

## 北海道における乳中尿素窒素濃度 (MUN) に及ぼす 環境要因効果の推定

西村 和行<sup>1</sup>・三浦 伸也<sup>2</sup>・鈴木 三義<sup>2</sup>

<sup>1</sup>北海道立根釧農業試験場, 中標津町 086-1100

<sup>2</sup>帯広畜産大学, 帯広市 086-8555

### Effect of Environmental Factors on Milk Urea Nitrogen Concentrations in Holstein Cows in Hokkaido

Kazuyuki NISHIMURA<sup>1</sup>, Sinya MIURA<sup>2</sup> and Mitsuyoshi SUZUKI<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Hokkaido Prefectural Agricultural Experiment Station, Nakashibetsu 080-1100

<sup>2</sup>Obihiro University of Agriculture and Veterinary Medicine, Obihiro 080-8555

キーワード：乳中尿素窒素濃度, 分娩年齢・季節・ステージサブクラス, 牛群・検定日効果

Key words: Milk Urea Nitrogen, Age-Season-DIM subclass, Herd-Test Day

#### Abstract

This study aimed to estimate the effects of environmental factors on milk urea nitrogen (MUN) concentrations using field data collected by Dairy Cattle Milk Recording & Testing programs. Data consisted of 5,797,500 test-day records of MUN and milk yields, and fat and protein obtained from 5,266 Holstein herds in Hokkaido, Japan. Data were divided into four sets by parities of one, two, three and over four. ANOVA was used for data analysis. Herd-test-day (HTD) effects, Calving Age×Season (AS) effects and the lactation stage had significant effects on MUN, with concentrations tending to increase from the peak of lactation until it ended.

#### 要 約

この研究の目的は牛群検定事業で収集されたフィールドデータにおける乳中尿素窒素濃度 (MUN) に及ぼす環境要因の解析を行うことであった。分析に用いたデータは、北海道の5,266牛群のホルスタイン種雌牛から得られたMUNおよび乳量、脂肪量およびタンパク質量に関する5,797,500の検定日記録であった。データは初産、2産、3産および4産以上の4つのデータセットに分割した。これらのデータの解析には分散分析法を用いた。群・検定日 (HTD) 効果、分娩年齢・季節効果および泌乳ステージ (DIM) 効果はMUNに有意な影響を及ぼした。MUN濃度は泌乳ピーク時から乳期終了まで増加傾向にあった。

#### 緒 言

環境問題における大きな要素の中に家畜糞尿由来の汚染物質がある。特に、過剰なタンパク質摂取は、糞尿への窒素排出を引き起こすことになる。すなわち、血中および乳中の高い窒素濃度は飼料中の過剰タンパク質摂取の結果であり (BAKER et al, 1995; BRODERICK and CLAYTON, 1997), その結果、過剰な尿中窒素排出量を導き、負の環境負荷をもたらす (KOHN et al, 1997)。しかし、雌牛におけるタンパク質利用率 (乳タンパク質量/飼料タンパク質消費量) は種々の給餌戦略および飼料の取り扱いで改善できると報告された (BAKER et al., 1995; VAGNMONI and BRODERICK, 1997; MACKLE et al, 1999)。さらに、斉藤ら (2003) は高タンパク質飼料給与が一般に飼料コストの上昇を招き、繁殖成績にも悪影響を及ぼす可能性を指摘した。

GODDEN et al. (2001) は個体レベルの乳中尿素窒素 (MUN) と乳量、FCM, およびECM間に正の非線形関係、MUNと脂肪率および乳タンパク質率間に負の

非線形関係、そして、体細胞リニアスコアと有意な負の非線形関係を報告した。他の研究者たちも、MUN と乳量間に正の関係 (CARLSSON et al., 1995), や負の関係を発見した (BRODERICK and CLAYTON, 1997)。また、EICHER et al. (1999) は、MUN が乳タンパク質率と産次、乳量そして泌乳ステージ (DIM) との関係において牛群間で変異があると報告した。

