

ESTUDO DO RELACIONAMENTO DO NÚMERO DE BACTÉRIAS NO LEITE CAPRINO COM PRÁTICAS DE HIGIENE VIA MODELOS LINEARES GENERALIZADOS

Ângela Patrícia Alves Coelho GRACINDO¹
Idemauro Antonio Rodrigues de LARA²
Débora Andréa Evangelista FAÇANHA³
Genildo Fonseca PEREIRA¹

- **RESUMO:** Nesse trabalho, objetivou-se identificar as práticas de higiene adotadas em ordenha que mais influenciam na manutenção da qualidade do leite caprino, a fim de se definirem estratégias de orientação bem como de reorientação dessas práticas, essenciais para a qualidade do produto. Os dados foram coletados em treze propriedades de agricultores familiares, localizadas na Região Central do Rio Grande do Norte, com cinco repetições em cada uma delas. A variável resposta de interesse foi a Contagem Bacteriana Total (em UFC/mL) e as covariáveis relacionadas às práticas higiênicas de ordenha foram: limpeza do local, higiene do ordenhador, realização do teste da caneca e mastite, higienização dos animais e coagem do leite. Considerando a natureza da variável resposta utilizou-se o modelo de regressão Poisson com função de ligação logarítmica. No entanto, o modelo não se ajustou aos dados, apresentando uma superdispersão. Como alternativa, utilizou-se a distribuição binomial negativa para acomodar a heterogeneidade excessiva, permitindo um ajuste adequado. A seleção de modelos foi feita por meio da análise do desvio. Observou-se que a covariável de maior contribuição para a diminuição da contagem bacteriana total e, consequentemente, para uma melhor qualidade do leite caprino recém ordenhado foi a coagem.
- **PALAVRAS-CHAVE:** Qualidade higiênica; leite cru; modelos lineares generalizados; superdispersão.

¹Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia do Rio Grande do Norte – IFRN, Campus Apodi, Rio Grande do Norte, Brasil. E-mail: angela.gracindo@ifrn.edu.br / genildo.pereira@ifrn.edu.br

²Universidade de São Paulo – USP, Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” – ESALQ, Departamento de Ciências Exatas, Piracicaba, SP, Brasil. E-mail: idemauro@usp.br

³Universidade Federal Rural do Semi-Árido – UFERSA, Departamento de Ciência Animal, Mossoró, RN, Brasil. E-mail: debora@ufersa.edu.br

1 Introdução

A agricultura familiar é uma forma de produção na qual os próprios agricultores dirigem o processo produtivo, dando ênfase na diversificação e utilizando como mão-de-obra o trabalho familiar, eventualmente complementado pelo trabalho assalariado. No Brasil, o PRONAF (Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar) apoia o desenvolvimento dessas atividades como segmento gerador de postos de trabalho e de renda (BRASIL, 2010). Dentre as possíveis práticas de agricultura familiar está a caprinocultura, que nos últimos anos vem passando por grandes mudanças e apresenta-se como atividade promissora, estando os maiores rebanhos localizados, principalmente, em zonas semi-áridas, como por exemplo, o Rio Grande do Norte, que produz cerca de dez mil litros de leite caprino diariamente, estando suas maiores produções concentradas nas mesorregiões agreste e central.

De acordo com Chandan *et al.* (1992), o leite caprino possui características nutricionais e físico-químicas de notável importância à alimentação humana. Por outro lado, apesar do valor nutricional e do notável destaque do Estado na produção de leite caprino, contando inclusive com assistência técnica capacitada e com uma das melhores genéticas de animais leiteiros (reprodutores e matrizes), ainda são poucas as tecnologias adotadas pelos produtores para garantir uma melhor qualidade do leite e de seus derivados. De fato, os maiores entraves para o sucesso dessa produção estão relacionados com a regularidade de oferta e a falta de padronização e controle de qualidade desse leite (GRACINDO, 2010). Gonçalves *et al.* (2008) acrescentam ainda como fatores que limitam a produtividade, o potencial genético dos rebanhos, o clima, o manejo, o intervalo entre partos, a idade ao primeiro parto, o controle das enfermidades, o gerenciamento dos rebanhos, a nutrição e a alimentação dos rebanhos.

