

Validação de modelos de predição de nitrogênio uréico no leite, estimando-se o consumo individual pelo consumo do rebanho

Paula Marques Meyer^{1*}, Paulo Fernando Machado², Arlei Coldebella³, Laerte Dagher Cassoli¹, Karyne Oliveira Coelho¹ e Paulo Henrique Mazza Rodrigues⁴

¹Programa de Pós-graduação em Ciência Animal e Pastagens, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" (Esalq), Universidade de São Paulo (USP), Cx. Postal 9, 13418-900, Piracicaba, São Paulo, Brasil. ²Departamento de Zootecnia, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" (Esalq), Universidade de São Paulo (USP). ³Embrapa Suínos e Aves, Cx. Postal 21, 89700-000, Concórdia, Santa Catarina, Brasil. ⁴Departamento de Nutrição e Produção Animal, Faculdade de Medicina Veterinária e Zootecnia, Cx. Postal 23, 13630-000, Pirassununga, São Paulo, Brasil. *Autor para correspondência. e-mail: paulameyer@ibge.gov.br

RESUMO. O objetivo deste trabalho foi validar modelos de predição de nitrogênio uréico no leite (NUL), visando contribuir para avaliação nutricional de dietas de vacas. Foram utilizadas 8.833 observações de vacas holandesas de um rebanho comercial. A produção de leite, o peso vivo, o número de dias em lactação e o número de lactações foram coletados no dia da amostragem do leite. Amostras de leite foram coletadas mensalmente para determinação da sua composição. Para a avaliação dos 3 modelos, foram medidas acurácia, precisão e robustez. O modelo 3, apesar de mais acurado (viés=-0,21 mg/dL), foi menos preciso (erro residual=5,24 mg/dL) que o modelo 2 (viés=-1,72 e erro residual=4,90 mg/dL), enquanto o modelo 1 foi o menos acurado (viés=2,93 mg/dL) e o menos preciso (erro residual=5,99 mg/dL). Houve falta de robustez para os 3 modelos. Os três modelos de predição de NUL diferiram entre si quanto à acurácia, precisão e robustez.

Palavras-chave: excreção de nitrogênio, modelagem, uréia no leite, utilização de proteína, vaca leiteira.

ABSTRACT. Validation of models to predict milk urea nitrogen concentrations, using herd intake to estimate individual dry matter intake. The objective of this study was to validate prediction models for milk urea nitrogen (MUN), aiming at evaluating utilization efficiency of diets for dairy cows. Data (8,833 observations) from Holstein cows were used. Milk production, body weight, days in milk and lactation number were collected on the milk sampling days. Milk samples were collected monthly for composition analysis. In order to evaluate the three models, accuracy, precision and robustness were tested. Despite being more accurate (mean bias=-0.21 mg/dL), model 3 was less precise (residual error=5.24 mg/dL) than model 2 (mean bias=-1.72 and residual error=4.90 mg/dL), while model 1 was the least accurate (mean bias=2.93 mg/dL) and the least precise (residual error=5.99 mg/dL). There was lack of robustness for the three models. Models for predicting MUN differ among themselves with regard to accuracy, precision and robustness.

Key words: nitrogen excretion, modeling, MUN, protein utilization, dairy cow.

Introdução

A concentração de nitrogênio uréico no leite (NUL) é uma ferramenta útil para avaliar se um rebanho de vacas (ou mesmo as vacas individualmente) está sendo alimentado com quantidades ótimas de proteína, se a relação entre proteína degradável e não-degradável na dieta está ideal ou, ainda, se o balanço entre o consumo de proteína e energia pelas vacas está adequado (Carlsson e Pehrson, 1994).

De acordo com Oltner *et al.* (1985), não é possível estimar com certeza, a partir de uma única determinação de uréia, o "status" nutricional de uma

vaca. Mas, quando as concentrações médias de uréia no leite são determinadas em grupos de animais ou em rebanhos, inferências diretas, com relação à adequação da alimentação, parecem ser possíveis. Contudo, é improvável que uma concentração específica de uréia no leite possa ser definida para que seja válida durante todos os estágios de lactação e sob todas as condições de alimentação e manejo. Fatores como a relação entre a capacidade de consumo de alimento e o potencial de produção de leite, o custo dos alimentos disponíveis e seu efeito geral sobre a saúde e fertilidade das vacas, afetarão, obviamente, a decisão de qual é a concentração de uréia adequada.

