

PORCENTAGEM DE GORDURA E PROTEÍNA EM AMOSTRAS DE LEITE DE TANQUE NO ESTADO DO PARANÁ

(Bulk tank percentages of fat and protein in milk samples from State of Paraná)

Newton Pohl Ribas*, Altair Antônio Valloto, José Augusto Horst, Uriel Vinicius Cotarelli de Andrade, Karyn Cristine Grossman

*Correspondência: newtonribas.ufpr@gmail.com

RESUMO: Avaliou - se os efeitos de meio sobre as porcentagens de gordura e proteína de amostras de tanque coletadas pelas indústrias, analisadas pelo Laboratório de Qualidade do Leite da Associação Paranaense dos Criadores de Bovinos da Raça Holandesa. Foram analisadas 1 950 034 amostras de leite, do período de janeiro de 2005 a abril de 2012, em dez regiões. As médias estimadas, desvios-padrão e CV para % Gordura, % Proteína e Idade da Amostra em dias foram: $3,74 \pm 0,69$, 17,57%; $3,22 \pm 0,27$, 8,12%; e $2,98 \pm 1,57$ dias, respectivamente. Os efeitos incluídos no modelo matemático influenciaram significativamente ($P < 0,01$) as variáveis estudadas. As maiores porcentagens de gordura e proteína ocorreram: no mês de maio ($3,84 \pm 0,0018$) e ($3,31 \pm 0,0007$), no ano de 2010 ($3,71 \pm 0,0015$) e no ano de 2012 ($3,27 \pm 0,0008$), na região de Curitiba ($3,85 \pm 0,0013$) e região de oeste - Cascavel ($3,24 \pm 0,0007$), todavia, para efeito de idade observou-se as maiores médias com seis dias de idade ($3,68 \pm 0,0024$) e ($3,23 \pm 0,0009$). Os resultados evidenciam a necessidade por parte dos produtores e a das indústrias de reavaliarem seus programas de pagamento do leite por qualidade. Palavras- chave: ano de análise; escore da contagem de células somáticas; idade de amostra; mês de análise e região.

Palavras-chave: ano de análise; escore da contagem de células somáticas; idade de amostra; mês de análise e região

Bulk tank percentages of fat and protein in milk samples from State of Paraná

ABSTRACT: Were evaluated the effects of environment on the percentages of fat and protein samples collected by the tank industries, analyzed at the Milk Quality Laboratory of the Associação Paranaense de Criadores de Bovinos da Raça Holandesa (APCBRH – Holstein Association of Parana). A total of 1,950,034 bulk tank milk samples from ten regions of the state of Paraná were analyzed between January 2005 and April 2012. The estimated averages, standard deviations and coefficient of variation for % Fat, % Protein and Sample Age in days were: 3.74 ± 0.69 , 17.57%; 3.22 ± 0.27 , 8.12%; and 2.98 ± 1.57 days, respectively. The effects included in the mathematical model significantly influenced ($P < 0.01$) the variables studied. Higher percentages of fat and protein occurred: in May ($3.84 \pm 0,0018$) and ($3.31 \pm 0,0007$), in 2010 ($3.71 \pm 0,0015$) and in the year 2012 (3.27 ± 0.0008), in Curitiba (3.85 ± 0.0013) and region west - Cascavel (3.24 ± 0.0007) however, an age effect was observed the highest average of 6 days of age (3.68 ± 0.0024) and (0.0009 ± 3.23). Results show the need for producers and reassess their programs of payment for milk quality industries.

Key Words: year of analysis; score of somatic cells; age of the sample; month analysis and region

INTRODUÇÃO

Segundo o Departamento de Economia Rural (DERAL) da Secretaria de Estado da Agricultura e do Abastecimento (SEAB), o Estado do Paraná é o 3º maior produtor nacional de leite, com uma produção de 3,59 bilhões de litros, participando com 11,7% da produção brasileira (Mezzadri *et al.*, 2014).

A caracterização socioeconômica da atividade leiteira do Paraná registrou a estimativa de 114.488 produtores de leite no Estado, sendo que 87%, ou seja, 99.573 produtores comercializam a produção de leite (IPARDES, 2009).

O estudo do IPARDES (2010) de caracterização da indústria de processamento e transformação do leite no Paraná relata 353 unidades industriais processadoras e transformadoras de leite, localizadas em 180 municípios, sendo 101 unidades sob SIF, 126 sob SIP e 126 unidades sob SIM.

Na busca da produção de um leite com melhor qualidade foi implantado pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA) o Programa Nacional de Melhoria da Qualidade do Leite (PNMQL), através da IN 51 (BRASIL, 2002), visando adequar os lácteos aos padrões internacionais, melhorar a competitividade no mercado internacional, assegurando o máximo de rendimento industrial e fornecer ao consumidor brasileiro lácteos com maior valor nutritivo, durabilidade e mais seguros.