Levando-se em conta que o consumo do leite caprino é quase que exclusivamente em forma fluida e de ser, principalmente em regiões mais carentes, destinado ao consumo de crianças desnutridas ou com problemas de intolerância ao leite bovino, a preocupação com a sua qualidade se torna ainda mais relevante (GRACINDO, 2010). Mesquita *et al.* (2004) ressaltam que a variabilidade nas propriedades bioquímicas do leite podem ser ocasionadas por fatores genéticos, fisiológicos e ambientais e, dentre esses fatores, o manejo de ordenha e as patologias ligadas ao úbere são as grandes causas de má qualidade do leite e no fabrico de seus derivados.

As condições higiênico-sanitárias em que o leite é ordenhado e armazenado, e a presença de bactéria, a sanidade do rebanho e as condições da água utilizada na produção, segundo Cousin (1982), estão entre os fatores que mais afetam a qualidade do leite.

Com relação ao manejo de ordenha, autores citam que a qualidade microbiológica do leite está diretamente relacionada com as condições higiênico-sanitárias de sua obtenção, apresentando-se como decisiva na qualidade do produto final. Ressalta-se que essas condições podem influenciar as características sensoriais,

com produção de sabores e aromas desejáveis ou não, além de veicular zoonoses (MORGAN *et al.*, 2003).

A quantificação bacteriana do leite cru auxilia na avaliação dos procedimentos de ordenha e armazenamento na propriedade rural e ao mesmo tempo, permite inferir os prováveis efeitos adversos sobre o rendimento industrial e segurança alimentar do leite (BUENO *et al.*, 2008). Assim, práticas adequadas de higiene, manipulação e manejo de animais em produção leiteira, desde a obtenção do leite até a sua comercialização, são de fundamental importância para garantir mais qualidade e segurança alimentar para o mercado consumidor. A qualidade da produção está amplamente ligada às práticas de manejo adotadas na propriedade, onde a adoção de medidas simples e de baixo custo, como implantação de programas reprodutivos e de procedimentos de ordenha, podem garantir o alcance dessas metas. Portanto, o objetivo desse trabalho foi identificar a influência da adoção de práticas higiênicas de ordenha na quantidade de bactérias no leite caprino recém ordenhado, bem como estabelecer um modelo parcimonioso para estabelecer essa relação funcional.

2 Material e métodos

2.1 Local e período

O trabalho foi conduzido no período de janeiro a outubro de 2009, nos municípios de Angicos, Afonso Bezerra, Lajes, Pedra Preta e Pedro Avelino, localizados na Mesorregião Central do Estado do Rio Grande do Norte, microrregião de Angicos, todos com as seguintes características: temperatura média de 27°C, clima semi-árido, umidade relativa do ar em torno de 70% e pluviosidade média anual de aproximadamente 500 mm, com distribuição de chuvas irregulares.

2.2 Seleção das propriedades

As propriedades e os produtores foram selecionados considerando os seguintes critérios: produzirem até 50 litros diários de leite caprino, o que os caracteriza como pequenos produtores, realizarem ordenha manual e estarem efetivamente cadastrados no PRONAF.

2.3 Realização do diagnóstico

As entrevistas foram realizadas com o auxílio da aplicação de um questionário a todos os produtores, com perguntas diretas, todas relacionadas ao perfil dos produtores, administração das propriedades e manejo dos rebanhos. Além das entrevistas, foi aplicada uma lista de conferência, com objetivo de se observarem as práticas de ordenha adotadas pelos produtores, sem qualquer direcionamento de perguntas. Com relação à adoção de procedimentos de ordenha, foram consideradas cinco covariáveis que representam as práticas essenciais, sendo aqui representadas por:

X_1 : higiene do local da ordenha, considerada quando a ordenha era realizada em local apropriado (plataforma de ordenha) e ausência de esterco no local;

X_2 : higiene do ordenhador ou seja, utilização de roupas limpas, unhas aparadas, mãos higienizadas antes da ordenha, ausência de pulseiras ou relógio, entre outros aspectos;

X_3 : controle da mastite clínica, que representa a eliminação dos primeiros jatos de leite em uma caneca de fundo preto (teste da caneca) para identificação de presença de grumos no leite;

X_4 : higiene do animal, considerando a lavagem das tetas das cabras com solução desinfetante e secagem com papel toalha;

X_5 : realização da coagem do leite com material considerado apropriado, que nesse caso foi a peneira de náilon.