Deste modo, modelos matemáticos têm sido desenvolvidos na tentativa de prever as concentrações-alvo de NUL e, desta forma, facilitar seu uso na avaliação da adequação nutricional de dietas e na predição do nitrogênio excretado para o ambiente.

Os modelos matemáticos de predição de NUL, encontrados na literatura e que foram estudados neste trabalho, consideram a maioria dos fatores conhecidos em afetar as concentrações de NUL, incluindo consumo de nitrogênio, produção de leite e percentagem de proteína do leite. Adicionalmente, um dos modelos foi ajustado para efeitos do peso corporal. Os três modelos são derivados de um primeiro modelo, proposto por Jonker *et al.* (1998) para predição de nitrogênio urinário (NU). O modelo 1 de predição de NUL (NU/12,54) foi desenvolvido por Jonker e colaboradores em 1998. Os outros dois modelos são mais recentes (Kauffman e St. Pierre, 2001).

Kohn *et al.* (2002) relataram que, em setembro de 1998, foi descoberto um defeito de "hardware" nos equipamentos de análise de NUL que estavam sendo 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. Toma-se, pois, difícil interpretar os valores de NUL nos modelos que haviam sido desenvolvidos anteriormente, como é o caso do modelo 1 (Jonker *et al.*, 1998).

Outro fato importante a ser considerado é que esses modelos foram desenvolvidos a partir de dados experimentais americanos. Assim, para que suas futuras utilizações sejam possíveis, eles deverão ser avaliados nas condições de campo brasileiras, usando dados de rebanho comercial. Deste modo, poderão fornecer resultados acurados e confiáveis de predição das concentrações de nitrogênio uréico no leite, o que foi o objetivo do presente trabalho.

Material e métodos

Coleta de dados

No estudo, foram utilizadas 8.833 observações, provenientes de vacas da raça holandesa, pertencentes ao rebanho da Fazenda Colorado, situada no município de Araras, 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 em sala do tipo "espinha de peixe", 2x12, linha baixa, com sistema de coleta de dados AFIMILK® - SAE AFIKIM, em que cada animal foi identificado e sua produção de leite registrada, diariamente.

Os animais foram alimentados 7 vezes ao dia, sendo o primeiro fornecimento às 5h e o último, às 21h. Receberam dieta total e única, composta de silagem de milho, silagem pré-secada de Tifton 85, farelo de soja, gérmen de milho, silagem de grão úmido de milho, farelo de glúten de milho, polpa cítrica e mistura mineral, em que o volumoso correspondeu a 48% da dieta em MS. Para a alimentação do rebanho, foi utilizado vagão de mistura total (TMR) de 10 m³, com desensilador e balança eletrônica. O consumo de matéria seca (CMS) do rebanho foi avaliado diariamente, a partir da diferença entre a dieta oferecida a todos os animais e as sobras, sem avaliação do consumo individual por se tratar de rebanho comercial. A dieta foi balanceada segundo NRC (1989) e sua composição média está apresentada na Tabela 1.

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

Table 1. Composition of diets and average dry matter intake of the herd.

