

Validação de modelos de predição das concentrações de nitrogênio ureico no leite do rebanho de vacas holandesas

Validation of models for predicting milk urea nitrogen concentrations of Holstein cows herd

MEYER, Paula Marques^{1*}; MACHADO, Paulo Fernando²; COLDEBELLA, Arlei³;
CASSOLI, Laerte Dagher²; COELHO, Karyne Oliveira⁴; RODRIGUES, Paulo
Henrique Mazza⁵

¹Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Supervisão de Estatísticas Agropecuárias, Pirassununga, São Paulo, Brasil.

²Universidade de São Paulo, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Departamento de Zootecnia, Piracicaba, São Paulo, Brasil.

³Embrapa Suínos e Aves, Concórdia, Santa Catarina, Brasil.

⁴Universidade Estadual de Goiás, São Luís de Montes Belos, Goiás, Brasil.

⁵Universidade de São Paulo, Faculdade de Medicina Veterinária e Zootecnia, Departamento de Nutrição e Produção Animal Pirassununga, São Paulo, Brasil.

*Endereço para correspondente: paula.meyer@ibge.gov.br

RESUMO

Objetivou-se, no presente trabalho, validar modelos de predição de nitrogênio ureico no leite no intuito de contribuir para avaliação da adequação nutricional de dietas de rebanhos de vacas leiteiras. Foram utilizadas 8.833 observações de vacas da raça Holandesa de um rebanho comercial, registraram-se produção de leite, peso corporal, número de dias em lactação e número de lactações. Dos dados coletados, foram tiradas médias mensais a fim de se estudar o rebanho. O modelo 1 foi desenvolvido por Jonker et al. (1998) e os modelos 2 e 3 por Kauffman & St-Pierre (2001). Para a avaliação dos modelos, foram medidas a acurácia, a precisão e a robustez. Notou-se falta de acurácia para os modelos 1 (viés=2,60mg/dL) e 2 (viés=-1,95mg/dL), enquanto o modelo 3 foi acurado (-0,89mg/dL). Contudo, os modelos 1, 2 e 3 não diferiram entre si quanto à precisão (erro residual=3,72, 2,68 e 2,64mg/dL, respectivamente). Os modelos 1 e 2 não apresentaram robustez para o número de dias em lactação, tampouco o modelo 1 para a concentração de gordura. O modelo 3 foi o melhor avaliado, quando se desejou estimar as concentrações de nitrogênio ureico no leite de um rebanho de vacas Holandesas nas condições de campo estudadas.

Palavras-chave: excreção nitrogenada, gado leiteiro, modelagem, ureia, utilização de proteína.

SUMMARY

The objective of this study was to validate prediction models for milk urea nitrogen, aiming at evaluating the efficiency utilization of diets of a dairy cows' herd. Data (8,833 observations) from Holstein cows were used, belonging to a commercial herd. Milk yield, body weight, days in milk and parity were recorded on the milk sampling days. From the database, monthly averages were calculated, attempting to study the herd. Model 1 for predicting milk urea nitrogen was developed by Jonker et al. (1998) and models 2 and 3 by Kauffman & St-Pierre (2001). In order to evaluate models, accuracy, precision and robustness of those three models were tested. Lack of accuracy was found for models 1 (mean bias=2.60mg/dL) and 2 (mean bias=-1.95mg/dL), while model 3 was accurate (mean bias=-0.89mg/dL). However, precision among models 1, 2 and 3 did not differ (residual error=3.72, 2.68 and 2.64mg/dL, respectively). Models 1 and 2 did not show robustness for days in milk, nor model 1 for fat percentage. Among the 3 models studied, model 3 was the best evaluated when the aim is to estimate milk urea nitrogen concentrations or to predict urinary nitrogen excretion of a Holstein cows' herd in the field conditions evaluated.

Keywords: dairy, excretion, milk urea nitrogen, modeling, protein utilization.

INTRODUÇÃO

A concentração de nitrogênio ureico no leite (NUL) tem se apresentado uma ferramenta útil para monitorar o status nutricional proteico e a saúde de um rebanho de vacas (ou mesmo de vacas individualmente), além de ser benéfica para reduzir perdas e maximizar a eficiência de utilização de nitrogênio (ROY et al., 2011). Dietas ricas em proteína estimulam a produção de leite, mas seu excesso é apontado como prejudicial ao desempenho reprodutivo dos animais (GUO et al., 2004). Além disso, o interesse constante pelo meio ambiente torna seu excesso ainda mais preocupante, uma vez que contribui para a poluição ambiental e aumenta os custos de alimentação (BURGOS et al., 2007).

Recentemente, a quantificação de NUL tem se tornado prática, rápida e barata com o uso de métodos de espectrofotometria avançados, que pode ser considerado um serviço adicional ao manejo de rebanhos leiteiros (BASHTANI et al., 2009; CAO et al., 2010). Modelos matemáticos têm sido desenvolvidos na tentativa de prever as concentrações-alvo de NUL e, dessa forma, facilitar seu uso na avaliação da adequação nutricional de dietas e na predição do nitrogênio excretado para o ambiente.