Para efeito de análise estatística, essas cinco covariáveis são do tipo *dummies*, isto é, assumem os valores 0 em caso de ausência da prática de ordenha higiênica ou 1 em caso de realização dessa prática.

2.4 Coleta e análise

O leite recém ordenhado foi coletado cinco vezes, dos latões de cada uma das treze propriedades (leite coletivo do rebanho), de forma simultânea, observando-se as práticas higiênicas adotadas em ordenha para cada um dos produtores. As amostras foram coletadas em recipientes apropriados, enviados pelo laboratório responsável pelas análises, sendo estéreis e contendo o conservante Azidiol® em comprimido (bacteriostático). As amostras coletadas foram enviadas para um laboratório credenciado pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, o PROGENE, gerenciado pela Universidade Federal Rural de Pernambuco, em Recife, e para determinação da qualidade microbiológica do leite, foram submetidas às análises eletrônicas pela metodologia de Citometria de Fluxo, usando o equipamento Bactocount IBC, que determina a Contagem Bacteriana Total (CBT) em unidades formadoras de colônias por mililitro (UFC/mL).

2.5 Modelagem estatística

Para estudar a influência de cada uma das práticas higiênicas de ordenha sobre a quantidade de bactéria no leite caprino recém ordenhado, são utilizados modelos lineares generalizados (NELDER e WEDDERBURN, 1972), tendo em vista que a variável resposta (Y_i) não apresenta distribuição normal, como em geral ocorre com os modelos lineares clássicos. Na classe dos modelos lineares generalizados, um dos modelos mais usuais para dados de contagem é o de regressão Poisson:

$$\eta_i = \ln(\mu_i) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 = \beta_0 + \sum_{j=1}^5 \beta_j X_j, \quad (1)$$

em que, η_i é denominado preditor linear; $\mu_i = E(Y_i)$ representa a média da variável resposta (CBT), a qual é relacionada ao preditor linear por meio da função de ligação; $\ln(\mu_i)$ é a função de ligação canônica ou natural; X_1, X_2, X_3, X_4, X_5 representam as covariáveis do estudo, conforme já descrito na seção 2.3; $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_5$ são os parâmetros de interesse do modelo. Nesse caso, β_0 representa o valor esperado para o $\ln(\mu_i)$ para uma fazenda que não faz uso de nenhuma prática higiênica, ao passo que cada β_j , com $j = 1, 2, \dots, 5$, representa o decréscimo (ou acréscimo) no $\ln(\mu_i)$ e, portanto, reflete a influência de cada uma das práticas de higiene sobre a variável resposta. Em face da utilização da função de ligação canônica, uma vez ajustado o modelo Poisson, pode-se estimar o número médio de bactérias pela expressão:

$$\hat{\mu}_i = \exp(\hat{\eta}_i) = \exp\left(\hat{\beta}_0 + \sum_{j=1}^5 \hat{\beta}_j X_j\right).$$

Há de se ressaltar que o uso e a interpretação dos resultados por meio do modelo (1), requer além da condição de independência entre as observações que $E(Y_i) = \text{Var}(Y_i) = \mu_i$, pressuposições usuais de uma variável aleatória com distribuição Poisson.

Porém, quando é assumida a distribuição Poisson para a variável resposta, pode ocorrer, em alguns casos, uma variância muito maior do que aquela esperada pelo modelo, ou seja, $\text{Var}(Y_i) > \mu_i$. Esse fato pode ser indicativo de superdispersão e uma provável causa dessa violação é a existência de heterogeneidade das unidades amostrais. Quando ocorre superdispersão, envolvendo dados binários ou de contagem, a literatura (HINDE e DEMÉTRIO, 1998) tem sugerido o emprego da distribuição binomial negativa para acomodar a heterogeneidade excessiva, a qual pode comprometer as estatísticas de precisão do modelo.

