo. O rebanho possuía 150 vacas em lactação com produção média de 25 litros/vaca/dia o que equivale a 3.750 l/dia. A média de CCST no mês atual foi de 350.000 céls/mL e no mês anterior de 315.000 céls/mL.

Desta forma a diferença entre o mês atual e o mês anterior foi de 35.000 céls/mL. Esta diferença é então dividida pela constante d_2 (1,128) para que possa ser estimado o desvio padrão para médias móveis. Neste caso, o desvio padrão foi igual a 31.028 céls/mL.

Este rebanho pertence à classe 2 (201.000 a 400.000 céls/mL) do PPQL. Desta maneira, a equação (5) é a correta para ser utilizada no cálculo da probabilidade de mudança para classes superiores. Têm-se então a média de CCST atual (350.000 céls/mL) e o desvio padrão estimado (31.028 céls/mL), os quais são as variáveis necessárias para o cálculo na equação (5). Resolvendo a equação obtêm-se a probabilidade de mudança da classe 2 para classes superiores, que nesse caso foi de 34%.

Na classe 2, os rebanhos perdem em média 0,0217 reais, segundo a modelagem de previsão realizada neste estudo (Tabela 9). Considerando a margem de lucro de 15%, o preço do leite de 1,34 reais e a produção de 3750 l/dia do rebanho, pela equação (5), a perda financeira seria equivalente a 11% da produção de leite representando 412,5 l/dia. Multiplicando 412,5 l/dia referentes à perda da classe 2 (0,0217 reais) por 30 dias, obtêm-se a perda mensal de 12.375 litros. Posteriormente, pode-se multiplicar 12.375 litros pelo preço atual do leite, obtendo-se a perda mensal de 16.582,50 reais de perdas devido ao PPQL. Este cálculo pode ser aplicado a outras moedas e países, utilizando os valores de equivalente-leite no cálculo de perdas financeiras.

Além disso, considerando o número de vacas do rebanho e a produção média por vaca, a perda financeira equivalente à produção de leite é de aproximadamente 11%. Desta maneira, os 412,5 litros de leite representam aproximadamente 17 vacas com a média atual de produção do rebanho. Por fim, pode-se dizer que o rebanho perde mensalmente 16.582,50 reais por pertencer à classe 2 de pagamento por qualidade e tem 34% de chances de aumentar estas perdas no mês seguinte por mudar para a classe superior (classe 3).

3.4.2 Limitações

Neste estudo, estava disponível para o grupo de rebanhos apenas a variável resposta CCST. Poucos rebanhos apresentavam outras informações (gordura, proteína, CBT, lactose), o que acabou limitando a exploração dos dados, então,

optou-se por estudar a variável para manter o n amostral representativo. Além disso, as classes de PPQLs utilizadas neste estudo podem ser diferentes entre indústrias e não se enquadrarem na realidade de algumas fazendas, porém trazem a informação generalizada do que tem acontecido Brasil referente aos PPQLs baseados na CCST. Por conta disso, os cálculos de probabilidade de mudança de classe ficaram restritos as classes usadas no estudo.

Considerando a previsão de CCST, será necessário atualizar os valores ao longo dos anos para que os resultados mantenham-se válidos em longo prazo. Além disso, com mais variáveis respostas como gordura, proteína e CBT, é possível prever valores para tais variáveis que também são utilizadas nos PPQLs. Dentro dos modelos de séries temporais, técnicas multivariadas como as propostas por Tsay (2013) têm surgido com grande potencial e aplicabilidade para resultados dentro da área de qualidade do leite, principalmente com indicadores e medidas feitas ao longo do tempo.

3.5 Conclusão

A CCST de rebanhos leiteiros brasileiros não tem mostrado melhora nos últimos anos. O modelo de probabilidade de mudança de classe é uma ferramenta simples que pode auxiliar a tomada de decisão e estimular os produtores a melhorarem a qualidade do leite. Outra possibilidade é o uso de modelos de séries temporais para previsão de valores futuros de CCST, que possibilita estimar as perdas financeiras e evidenciam que elas ocorrem em todas as classes, pois a bonificação máxima não é atingida em todos os meses do ano.