Em 2011 o MAPA alterou a IN 51 (BRASIL, 2002), publicando em 30/12/2011 a IN 62 (BRASIL, 2011), contendo novas normas para vigorar a partir de 01/01/2012 estabelecendo novos parâmetros para componentes do leite, contagem bacteriana total (CBT) e contagem de células somáticas (CCS).

Para o monitoramento mensal da qualidade do leite as indústrias de

laticínios do Paraná em atendimento ao Pnmql do Mapa se utilizam dos serviços do Laboratório de Análise da Qualidade do Leite (Lql) do Programa de Análise de Rebanhos Leiteiros do Paraná (Parlpr) da Associação Paranaense de Criadores de Bovinos da Raça Holandesa (Apcbrh), credenciado pelo Mapa e participante da Rede Brasileira de Laboratórios de Qualidade do Leite (Rbql).

Bases de dados do desempenho zootécnico de rebanhos são ferramentas essenciais em apoio ao manejo racional dos animais, programas de avaliação genética de gado leiteiro, programas de rastreabilidade de animais e produtos lácteos e para o planejamento estratégico da cadeia láctea (DÜRR *et al.*, 2011)

Assim, o objetivo desta pesquisa foi avaliar os efeitos de meio ambiente, caracterizados como mês e ano de análise, região, idade da amostra e o escore da contagem de células somáticas, que estariam influenciando as porcentagens de gordura e proteína do leite de amostras de tanque coletadas pelas indústrias de laticínios do Paraná.

MATERIAL E MÉTODOS

Esta pesquisa foi aprovada pelo Comitê de Ética no Uso de Animais da Universidade Federal do Paraná (protocolo 024/2011).

Para o estudo das porcentagens de gordura e proteína, foram utilizadas 1.950.034 amostras refrigeradas de leite de tanques coletadas pelas indústrias de laticínios em propriedades localizadas em 10 regiões no Estado do Paraná, analisadas no período de janeiro de 2005 a abril de 2012.

Segundo a classificação de Köppen (IAPAR, 1999) são identificados dois tipos climáticos no Estado do Paraná, Cfa e Cfb, descritos a seguir:

Cfa- Clima subtropical; temperatura média no mês mais frio inferior a 18°C (mesotérmico) e temperatura média no mês mais quente acima de 22°C, com verões quentes, geadas pouco frequentes e tendência de concentração das chuvas nos meses de verão, contudo sem estação seca definida.

Cfb- Clima temperado propriamente dito; temperatura média no mês mais frio abaixo de 18°C (mesotérmico), com verões frescos, temperatura média no mês mais quente abaixo de 22°C e sem estação seca definida.

A caracterização racial do rebanho leiteiro paranaense apresenta: 28,4% de animais da raça Holandesa, 5,7% Jersey, 17,7% Girolanda, 8,0% Pardo-Suíça e 40,2% não possuem raça definida (IPARDES,2004).

As amostras de leite de tanques foram coletadas mensalmente nas propriedades por pessoal treinado pelas indústrias de laticínios, segundo os procedimentos recomendados pelos manuais de Operações de Campo (Horst, 2008) e de Coleta de Amostras (Horst, 2010) do Laboratório de Análise da Qualidade do Leite do Programa de Análise de Rebanhos Leiteiros do Paraná da Associação Paranaense de Criadores de Bovinos da Raça Holandesa. As amostras foram acondicionadas em frascos padronizados (70 ml), utilizando-se do conservante bronopol (2-bromo-2-nitropropano-1,3-diol) e enviadas ao laboratório.

O número de dias decorridos entre a coleta de leite na fazenda e sua análise no laboratório, Curitiba-PR, foi definido como sendo a idade da amostra. As amostras de leite foram analisadas para porcentagens de gordura e proteína, utilizando-se de analisadores com a tecnologia da absorção diferencial de ondas infravermelhas, Bentley 2000® (Bentley Instruments, 1995a).

Segundo Hartmann (2002) & Paula *et al.* (2004), visando melhor acurácia das análises para amostras de leite de bovinos, as seguintes restrições foram impostas ao banco de dados: CCS menor ou igual a zero e maior que 4.525.000 células/ mL; gordura menor que 1,5% e maior que 6,5%; proteína menor que 1,5% e maior que 6,5% e idade de amostra menor que um e maior que sete dias.