Nesse caso, ao invés de se assumir que a variável aleatória Y tem distribuição Poisson, assume-se que $Y|z \sim \text{Poisson}(z)$, sendo que Z é uma variável aleatória latente (não observável) com distribuição gama, com parâmetros $E(Z) = \mu$ e $\text{Var}(Z) = \frac{\mu^2}{\phi}$, a qual, portanto, modela a variabilidade inter-unidades amostrais, responsável, em grande parte dos casos, pelo fenômeno da superdispersão. Denotando por $f(y|z)$ a função de probabilidade da variável aleatória $Y|z$ e por $g(z)$ a função de densidade de probabilidade da variável aleatória Z , demonstra-se, então que:

$$P(Y = y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(y|z)g(z)dz = \frac{\Gamma(\phi + y)}{\Gamma(y + 1)\Gamma(\phi)}(1 - \pi)^\phi \pi^y,$$

que é a função de probabilidade da distribuição binomial negativa, em que $\pi = \frac{\mu}{\mu + \phi}$. Maiores detalhes da justificativa para o emprego da distribuição binomial negativa podem ser vistos em Jørgensen (1996).

No presente trabalho, alternativamente, pode-se assumir que os números de bactérias presentes no leite caprino, Y_1, Y_2, \dots, Y_n , são variáveis aleatórias

independentes, tais que $Y_i \sim \text{BN}(\mu_i, \phi)$, com $E(Y_i) = \mu_i$ e $\text{Var}(Y_i) = \mu_i + \frac{\mu_i}{\phi}$, sendo ϕ o parâmetro de dispersão. A média, μ_i é relacionada ao preditor linear por meio de uma função de ligação, como é clássico nos modelos lineares generalizados. Assim, tem-se que:

$$g(\mu_i) = \beta_0 + \sum_{j=1}^5 \beta_j X_j, \quad (2)$$

sendo a função logarítmica (natural) a mais utilizada para dados de contagem, $g(\mu_i) = \ln(\mu_i)$.

O ajuste dos modelos descritos pelas equações (1) e (2) é feito pelo método da máxima verossimilhança por meio do algoritmo numérico de *Newton-Raphson* (mínimos quadrados ponderados iterativamente). Sendo que no processo iterativo para o ajuste do modelo 2, adicionalmente, a cada passo, o valor de ϕ é atualizado até a convergência do algoritmo. Embora ϕ seja desconhecido é suposto constante para todas as observações. Inicialmente foram incluídas as cinco covariáveis relacionadas às práticas de ordenha higiênica, utilizando-se para a seleção de modelos a análise da função do desvio, que coincide com o teste da razão de verossimilhanças para o caso de modelos encaixados. A análise gráfica dos resíduos dos modelos ajustados e o critério da Informação de Akaike (AIC) também foram observados. As análises foram feitas com auxílio do *software* R, versão 2.13.

3 Resultados e discussão

Com relação ao perfil dos produtores de leite caprino da Região Central do Rio Grande do Norte, observou-se que, 91% deles são do sexo masculino, com uma idade média de 47 anos e baixos índices de instrução. Destes, 73% reside na própria fazenda, 24,3% na cidade e 2,7% em ambos. Observou-se também, nas propriedades amostradas, que o sistema de criação das cabras é, predominantemente, o semi-extensivo, no qual a principal fonte de alimentação para os rebanhos é o recurso forrageiro nativo, utilizados de forma extrativista, sem qualquer preocupação com a sua conservação e manutenção.

Os animais, principalmente as cabras de leite, recebem alimento concentrado apenas na ocasião da ordenha, em 75,7% das propriedades, sendo que somente 57,14% desses produtores afirmaram oferecer o concentrado de acordo com o potencial de produção das cabras. Com relação à estrutura física das propriedades, a maioria dos produtores (68%) dispõe de um aprisco, sendo 80% deles construídos com piso de chão batido, 16% com o cimentado e 4% com o piso ripado suspenso. Quanto à influência desse tipo de piso sobre a qualidade do leite, no que diz respeito, principalmente, à saúde da glândula mamária, ainda há carência de informações científicas.