この研究の目的は、様々な年齢の雌牛が牛群内で受ける環境要因のうち、MUN に影響を及ぼす環境要因を決定し、MUN と乳量、脂肪量および乳タンパク質量間の関連性を示すことである。

**材料および方法**

**データ** この研究のためのデータは北海道酪農検定検査協会 (北酪検) が 2000 年 2 月から 2003 年 1 月までに検定・分析し収集した。分析したデータは北海道の 5,266 牛群において登録されたホルスタイン種雌牛の通常の検定日記録であった。MUN 検査は赤外線 (IR) 分析法により分析した。6,288,693 検定日記録の中で 5,797,500 記録を有効な MUN スコアとして用いた。記録のうち検定日乳量、MUN、脂肪および乳タンパク質率が、各々 80.1 kg 以上、50.1 mg/dl 以上、8.1 および 5.1% 以上の記録を除去した。また、11 産次以上の記録も除いた。分娩月齢 15 ヶ月齢以下の記録や生産量の情報がない記録も除去した。泌乳ステージ (DIM) が、5 日未満または 401 日以上記録も除去した。MUN データの分析は初産から 3 産までと、その後の産次から 10 産までとし、4 産以上のデータは  $\geq 4$  産と表示した。分娩年齢は産次 1, 2, 3 および  $\geq 4$  に対し、各々、16-40, 29-60, 41-72 および 52-120 ヶ月の間であった。これらの編集を行い、783,271 頭の雌牛から得られた 5,674,904 検定日記録を以降の分析に用いた。

**環境効果** 検定日 MUN の要因分析に分散分析を行った。これらの計算には SAS (SAS Institute Inc., 1990) の GLM プロシージャを用いた。支庁クラスは北海道の 13 支庁 (日高支庁は除いた) とした。群・検定日 (HTD) 数は産次 1, 2, 3 および  $\geq 4$  に対して各々 127,060, 127,503, 126,962 および 127,689 個であっ

た。3 つの分娩月齢クラスは各乳期に設けられた、すなわち、初産: age1 (18-24 ヶ月齢), age2 (25-29 ヶ月齢), age3 (30-40 ヶ月齢); 2 産: age1 (28-38 ヶ月齢), age2 (39-41 ヶ月齢), age3 (42-49 ヶ月齢); 3 産: age1 (40-50 ヶ月齢), age2 (51-57 ヶ月齢), age3 (58-68 ヶ月齢);  $\geq 4$  産: age1 (52-70 ヶ月齢), age2 (71-90 ヶ月齢), age3 (91-120 ヶ月齢)。分娩季節は夏 (4-9 月) と冬 (10-3 月) の 2 期とした。乳期は DIM (<10, 11-20, …, 381-390, 391-400) を 40 クラスに分けた。

次のモデルを各産次別のデータ分析に用いた:

$$y_{ijkl} = SP_i + (AS \times DIM)_{jk} + b_1(MY_{ijkl}) + b_2(FY_{ijkl}) + b_3(PY_{ijkl}) + e_{ijkl} \dots\dots\dots(1)$$

$$y_{ijkl} = HTD_i + (AS \times DIM)_{jk} + b_1(MY_{ijkl}) + b_2(FY_{ijkl}) + b_3(PY_{ijkl}) + e_{ijkl} \dots\dots\dots(2)$$

ここで、

- $y_{ijkl}$  = MUN の観測値;
- $SP_i$  = i 番目の支庁効果;
- $HTD_i$  = i 番目の HTD 効果;
- $(AS \times DIM)_{jk}$  = j 番目の分娩年齢・季節効果と k 番目の DIM クラスの組み合わせ効果;
- $MY_{ijkl}$  = 1 番目の雌牛の検定日乳量;
- $FY_{ijkl}$  = 1 番目の雌牛の検定日乳脂肪量;
- $PY_{ijkl}$  = 1 番目の雌牛の検定日乳タンパク質量;
- $b_n$  = 検定日乳量 (n=1), 脂肪量 (n=2) および乳タンパク質量 (n=3) への 1 次回帰係数;
- および、
- $e_{ijkl}$  = 残差誤差。