Utilizando os valores médios de perdas mensais estimadas pelo PPQL pode-se notar que a produção de leite necessária para equivaler à perda financeira devido ao PPQL cresce em função da classe, sendo da ordem de 22% na pior das situações. Portanto, recomenda-se que as indústrias utilizem tais informações em cartilhas/notas de pagamento destinadas aos seus clientes para sensibilizá-los das perdas financeiras devido ao pagamento por qualidade do leite.

Referências

- Banga CB, Naser FWC, van der Westhuizen J, Garrick DJ. Economic values for dairy production traits under different milk payment systems in South Africa. **S Afr J Anim Sci.** 2009; 39:112-5.
- Banga CB, Naser FW, Garrick DJ. The economic value of somatic cell count in South African Holstein and Jersey cattle. **S Afr J Anim Sci.** 2014; doi: 10.4314/sajas.v44i2.10.
- Bates SAE, Pattison N. UK milk prices and farmers' attitudes towards them since market de-regulation. **Brit Food J.** 1997; doi: 10.1108/00070709710165188.
- Botaro BG, Gameiro AH, Santos MV. Quality based payment program and milk quality in dairy cooperatives of Southern Brazil: an econometric analysis. **Sci Agric.** 2013; doi: 10.1590/S0103-90162013000100004
- Cavero D, Töllea K-H, Raveb G, Buxadéc C, Krieter J. Analysing serial data for mastitis detection by means of local regression. **Livest Sci.** 2007; doi: 10.1016/j.livsci.2006.10.006.
- Cohen J, Cohen P, West SG, Aiken LS. **Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences.** 3rd ed. Lawrence Erlbaum Associates, Incorporated. 1983.
- Deluyker HA, Shumway RH, Wecker WE, Azari AS, Weaver LD. Modeling daily milk yield in Holstein cows using time series analysis. **J Dairy Sci.** 1990; doi: 10.3168/jds.S0022-0302(90)78701-2.
- Devitt C, McKenzie K, More SJ, Heanue K, McCoy F. Opportunities and constraints to improving milk quality in Ireland: Enabling change through collective action. **J Dairy Sci.** 2013; doi: 10.3168/jds.2012-6001.
- Fernández G, Barreal ML, Pombo MB, Ginzo-Villamayor MJ, González-Manteiga W, Prieto A, Lago N, González-Palencia J. Comparison of the epidemiological behavior of mastitis pathogens by applying time-series analysis in results of milk samples submitted for microbiological examination. **Vet Res Commun.** 2013; doi: 10.1007/s11259-013-9570-1.
- Geary U, Lopez-Villalobos N, O'Brien B, Garrick DJ, Shalloo L. Estimating the impact of somatic cell count on the value of milk utilising parameters obtained from the published literature. **J Dairy Res.** 2014; doi: 10.1017/S0022029914000053.
- Huijps K, Hogeveen H, Antonides G, Valeeva NI, Lam TJGM, Oude Lansink AGJM. Sub-optimal economic behaviour with respect to mastitis management. **Eur Rev Agric Econ.** 2010; doi: 10.1093/erae/jbq036.
- Hyndman RJ, Khandakar Y. Automatic time series forecasting: the forecast package for R. **J Stat Software.** 2008; doi: 10.18637/jss.v027.i03.

Hyndman RJ. **forecast: Forecasting functions for time series and linear models**. R package version 6.2. 2015. <URL: <http://github.com/robjhyndman/forecast>>.

Jansen J, Van Schaik G, Renes RJ, Lam TJ. The effect of a national mastitis control program on the attitudes, knowledge, and behavior of farmers in the Netherlands. **J Dairy Sci.** 2010; doi: 10.3168/jds.2010-3318.

Koop G, Nielen M, Van Werven T. Bulk milk somatic cell counts are related to bulk milk total bacterial counts and several herd-level risk factors in dairy goats. **J Dairy Sci.** 2009; doi: 10.3168/jds.2009-2106.