Meses Months	Composição estimada da dieta Estimated diet composition							
	MS DM	PB CP	EE EE	FDN NDF	FDA ADF	CNF NFC	MM Ash	CMS DMI
set./2000 Sept.	47,2	17,10	3,15	34,04	19,69	38,77	6,37	20,9
out./2000 Oct.	46,3	17,31	3,12	33,22	19,30	39,83	6,03	20,5
nov./2000 Nov.	46,8	17,67	3,09	32,72	19,40	39,69	6,28	20,3
dez./2001 Dec.	48,3	16,49	3,88	33,03	19,59	39,99	6,13	22,9
jan./2001 Jan.	49,8	15,91	4,20	31,04	18,52	42,27	6,08	19,3
fev./2001 Feb.	48,8	16,47	4,12	31,16	18,46	41,58	6,18	16,9
abr./2001 Apr.	49,2	16,48	4,06	29,83	17,89	43,02	6,12	16,8
mai./2001 May	49,6	16,69	4,30	30,95	17,99	41,34	6,19	18,4
jun./2001 Jun.	50,1	16,80	5,34	32,88	19,24	37,97	6,37	19,1
jul./2001 Jul.	50,4	16,82	5,37	32,97	19,31	37,81	6,38	20,0
ago./2001 Aug.	50,4	16,90	4,26	33,48	19,66	38,55	6,22	23,2
set./2001 Sept.	50,4	16,90	4,26	33,48	19,66	38,55	6,22	22,6
out./2001 Oct.	49,7	17,11	4,19	33,02	19,63	37,70	7,21	23,3
nov./2001 Nov.	49,7	17,11	4,19	33,02	19,63	37,70	7,21	21,9
dez./2001 Dec.	50,1	17,11	4,19	33,02	19,63	37,70	7,21	22,9
jan./2002 Jan.	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 médio de matéria seca do rebanho (kg/animal/dia).

DM = dry matter (%); CP = crude protein (% DM); EE = ether extract (% DM); NDF = neutral detergent fiber (% DM); ADF = acid detergent fiber (% DM); NFC = non-fiber carbohydrates (% DM); ash (% DM); DMI = dry matter intake of the herd (kg/animal/day).

Dados zootécnicos sobre produção de leite (kg), peso vivo do animal (kg), dias em lactação (DEL) e número de lactações (NL) foram coletados no dia da amostragem do leite. As amostras de leite foram coletadas mensalmente, sempre na ordenha da manhã, transferidas diretamente do medidor para os frascos de coleta (60 mL), cada um contendo duas pastilhas de bronopol (largo espectro) como conservante e homogeneizadas por, no mínimo, 15 segundos. Foram, então, 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 NUL (mg/dL), bem como de contagem de células somáticas (CCS) ($\times 10^3$ células/mL).

As concentrações de gordura, proteína, lactose e sólidos totais foram determinadas por leitura de absorção infravermelha pelo equipamento Bentley 2000® (Bentley Instruments, 1995a) e a CCS foi executada por citometria fluxométrica pelo equipamento Somacount 300® (Bentley Instruments, 1995b). As concentrações de NUL foram determinadas utilizando-se o equipamento ChemSpec 150®, por meio de método enzimático e espectrofotométrico de trans-reflectância (Bentley Instruments, 1998).

As épocas de parição e épocas do ano foram divididas 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 $\ln (CCS+1)$, pois não possui distribuição normal (Godden *et al.*, 2001).

Modelos estudados

Os três modelos foram derivados de um primeiro modelo, proposto por Jonker *et al.* (1998) para predição de nitrogênio urinário (NU), como segue:

$$NU = (IN \times 0,83) - NLeite - 97;$$

Em que:

NU = excreção de nitrogênio urinário (g/dia);

IN = ingestão de nitrogênio (g/animal/dia);

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 97 g/dia foram assumidos por Jonker *et al.* (1998), ao estudarem, previamente, uma grande variedade de dietas. Esse modelo assume 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 consumo real de matéria seca do rebanho, no dia da amostragem de leite foi avaliado pela mensuração do consumo dos lotes. Ao dividir o consumo do rebanho pelo número de animais de cada lote, estimou-se o CMS individual dos animais, que foi usado para calcular a ingestão de nitrogênio. Por fim, o nitrogênio urinário foi usado para prever NUL. Deste modo, o cálculo dos modelos 1, 2 e 3 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 vivo. As concentrações preditas de NUL dependeram do modelo usado e foram obtidas das seguintes equações:

- modelo 1: $NUL = NU/12,54$ (Jonker *et al.*, 1998);

- modelo 2: $NUL = NU/17,6$ (Kauffman e St-Pierre, 2001);

- modelo 3: $NUL = NU/(0,0259 \times PV)$ (Kauffman e St-Pierre, 2001);

em que:

NUL = nitrogênio uréico no leite (mg/dL);

NU = nitrogênio urinário (g/animal/dia) e;

PV = peso vivo (kg).

O modelo 1, como foi desenvolvido a partir de concentrações de NUL 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, podendo, assim, indicar problema potencial de manejo. Ao usar os 3 diferentes modelos, NUL esperado foi predito a partir de parâmetros da dieta e de produção, sendo esses valores comparados com os valores observados de NUL.