**結果および考察**

5,674,904 検定日記録の最終データセットにおける MUN 濃度は、0.0 から 50.0 mg/dl の範囲で平均 11.15 mg/dl であった。各産次における MUN の分布は正規から有意に異なっていない (データは示していない)。各産次における MUN の平均と標準偏差を表 1 に示した。初産牛における MUN 濃度の平均 10.85 mg/dl は、2 産 (11.24 mg/dl), 3 産 (11.23 mg/dl) および  $\geq 4$  産 (11.27 mg/dl) のいずれよりも低かつ

**Table 1 Means and standard deviations of teat-day observations for MUN and yields of milk, fat, and protein for each lactation.**

Trait	First (n=1,593,034)		Second (n=1,381,259)		Third (n=1,050,836)		Fourth and later parities (n=1,649,775)	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
MUN, mg/dl	10.85	3.91	11.24	4.01	11.23	4.02	11.27	4.04
Milk, kg	24.66	6.42	28.48	8.94	29.70	9.65	29.06	9.78
Fat, kg	0.98	0.24	1.13	0.34	1.18	0.38	1.14	0.39
Protein, kg	0.81	0.19	0.93	0.26	0.96	0.27	0.93	0.28

た。同様に、FERGUSON (2002) は初産、2 および 3 産以上の各々に対して 12.88, 13.20, 13.05 mg/dl の平均値を示した。VALLIMONT et al. (2002) の分析も 2 産次における MUN の増加を示した。

全北海道の MUN 平均は 11.14±4.00 であった。この平均値は西村ら (2003) が全産次の 2,249,005 記録を用いた報告(11.4±3.9)に類似した。しかしながら、他の研究者によってより大きな値も報告されている。BRODERICK and CLAYTON (1997) は MUN が 3~28 mg/dl の範囲で、平均 14.8 mg/dl を報告し、そして、JONKER et al. (1998) は平均 13.5 mg/dl を報告した。しかしながら、これら全ての研究結果は、タンパク質およびエネルギーの比率を制御した栄養試験下で非常に少ない頭数 (<500) を用いた実験データに基いたものであり、フィールドデータに含まれる極端な栄養条件下にはなかったと推察された。

表 2 は北海道の 13 支庁による区分と分娩年齢・季節および泌乳ステージの組み合わせ効果を考慮した分散分析結果である。いずれの効果も有意であったが (P<0.01), MUN に対する寄与率は極めて低いものであった。環境効果は支庁区分のみでは個々の牛群特有の栄養的変動を説明しきれなかったことを示唆した。このことを考慮して、HTD 効果を組み込んだモデルで再分析した。

表 3 には初産から ≥ 4 産までの検定日 MUN に対する分散分析の F 値を示した。HTD 効果は有意であり、初産次で最も大きな値 (absorb される前) であった。しかし、分娩年齢・季節と DIM の組み合わせ効果は初産次より ≥ 4 産で大きくなった。乳量、脂肪量および乳タンパク質量に対する回帰は全て有意であった。初産から 3 産および ≥ 4 産の MUN に対するモデルの決定係数 (R<sup>2</sup>) は、0.61~0.64 の範囲であった。

図 1 に支庁区分を考慮し、産次ごとに MUN の DIM による変動を、3 つの年齢別に最小二乗平均値で示した。全ての産次において MUN の推移曲線は典型的な乳生産曲線に対して逆転した曲線を描いた。すなわち、泌乳開始直後は高く、その後、泌乳初期に最も低い値に達し (DIM30~50)、以降泌乳末期に向かって序々に上昇した。夏季分娩の MUN は、初産および 2 産次においては泌乳中期で変動がやや小さく、泌乳後期で上昇した。しかし、冬季分娩ではいずれの産次でもその傾向は観察されなかったが、泌乳末期で下降する弓なり (Bow shape) の傾向が示された。この現象から、エネルギー不足またはタンパク質過剰摂取が懸念された (図 1)。

そこで、個々の酪農家において給与された栄養状態や管理体制を検定日ごとに牛群環境として把握することが可能であると思われる HTD 効果を考慮した場合

Table 2 Significance of various environmental factors and yield traits on test-day concentrations of milk urea nitrogen in lactations one, two, three and later parities (model\_1).