As análises das características estudadas foram realizadas utilizando-se do seguinte modelo estatístico:

$$Y_{ijklm} = \mu + M_i + A_j + R_k + I_l + ECS_m + e_{ijklm}$$

Em que:

Y_{ijklm} = observação referente as porcentagens de gordura e proteína de amostras de leite de tanques, coletadas no mês i , no ano j , na região k , com idade da amostra l , ECS_m e erro aleatório associado a cada observação e_{ijklm} , onde:

μ = média geral;

M_i = efeito do mês de análise i , sendo $i = 1$ (jan), 2 (fev), ..., 12 (dez);

A_j = efeito do ano de análise j , sendo $j = 2005, 2006, \dots, 2012^*$;

R_k = efeito da região k , sendo $k = 1, 2, \dots, 10$;

I_l = efeito da idade da amostra em dias l , sendo $l = 1, 2, \dots, 7$;

ECS_m =escore da contagem de células somáticas, sendo $m = 0, 1, \dots, 8$;

e_{ijklm} = erro aleatório associado a cada observação Y_{ijklm} .

*o ano de 2012 está representado apenas por amostras de leite coletadas nos quatro primeiros meses do ano.

A variável CCS é o resultado da leitura do equipamento por citometria de fluxo, Somacount 500® (Bentley Instruments, 1995b), em mil células/ mL; o ECS é o resultado da transformação logarítmica da CCS (Ali; Shook, 1980 & Shook, 1982), obtida pela equação $ECS = \log_2 (CCS/100) + 3$. Os valores de ECS correspondentes ao intervalo de CCS de zero a 12.000 células/ mL foram

forçados a serem iguais a zero, para se evitarem números negativos; as concentrações de gordura e proteína foram realizadas através do equipamento por leitura de absorção infravermelha, Bentley 2000® (Bentley Instruments, 1995a).

A análise dos dados foi realizada adotando-se o programa computacional SAS® versão 9.3 (2011) pelo modelo estatístico tipo III, utilizando-se dos seguintes procedimentos Proc Means, Proc Freq, Proc GLM e Proc Corr. A comparação entre médias foi realizada por meio do Teste de Tukey a 1% de probabilidade.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

As médias estimadas, respectivos desvios padrão e coeficientes de variação obtidas nesta pesquisa foram para: % gordura ($3,74 \pm 0,69$; 17,57%), % proteína ($3,22 \pm 0,27$; 8,12%), em amostras de leite de tanques analisados no período de 2005 a 2012. A idade da amostra apresentou média de $2,98 \pm 1,57$ dias.

Na tabela 1, apresentamos médias obtidas por dezessete autores, sendo o valor médio de 3,74% para a % gordura e 3% para a % proteína. Todavia em países que estabeleceram programas de melhoria da qualidade do leite como Nova Zelândia, Holanda, Alemanha, Suíça, Austrália e França, as porcentagens de gordura e proteína são muito superiores as estimadas por autores brasileiros, variando de 4,0% a 4,84% para gordura e de 3,29% a 3,71% para proteína.

Segundo a análise de variância, todos os efeitos incluídos no modelo estatístico (mês de análise, ano de análise, região, idade da amostra e escore da contagem de células somáticas) foram significativos ($P < 0,01$).

Tabela 1 - Médias de porcentagens de gordura e proteína obtidas por diferentes autores.

AUTOR (ANO)	Nº DE OBS.	% GORDURA		% PROTEÍNA	
		MÉDIA		MÉDIA	
BAJALUK, S.A.B (1999)	672 881	3,41		3,13	
OSTRENSKY, A. (1999)	640 937	3,42		3,14	
TEIXEIRA, N.M. et al (2003)	102 098	3,57		3,14	
VARGAS, D.P (2012)	44 089	3,58		3,09	
ALMEIDA, R. et al (2003)	2 512	3,65		3,37	
ALBERTON, J. et al (2012)	18 366	3,66		3,27	
ICAR, Itália (2011)	1 754 981	3,72		3,36	
MILANI, M.P. (2011)	1 946	3,74		0,22	
ICAR, Canadá (2012)	959 100	3,88		3,24	
ANDRADE, U. V. C. E. et al. (2009)	1 132	3,96		3,45	
ICAR, França (2012)	3 644 000	4,0		3,41	
ICAR, Austrália (2012)	1 985 000	4,05		3,31	
VALACTA (2012)	7 765 842	4,06		3,37	
ICAR, Suíça (2010)	700 315	4,08		3,29	
ICAR, Alemanha (2012)	4 190 485	4,13		3,41	
ICAR, Holanda (2012)	1 325 144	4,38		3,54	
ICAR, Nova Zelândia (2012)	4 634 226	4,84		3,71	

O efeito do mês de análise influenciou significativamente as porcentagens de gordura e proteína ($P < 0,01$). Na tabela 2, observamos maiores estimativas de médias ajustadas para as porcentagens de gordura e proteína nos meses de abril, maio e junho (final de outono e início do inverno), respectivamente $3,78 \pm 0,0018$; $3,29 \pm 0,0007$; $3,84 \pm 0,0018$; $3,31 \pm 0,0007$ e $3,79 \pm 0,0019$; $3,28 \pm 0,0007$. As menores estimativas foram para os meses de novembro, dezembro e janeiro (verão), respectivamente $3,54 \pm 0,0019$; $3,16 \pm 0,0007$; $3,51 \pm 0,0019$; $3,14 \pm 0,0007$ e $3,55 \pm 0,0018$; $3,14 \pm 0,0007$.