As 8.844 observações foram utilizadas nos modelos 1 e 2. Entretanto, para o modelo 3, foram utilizadas apenas 4.749, pois foram as que continham o peso vivo dos animais.

Avaliação dos modelos

Para a avaliação dos modelos, foram medidas a acurácia, a precisão e a robustez dos 3 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. Ela 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 e Toutenburg, 1977) é uma medida de quanto as predições se adequam bem aos dados observados e foi calculada pela seguinte fórmula:

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

Entretanto, segundo Rodrigues (2002)¹, 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, gerando, assim, o erro residual, que é definido como o erro restante no modelo de predição, excluindo-se o erro devido ao viés médio. O erro residual é também referido como o erro de predição, excluindo-se o viés médio, sendo obtido pela fórmula:

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

O viés linear para NUL foi derivado regredindo-se o viés (NUL predito – NUL observado) versus NUL 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 e Toutenburg, 1977).

A robustez é a caracterização do modelo que menos é influenciada por outros fatores selecionados (número de lactação, dias em lactação, peso vivo, produção de leite, concentração de gordura, proteína, lactose e sólidos totais do leite, logaritmo natural da contagem de células somáticas (LCCS), época de parição e época do ano). 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)².

Análise estatística

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, 1985). Para se comparar a precisão entre os modelos, os valores do erro residual foram submetidos ao teste de homogeneidade de variâncias (teste de Hartley), sendo comparados dois a dois, utilizando-se, para tal, o PROC TTEST (SAS, 1985), segundo Ott (1993).

O viés linear para NUL foi derivado regredindo-se o viés (NUL predito – NUL observado) versus NUL observado pelo PROC REG (SAS, 1985). Por sua vez, a avaliação da robustez de cada modelo foi obtida regredindo-se o viés contra as variáveis selecionadas (número de lactação, dias em lactação, peso vivo, produção de leite, concentração de gordura, proteína, lactose e sólidos totais do leite, logaritmo natural da contagem de células somáticas (LCCS), época de parição e época do ano) pelo PROC REG (SAS, 1985). 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 (1985), sendo comparados dois a dois.

Resultados e discussão

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

Os resultados das avaliações de acurácia e precisão para os 3 modelos testados estão apresentados na Tabela 2.

Tabela 2. Número amostral, viés médio (acurácia), erro residual (precisão), raiz quadrada média do erro de predição (RQMEP) e coeficiente de determinação (R^2), para os modelos 1, 2 e 3, e regressão entre viés e NUL observado, usando os dados de consumo real médio mensal do rebanho para estimar o consumo de matéria seca individual.

Table 2. Number of samples, mean bias (accuracy), residual error (precision), root mean square prediction error (RMSPE) and coefficient of determination (R^2), for models 1, 2 and 3, and regression of bias against observed MUN, using real average monthly intake of the herd to estimate individual dry matter intake.

	Modelo 1 Model 1	Modelo 2 Model 2	Modelo 3 Model 3
Número amostral Number of samples	8.833	8.833	4.749
NUL observado Observed MUN	13,16	13,16	13,81
NUL predito Predicted MUN	16,09	11,44	13,60
Viés médio ^{1,2} Mean bias ^{1,2}	2,93 A **	-1,72 C **	-0,21 B **
Erro residual ³ Residual error ³	5,99 A	4,90 C	5,24 B
RQMEP ⁴ RMSPE ⁴	6,66	5,19	5,25
R^2	0,0132	0,0132	0,00584
Regressão entre viés e NUL observado ⁵ Regression of bias against observed MUN ⁵			
Viés linear ^{6,7} Linear bias ^{6,7}	-0,8408 A	-0,8868 B	-1,0835 C
R^2 (Probabilidade) ⁸	0,2719 (<0,0001)	0,4512 (<0,0001)	0,4972 (<0,0001)

¹RODRIGUES, P.H.M. (Faculdade de Medicina Veterinária e Zootecnia da Universidade de São Paulo, Pirassununga, Estado de São Paulo). Comunicação pessoal, 2002.