Factor	d.f.	First (n=1,593,034)		Second (n=1,381,259)		Third (n=1,050,836)		≥Fourth (n=1,649,775)	
		F-value	Regress. cef.	F-value	Regress. cef.	F-value	Regress. cef.	F-value	Regress. cef.
Sityou <sup>1</sup>	12	3319.1		2462.3		1812.6		2260.6	
Age & Time <sup>2</sup>	239	154.4		117.8		101.7		204.2	
Lin.									
Milk	1	26383.9	0.25	22815.6	0.20	17376.4	0.19	26337	0.19
Fat	1	6843.8	-1.92	5267.5	-1.46	3308	-1.23	3814.8	-1.07
Protein	1	11539.3	-5.36	6813.4	-3.69	4900.3	-3.43	7537	-3.44
R <sup>2</sup>			0.06		0.05		0.05		0.05

1: Subprefectural area of Hokkaido.

2: Combinations of 3 ages at calving, 2 seasons of calving and 40 stages of lactation classes for each lactation.

Table 3 Significance of various environmental factors and yield traits on test-day concentrations of milk urea nitrogen in lactations one, two, three and later parities (model\_2).

Factor	First (n=1,593,034)			Second (n=1,381,259)			Third (n=1,050,836)			≥Fourth (n=1,649,775)		
	d.f.	F-value	Regress. cfe.	d.f.	F-value	Regress. cfe.	d.f.	F-value	Regress. cfe.	d.f.	F-value	Regress. cfe.
HTD <sup>1</sup>	127060	(19.1)		127503	(16.5)		1269620	(12.4)		1276980	(17.2)	
Age & Time <sup>2</sup>	239	214.4		239	176.9		239	143.8		239	288.2	
Lin.												
Milk	1	25808.8	0.18	1	23211.3	0.15	1	17797.7	0.15	1	26081.4	0.14
Fat	1	2775.3	-0.93	1	1898.4	-0.67	1	919.1	-0.50	1	574.5	-0.32
Protein	1	9113.5	-3.72	1	5108.6	-2.47	1	3966.1	-2.43	1	6211.9	-2.42
R <sup>2</sup>			0.63			0.63			0.63			0.61

1: absorbed, 2: See at Table 2.