Na literatura, foram encontrados três modelos matemáticos de predição de nitrogênio ureico no leite, que consideram a maioria dos fatores conhecidos em afetar suas concentrações (consumo de nitrogênio, produção de leite e percentagem de proteína do leite). O primeiro modelo de predição de NUL (NU/12,54), do qual derivam os demais, foi desenvolvido por Jonker et al. (1998) para predição de nitrogênio urinário (NU), enquanto os outros dois

são mais recentes (KAUFFMAN & St. PIERRE, 2001).

Um fato importante a ser considerado é que esses modelos foram desenvolvidos a partir de dados experimentais, provenientes de ensaios desenvolvidos nos EUA, por meio de seus alimentos e condições ambientais. Além disso, tais predições são feitas para vacas, individualmente, e não para o rebanho ou lotes de animais. Assim, para que suas futuras utilizações sejam possíveis, eles deverão ser avaliados em diferentes condições de campo e utilizar dados de rebanhos comerciais. Desse modo, poderão fornecer resultados acurados e confiáveis de predição das concentrações de NUL do rebanho, na tentativa de se avaliar a nutrição, não mais de vacas individualmente, e sim do rebanho como um todo, o que foi o objetivo do presente trabalho, uma vez que não há estudos publicados com este foco.

MATERIAL E MÉTODOS

No estudo, foram utilizadas 8.833 observações, provenientes de vacas da raça Holandesa (100% PO), com produção média de leite de 34,2 kg/dia, pertencentes a um rebanho comercial do estado de São Paulo. Essas observações foram coletadas no período compreendido entre setembro de 2000 e janeiro de 2002. Os animais foram confinados em estábulo do tipo free-stall, dotado de ventiladores e aspersores, acionados, automaticamente, quando a temperatura ultrapassava 23°C. Após o parto, os animais foram ordenhados três vezes ao dia, em sala do tipo "espinha de peixe", 2x12, linha baixa, com sistema de coleta de dados AFIMILK® - SAE AFIKIM, em que cada animal é identificado e sua produção de leite registrada, diariamente.

Os animais foram alimentados 7 vezes ao dia, cujo primeiro fornecimento às 5h e o último, às 21h. Receberam dieta total e única, composta de 39% de silagem de milho, 9% de silagem pré-secada de gramínea, 19,14% de farelo de soja, 5,03% de gérmen de milho, 8,74% de silagem de grão úmido de milho, 5,03% de farelo de glúten de

milho, 10,06% de polpa cítrica e 4% de mistura mineral, com base na matéria seca, em que o volumoso correspondeu a 48% da dieta em MS. Para a alimentação do rebanho, foi utilizado vagão de mistura total (TMR) de 10m³, com desensilador e balança eletrônica. A dieta foi balanceada segundo NRC (1989), conforme a Tabela 1.

Tabela 1. Composição das dietas e consumo médio de matéria seca do rebanho

Meses	Composição da dieta							
	MS	PB	EE	FDN	FDA	CNF	MM	CMS
set./2000	47,2	17,10	3,15	34,04	19,69	38,77	6,37	20,9
out./2000	46,3	17,31	3,12	33,22	19,30	39,83	6,03	20,5
nov./2000	46,8	17,67	3,09	32,72	19,40	39,69	6,28	20,3
dez./2001	48,3	16,49	3,88	33,03	19,59	39,99	6,13	22,9
jan./2001	49,8	15,91	4,20	31,04	18,52	42,27	6,08	19,3
fev./2001	48,8	16,47	4,12	31,16	18,46	41,58	6,18	16,9
abr./2001	49,2	16,48	4,06	29,83	17,89	43,02	6,12	16,8
mai./2001	49,6	16,69	4,30	30,95	17,99	41,34	6,19	18,4
jun./2001	50,1	16,80	5,34	32,88	19,24	37,97	6,37	19,1
jul./2001	50,4	16,82	5,37	32,97	19,31	37,81	6,38	20,0
ago./2001	50,4	16,90	4,26	33,48	19,66	38,55	6,22	23,2
set./2001	50,4	16,90	4,26	33,48	19,66	38,55	6,22	22,6
out./2001	49,7	17,11	4,19	33,02	19,63	37,70	7,21	23,3
nov./2001	49,7	17,11	4,19	33,02	19,63	37,70	7,21	21,9
dez./2001	50,1	17,11	4,19	33,02	19,63	37,70	7,21	22,9
jan./2002	50,1	17,00	4,68	32,81	19,51	37,52	7,23	23,8

MS = matéria seca (%); PB = proteína bruta (% MS); EE = extrato etéreo (% MS); FDN = fibra em detergente neutro (% MS); FDA = fibra em detergente ácido (% MS); CNF = carboidratos não fibrosos (% MS); MM = matéria mineral (% MS); CMS = consumo de matéria seca do rebanho (kg/animal/dia).