Alberton *et al.* (2012), constatou uma superioridade quanto a concentração de gordura e proteína no outono e inverno ($p < 0,01$), semelhante aos resultados obtidos nesta pesquisa. Altas temperaturas ambientais são citadas como responsáveis por redução no conteúdo de proteínas totais no leite nas estações mais quentes. O que prejudica a produtividade e o consumo de alimentos pelos animais é a associação entre alta umidade relativa e alta temperatura ambiental. Aliado a isso, no inverno a alimentação é mais favorável, com qualidade nutritiva superior á das pastagens de verão.

Couvreur *et al.* (2006) & Heck *et al.* (2009) encontraram maiores teores

de gordura no leite durante o verão (maior utilização de forragem fresca) do que no inverno (maior oferta de forragem conservada).

Peres *et al.* (2002) estudando 257.540 amostras de leite, nos Estados de Santa Catarina, Paraná e São Paulo, observou efeito significativo ($P < 0,001$) de mês de análise para as porcentagens de gordura e proteína, encontrando as maiores médias para o período de abril a julho. Estes resultados são justificados pela ocorrência de temperaturas adequadas que minimizam o estresse calórico durante os meses de abril a julho com temperaturas dentro da zona de conforto térmico dos animais, influenciando diretamente o consumo de matéria seca, o metabolismo, bem como, a qualidade das forragens, estando de acordo com os resultados obtidos neste trabalho.

Tabela 2 - Número de Observações (n), Número de Observações Acumuladas (%), Estimativas das Médias Ajustadas e Erro-Padrão (ep) pelo Método dos Quadrados Mínimos da % gordura e % proteína, segundo o Mês de Análise.

MÊS DE ANÁLISE	N	%	% GORDURA		% PROTEÍNA	
			Média ² ±	EP	Média ² ±	EP
Janeiro	165.665	8,50	3,55 ^a ±	0,0018*	3,14 ^a ±	0,0007**
Fevereiro	161.031	16,75	3,58 ^b ±	0,0019**	3,18 ^b ±	0,0007**
Março	183.159	26,15	3,67 ^c ±	0,0018**	3,25 ^c ±	0,0007**
Abril	178.901	35,32	3,78 ^d ±	0,0018**	3,29 ^d ±	0,0007**
Mai	170.074	44,04	3,84 ^e ±	0,0018**	3,31 ^e ±	0,0007**
Junho	153.014	51,89	3,79 ^f ±	0,0019**	3,28 ^f ±	0,0007**
Julho	155.888	59,88	3,72 ^g ±	0,0019**	3,25 ^g ±	0,0007**
Agosto	157.926	67,98	3,64 ^h ±	0,0019**	3,23 ^h ±	0,0007**
Setembro	150.967	75,72	3,61 ⁱ ±	0,0019**	3,21 ⁱ ±	0,0007**
Outubro	159.212	83,89	3,56 ^j ±	0,0019**	3,17 ^j ±	0,0007*
Novembro	156.159	91,90	3,54 ^k ±	0,0019*	3,16 ^k ±	0,0007*
Dezembro	158.038	100,00	3,51 ^l ±	0,0019**	3,14 ^l ±	0,0007**
TOTAL	1.950.034					

** ($P < 0,01$) * ($P < 0,05$)

²Médias seguidas de pelo menos uma mesma letra não diferem estatisticamente entre si, pelo teste de Tukey ($P < 0,01$)

O efeito de ano de análise influenciou significativamente as porcentagens de gordura e proteína ($P < 0,01$).

Na tabela 3 observamos que no período de 2005 a 2012 as porcentagens de gordura e proteína aumentaram de $3,62 \pm 0,0021$ para $3,70 \pm 0,0020$ e $3,17 \pm 0,0008$ para $3,27 \pm 0,0008$, respectivamente. Estas variações podem ser justificadas por fatores de ordem econômica, como os preços

pagos aos produtores, o pagamento por qualidade, os preços pagos pelos insumos, que podem atuar como estímulo ou desestímulo à produção. Bem como, diferenças climáticas, de alimentação e da qualidade da forragem oferecida entre os anos estudados (Hartmann, 2002).

Teixeira *et al.* (2003) em rebanhos da raça Holandesa no Estado de Minas Gerais observaram que a interação rebanho-ano de controle foi o efeito responsável pela maior parte da variação da produção de leite, porcentagem de gordura e escore de células somáticas.

Segundo Noro *et al.* (2004) a variação da proteína com relação ao ano de controle, possivelmente ocorreu em função da variabilidade dos rebanhos avaliados a cada ano de controle, do manejo nutricional dos rebanhos nos diferentes anos e de fatores econômicos ligados à produção.

