

乳用雌牛の生産性に関する西部十勝地方の フィールドデータによる遺伝的特性の把握^{*1}

西村 和行^{*2}

乳用雌牛の産乳能力評価について、飼料の利用効率を考慮したフィールドデータの解析を行った。十勝西部で北海道乳牛検定協会に加入する農家のうち、1982年4月から1983年3月までに240日以上で一乳期を完了した種雄牛209頭、延べ3,922頭の泌乳記録を使用し、HendersonのMethod IIIにより各分散・共分散成分の推定を行った。用いた数学モデルは主効果として種雄牛、分娩月、産次の三元配置モデルによる最小二乗分散分析法によった。その結果、平均平方値によると産乳量は産次の影響、乳生産効率は季節の影響が大きかった。産乳量の遺伝率は、成牛換算乳量で0.16、成牛換算FCMで0.13、成牛換算乳脂肪量で0.16そしてSNF率で0.19であり、また生産効率の遺伝率は0.17～0.18であった。しかし、生産量と生産効率の遺伝相関係数は0.4～0.7の範囲にあり、季節の影響を考慮するならば、簡易指数を選抜指標の一つとして用い得る可能性が示唆された。

緒 言

昨今の酪農情勢は、単に牛乳生産の量的拡大のみならず、より効率的な乳生産牛群の育種を要求している。ここで問題になるのは、牛乳生産における飼料利用性、特にエネルギー利用効率である。しかも、実験室規模の出納試験ではなく、より生産現場に近い条件下での検討が求められている。この観点からの実際の指標としては、Brody and Procter²⁾が示す体維持のためのエネルギーも考慮した乳牛の飼料利用性を表わすエネルギー粗効率(GEE)がある。これは、生産乳の総エネルギー(GE)を摂取飼料の代謝エネルギー(ME)で除し百分率で表わしたものである。GEEを求めるには毎日の乳成分量と摂取飼料カロリーを把握する必要がある。したがって、GEEをフィールドデータとして要求することは不可能といえる。このため、GEEに代わり生産効率を表わす簡易な指標が要

求されるが、このことに関しては、これまでにも多くの提案がなされている^{3,5,16,17,19,26)}。しかし、こうした指標を用いた牛乳生産の効率に関する育種学的な検討は2～3にとどまり^{20,21,23)}、しかも、将来の牛群改良の指標としての研究はわが国ではほとんどなされていない^{22,24)}のが現状である。

そこで、本報告では、飼料利用性(牛乳生産効率)が選抜指標の一つとして用い得る可能性を探るため、北海道乳牛検定協会に保存されているデータの一部を用いて遺伝的特性を検討した。

試験方法

遺伝的パラメーター推定には、十勝西部の酪農家で乳用牛群改良推進事業(牛群検定)に加入登録されている乳用雌牛のうち1982年4月から1983年3月までに乳期を終えたもののうち、泌乳日数が240日以上で3,922頭の記録を用いた。その内訳はTable 1に示した。

分散分析は種雄牛による一元配置モデル(1式)と種雄牛・分娩月および産次の三元配置モデル(2式)による最小二乗分散分析(HendersonのMethod III)⁹⁾によった。各分散および共分散成分の推定のための数学モデルと仮定は、次に示すものを採用

1987年11月12日受理

^{*1} 本報告の一部は、第43回日本畜産学会北海道支部会講演会(1987年9月)で発表した。

^{*2} 北海道立根釧農業試験場、086-11 標津郡中標津町

Table1. Number of cow records by seasons and lactations

Factors	Records
Season	
Spring (3~5) ^{a)}	968
Summer (6~8)	925
Autumn (9~11)	1,029
Winter (12~2)	1,000
Lactation	
First	922
Second	843
Third	702
Fourth	545
Fifth	390
Sixth over	520
Total records	3,922

a) The numbers in parentheses indicate calendar months

した。

$$Y_{ij} = \mu + S_i + e_j \dots\dots\dots(1)$$

ただし、 Y_{ij} ; 種雄牛 i の j 番目の娘牛の得た各形質の観測値。

μ ; 集団平均。

s_i ; i 番目の種雄牛の変量効果であり、各々独立で平均が0分散 σ_s^2 をもつ。

e_j ; 各観測値の残差であり、各々独立で平均が0分散 σ_e^2 をもつ変量効果とみなす。

$$Y_{ijkl} = \mu + s_i + S_j + L_k + e_{ijkl} \dots\dots\dots(2)$$

ただし、 Y_{ijkl} ; 種雄牛 i の 1 番目の娘牛が j 番目の季節に分娩した k 番目の産次において得た各形質の観測値を示す。

μ ; 集団平均

s_i ; i 番目の種雄牛の変量効果であり、各々独立で平均が0分散 σ_s^2 をもつ。

S_j ; j 番目の季節の効果を示し、母数効果とする。

L_k ; k 番目の産次の効果を示し、母数効果とする。

e_{ijkl} ; 各観測値の残差であり、各々独立で平均が0分散 σ_e^2 をもつ変量効果とみなす。

遺伝率の推定は、同父半きょうだい相関法によ

る次式(3)で算出した。

$$\hat{h}^2 = \frac{4 \hat{\sigma}_s^2}{\hat{\sigma}_s^2 + \hat{\sigma}_e^2} \dots\dots\dots(3)$$