²RODRIGUES, P.H.M. (Faculdade de Medicina Veterinária e Zootecnia da Universidade de São Paulo, Pirassununga, Estado de São Paulo). Comunicação pessoal, 2002.

R² (Probability)⁹¹Médias 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 1%; ³Erros residuais na mesma linha, seguidos de diferentes letras, são diferentes pelo teste de Hartley (p<0,05), realizado 2 a 2; 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) pela metodologia de comparação de retas (análise de variância); ⁸Coefficiente de determinação e probabilidade da existência ou não de inclinação da reta (teste F).⁹Means within line, followed by different letters, differ (P<0.05) by Tukey's Test; ²Probability of T-test for mean = 0. **Mean different from 0 (P<0.05); ³Residual errors within line, followed by different letters, differ by Hartley's test (P<0.05); ⁴Root mean square prediction error; ⁵Regression of bias (predicted MUN-observed MUN) against observed MUN; ⁶Slope coefficient of regression of bias (predicted MUN-observed MUN) against observed MUN; ⁷Means within line, followed by different letters, differ (P<0.05); ⁸Coefficient of determination and statistical probability of existence of slope coefficient (F-test).

Ao analisar os vieses médios (Tabela 2), nota-se, para o modelo 1, que as predições de NUL superestimaram as concentrações observadas em, aproximadamente, 22% ou em 2,93 mg/dL. Por sua vez, o modelo 2 subestimou os valores de NUL em, aproximadamente, 13% (-1,72 mg/dL) e o modelo 3, em 1,5% (-0,21 mg/dL). Observa-se que as médias de vieses dos 3 modelos diferiram de 0 (p<0,01), mostrando falta de acurácia para todos. No entanto, as medidas de acurácia dos modelos, representadas pelas médias dos vieses, apresentaram diferenças entre si (p<0,05), apontando que o modelo 3 é o mais acurado por apresentar o menor viés médio (-0,21), seguido pelo modelo 2 (1,72) e pelo modelo 1 (2,93), que se apresentou como o menos acurado (Tabela 2).

Quanto à precisão, nota-se que os erros residuais dos três modelos diferiram entre si, de modo que o mais preciso é o modelo 2 (4,90) e o menos preciso é o modelo 1 (5,99). As RQMEP foram de 6,66, 5,19 e 5,25 mg/dL, para os modelos 1, 2 e 3, respectivamente. Assim, o modelo 3, apesar de mais acurado, é medianamente preciso, apresentando erro residual de 5,24 (Tabela 2). Por outro lado, o modelo 1 foi o menos acurado e o menos preciso.

Pela regressão do viés (NUL predito – NUL observado) versus NUL observado (Tabela 2), observam-se vieses lineares (coeficientes angulares das retas) negativos (P=0,0001) de -0,8408, -0,8868 e -1,0835 mg/dL, para os modelos 1, 2 e 3, respectivamente. Essa constatação indica que o viés (predito – observado) foi menor quanto maior o valor observado de NUL. Nota-se, ainda, que os vieses lineares dos três modelos diferiram entre si (p<0,05), o que pode ser observado na Figura 1.

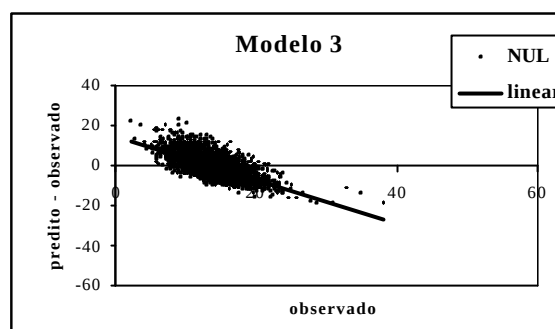
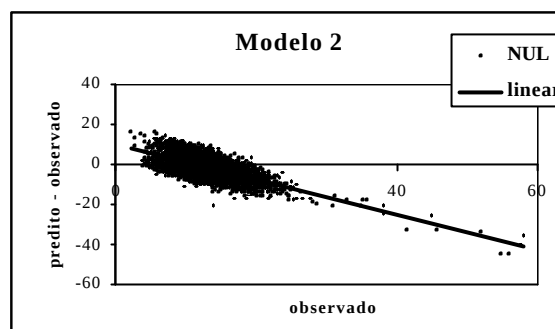
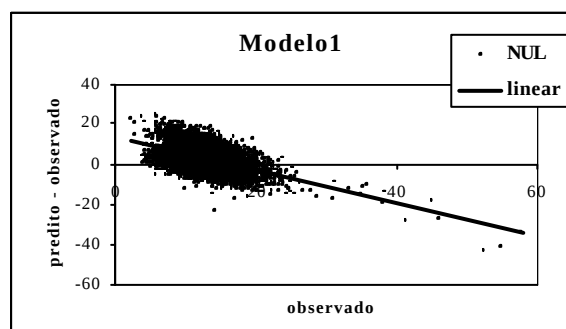