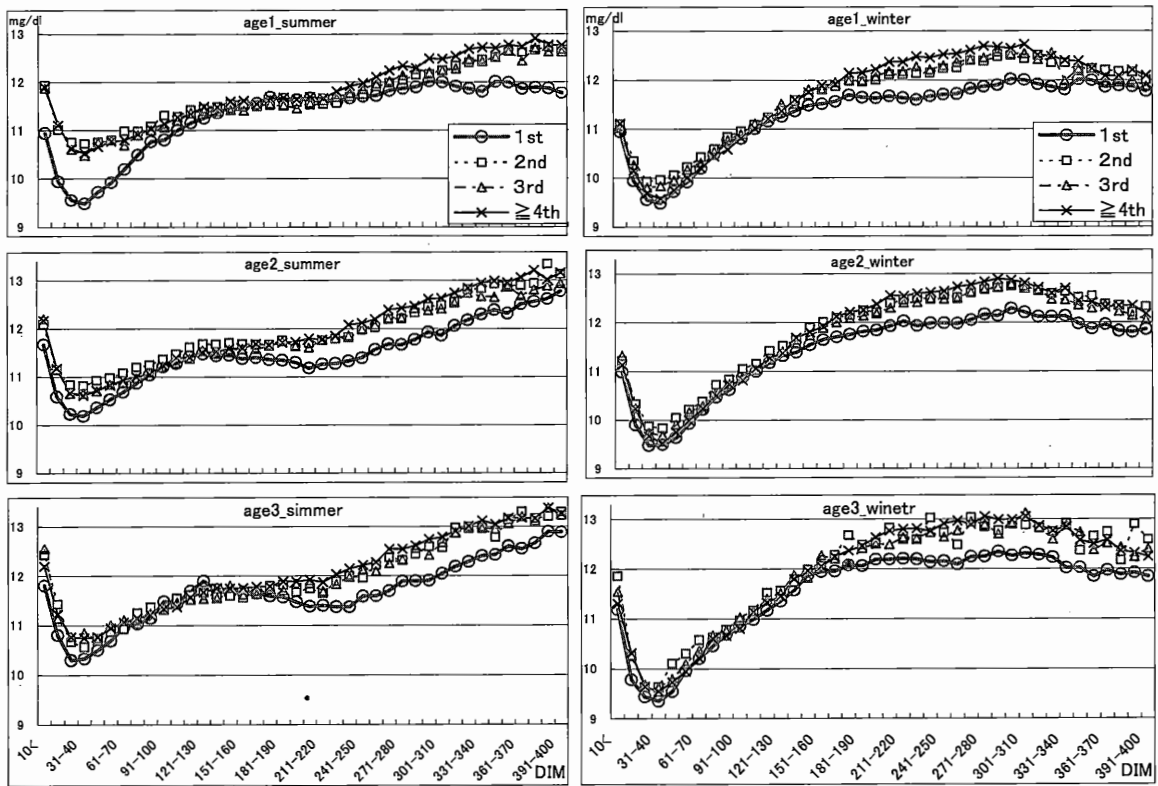


Fig. 1 Changes of concentrations of milk urea nitrogen across lactations for parities one, two, three and later parities (Model 1: Use the factor with SITYOU that the subprefectural area of Hokkaido)

のMUNの推移を示した(図2).  $\geq 4$ 産の夏季分娩では泌乳中期でわずかにBow shapeが観察され, エネルギー不足またはタンパク質の過剰摂取が懸念された. このことは,  $\geq 4$ 産には多数の記録数が含まれ(初産次より約5.6万記録多い), 且つ, 年齢も産乳能力も多岐に渡った結果であると推察された. すなわち, 同一栄養グループとして管理されている個々の牛群においても年齢・産乳量・栄養摂取量等に極端な差異が存在していると考えられた. したがって,  $\geq 4$ 産についてはASサブクラス区分をさらに細分化し, エネルギー不足またはタンパク質の過剰摂取牛の偏りに対応する解析が必要であると思われた.

NG-KWAI-HANG et al. (1985)そしてDEPETERS and CANT (1992)は初産における泌乳ステージに伴うMUNの同様のトレンドを報告した. BRODERICK and CLAYTON (1997)もMUNとDIM間の正の関係を発見した. 泌乳ピーク後のMUNの増加は生理的な変化や泌乳の代謝要求量の増加によるであろうと考えられる. 一般に多くの牛群では, 泌乳ステージや生産レベルにしたがい牛はグループで管理される. したがって, 各グループで異なる飼料給餌がなされることが推察され, 泌乳後期の牛はしばしば同一のグループである. しかし, グループ内の高い乳生産牛に対する栄養バランスで給餌されることが多い. 一方, 乳期を通して生産が低下するにしたがって, 飼料からの必要とするタ

ンパク質は減少する. しかし, そのようなグループの低生産牛(多くは泌乳後期牛)は, 過剰摂取したタンパク質のレベルが徐々に高くなり, 且つ, 血液および乳へ放出される尿素的割合はより大きくなると推察される.