Dados zootécnicos sobre produção de leite (kg), peso do animal (kg), dias em lactação (DEL) e número de lactações (NL) foram registrados no dia da amostragem do leite, assim como o consumo de matéria seca do rebanho. As amostras de leite foram coletadas uma vez ao mês, sempre na ordenha da manhã, e transferidas, diretamente, do medidor para os frascos de coleta (60mL), cada um continha duas pastilhas de bronopol (largo espectro) como conservante e homogêneas

por, no mínimo, 15 segundos. Por se tratar de fazenda comercial, com grande número de vacas e com a finalidade de minimizar erros de amostragem e de composição de amostras proporcionais por parte de ordenhadores diferentes, padronizou-se a amostragem sempre no horário da manhã. As amostras foram, no mesmo dia da amostragem, encaminhadas à Clínica do Leite do Departamento de Zootecnia da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz/Universidade de São Paulo,

para determinação das concentrações de gordura, proteína, lactose, sólidos totais (ST) (%) e nitrogênio ureico no leite (NUL em mg/dL), bem como de contagem de células somáticas (CCS) ($\times 10^3$ células/mL). A análise das amostras de leite ocorreu no mesmo dia da amostragem ou no dia posterior. Imediatamente antes da análise, as amostras foram aquecidas a 60°C por 15 minutos, em banho-maria.

As concentrações de gordura, proteína, lactose e sólidos totais foram determinadas por leitura de absorção infravermelha pelo equipamento Bentley 2000® e a contagem de células somáticas foi executada por citometria fluxométrica pelo equipamento Somacount 300®. As concentrações de nitrogênio uréico no leite foram determinadas utilizando-se o equipamento ChemSpeck 150®, por meio de método enzimático e espectrofotométrico de transreflectância. A época do ano foi dividida em verão (de novembro a abril) e inverno (de maio a outubro). A relação gordura/proteína (rel. G/P) foi obtida pela divisão entre a percentagem de gordura e a de proteína do leite. A contagem de células somáticas (CCS $\times 10^3$ células/mL) foi transformada em logaritmo natural (LCCS) pela equação $\ln(\text{CCS}+1)$, pois não possui distribuição normal (GODDEN et al., 2001).

O CMS do rebanho foi avaliado diariamente, a partir da diferença entre a dieta oferecida a todos os animais e as sobras, sem observar o consumo individual, por se tratar de rebanho comercial. De todos os dados coletados, foram calculadas médias mensais no dia da amostragem do leite e foi usado o consumo de matéria seca desse dia com o propósito de se estudar o rebanho e não as vacas individualmente.

Foram estudados três modelos de predição de NUL, derivados do proposto por Jonker et al. (1998) para predição de

nitrogênio urinário (NU), como segue: $\text{NU} = (\text{IN} \times 0,83) - \text{NLeite} - 97$; no qual NU = excreção de nitrogênio urinário (g/dia); IN = ingestão de nitrogênio (g/animal/dia) e NLeite = secreção de nitrogênio no leite (g/animal/dia). A digestibilidade verdadeira da fonte de nitrogênio de 0,83 e o nitrogênio metabólico fecal de 97g/dia foram assumidos por Jonker et al. (1998), ao estudarem, previamente, uma grande variedade de dietas. Esse modelo considera que o nitrogênio retido, usado para crescimento e reservas, é ínfimo para vacas multíparas. O NRC (2001) assume que o nitrogênio metabólico fecal é uma função do peso corporal; entretanto, Jonker et al. (1998), ao desenvolverem esse modelo, não o incluíram, pois consideraram que a complexidade adicionada ao modelo não se justificaria.

Para calcular a excreção de nitrogênio urinário, o CMS do rebanho foi usado, especificamente, na equação para o cálculo da ingestão de nitrogênio. Por fim, o nitrogênio urinário foi usado para prever o nitrogênio ureico no leite. Desse modo, o cálculo dos modelos 1, 2 e 3 (descritos abaixo) para predição de NUL incluiu o consumo de nitrogênio, a produção de leite e a percentagem de proteína do leite. Adicionalmente, o modelo 3 foi ajustado para o efeito de peso. As concentrações preditas de NUL dependeram do modelo usado e foram obtidas das seguintes equações:

Modelo 1: $\text{NUL} = \text{NU}/12,54$ (JONKER et al., 1998);

Modelo 2: $\text{NUL} = \text{NU}/17,6$ (KAUFFMAN & St-PIERRE, 2001);

Modelo 3: $\text{NUL} = \text{NU}/(0,0259 \times \text{PV})$ (KAUFFMAN & St-PIERRE, 2001);

em que: NUL = nitrogênio ureico no leite (mg/dL); NU = nitrogênio urinário (g/animal/dia) e PV = peso vivo (kg).