Figura 1. Vieses lineares para NUL, regredindo-se o viés (NUL predito – NUL observado) versus NUL observado para os modelos 1, 2 e 3, usando o consumo real médio mensal do rebanho para estimar o consumo de matéria seca individual.

Figure 1. Linear biases for MUN, by regression bias (predicted MUN – observed MUN) against observed MUN, for models 1, 2 and 3, using real average monthly intake of the herd to estimate individual dry matter intake.

A avaliação de robustez dos 3 modelos pode ser observada na Tabela 3. Observa-se que os 3 modelos foram influenciados por quase todas as variáveis estudadas, uma vez que os coeficientes angulares das retas dos vieses dos modelos versus essas variáveis diferiram de 0 (p<0,05). Porém, os modelos 1 e 2 não foram afetados pela época de parição e época do ano, fato reforçado pelos baixíssimos coeficientes angulares das retas de regressão dos vieses dos modelos versus essas duas variáveis. Visualmente, pelo R², observa-se que a produção de leite apresentou o maior coeficiente, indicando que essa variável é a que mais explica as variações dos modelos e que neles poderia ser incluída. Observa-se, ainda, que os coeficientes angulares dos vieses dos modelos 2 e 3 versus a produção de leite não diferiram entre si, mas diferiram do modelo 1.

Segundo Jonker *et al.* (1999), a produção de leite direciona as exigências de nitrogênio nas vacas leiteiras em lactação, alimentadas de acordo com o NRC (1989). À medida que a produção de leite aumenta, as concentrações preditas de NUL aumentam linearmente por causa da maior ingestão e excreção de nitrogênio. Subseqüentemente, as concentrações-alvo de NUL são extremamente sensíveis às mudanças na produção de leite, como observado no presente trabalho. Jonker *et al.* (1999) ainda reportaram que a concentração lactacional média de NUL para seu modelo foi mais sensível ao plano de alimentação relativo às exigências e à produção

de leite e menos ao peso corporal e número de lactações, fato este comprovado pelos baixos R^2 destas duas últimas variáveis neste estudo (Tabela 3). De acordo com Nousiainen *et al.* (2004), a quantidade de proteína bruta na dieta foi o melhor fator de predição de NUL, após testarem efeitos de fatores nutricionais e não-nutricionais sobre as concentrações de NUL. Entretanto, inferências com relação aos efeitos nutricionais não podem ser discutidas, uma vez que não foram avaliadas diretamente neste trabalho.

A concentração de gordura, proteína, lactose e sólidos totais e a relação gordura/proteína apresentaram os maiores coeficientes angulares, apesar de apresentarem baixos R^2 (Tabela 3). Segundo Jonker *et al.* (1999), a sensibilidade das concentrações-alvo de NUL a mudanças nas percentagens de gordura e proteína ocorre por duas razões. Primeiramente, para as

exigências de ingestão de nitrogênio preditas pelo NRC (1989), a percentagem de gordura (junto com o volume de leite) direciona as exigências de nitrogênio para lactação (NRC, 1989). Em segundo lugar, a predição do modelo para excreção de nitrogênio urinário usa o nitrogênio total do leite e afeta as concentrações-alvo de NUL. Ao se aumentar a concentração de proteína do leite, são reduzidas as concentrações-alvo de NUL, pois uma quantidade maior de nitrogênio ingerido é direcionada para a proteína do leite. Entretanto, Trevaskis e Fulkerson (1999) mostraram, em seu estudo, que o mérito genético, o número de lactações e o conteúdo de proteína do leite explicaram uma pequena parte da variação individual na concentração de NUL e, assim, não foram úteis para suas predições, conforme sugerido pelos baixos R^2 encontrados para tais variáveis no presente estudo.