Tabela 3 - Número de observações (N), número de observações acumuladas (%), estimativas das médias ajustadas e erros-padrão (EP) pelo método dos quadrados mínimos da % gordura e % proteína, segundo o ano de análise.

ANO DE ANÁLISE	N	%	% GORDURA		% PROTEÍNA	
			Média ^A ±	EP	Média ^A ±	EP
2005	125.257	6,42	3,62 ^a ±	0,0021**	3,17 ^a ±	0,0008**
2006	186.438	15,98	3,61 ^b ±	0,0017**	3,19 ^b ±	0,0007**
2007	262.332	29,44	3,60 ^c ±	0,0015**	3,18 ^c ±	0,0006**
2008	326.385	46,17	3,65 ^d ±	0,0014 ^{NS}	3,21 ^d ±	0,0005**
2009	337.243	63,47	3,65 ^{NS} ±	0,0014 ^{NS}	3,23 ^e ±	0,0005**
2010	276.463	77,65	3,71 ^f ±	0,0015**	3,25 ^f ±	0,0006**
2011	287.339	92,38	3,67 ^g ±	0,0015**	3,24 ^g ±	0,0006**
2012 ^B	148.577	100,00	3,70 ^h ±	0,0020**	3,27 ^h ±	0,0008**
TOTAL	1.950.034					

^{NS} Não Significativo ** ($P < 0,01$) * ($P < 0,05$)

^A Médias seguidas de pelo menos uma mesma letra não diferem estatisticamente entre si, pelo Teste de Tukey ($P < 0,01$)

^B 2012 Está representado por apenas amostras de leite de tanques coletadas nos quatro primeiros meses do ano

O efeito de região influenciou significativamente as porcentagens de gordura e proteína ($P < 0,01$).

Na tabela 4, observamos que a maior média para porcentagem de gordura ocorreu na região metropolitana de Curitiba ($3,85 \pm 0,0013$) e para porcentagem de proteína ocorreu na região Sudoeste – Francisco Beltrão ($3,26 \pm 0,0010$). Entretanto as menores médias foram observadas na região centro oriental – Ponta Grossa ($3,52 \pm 0,0019$), e na região centro sul -

Guarapuava (3,17 ± 0,0005). Estas diferenças entre regiões geográficas do estado do Paraná podem ser justificadas por variações no clima, relevo, condições do solo, composição racial dos rebanhos, alimentação, manejo e intensidade de seleção (Hartmann,2002).

Peres *et al.* (2002) estudando 257.540 amostras de leite, oriundas de 32.590 rebanhos dos Estados de Santa Catarina, Paraná e São Paulo, observou efeito significativo ($P<0,001$) de micro-região com resultados semelhantes desta pesquisa.

Tabela 4 - Número de Observações (n), Número de Observações Acumuladas (%), Estimativas das Médias Ajustadas e Erros-padrão (ep) pelo Método dos Quadrados Mínimos da % gordura e % proteína segundo a Região.

REGIÃO MUNICÍPIO SEDE	N	%	% GORDURA		% PROTEÍNA	
			Média ²	± EP	Média ²	± EP
1. Noroeste Umaraima	61.991	3,18	3,54 ^a	± 0,0027*	3,23 ^a	± 0,0011**
2. Centro Occidental Campo Mourão	414.991	24,46	3,50 ^b	± 0,0011*	3,21 ^b	± 0,0047**
3. Norte Central Londrina	145.630	31,93	3,77 ^c	± 0,0019*	3,24 ^c	± 0,0076**
4. Norte Pioneiro Cornélio Procopio	35.372	33,74	3,67 ^d	± 0,0035*	3,18 ^d	± 0,0014**
5. Centro Oriental Ponta Grossa	138.721	40,86	3,52 ^e	± 0,0019*	3,23 ^e	± 0,0007**
6. Oeste Cascavel	135.252	47,79	3,60 ^f	± 0,0019*	3,24 ^f	± 0,0007**
7. Sudoeste Francisco Beltrão	73.903	51,58	3,55 ^g	± 0,0025*	3,26 ^g	± 0,0010**
8. Centro Sul Guarapuava	502.468	77,35	3,64 ^h	± 0,0013*	3,17 ^h	± 0,0005*
9. Sudeste Iratí	51.142	79,97	3,77 ⁱ	± 0,0030*	3,19 ⁱ	± 0,0012**
10. Metropolitana de Curitiba	390.564	100,00	3,85 ^j	± 0,0013*	3,22 ^j	± 0,0005**
TOTAL	1.950.034					

*($P<0,05$), **($P<0,01$)
¹ Médias seguidas de pelo menos uma mesma letra não diferem estatisticamente entre si, pelo teste de Tukey ($P<0,01$)