Kohn et al. (2002) relataram que, em setembro de 1998, foi descoberto um defeito de hardware nos equipamentos de

análise de NUL que eram usados pelos laboratórios do DHIA (Dairy Herd Improvement Association), nos EUA, para analisar as amostras de curva-padrão. Quando esse defeito foi corrigido, os padrões de NUL mudaram, de modo que os laboratórios relataram valores menores. Torna-se, pois, difícil interpretar os valores de NUL nos modelos que desenvolvidos anteriormente, como é o caso do modelo 1 (JONKER et al., 1998). O modelo 1, como foi desenvolvido a partir de concentrações de nitrogênio ureico no leite, obtidas anteriormente à correção das curvas-padrão de NUL, será denominado antigo e os modelos 2 e 3 serão denominados recentes, por terem sido desenvolvidos com dados obtidos após a correção dos valores de NUL.

A proposta desses modelos é identificar quando NUL desvia de um valor esperado, com a possibilidade de, assim, indicar problema potencial de manejo. Ao usar os três diferentes modelos, NUL esperado foi predito a partir de parâmetros da dieta e de produção. Tais valores foram comparados com os valores observados de NUL.

Para a avaliação dos modelos, foram medidas a acurácia, a precisão e a robustez dos três modelos testados. A acurácia e a precisão dos modelos foram determinadas pela comparação dos dados preditos com os observados. Por sua vez, a robustez foi determinada pela comparação dos valores preditos menos os observados (vieses) com outros fatores estudados (KOHN et al., 1998).

De acordo com Kohn et al. (1998), a acurácia dos modelos é avaliada por meio do viés médio. O viés é a diferença entre o valor predito pelo modelo e o valor observado de NUL e representa a inacurácia média das predições do modelo. Portanto, o modelo mais acurado é aquele que possui um viés médio mais próximo do

valor zero. A acurácia é medida pela fórmula a seguir:

$$\text{Viés médio} = \frac{\sum (\text{predito} - \text{observado})}{n^{\circ} \text{observações}}$$

A precisão é uma medida de dispersão entre os valores preditos e observados, ou seja, é a variabilidade média da distância entre o valor predito e o valor observado. Pode ser avaliada pela raiz quadrada média do erro de predição (RQMEP) ou pelo erro residual. A RQMEP ou RMSPE (Root Mean Square Prediction Error) (BIBBY & TOUTENBURG, 1977) é uma medida capaz de apontar o quanto as predições se adequam bem aos dados observados. Neste trabalho, foi calculada pela seguinte fórmula:

$$\text{RQMEP} = \sqrt{\frac{\sum (\text{predito} - \text{observado})^2}{n^{\circ} \text{observações}}}$$

Entretanto, segundo Rodrigues (2002), toda vez que o viés médio for alto (falta de acurácia), haverá superestimativa da falta de precisão, ou seja, superestimativa da RQMEP, uma vez que a distância média entre o valor predito e o observado leva também ao aumento da variabilidade entre o predito e o observado. Portanto, a precisão é mais bem avaliada quando a RQMEP é corrigida para falta de acurácia, de modo a gerar, assim, “o erro residual”, definido como o erro restante no modelo de predição, excluiu o erro devido ao viés médio. O “erro residual” é também referido como o “erro de predição”, que excluiu o viés médio, e pode ser obtido pela fórmula:

$$\text{Erro residual} = \sqrt{[\text{RQMEP}^2 - (\text{viés médio})^2]}$$

O viés linear para NUL foi derivado com a regressão do viés (NUL predito – NUL observado) versus nitrogênio

ureico no leite observado e pode ser usado para identificar se a magnitude do viés aumenta, diminui ou não existe com a magnitude dos valores observados de NUL (BIBBY & TOUTENBURG, 1977).

A robustez é a caracterização do modelo que menos é influenciado por outros fatores selecionados. Para que o modelo se enquadre nesse conceito, deve possuir, em relação às retas de regressão do viés versus variáveis, pequenos coeficientes angulares (slope) e de determinação (R^2) e, ainda, inexistência de inclinação da reta indicada por altas probabilidades estatísticas (RODRIGUES, 2002).

Para se comparar a acurácia entre os modelos, o viés médio foi submetido à análise de variância (teste F), e a comparação entre as médias foi realizada pelo teste de Tukey (5%). Para determinação da significância do valor médio do viés, ou seja, se era significativamente diferente de 0, foi utilizado o teste T para média igual a 0, pelo PROC UNIVARIATE (SAS INSTITUTE, 1999). Para se comparar a precisão entre os modelos, os valores do erro residual foram submetidos ao teste de homogeneidade de variâncias (teste de Hartley), sempre comparados dois a dois, através do, PROC TTEST (SAS INSTITUTE, 1999).