No que diz respeito à contagem bacteriana, constatou-se, nesse trabalho, que 20% das propriedades apresentaram contagem bacteriana total no leite caprino recém ordenhado acima do valor máximo estabelecido pela Instrução Normativa nº

37/2000 (BRASIL, 2000), que é de 5×10^5 UFC/mL. Satisfazendo ainda mais esse requisito de qualidade estabelecido, 50% das propriedades observadas apresentaram CBT abaixo de $2,7 \times 10^5$ UFC/mL. Porém, há de se ressaltar a influência do uso ou desuso das práticas higiênicas nas propriedades, o que certamente contribui, ou não, para o aumento do número de bactérias.

Analisando todas as práticas higiênicas adotada em ordenha (higiene do local, higiene do ordenhador, controle de mastite, higienização das tetas e coagem do leite), consideradas como covariáveis no modelo linear generalizado, inicialmente ajustou-se o modelo de regressão Poisson. Os resultados obtidos estão dispostos na Tabela 1.

Tabela 1 - Estimativas dos parâmetros para o modelo de regressão Poisson

Parâmetros	Estimativas	erro-padrão	p-valor
β_0 (nenhuma)	13,705	0,001	< 0,001
β_1 (Higiene do local)	-0,330	0,001	< 0,001
β_2 (Higiene do ordenhador)	0,089	0,002	< 0,001
β_3 (Controle de mastite)	-0,217	0,001	< 0,001
β_4 (Higienização do animal)	0,213	0,002	< 0,001
β_5 (Coagem do leite)	-1,156	0,003	< 0,001

Com relação aos resultados apresentados na Tabela 1, observa-se que todas as covariáveis consideradas no modelo Poisson foram altamente significativas, apresentando erros padrões baixos. Porém, observou-se, por meio desse modelo, um desvio residual alto, sendo seu valor igual a 55186 com 7 graus de liberdade. O AIC foi 55384. Tanto o desvio residual quanto o AIC indicam um ajuste inadequado do modelo Poisson aos dados, sinalizando que há algo errado. Além disso, a variância da CBT é cerca de 119263 vezes maior do que a média, um indicativo para superdispersão. Na verdade, todos esses resultados conjuntamente analisados são sintomas bem clássicos (variância maior do que a média, erros padrões baixos, todos os coeficientes individuais altamente significativos, desvio residual alto) da existência de superdispersão.

Como uma alternativa, conforme descrito na seção 2.5, ajustou-se um outro modelo utilizando-se a distribuição binomial negativa para a variável resposta. Os resultados obtidos, assumindo essa distribuição para os dados, encontram-se na Tabela 2. Observa-se que não há muita alteração em termos das estimativas pontuais para os parâmetros, porém, os erros padrões são maiores do que aqueles estimados pelo modelo Poisson. Isso ocorre devido ao fato de que sob o modelo inadequado (Poisson), “com variabilidade excessiva”, os erros padrões são subestimados e, portanto, não são estimativas confiáveis, afetando, dessa forma, os testes para os coeficientes individuais. Note que com o uso da distribuição binomial negativa nem todas as covariáveis foram significativas, sobretudo, a covariável X_2 que se refere à higiene do ordenhador.

Tabela 2 - Estimativas dos parâmetros para o modelo de regressão assumindo distribuição binomial negativa para os dados de contagem

Parâmetros	Estimativas	erro-padrão	p-valor
β_0 (nenhuma)	13,705	0,136	< 0,001
β_1 (Higiene do local)	-0,334	0,114	0,003
β_2 (Higiene do ordenhador)	0,066	0,117	0,571
β_3 (Controle de mastite)	-0,197	0,107	0,066
β_4 (Higienização do animal)	0,202	0,121	0,096
β_5 (Coagem do leite)	-1,136	0,221	< 0,001

Com essa modelagem verificou-se um desvio residual igual a 13,04, associado a 7 graus de liberdade. O AIC desse modelo foi 324,13, sendo consideravelmente mais baixo do que o modelo Poisson. A estimativa para o parâmetro de dispersão foi $\hat{\phi} = 53,94$. Adicionalmente, assumindo essa distribuição, foram ajustados modelos com e sem interação. Nenhuma interação foi significativa, o que orienta a seleção dos efeitos principais. Usando o teste da razão de verossimilhanças (diferença de funções de desvio) o modelo selecionado foi:

$$\hat{\eta}_i = 13,70 - 0,35X_1 - 0,16X_3 + 0,20X_4 - 1,08X_5, \quad (3)$$

para o qual obteve-se 13,04 de desvio residual com 8 graus de liberdade. O valor do desvio residual, bem como o gráfico normal de probabilidades, Figura 1, fornecem indícios de um ajuste adequado. Observa-se, pela Figura 1, que todos os pontos “caem” dentro dos limites do envelope simulado, com nível de confiança igual a 95%. Além disso, os resíduos se distribuem satisfatoriamente entre -2 e 2 .