Lark RM, Nielsen BL, Mottram TT. A time series model of daily milk yields and its possible use for detection of a disease (ketosis). **Anim. Sci.** 1999; doi: 10.1017/S1357729800051420.

Ljung GM, Box GEP. On a measure of lack of fit in time series models. **Biometrika.** 1978; doi: 10.2307/2335207.

Lukas JM, Reneau JK, Kinsel ML. Predicting somatic cell count standard violations based on herd's bulk tank somatic cell count. Part I: Analyzing variation. **J Dairy Sci.** 2008; doi: 10.3168/jds.2007-0647.

Macciotta NPP, Cappio-Borlino A, Pulina G. Time series autoregressive integrated moving average modeling of test-day milk yields of dairy ewes. **J Dairy Sci.** 2000; doi: 10.3168/jds.S0022-0302(00)74974-5.

Macciotta NPP, Vicario D, Pulina G, Cappio-Borlino A. Test day and lactation yield predictions in Italian Simmental cows by ARMA methods. **J Dairy Sci.** 2002. doi: 10.3168/jds.S0022-0302(02)74398-1.

Madalena FE. Valores econômicos para a seleção de gordura e proteína do leite. **R Bras Zootec.** 2000; doi: 10.1590/S1516-35982000000300006.

Machado PM, Cassoli LD. **Mapa da Qualidade - Contagem de células somáticas (ccs) [da] Clínica do leite.** Piracicaba: ESALQ/USP, Edição 1, 2016. 36p..

Martins GA, Madalena FE, Bruschi JH, Costa JL, Monteiro JBN. Objetivos econômicos de seleção de bovinos de leite para fazenda demonstrativa na Zona da Mata de Minas Gerais. **R Bras Zootec.** 2003; doi: 10.1590/S1516-35982003000200008.

Mol RM, Kroeze GH, Achten JMFH, Maatje K, Rossing W. Results of a multivariate approach to automated oestrus and mastitis detection. **Livest Prod Sci.** 1997; doi: 10.1016/S0301-6226(97)00028-6.

Morettin PA, Toloí CMC. **Análise de séries temporais.** 2nd ed. São Paulo: Editora Edgarg Blucher, 2004.

Nightingale C, Dhuyvetter K, Mitchell R, Schukken Y. Influence of variable milk quality premiums on observed milk quality. **J Dairy Sci.** 2008; doi: 10.3168/jds.2007-0609.

Norberg E, Korsgaard IR, Sloth KHMN, LØvendahl P. Time-series models on somatic cell score improve detection of mastitis. **Acta Agric Scand A.** 2008; doi: 10.1080/09064700802621143.

Ogink NWM, Kroodsmas W. Reduction of ammonia emission from a cow cubicle house by flushing with water or a formalin solution. **J Agr Eng Res.** 1996; doi: 10.1006/jaer.1996.0021.

Oliveira CC, Granato D, Caruso MSF, Sakuma AM. **Manual para elaboração de cartas de controle para monitoramento de processos de medição quantitativos em laboratórios de ensaio.** 1st ed. São Paulo: Instituto Adolfo Luiz, 2013. 76 p.

Revelle W. **psych: Procedures for Personality and Psychological Research**, Northwestern University, Evanston, Illinois, USA, 2015. <URL: <http://CRAN.R-project.org/package=psych> Version = 1.5.8.>

Roma Júnior LC, Montoya JFG, Martins TT, Cassoli LD, Machado PF. Sazonalidade do teor de proteína e outros componentes do leite e sua relação com programa de pagamento por qualidade. **Arq Bras Med Vet Zootec.** 2009; doi: 10.1590/S0102-09352009000600022.

Schukken YH, Weersink A, Leslie KE, Martin SW. Dynamics and regulation of bulk milk somatic cell counts. **Can J Vet Res.** 1993; 57:131-5.

Serra T, Goodwin BK. Price transmission and asymmetric adjustment in the Spanish dairy sector. **Appl Econom.** 2003; doi: 10.1080/00036840310001628774.