O viés linear para NUL foi derivado a partir da regressão do viés (NUL predito – NUL observado) versus NUL observado pelo PROC REG (SAS INSTITUTE, 1999). Por sua vez, a avaliação da robustez de cada modelo foi obtida pela regressão do viés contra as variáveis selecionadas (número de lactação, dias em lactação, peso, produção de leite, concentração de gordura, proteína, lactose e sólidos totais do leite, logaritmo natural da contagem de células somáticas (LCCS) e época do ano) pelo PROC REG (SAS

INSTITUTE, 1999). A comparação entre os coeficientes angulares das retas foi realizada pela metodologia de comparação de retas, cujo princípio é avaliar a interação entre a variável selecionada e os modelos, por meio de análise de variância (teste F) pelo PROC GLM do SAS (SAS INSTITUTE, 1999), sempre comparados dois a dois.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A concentração média de NUL, encontrada, neste estudo, foi de 13,15mg/dL. As vacas apresentaram, em média, 662kg, 2,3 números de lactações, 197 dias em lactação e produção de leite de 34,2kg/dia.

Foram avaliadas a acurácia e a precisão para os três modelos testados, por meio do consumo médio mensal de matéria seca do rebanho (Tabela 2).

Ao analisar os vieses médios (Tabela 2), observa-se que as predições do modelo 1 superestimaram as concentrações de NUL em, aproximadamente, 20% ou em 2,60mg/dL. Por sua vez, o modelo 2 subestimou os valores de nitrogênio ureico no leite em, aproximadamente, 15% (-1,95mg/dL) e o modelo 3, em, aproximadamente, 6% (-0,89mg/dL). Nota-se que as médias de vieses dos modelos 1 e 2 diferiram de 0 ($P<0,05$), o que mostra falta de acurácia, enquanto, para o modelo 3, a média dos vieses não diferiu de 0, o que indica que tal modelo é acurado. No entanto, as medidas de acurácia dos modelos 2 e 3, com relação à média dos vieses, não apresentaram diferenças entre si ($P<0,05$), mas se distanciaram do modelo 1 (Tabela 2). Desse modo, nota-se que o modelo 3 é o mais acurado por apresentar o menor viés médio (-0,89) e por não diferir de 0.

Quanto à precisão, nota-se que os erros residuais dos 3 modelos não diferiram entre si, apesar de o modelo 3 apresentar, numericamente, o menor erro residual, de forma a aparentar ser mais preciso. As RQMEP encontradas para os modelos 1, 2 e 3 foram de 4,45, 3,25 e 2,66mg/dL,

respectivamente (Tabela 2). Assim, o modelo 3 apresenta-se mais acurado e, numericamente, mais preciso. Por outro lado, os modelos 1 e 2 não se apresentaram adequados para essa situação.

Tabela 2. Número amostral, viés médio (acurácia), erro residual (precisão), raiz quadrada média do erro de predição (RQMEP) e coeficiente de determinação (R²), para os modelos 1, 2 e 3, e regressão entre viés e NUL observado

Item	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
N	16	16	10
NUL observado (mg/dL)	13,13	13,13	13,83
NUL predito	15,73	11,19	12,95
Viés médio ^{1,2}	2,60 ^{A*}	-1,95 ^{B*}	-0,89 ^B
Erro residual ³	3,72 ^A	2,68 ^A	2,64 ^A
RQMEP ⁴	4,45	3,25	2,66
R ²	0,2455	0,2453	0,000333
Regressão entre viés e NUL observado ⁵			
Viés linear ^{6,7}	0,0784 ^A	-0,2339 ^A	-1,0229 ^A
R ² (Probabilidade) ⁸	0,0017 (0,8789)	0,0294 (0,5255)	0,3992 (0,0500)

¹Médias na mesma linha, seguidas de diferentes letras, são diferentes (P<0,05) pelo teste de Tukey.

²Probabilidade do teste T para média = 0. * Média diferente de 0 (zero) a 5%.

³Erros residuais na mesma linha, seguidos de diferentes letras, são diferentes pelo teste de Hartley (P<0,05).

⁴Raiz quadrada média do erro de predição.

⁵Regressão entre (NUL predito – NUL observado) e NUL observado.

⁶Coefficiente angular da regressão entre (NUL predito – NUL observado) e NUL observado.

⁷Médias na mesma linha, seguidas de diferentes letras, são diferentes (P<0,05).

⁸Coefficiente de determinação e probabilidade da existência ou não de inclinação da reta (teste F).

Na regressão do viés (NUL predito – NUL observado) versus NUL observado, não foram evidenciados vieses lineares (coeficientes angulares) para nenhum dos três modelos estudados, que, por sua vez, também não diferiram entre si (Tabela 2). Desse modo, constatou-se que o viés (predito – observado) não se altera quanto maior ou menor for o valor observado de NUL.

Foi também realizada a avaliação de robustez dos 3 modelos (Tabela 3). Observa-se que apenas o número de dias em lactação e a concentração de

gordura influenciaram diferentemente os modelos 1 e 2. Essa afirmação pode ser feita ao se notar que os coeficientes angulares das retas dos vieses dos modelos 1 e 2 versus a variável DEL diferiram de 0 (P<0,05), assim como os dos vieses do modelo 1 versus a concentração de gordura. Por sua vez, o modelo 3 não foi influenciado pelas variáveis estudadas.