MUNにおけるHTD効果(absorb前の確率 $P < 0.0001$ )の高い統計的有意性は, 栄養管理がMUNの変異性の重要な原因であることを示唆した. したがって, 乳生産の減少に伴った飼料中のタンパク質濃度の正確な栄養管理的な要因は, 乳期を通してMUNの適正值, または, 安定性を保持するための決定的な要因であろうと思われる.

分散分析によると(表2, 3), 分析対象とした全ての産次において3つの生産形質とMUNの関係は有意であった( $P < 0.0001$ ). 回帰係数は小さく正(乳量), また, 負(脂肪量および乳タンパク質量)であった. したがって, 乳量, 脂肪量および乳タンパク質量の増減と摂取タンパク質源の量との関連性が示唆された.

育種プログラムに含めるものは, 与えられた形質が測定可能であること, 変異が有り, 遺伝し, そして, 経済的であることが重要である. MUN検定は最初に遺伝的選抜と言うより, 寧ろ, 栄養管理のための道具として農場主に提供された. ところが, 日常作業としてMUNデータが収集されて簡単に応用され得ること, 遺伝的評価の手段に用いる可能性が存在する

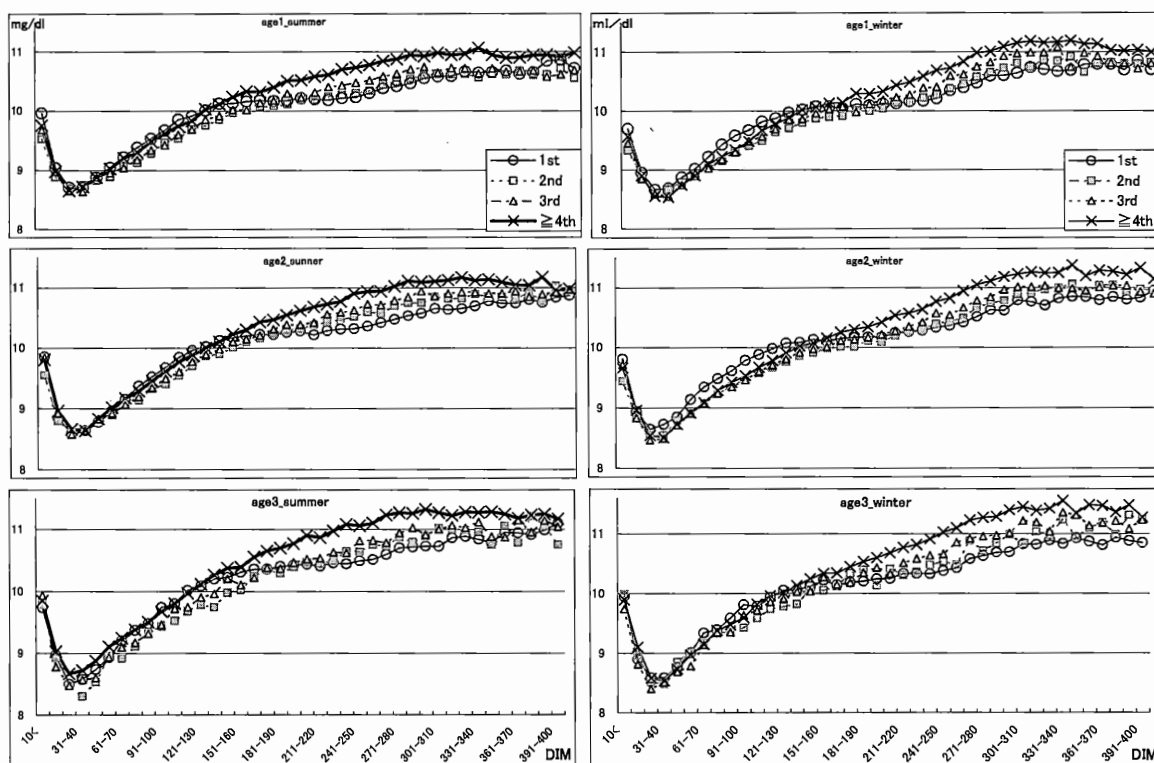


Fig. 2 Changes of concentrations of milk urea nitrogen across lactations for parities one, two, three and later parities (Model 2: Use the factor with HTD)