O efeito de idade de amostra influenciou significativamente as porcentagens de gordura e proteína ($P<0,01$). Assim, observamos que quando a idade de amostra passou de 1 dia para 6 dias, as porcentagens de gordura e proteína aumentaram de 3,63% para 3,68% e 3,21% para 3,23%, respectivamente. As dificuldades de logística das transportadoras, praticamente obrigam o LQL do PARLPR da APCBRH a aceitar amostras com até sete dias de idade. Segundo Peres *et al.* (2002) avaliando rebanhos nos Estados de Santa Catarina, Paraná e São Paulo, também observou efeito significativo ($P<0,001$) de idade de amostra. Os coeficientes de

regressão estimados neste efeito, indicaram que para cada dia de aumento na análise das amostras, corresponderam a um acréscimo de 0,00612 no teor de gordura, um decréscimo nos teores de proteína 0,00336 unidades percentuais, respectivamente.

Tabela 5 - Número de Observações (n), Número de Observações Acumuladas (%), estimativas das Médias ajustadas e Erros-padrão (ep), pelo Método dos Quadrados mínimos da % gordura e % proteína, segundo a Idade da Amostra.

IDADE AMOSTRA (EM DIAS)	N	%	% GORDURA		% PROTEÍNA	
			Média	± EP	Média	± EP
1	282.619	14,49	3,63 ^a	± 0,0014 ^{ns}	3,21 ^a	± 0,0005 ^{ns}
2	685.983	49,67	3,63 ^{ab}	± 0,0011 ^{ns}	3,21 ^b	± 0,0004 ^{ns}
3	358.766	68,07	3,64 ^c	± 0,0013 [*]	3,22 ^c	± 0,0005 ^{ns}
4	258.364	81,32	3,65 ^d	± 0,0015 ^{ns}	3,22 ^d	± 0,0006 ^{ns}
5	206.047	91,88	3,67 ^e	± 0,0017 [*]	3,23 ^e	± 0,0006 ^{ns}
6	88.496	96,42	3,68 ^f	± 0,0024 [*]	3,23 ^f	± 0,0009 ^{ns}
7	69.759	100,00	3,65 ^{cde}	± 0,0027 ^{ns}	3,21 ^{de}	± 0,0010 ^{ns}
TOTAL	1.950.034					

*($P<0,05$), **($P<0,01$) e ^{ns}(não significativo)
¹ Médias seguidas de pelo menos uma mesma letra não diferem estatisticamente entre si, pelo teste de Tukey ($P<0,01$)

O efeito de escore da contagem de células somáticas (ECS), influenciou significativamente as porcentagens de gordura e proteína ($P<0,01$), apresentando correlação média e positiva entre a gordura e o ECS (0,207), todavia a proteína apresentou correlação baixa e positiva com o ECS (0,029) ($P<0,01$).

Na tabela 6, apresentamos as relações entre o ECS variando de 0 a 8 com as respectivas médias ajustadas para porcentagem de gordura e proteína. Quando o ECS variou de zero para oito (de zero a 4.525.000 células/mL) a porcentagem de gordura aumentou de 3,28 para 3,96%, e a proteína de 3,15 para 3,28%.

Estes resultados são justificados por infecção na glândula mamária ocasionando um aumento no pH, mudanças na permeabilidade da membrana que separa o sangue do leite, levando a aumento do influxo de albumina e de imunoglobulinas para o interior da glândula mamária, aumentando a concentração de proteína total do leite e paralelamente ao aumento das proteínas séricas no leite, ocorre diminuição na concentração de

caseína, devido principalmente à degradação da caseína pelas proteases de origem bacteriana, dos leucócitos e do sangue, e também devido a sua reduzida síntese justificada por Santos Noro (2004) e Cunha *et al.* (2008).

Peres *et al.* (2002), relatou também que as porcentagens de gorduras e proteína foram influenciadas de forma significativa ($P < 0,01$) pelo ECS. Apresentando respectivamente as correlações de 0,170 e -0,04. Atribuindo ao aumento das porcentagens de gordura principalmente pela queda da produção de leite, observada com o aumento do escore. Todavia, as alterações na porcentagem de proteína do leite com o aumento do ECS, são justificadas por decréscimo do teor de caseína, enquanto as proteínas séricas, de menor valor, estão aumentadas.

Tabela 6 - Classes de Escore de Células Somáticas (ecs), Variação da cst, número de observações (n), número de observações acumuladas (%), estimativas das médias ajustadas e erros-padrão (ep) pelo método dos quadrados mínimos, segundo a porcentagem de gordura (gord) e proteína (prot).