Tabela 3. Avaliação de robustez (slope, R2 e probabilidade) para os modelos 1, 2 e 3 e outras variáveis

Variáveis estudadas		Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Número de lactação	Slope ^{2,3}	-35,0508 ^A	-23,7813 ^A	-5,7984 ^a
	R2 (Prob.) ⁴	0,0625 (0,3505)	0,05533 (0,3805)	0,0040 (0,8621)
Dias em lactação	Slope	0,0944 ^A	0,0708 ^A	0,0582 ^a
	R2 (Prob.)	0,3374 (0,0183)	0,3656 (0,0131)	0,3862 (0,0551)
Peso corporal (kg)	Slope	0,1470 ^A	0,1039 ^A	0,0886 ^A
	R2 (Prob.)	0,3765 (0,0592)	0,3042 (0,0984)	0,2358 (0,1548)
Produção de leite (kg/dia)	Slope	0,0071 ^A	-0,1217 ^A	-0,3698 ^A
	R2 (Prob.)	0,000014 (0,9889)	0,008230 (0,7383)	0,0802 (0,4277)
Gordura do leite (%)	Slope	7,6809 ^A	4,4810 ^A	1,6353 ^A
	R2 (Prob.)	0,2646 (0,0415)	0,1733 (0,1088)	0,0213 (0,6874)
Proteína do leite (%)	Slope	-6,5519 ^A	-4,2196 ^A	0,3459 ^A
	R2 (Prob.)	0,0196 (0,6054)	0,01561 (0,6447)	0,000099 (0,9782)
Relação gordura/proteína	Slope	20,5422 ^A	12,1656 ^A	5,2826 ^A
	R2 (Prob.)	0,2368 (0,0560)	0,1598 (0,1250)	0,0225 (0,6789)
Lactose (%)	Slope	-10,2121 ^A	-6,2550 ^A	-5,5491 ^A
	R2 (Prob.)	0,1279 (0,1738)	0,0923 (0,2525)	0,0489 (0,5394)
Sólidos totais do leite (%)	Slope	4,2816 ^A	2,4683 ^A	0,8796 ^A
	R2 (Prob.)	0,1038 (0,2236)	0,0664 (0,3354)	0,0105 (0,7779)
LCCS ¹	Slope	-2,1529 ^A	-1,6959 ^A	-1,2248 ^A
	R2 (Prob.)	0,0145 (0,6565)	0,0174 (0,6267)	0,0090 (0,7938)
Época do ano	Slope	0,2488 ^A	0,2738 ^A	0,0217 ^A
	R2 (Prob.)	0,0012 (0,8991)	0,0028 (0,8464)	0,000018 (0,9907)

¹logaritmo natural da (CCS+1).

²coeficiente angular da reta $y = a + bX$, com a regressão do viés (NUL predito – NUL observado) versus variáveis.

³comparação entre coeficientes angulares, em que letras diferentes na mesma linha diferem entre si pela metodologia de comparação de retas (análise de variância) ($P < 0,05$).

⁴coeficiente de determinação e probabilidade de a análise de variância indicar existência ou não de inclinação da reta (teste F).

Os coeficientes angulares das retas de regressão dos vieses dos 3 modelos versus todas variáveis estudadas não diferiram entre si (Tabela 3). Os baixos coeficientes angulares das retas (slopes) de regressão dos vieses dos modelos versus a produção de leite, aliados aos mais baixos coeficientes de determinação e às altas probabilidades, que indicam inexistência de inclinação da reta, apontam que tal variável foi a que menos influenciou os modelos estudados.

Vários são os fatores que podem afetar as concentrações de nitrogênio ureico no leite, principalmente os nutricionais. Entre muitos, podem estar o tipo de volumoso, em que capim-tanzânia e silagem de girassol aumentaram a concentração de NUL em relação à cana-de-açúcar e silagem de sorgo em vacas leiteiras (MARTINS et al., 2011), como também o tipo de concentrado, em que a inclusão de casca do grão de soja aumentou as concentrações de NUL, em substituição ao milho moído em cabras leiteiras (ZAMBOM et al., 2011)

Entre os fatores não nutricionais, outros trabalhos (JOHNSON & YOUNG, 2003; CAO et al., 2010) indicaram que a concentração de NUL foi influenciada pelo número de dias em lactação. Nesse sentido a concentração foi menor no início da lactação (até 30 dias), em picos entre 90 e 120 dias pós-parto, e decresceu novamente após esse período. Alguns fatores podem exercer efeitos para reduzir a concentração de ureia no início da lactação. Entre eles, o baixo consumo de matéria seca, a pouca adaptação da microbiota ruminal e baixa capacidade absorptiva do rúmen na fase inicial de lactação.