Tabela 3. Avaliação de robustez (slope, R^2 e probabilidade) para os modelos 1, 2 e 3, incluindo outras variáveis, usando o consumo real médio mensal do rebanho para estimar o consumo de matéria seca individual.

Table 3. Evaluation of robustness (slope, R^2 and probability) for models 1, 2 and 3, including other variables, using real average monthly intake of the herd to estimate individual dry matter intake.

Variáveis estudadas Studied variables		Modelo 1 Model 1	Modelo 2 Model 2	Modelo 3 Model 3
Número de lactação births	Slope ^{2,3}	-0,5645 A	-0,4736 A	-1,2353 B
	R^2 (Prob.) ⁴	0,0194 (<0,0001)	0,0204 (<0,0001)	0,1109 (<0,0001)
Dias em lactação Days of milk period	Slope	0,0130 A	0,0108 B	0,0043 C
	R^2 (Prob.)	0,0767 (<0,0001)	0,0785 (<0,0001)	0,0104 (<0,0001)
Peso corporal (kg) Body weight (kg)	Slope	0,0036 A	0,0030 A	-0,0186 B
	R^2 (Prob.)	0,0037 (<0,0001)	0,0038 (<0,0001)	0,1178 (<0,0001)
Produção de leite (kg/dia) Milk production (kg/day)	Slope	-0,3781 B	-0,2968 A	-0,2989 A
	R^2 (Prob.)	0,3410 (<0,0001)	0,3134 (<0,0001)	0,2691 (<0,0001)
Gordura do leite (%) Milk fat (%)	Slope	1,9554 A	1,4900 B	1,2838 B
	R^2 (Prob.)	0,0754 (<0,0001)	0,0653 (<0,0001)	0,0405 (<0,0001)
Proteína do leite (%) Milk protein (%)	Slope	3,1258 A	2,8595 A	1,3620 B
	R^2 (Prob.)	0,0360 (<0,0001)	0,0449 (<0,0001)	0,0082 (<0,0001)
Relação gordura/proteína Fat/protein ratio	Slope	4,2506 A	2,9695 B	3,4654 B
	R^2 (Prob.)	0,0365 (<0,0001)	0,0266 (<0,0001)	0,0285 (<0,0001)
Lactose (%) Lactose (%)	Slope	-2,7204 C	-1,7986 B	1,0165 A
	R^2 (Prob.)	0,0251 (<0,0001)	0,0163 (<0,0001)	0,0039 (<0,0001)
Sólidos totais do leite (%) Milk total solids (%)	Slope	1,3732 A	1,1331 B	1,1053 B
	R^2 (Prob.)	0,0604 (<0,0001)	0,0613 (<0,0001)	0,0503 (<0,0001)
LCCS ¹	Slope	0,6640 A	0,5618 A	0,2827 B
LSCC ¹	R^2 (Prob.)	0,0277 (<0,0001)	0,0295 (<0,0001)	0,0066 (<0,0001)
Época de parição Calving season	Slope	-0,0322 A	0,0227 A	0,3174 A
	R^2 (Prob.)	0,000007 (0,8010)	0,000005 (0,8283)	0,000892 (0,0396)
Época do ano Year season	Slope	0,2097 A	0,1999 A	-0,6230 B
	R^2 (Prob.)	0,000307 (0,0998)	0,000416 (0,0553)	0,003371 (<0,0001)

¹logaritmo natural da (CCS+1); ²coeficiente angular da reta $y = a + bX$, regredindo-se o viés (NUL predito – NUL observado) versus variáveis; ³comparação entre inclinações das retas, 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 análise de variância indicar existência ou não de inclinação da reta (teste F).

¹natural logarithm of (SCC+1); ²slope coefficient of a straight line $y = a + bX$, by regression bias (predicted MUN – observed MUN) against variables; ³comparison among slope coefficients of straight lines, where different letters within line differ by the methodology of straight lines comparison (analysis of variance) ($P < 0,05$); ⁴coefficient of determination and statistical probability of the analysis of variance to indicate existence of slope coefficient (F test).