(VALLIMONT et al., 2002) こと、MUN の表型スコアも連続的であり、正規分布に近い形であり、したがって、標準的統計モデル分析に応用され、データの変換も要求されないこと、しかも、集団に十分な変異が存在し、個体間の差異は容易に識別できること、以上の点は、タンパク質利用効率や窒素排出量に係わる家畜育種学のアプローチが、さらに、検討される必要性が存在することを示唆する。

しかしながら、MUN の直接的経済価値は明らかではない。乳生産者は MUN に関して直接的なボーナスまたはペナルティ価格は受け取らない。高いレベルの MUN は一般的に、タンパク質利用において非効率であることを示すと言っていることを示唆し、経済的に、そして環境的に好ましくない。しかしながら、現時点では MUN とタンパク質利用のルールについては群レベルの管理の目的では適切であるが、個体レベルでのタンパク質利用性に発展させることは適切ではないと思われる。

もし、MUN は経済価値が少ないまたは直接にはないとしても、他の測定が困難な経済的に重要な形質と遺伝的に結びついているなら、選抜プログラムで有益であろう。高い MUN 値はタンパク質とエネルギーのバランスを失った状態を示す。しかしながら、この均衡を失った状態は、しばしば飼料中のタンパク質過剰が予知され、相対的エネルギー不足の結果でもあろうと推察される。以前の研究は負のエネルギーバランス

と代謝疾患とのリンクを論証した (COLLARD et al., 2000)。代謝失宜は一貫した測定が困難であり、連続的・量的スケールでの記録を工夫すべき重要な形質である。また、代謝失宜が種々の非遺伝的要因が原因で生ずるために、代謝病の遺伝率推定値は低いと報告されている (LYONS et al., 1991, URIBE et al. 1995, VAN DROP et al. 1998)。もし MUN と代謝失宜の間に遺伝相関が存在するならば、MUN に対する遺伝評価値は、代謝失宜に起因する疾病への間接選抜のための補助的選抜指標として用いられることを示唆する。

結論として、MUN を利用することの重要性は、過剰なタンパク質摂取を緩和し、窒素排出量を抑えることであろう。また、MUN のさらなる研究は MUN と雌牛の健康状態を表現する種々の形質間の遺伝的関連性を解析することである。