A equação 3 também pode ser utilizada para a interpretação dos coeficientes no contexto do modelo adotado. Assim, o sinal negativo dos coeficientes indica um “efeito protetor”, isto é, contribuem para uma redução no número de bactérias, em caso de respostas afirmativas. Nesse contexto, se todas as respostas são afirmativas espera-se que o número de bactérias presentes no leite seja aproximadamente 220.098, ao passo que para quem não adota nenhuma prática esse número é estimado em 895.376. Observa-se também que a covariável com maior força para redução do número de bactérias é a coagem do leite.

Considerações finais

Verificou-se uma forte influência da adoção de práticas higiênicas em ordenha sobre o número de bactérias presentes no leite caprino. A distribuição binomial negativa possibilitou um melhor ajuste do modelo aos dados, permitindo uma melhor avaliação da influência das práticas de ordenha na contagem total de bactérias do leite bem como analisar a importância relativa de cada uma dessas práticas higiênicas para a redução do número de bactérias, sendo a coagem a covariável que mais contribui para a diminuição do número de bactérias no leite caprino.

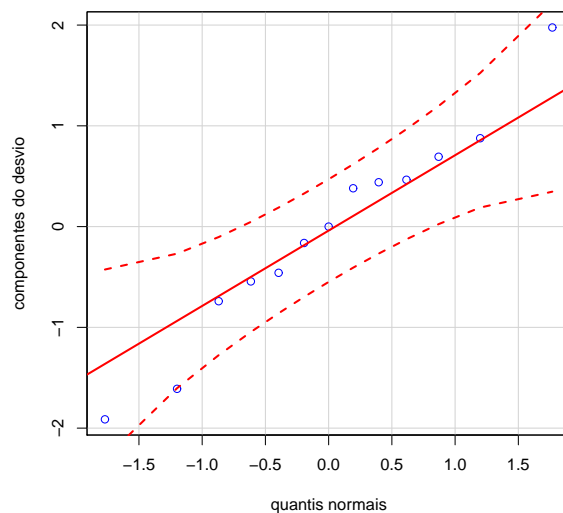


Figura 1 - Gráfico normal de probabilidades com envelopes simulados para o modelo com distribuição binomial negativa.

Entre os fatores responsáveis pela falta de apropriação dessas práticas de manejo podem-se citar: a barreira cultural, o fato da atividade caprinocultura ser desenvolvida de forma empírica e o alto índice de analfabetismo entre os produtores, que na maioria das propriedades é o único administrador. Nesse contexto, tanto o nível de adoção de práticas higiênicas em ordenha como a instrução dos produtores de base familiar da Região Central do Rio Grande do Norte, ainda precisam ser melhorados a fim de garantir uma maior qualidade na produção do leite caprino.

Agradecimentos

Ao Instituto de Assistência Técnica e Extensão Rural do Rio Grande do Norte, EMATER, pelo apoio logístico e pela concessão de seus técnicos. Aos caprinocultores que nos permitiram adentrar suas porteiras e ofereceram seu produto mais valioso (o leite) para a realização deste trabalho.

GRACINCO, A. P. A. C.; LARA, I. A. R.; FAÇANHA, D. A. E.; PEREIRA, G. F. Study the relationship of the number of bacteria in goat milk hygiene practices with generalized linear models. *Rev. Bras. Biom.*, São Paulo, v.29, n.4, p.688-698, 2011.