Deste modo, apesar de os modelos 2 e 3 terem sido adaptados e melhorados posteriormente, a partir do modelo 1, na tentativa de melhor estimar a concentração de nitrogênio uréico no leite, não foi possível validá-los de modo a utilizá-los como ferramenta para avaliação nutricional de vacas leiteiras em situação de rebanho comercial.

Conclusão

Ao estimar o consumo de matéria seca individual usando o consumo médio do rebanho, os três modelos de predição de nitrogênio uréico no leite diferem entre si quanto à acurácia, precisão e robustez,

apresentando uso questionável quando o objetivo for prever NUL para vacas leiteiras ou prever a excreção de nitrogênio urinário nas condições de campo estudadas.

Referências

- BENTLEY INSTRUMENTS. *Bentley 2000*: operator's manual. Chaska, 1995a.
- BENTLEY INSTRUMENTS. *Somacount 300*: operator's manual. Chaska, 1995b.
- BENTLEY INSTRUMENTS. *Chemspeck 150*: user's guide. Chaska, 1998.
- BIBBY, J.; TOUTENBURG, H. *Prediction and improved*

estimation in linear models. London: John Wiley, 1977.

CARLSSON, J.; PEHRSON, B. The influence of the dietary balance between energy and protein on milk urea concentration. Experimental trials assessed by two different protein evaluation systems. *Acta Vet. Scand.*, Copenhagen, v. 35, n. 2, p.193-205, 1994.

GODDEN, S.M. *et al.* Relationships between milk urea concentrations and nutritional management, production, and economic variables in Ontario dairy herds. *J. Dairy Sci.*, Savoy, v. 84, p. 1128-1139, 2001.

JONKER, J.S. *et al.* Using milk urea nitrogen to predict nitrogen excretion and utilization efficiency in lactating dairy cows. *J. Dairy Sci.*, Savoy, v. 81, p. 2681-2692, 1998.

JONKER, J.S. *et al.* Milk urea nitrogen target concentrations for lactating dairy cows fed according to National Research Council recommendations. *J. Dairy Sci.*, Savoy, v. 82, n. 6, p. 1261-1273, 1999.

KAUFFMAN, A.J.; St-PIERRE, N.R. The relationship of milk urea nitrogen to urine nitrogen excretion in Holstein and Jersey Cows. *J. Dairy Sci.*, Savoy, v. 84, n. 10, p. 2284-2294, 2001.

KOHN, R.A. *et al.* Evaluation of models for balancing the protein requirements of dairy cows. *J. Dairy Sci.*, Savoy, v. 81, n. 12, p. 3401-3414, 1998.

KOHN, R.A. *et al.* Evaluation of models to estimate urinary nitrogen and expected nitrogen milk urea nitrogen. *J. Dairy Sci.*, Savoy, v. 85, n. 1, p. 227-233, 2002.

NRC-NATIONAL RESEARCH COUNCIL. *Nutrient requirements of dairy cattle*. 6.ed. Washington, D.C.: National Academy Press, 1989.

NRC-NATIONAL RESEARCH COUNCIL. *Nutrient requirements of dairy cattle*. 7. ed. Washington, D.C.: National Academy Press, 2001.

NOUSIAINEN, J. *et al.* Evaluation of milk urea nitrogen as a diagnostic of protein feeding. *J. Dairy Sci.*, Savoy, v. 87, n. 2, p. 386-398, 2004.

OLTNER, R. *et al.* Urea concentrations in milk in relation to milk yield, live weight, lactation number and amount and composition of feed given to dairy cows. *Livest. Prod. Sci.*, Amsterdam, v. 12, p. 47-57, 1985.

OTT, R.L. *An introduction to statistical methods and data analysis*. 4.ed. Wadsworth: Duxbury Press, 1993.

SAS INSTITUTE. *SAS user's guide: statistics*. 5. ed. Cary, 1985.

TREVASKIS, L.M.; FULKERSON, W.J. The relationship between various animal and management factors and milk urea, and its association with reproductive performance of dairy cows grazing pasture. *Livest. Prod. Sci.*, Amsterdam, v. 57, p. 255-265, 1999.

Received on May 04, 2005.

Accepted on March 14, 2006.