Contraditoriamente, a proposta de Kaufmann (1982) é que, nesse período, deveria se esperar alta concentração de NUL, em virtude da dificuldade que as vacas de alta produção têm de satisfazer

suas exigências energéticas, o que leva à utilização de proteína corporal. Com relação ao número de partos, Cao et al. (2010) relataram concentrações menores de NUL a partir da terceira lactação. Hojman et al. (2005) também sugeriram que vacas primíparas (14,7mg/dL) apresentam concentrações maiores de NUL do que vacas múltiparas (15,2mg/dL). Em seu estudo, ainda mostraram que houve associação linear negativa entre peso corporal e NUL e que a relação quadrática também foi significativa, quando o peso foi incluído no modelo e encontraram, também, interação da associação de NUL e peso corporal e número de lactações.

Com relação à associação entre NUL e produção de leite, Rajala-Schultz & Saville (2003) relataram associação positiva, enquanto outros estudos não encontraram correlação significativa entre esses parâmetros (GODDEN et al., 2001), ou até mesmo, relação negativa em búfalas Murrah (ROY et al., 2003). Já os estudos de Meyer et al. (2006a) e Cao et al. (2010), que avaliaram os efeitos de fatores não nutricionais, mostraram correlação positiva entre NUL e produção de leite, bem como correlação negativa entre NUL e concentração de proteína e gordura do leite.

Em uma discussão específica sobre modelagem, Kohn et al. (2002), ao usarem dados antigos, encontraram RQMEP de 4,3; 4,9 e 4,1, para os modelos 1; 2 e 3, respectivamente, enquanto, ao usarem dados novos, as RQMEP foram de 6,1, 2,9 e 2,6mg/dL, respectivamente. Nota-se que com os dados novos usados nos modelos mais recentes (2 e 3), a RQMEP diminuiu bastante, enquanto, para o modelo antigo (1), a RQMEP piorou. Em comparação aos resultados de Kohn et al. (2002), observa-se que a RQMEP do presente estudo só foi melhor para o modelo 1 (4,45mg/dL) e semelhante

para o modelo 3 (2,66mg/dL), conforme a Tabela 2.

Meyer et al. (2006b), ao avaliarem os mesmos modelos para predição de NUL, elegeram apenas o consumo médio do rebanho para estimar o consumo individual de material seca e concluíram que os modelos diferem entre si com relação à acurácia, precisão e robustez. Os autores ainda apontaram que, quando o objetivo foi estimar o NUL para vacas leiteiras ou excreção de NU individualmente, nas condições de campo estudadas, os modelos apresentam uso questionável.

Mais recentemente, Burgos et al. (2007) relataram que a relação entre a excreção de nitrogênio ureico urinário (NUU) e a concentração de NUL diferiu entre as fases da lactação e divergiram da linearidade para vacas em início e final de lactações em uma ampla gama de valores de NUL. Contudo, estas diferenças foram restritas às concentrações muito altas de NUL. Dessa forma, a predição da excreção de NUU baseada na concentração de NUL depende da sua faixa de concentração. Os autores concluíram que o NUL pode ser usado para estimar a excreção de NUU e pode ser estendido para se estimar as emissões de NH₃ do esterco de rebanhos leiteiros, pois existe forte relação entre a excreção de NUU e emissão de NH₃.

Em conclusão, dentre os 3 modelos estudados, o modelo 3 (NU/(0,0259 x PV)), desenvolvido Kauffman & St-Pierre (2001), foi o melhor avaliado quando se deseja estimar as concentrações de NUL ou predizer a excreção de NU de um rebanho de vacas Holandesas nas condições de campo estudadas.

AGRADECIMENTOS

Esta pesquisa é parte da tese de doutorado do primeiro autor, desenvolvida na ESALQ/USP, financiada pela FAPESP e CNPq. Os autores agradecem à Fazenda Colorado pela disponibilidade de acesso ao banco de dados e permissão para coleta de amostras.

REFERÊNCIAS

- BASHTANI, M.; FARHANGFAR, H.; NAEIMIPOUR, H.; ASGHARI, M.R. Application of milk urea nitrogen index (MUN I) for monitoring protein nutrition status in lactating dairy cow. **Journal of Agricultural Sciences and Natural Resources**, v.16, p.110-118, 2009.
- BIBBY, J.; TOUTENBURG, H. **Prediction and improved estimation in linear models**. London: JOHN WILEY, 1977. 188p.
- BURGOS, S.A.; FADEL, J.G.; DePETERS, E.J. Prediction of ammonia emission from dairy cattle manure based on milk urea nitrogen: relation of milk urea nitrogen to urine urea nitrogen excretion. **Journal of Dairy Science**, v. 90, p.5499-5508, 2007.
- CAO, Z.; HUANG, W.; WANG, T.; WANG, Y.; WEN, W.; MA, M.; LI, S. Effects of parity, days in milk, milk production and milk components on milk urea nitrogen in Chinese Holstein. **Journal of Animal and Veterinary Advances**, v.9, p.688-695, 2010.

GODDEN, S.M.; LISSEMORE, K.D.; KELTON, D.F.; LESLIE, K.E.; WALTON, J.S.; LUMSDEN, J.H. Relationships between milk urea concentrations and nutritional management, production, and economic variables in Ontario dairy herds. **Journal of Dairy Science**, v.84, p.1128-1139, 2001.