## 謝 辞

著者らは北海道酪農検定検査協会にデータの提供および研究遂行における経済的支援を受けたことに謝意を表す。

## 文 献

BAKER, L. D., J. D. FERGUSON, and W. CHALUPA

- (1995) Responses in urea and true protein to different feeding schemes for dairy cows. *J. Dairy Sci.*, **78**: 2424-2434.
- BRODERICK, G. A. and M. K. CLAYTON (1997) A statistical evaluation of animal and nutritional factors influencing concentrations of milk urea nitrogen. *J. Dairy Sci.*, **80**: 2964-2970.
- CARLSSON, J., J. BERGSTROM, and B. PEHRSON (1995) Variations with breed, age, season, yield, stage of lactation, and herd in the concentration of urea in bulk milk and individual cow's milk. *Acta Vet. Scand.*, **36**: 245-254.
- COLLARD, B. L., P. J. BOECTTCHER, J. C. M. DEKERS, D. PETITCLERE, and L. R. SCHAEFFER (2000) Relationships between energy balance and health traits of dairy cattle in early lactation. *J. Dairy Sci.*, **83**: 2683-2690.
- DEPETERS, E. J., and J. P. CANT (1992) Nutritional factors influencing the nitrogen composition of bovine milk: a review. *J. Dairy Sci.*, **75**: 1043-2070.
- EICHER, R., E. BOUCHAR, and M. BIGRAS-POULIN (1999) Factors affecting milk urea nitrogen and protein concentrations in Quebec dairy cows. *Prv. Vet. Med.* **39**: 53-63.
- FERGSUN, J. D. (2002) Milk Urea Nitrogen. [http://cahpwww.vet.u-penn.edu/mun/mun\\_info/html](http://cahpwww.vet.u-penn.edu/mun/mun_info/html). Accessed February 2, 2004.
- GODDEN, S. M., K. D. LISSEMORE, D. F. KELTON, K. E. LESLIE, J. S. WALTON, and J. H. LUMSDEN (2001) Factors associated with milk urea concentrations in Ontario dairy cows. *J. Dairy Sci.*, **84**: 107-114.
- 西村和行・高橋雅信・本郷泰久・昆野大次・糟谷広高・前田善夫 (2003) 牛群検定成績における個体の乳中尿素窒素濃度の特性, 北海道農業試験会議資料, 1-27.
- JONKER, J. S., R. A. KOHN, and R. A. ERDMAN (1998) Using milk urea nitrogen to predict nitrogen excretion and utilization efficiency in lactating dairy cows. *J. Dairy Sci.*, **81**: 2681-2692.
- KOHN, R. A., Z. DOU., J. D. FERGUSON, and R. C. BOSTON (1997) A sensitive analysis of nitrogen losses from dairy farms. *J. Environ. Manag.* **50**: 417-428.
- LYTONS, D. T., A. E. FREEMAN, and A. L. KUCK (1991) Genetics of health traits in Holstein cattle. *J. Dairy Sci.*, **74**: 1092-1100.
- MACKLE, T. R., D. A. DWYER., K. L. INGVARSEN, P. Y. CHOUINARD, J. M. LYNCH, and D. E. BAUMAN (1999) Effects of insulin and amino acids on milk protein concentration and yield from dairy cows. *J. Dairy Sci.*, **82**: 1512-1524.
- NG-KWAI-HANG, K. F., J. F. HAYERS, J. E. MOZLEY and H. G. MONARDES (1995) Percentages of protein and nonprotein nitrogen with varying fat and somatic cells in bovine milk. *J. Dairy Sci.*, **68**: 1257-1262.
- SAS (1990), SAS Institute Inc., 1990, SAS/STAT User's Guide. Ver.6.4<sup>th</sup> ed., Cary, NC.
- 斉藤公一・川島知之・小松篤司・淵本大一郎・作本亮介・荻野暁史・黒田和孝・野中最子・永西 修・田鎖直澄・AGUNG PRUNOMODI・樋口浩二・寺田文典 (2003) 泌乳牛における給与飼料中の粗蛋白質含量の違いが乳生産性, 窒素排出量および糞尿由来窒素揮散に及ぼす影響について, 畜産草地研究所研究報告, **3**: 1-8.
- URIBE, H. A., B. W. KENNEDY, S. W. MARTIN and D. F. KELTON (1995) Genetic parameters for common health disorders of Holstein cows. *J. Dairy Sci.*, **78**: 421-430.
- VAGNONI, D. B., and G. A. BRODERICK (1997) Effects of supplementation of ruminarily undegraded protein to lactating cows fed alfalfa hay or silage. *J. Dairy Sci.*, **80**: 1703-1712.
- VALLIMONT, E, J. HYMAN, G. W. ROGERS, L. A. HOLDEN, M. L. O'CONNOR, C. D. DECHOW, and J. B. COOPE (2002) A population study of milk urea nitrogen. *J. Anim. Sci.*, **80**: Suppl 1.
- VAN DORP, T. E., J. C. DEKKERS, S. W. MARTIN and J. P. NOORDHUIZEN (1998) Genetic parameters of health disorders and relationships with 305-day milk yield and conformation traits of registered Holstein cows. *J. Dairy Sci.*, **81**: 2264-2270.