EC	VARIACÃO	N	%	%	±	EP	%	±	EP
S	DA			GORD ²			PROT ²		
	CSST ¹								
0	0 a 17	30.439	1,56	3,28 ^a	± 0,0038**	3,15 ^a	± 0,0015**		
1	18 a 34	42.581	3,74	3,42 ^b	± 0,0032**	3,17 ^b	± 0,0013**		
2	35 a 70	63.934	7,02	3,47 ^c	± 0,0027**	3,21 ^c	± 0,0010**		
3	71 a 140	167.315	15,60	3,57 ^d	± 0,0017**	3,23 ^d	± 0,0006**		
4	141 a 282	384.531	35,32	3,68 ^e	± 0,0012**	3,23 ^e	± 0,0004**		
5	283 a 565	597.231	65,95	3,75 ^f	± 0,0010**	3,22 ^f	± 0,0004**		
6	566 a 1.130	454.298	89,25	3,82 ^g	± 0,0012**	3,23 ^g	± 0,0004**		
7	1.131 a 2.262	170.923	98,01	3,90 ^h	± 0,0017**	3,24 ^h	± 0,0007**		
8	2.263 a 4.525	38.782	100,00	3,96 ⁱ	± 0,0034**	3,28 ⁱ	± 0,0013**		
TOTAL		1.950.034							

¹(x 1.000 células/mL)
²Médias seguidas de pelo menos uma mesma letra não diferem estatisticamente entre si, pelo teste de Tukey ($P < 0,01$)
^a($P < 0,05$), ^b($P < 0,01$) e ^{NS}(não significativo)

CONCLUSÃO

A grande frequência de amostras encontradas no ECS cinco (65,95%) sugerem um elevado nível de mastite nos rebanhos estudados, associado com significativa quantidade de quartos infectados e perdas na produção de leite. Frente aos resultados encontrados, fica evidente a necessidade por parte dos produtores e a das indústrias de reavaliarem seus programas de gestão de controle da mastite que focam a saúde da glândula mamária e pagamento do leite por qualidade com foco nas porcentagens

de gordura, proteína no leite e escore da contagem de células somáticas.

AGRADEIMENTOS

Ao FUNDO PARANÁ da Secretaria da Ciência, Tecnologia e Ensino Superior pelo apoio financeiro através dos convênios números 01/07 e 19/07, com a Fundação da Universidade Federal do Paraná para o Desenvolvimento da Ciência, da Tecnologia e da Cultura, que possibilitaram a realização deste projeto de pesquisa.

REFERÊNCIAS

ALBERTON, J.; ALBERTON, L. R.; PACHALY, J. R.; OTUTUMI, L. K.; ZAMPIERI, T. M.; AGOSTINIS, R. O. Estudo da qualidade do leite de amostras obtidas de tanques de resfriamento em três regiões do estado do Paraná. Arq. Ciênc. Vet. Zool. UNIPAR, Umuarama, v. 15, n. 1, p. 5-12, jan./jun. 2012.

ALVES, C. Efeito de variações sazonais na qualidade do leite cru refrigerado de duas propriedades de Minas Gerais. 2006. 65 f. Dissertação (Mestrado em Medicina Veterinária) - Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2006.

BAJALUK, S.A.B.; RIBAS, N.P.; MONARDES, H.G. *et al.* Efeito de fatores ambientais sobre a produção de leite, porcentagem de gordura e porcentagem de proteína em vacas da raça Holandesa no estado do Paraná. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 36., 1999, Porto Alegre. Anais... Porto Alegre: Sociedade Brasileira de Zootecnia, 1999. p.36.

BRASIL. Ministério da Agricultura e do Abastecimento. Altera a Instrução Normativa n. 51/2002. Estabelece novos prazos e limites para a redução de CBT e CCS até o ano de 2016, chegando aos valores de 100 mil/mL e 400 mil/mL, respectivamente. Suprime os Regulamentos Técnicos de Identidade e Qualidade dos leites tipos "B" e "C". Portaria n. 62, de 30 de dezembro de 2011. Diário Oficial da República Federativa do Brasil, Brasília, DF, n. 251, 30 dez. 2011.

BENTLEY INSTRUMENTS. 1995a. Bentley 2000 Operator's Manual. Chaska. p.77.

BENTLEY INSTRUMENTS. 1995b. Somacount 300 Operator's Manual. Chaska. p.12.