GUO, K.; RUSSEK-COHEN, E.; VARNER, M.A.; KOHN, R.A. Effects of milk urea nitrogen and other factors on probability of conception of dairy cows. **Journal of Dairy Science**, v.87, p.1878-1885, 2004.

HOJMAN, D.; GIPS, M.; EZRA, E. Associations between live body weight and milk urea concentration in Holstein cows. **Journal of Dairy Science**, v.88, p.580-584, 2005.

JONKER, J.S.; KOHN, R.A.; ERDMAN, R.A. Using milk urea nitrogen to predict nitrogen excretion and utilization efficiency in lactating dairy cows. **Journal of Dairy Science**, v.81, p.2681-2692, 1998.

JOHNSON, R.G.; YOUNG, A.J. The association between milk urea nitrogen and DHI production variables in western commercial dairy herds. **Journal of Dairy Science**, v.86, p.3008-3015, 2003.

KAUFMANN, W. Variation in composition of the raw material with special regard to the urea content. **Milchwissenschaft**, v.37, p.6-9, 1982.

KAUFFMAN, A.J.; St-PIERRE, N.R. The relationship of milk urea nitrogen to urine nitrogen excretion in Holstein and Jersey Cows. **Journal of Dairy Science**, v.84, p.2284-2294, 2001.

KOHN, R.A.; KALSCHEUR, K.F.; HANIGAN, M. Evaluation of models for balancing the protein requirements of dairy cows. **Journal of Dairy Science**, v.81, p.3401-3414, 1998.

KOHN, R.A.; KALSCHEUR, K.F.; RUSSK-COHEN, E. Evaluation of models to estimate urinary nitrogen and expected nitrogen milk urea nitrogen. **Journal of Dairy Science**, v.85, p.227-233, 2002.

MARTINS, S.C.S.G.; ROCHA JÚNIOR, V.R.; CALDEIRA, L.A.; PIRES, D.A.A.; BARROS, I.C.; SALES, E.C.J.; SANTOS, C.C.R.; AGUIAR, A.C.R.; OLIVEIRA, C.R. Consumo, digestibilidade, produção de leite e análise econômica de dietas com diferentes volumosos. **Revista Brasileira de Saúde e Produção Animal [Online]**, v.12, n.3, p.691-708, 2011.

MEYER, P.M.; MACHADO, P.M.; COLDEBELLA, A.; CASSOLI, L.D.; COELHO, K.O.; RODRIGUES, P.H.M. Fatores não-nutricionais e concentração de nitrogênio uréico no leite de vacas da raça Holandesa. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.35, p.1114-1121, 2006^a. Supl.

MEYER, P.M.; MACHADO, P.M.; COLDEBELLA, A.; CASSOLI, L.D.; COELHO, K.O.; RODRIGUES, P.H.M. Validação de modelos de predição de nitrogênio uréico no leite, estimando-se o consumo individual pelo consumo do rebanho. **Acta Scientiarum Animal Science**, v.28, p.73-79, 2006^b.

NATIONAL RESEARCH COUNCIL – NRC. **Nutrient requirements of dairy cattle**. 6.ed. Washington: National Academy Press, 1989. 157p.

NATIONAL RESEARCH COUNCIL – NRC. **Nutrient requirements of dairy cattle**. 7.ed. Washington: National Academy Press, 2001. 381p.

RAJALA-SCHULTZ, P.J.; SAVILLE, W.J.A. Sources of variation in milk urea nitrogen in Ohio Dairy herds. **Journal of Dairy Sciences**, v.86, p.1653-1661, 2003.

RODRIGUES, P.H.M. **Comunicação pessoal**. Pirassununga,SP: Faculdade de Medicina Veterinária e Zootecnia/ Universidade de São Paulo, 2002.

ROY, B.; MEHLA, R.K.; SIROHI, S.K. Influence of non-nutritional factors on urea and protein concentration in milk of Murrah buffaloes. **Asian Australasian Journal of Animal Sciences**, v.16, p.1285-1290, 2003.

ROY, B.; BRAHMA, B.; GHOSH, S.; PANKAJ, P.K.; MANDAL, G. Evaluation of milk urea concentration as useful indicator for dairy herd management: a review. **Asian Journal of Animal and Veterinary Advances**, v.6, p.1-19, 2011.

SAS INSTITUTE. **SAS/STAT user's guide**. Version 8.0. Cary, 1999.

ZAMBOM, M.A.; ALCALDE, C.R.; SILVA, K.T.; MACEDO, F.A.F.; RAMOS, C.E.C.O.; GARCIA, J.; HASHIMOTO, J.H.; LIMA, L.S. Produção e qualidade do leite de cabras alimentadas com casca do grão de soja em substituição ao milho moído. **Revista Brasileira de Saúde e Produção Animal [Online]**, v.12, n.1, p.126-139, 2011.

Data de recebimento: 06/10/2011

Data de aprovação: 27/05/2012