- **ABSTRACT:** The objective of this research is to propose hygienic practices of milking that most impact the quality of the milk. The observations were obtained on 13 family-country properties in the central region of Rio Grande do Norte, with 5 repetitions on each one of them. The response variable of interest is the total number of bacterium (in UFC/ml) and the covariates were spot cleanness, mastitis test, cleaning of the udder and milk filtering. Taking into account its nature the Poisson Regression Model was initially fitted assuming link function. Moreover, the covariate that contributes the most to decrease the amount of total bacterium, and consequently a better quality of the milk was the filtering. Considering the nature of the response variable we used the Poisson regression model with logarithmic link function. However, the data did not fit properly into this model, with an overdispersion. Alternatively, we used the negative binomial distribution to accommodate the excessive heterogeneity, allowing a proper fit. The model selection was done by analysis of deviance. It was observed that the covariate of greatest contribution to reducing the total bacterial count and, consequently, a better quality of goat milk just milked was coerced.
- **KEYWORDS:** Hygienic quality; raw milk; generalized linear models; overdispersion.

Referências

- BRASIL. Ministério da Agricultura. *Instrução Normativa nº 37 de 31 de outubro de 2000*. Regulamento técnico de produção, identidade e qualidade de leite de cabra. *Diário Oficial da União*, Brasília, p.23, 8 nov. 2000.
- BRASIL. MDA. *Portal SAF: Perguntas e respostas*. Disponível em: <<http://www.mda.gov.br/saf>>. Acesso em: 17 Jan. 2010.
- BUENO, V. F. F.; MESQUITA, A. J.; NICOLAU, E. S.; OLIVEIRA, A. N.; OLIVEIRA, J. P.; NEVES, R. B. S.; MANSUR, J. R. G.; THOMAZ, L. W. Contagem celular somática: relação com a composição centesimal do leite e período do ano no Estado de Goiás. *Ciência Rural*, Santa Maria, v.35, n.4, p.848-854, 2005.
- CHANDAN, R. C.; ATTAIE, R.; SAHANI, K. M. Nutritional aspects of goat milk and its products. In: *International Conference in Goat's*, 5, 1992, New Dehli/India. *Proceedings...* p.1869-1890.
- COUSIN, M. A. Presence and activity psychrotrophic microorganisms in milk and dairy products. *J. Food Prot.*, Des Moines, v.45, p.172-207, 1982.
- GRACINDO, A. P. A. C. Qualidade do leite caprino em função da adoção de práticas higiênicas em ordenha. 2010. 70f. Dissertação (Mestrado em Zootecnia) – Universidade Federal do Semi-Árido, Mossoró, 2010.
- GONÇALVES, A. L.; LANA, R. P.; VIEIRA, R. A. M.; HENRIQUE, D. S.; MANCIO, A. B.; PEREIRA, J. C. Avaliação de sistemas de produção de caprinos leiteiros na região Sudeste do Brasil. *Rev. Bras. Zootec.*, Viçosa, v.37, n.2, p.366-376, 2008.

JØGENSEN, B. *The theory of dispersion models*. London: Chapman and Hall, 1996. 237p.

HINDE, J.; DEMÉTRIO, C. G. B. Overdispersion: model and estimation. *Comput. Stat. Data Anal.*, Amsterdam, v.27, n.2, p.151-170, 1998.

MESQUITA, I. V. U.; COSTA, R. G.; QUEIROGA, R. C. R. E.; MADEIROS, A. N. Efeito da dieta na composição química e características sensoriais do leite de cabras. *Rev. Inst. Laticínios Cândido Tostes*, Juiz de Fora, v.59, n.337, P.150-162, 2004.

MORGAN, F.; MASSOURAS, T.; BARBOSA, M.; ROSEIRO, L.; RAVASCO, F.; KANDARAKIS, I.; BONNIN, V.; FISTAKORIS, M.; ANIFANTAKIS, E.; JAUBERT, G.; RAYNAL-LJUTOVAC, K. Characteristics of goat milk collected from small and medium enterprises in Greece, Portugal and France. *Small Rum. Res.*, Amsterdam, v.47, n.1, p.39-49, 2003.

NELDER, J. A.; WEDDERBURN, R. W. Generalized linear models. *J. R. Stat. Soc., Ser. A*, Oxford, v.135, n.3, p.370-384, 1972.

R Project for Statistical Computing, version 2.13, 2011. Disponível em: <<http://www.r-project.org>>. Acesso em: 20 out. 2011.

Recebido em 09.12.2011.

Aprovado após revisão em 09.04.2012.