- CARVALHO M.P. Manipulando a composição do leite: Gordura. Curso Online: Qualidade do Leite. Disponível em: [HTTP://www.milkpoint.com.br](http://www.milkpoint.com.br), 2014. Acessado em: 8 de novembro de 2011.
- COUVREUR, S. *et al.* The linear relationship between the proportion of fresh Grass in the cow diet, milk fatty acid composition, and butter properties. *Journal of Dairy Science*, Champaign, v.89,n.6,p.1956-1969, June 2006.
- CUNHA, R. P. L.; MOLINA, L. R.; CARVALHO, A. U.; FACURY FILHO, E. J.; FERREIRA, P. M.; GENTILINI, M. B. Mastite subclínica e relação da contagem de células somáticas com número de lactações, produção e composição química do leite em vacas da raça Holandesa. *Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia*, Belo Horizonte, v. 60, n. 1, p. 19-24, 2008.
- DÜRR, J. W.; RIBAS, N. P.; COSTA, C. N.; HORST, J. A.; BONDAN, C. Milk recording as an indispensable procedure to assure Milk quality. *Revista Brasileira de Zootecnia*, Viçosa, v. 40, p. 76-81, 2011.
- GONZALEZ, H. L.; FISCHER, V.; RIBEIRO, M. E. R.; STUMPF, W. J.; GOMES, J. F. FAGUNDES, M.; SILVA, M. A. Comparação da qualidade do leite em diferentes sistemas de produção da bacia leiteira de pelotas, RS. *R. Bras. Agrociência*, Pelotas, v. 12, n. 4, p.475-482, out-dez, 2006.
- HARTMANN, W. Sólidos totais em amostras de leite de tanques. 56 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Veterinárias) – Curso de Pós-Graduação em Ciências Veterinárias, Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2002.
- HARTMANN, W. Características físico-químicas, microbiológicas, de manejo e higiene na produção de leite bovino na região oeste do Paraná: ocorrência de listeria monocytogenes, Curitiba, PR, 2009. Tese de Doutorado no Curso de Pós-Graduação em Tecnologia de Alimentos, Universidade Federal do Paraná, 2009.
- HECK, J. M. L. *et al.* Seasonal variation in the Dutch bovine raw milk composition. *Journal of Dairy Science*, Champaign, v.92,n.10,p.4745-4755, Oct.2009
- HORST, J. A. Manual de Operações de Campo. Curitiba: Programa de Análise de Rebanhos Leiteiros do Paraná - APCBRH, 2008.
- HORST, J. A. Manual de Coleta de Amostras: Componentes e CCS. Curitiba: Programa de Análise de Rebanhos Leiteiros do Paraná - APCBRH, 2010.
- ICAR, International Committee for Animal Recording. Disponível em: <http://www.icar.org>. Acessado em: 17 de Junho de 2014.
- INSTITUTO AGRONômICO DO PARANÁ (IAPAR). Cartas climáticas do Paraná. Londrina: IAPAR, 1999.
- INSTITUTO PARANAENSE DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL (IPARDES). Leituras regionais: Regiões geográficas paranaenses: sumário. Curitiba, 2004.
- INSTITUTO PARANAENSE DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL (IPARDES). Caracterização da indústria de processamento e transformação do leite no Paraná. Curitiba, 2010.
- MEZZADRI F. P., LEITE. A importância da Atividade Leiteira Familiar Paranaense, DERAL/SEAB(2012), http://www.agricultura.pr.gov.br/modules/qas/uploads/3186/leite_27agosto2012.pdf. Acesso em: 26 de maio, 2014.
- NORO, G. Fatores ambientais que afetam a produção e a qualidade do leite em rebanhos ligados a cooperativas gaúchas. 92 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Veterinárias) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2004.
- PAULA, M. C.; RIBAS, N. P.; MONARDES, H. G.; ARCE, J. E.; ANDRADE, U. V. C. Contagem de Células Somáticas em Amostras de Leite. *Revista Brasileira de Zootecnia*, Viçosa, v. 33, n. 5, p. 1303-1308, 2004.
- PERES, J.R. O leite como ferramenta do monitoramento nutricional In: USO DO LEITE PARA MONITORAR A NUTRIÇÃO E O METABOLISMO DE VACAS LEITEIRAS, 1., 2001, Passo Fundo, Anais... Porto Alegre: Félix González *et al.* (Eds.), 2002. p.29-43.
- PONSANO, E.H.G. *et al.* Correlação entre métodos tradicionais e espectroscopia de ultrassom na determinação de características físico-químicas do leite. *Arq. Bras. Med. Vet. Zootec.*, Ago 2007, vol.59, no.4, p.1052-1057.
- SAS® System for Linear Models, version 9.3. Cary: SAS institute, 2011.
- TEIXEIRA, N.M.; FREITAS, A.F.; BARRA, R.B. Influência de fatores de meio ambiente na variação mensal da composição e contagem de células somáticas do leite em rebanhos no Estado de Minas Gerais. *Arquivos Brasileiros de Medicina Veterinária e Zootecnia*, v.55, n.1, p. 4911-499, 2003.
- ANDRADE, W. HARTMANN, M. L. MASSON. Isolamento microbiológico, contagem de células somáticas e contagem bacteriana

total em amostras de leite. ARS VETERINARIA, Jaboticabal, SP, v.25, n.3, 129-135, 2009.

VALACTA, Dairy Production Centre of Expertise Quebec-Atlantic. Disponível em: <http://www.valacta.com>. Acessado em: 20 de Novembro de 2013.