Souza GN, Brito JRF, Moreira EC, Brito MAVP, Bastos RR. Risk factors associated with high bulk milk somatic cell count in dairy herds from Zona da Mata of Minas Gerais, Brazil. **Arq Bras Med Vet Zootec.** 2005; doi: 10.1590/S0102-09352005000800018.

Teixeira Júnior FEP, Lopes MA, Ruas JRM. Efeito do pagamento por qualidade do leite na rentabilidade da atividade leiteira. **Rev Inst Laticínios Cândido Tostes.** 2015; doi: 10.14295/2238-6416.v70i1.375.

Trapletti A, Hornik K. **tseries: Time Series Analysis and Computational Finance.** R package version 0.10-34. 2015.

Tsay RS. **Multivariate Time series analysis: With R and financial applications.** 1st ed. New Jersey: Wiley & Sons, 2013. 520 p.

Valeeva NI, Lam TJGM, Hogeveen H. Motivation of dairy farmers to improve mastitis management. **J Dairy Sci.** 2007; doi: 10.3168/jds.2007-0095.

Van Soest FJS, Santman-Berends IMGA, Lam TJGM, Hogeveen H. Failure and preventive costs of mastitis on Dutch dairy farms. **J Dairy Sci.** 2016; doi: 10.3168/jds.2015-10561.

Wickham H. **ggplot2: elegant graphics for data analysis.** Springer, New York, 2009.

Wolfová M, Wolf J, Přibyl J. Impact of milk pricing system on the economic response to selection on milk components. **J Anim Breed Genet.** 2007; doi: 10.1111/j.1439-0388.2007.00656.x.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Por meio dos resultados encontrados é possível concluir que prevalência e incidência de MS apresentam níveis alarmantes, sem melhora ao longo dos anos e não diferem entre regiões e tamanho de rebanhos. Além disso, rebanhos que realizam mais testes de CCS individual apresentam menor prevalência de MS, mostrando que a análise de CCS individual deve ser uma prática rotineira para diagnóstico e controle da MS. Em adição, fica evidente que faltam programas de melhoria da qualidade do leite e sanidade dos rebanhos no Brasil, principalmente pelo fato de não haver nenhum tipo de penalização governamental que persuade os produtores a melhorar o controle da MS. Por isso, o desenvolvimento e implantação de programas de melhoria da qualidade do leite devem ser uma prioridade no Brasil.

Desta maneira, em um cenário nacional onde os indicadores de MS se mostram tão elevados, a consequência aparece na CCST, que por sua vez é considerada alta. Altos valores de CCST resultam em menor captação das bonificações oriundas do PPQL pelos produtores, gerando perdas financeiras consideráveis e que, aparentemente, não são percebidas pelos produtores.

Desta forma, os limites de CCST e de outros componentes do leite impostos pelo governo e pelos PPQLs, não tem sido efetivos em sensibilizar os produtores para melhorar a qualidade do leite. Formas de sensibilizar os produtores com relação às perdas oriundas do PPQL seriam disponibilizar tais informações em notas de pagamento ou cartilhas informativas aos produtores, além de criar penalizações governamentais para rebanhos que não estão dentro dos limites legais de produção, considerando que isso pode implicar na motivação para melhoria da qualidade do leite. Além do mais, os métodos estudados neste trabalho podem ser utilizados nas tomadas de decisões para prever futuras perdas e utilizar contramedidas para que estas não ocorram.

Por fim, pesquisas futuras que podem ser consideradas a partir deste estudo são: i) relacionar prevalência e incidência de mastite subclínica em rebanhos leiteiros com a produção de leite dos rebanhos, produção individual das vacas, dias em lactação, CCST, raça dos rebanhos, sistema de criação; ii) previsão para os outros componentes do leite utilizados nos PPQLs, como gordura, proteína, CBT e quantificar as perdas financeiras oriundas dos PPQLs como um todo; além de iii) estudar se a disponibilização da informação da perda financeira devido aos PPQLs

em notas de pagamento ou cartilhas é efetiva para sensibilizar os produtores em melhorar a qualidade do seu leite.