ただし、 $\hat{\sigma}_s^2$ は種雄牛の分散成分であり、

$\hat{\sigma}_e^2$ は個体間の分散成分である。

遺伝率の標準誤差はSwigerら^{3,4)}の方法により、遺伝相関係数も同父半きょうだいの表型似通いから計算し、遺伝相関係数の標準誤差は、Mode and Robinson¹⁵⁾の方法により求めた。

なお、分娩月コードは1(春:3~5月分娩)、2(夏:6~8月分娩)、3(秋:9~11月分娩)および4(冬:12~2月分娩)の4水準とし、産次コードは初産次から5産次までのおのおの産次と6産次以上の6水準とした。

分析に供した形質は、乳量、乳成分量・率、FCM、SCM(乳固形分補正乳量)および生産効率としてFCM・SCMを用いた簡易指数(FCMI, SCMI)²²⁾、飼料効果(乳量/濃厚飼料量)さらに年齢・分娩月により補正³³⁾された成牛換算された乳量(以後は換算乳量)、乳脂肪量(以後は換算乳脂肪量)、FCM(換算FCM)および成牛換算されたFCMを用いた簡易指数(換算FCMI)であった。

結 果

分散分析の結果はTable 2に示した。一元配置モデルの場合、いずれの形質についても1%水準で有意な差が認められたが個体間変動と誤差とがほぼ同じ程度であった。このため、種雄牛以外の環境要因をさらに分割することを目的とし、環境要因を産次および季節に分割した。その結果をTable 3に示した。

産次間変動は、乳量、FCM、SCM、乳脂肪量、SNF量・率、成牛換算FCMIおよび飼料効果において季節間変動の1.2~2.0倍であった。一方、季節間変動は、成牛換算乳量、成牛換算乳脂肪量、成牛換算FCM、乳脂肪率、FCMIおよびSCMIで産次間の約2~4倍にも達した。しかも、いずれの形質も種雄牛間変動は1%水準で有意差が認められた。

各分散分析の推定値およびそれらの全分散に対する割合、さらにそれに対応する遺伝率をTable 4・5に示した。誤差の分散成分は、一元配置モデルでは90~95%の範囲であったが、飼料効果は99%に達し、乳成分率は80%台にとどまった。しかし、

Table2. Mean squares for the milking performance by variance-covariance analysis

	S. V. ^{a)}	Between sire	Within sire	Error
	d. f. ^{b)}	191	1,319	1,510
Actual milk yield		3,877,919	2,532,044	2,702,283
M. E. milk yield		2,496,215	1,780,575	1,871,096
Actual FCM		3,814,293	2,408,543	2,746,007
M. E. FCM		2,369,298	1,616,166	1,711,429
Actual SCM		4,247,681	2,741,260	2,931,805
Actual fat yield		6,567	4,025	4,347
M. E. fat yield		4,212	2,683	2,877
Actual SNF yield		28,433	19,062	20,247
Actual fat percentage		0.28	0.15	0.17
Actual SNF percentage		0.22	0.09	0.11
Actual FCFI		8.70	6.47	6.75
M. E. FCFI		10.80	5.95	6.57
Actual SCMI		8.71	6.28	6.59
Feed efficiency		89.04	84.48	85.05

a) Source of variance. b) Degree of freedom.

M. E. : Age-calving adjustment to mature equivalence.

F(S)CM : Fat (solid) corrected milk yield.

F(S)CFI : Simple production-body size indices by FCM(SCM).

Table3. Mean squares for the performance of milk yield by least-squares analysis

	S. V. ^{a)}	Sire	Season	Lactation	Error
	d. f. ^{b)}	208	3	5	3,705
Actual milk yield		4,329,350	91,744,799	116,553,622	2,695,116
M. E. milk yield		3,007,464	27,269,515	6,959,558	1,731,994
Actual FCM		3,843,938	64,858,856	95,306,032	2,286,037
M. E. FCM		2,506,135	14,640,597	5,170,868**	1,553,799
Actual SCM		4,575,503	71,054,542	97,589,348	2,553,770
Actual fat yield		6,571	81,185	132,949	3,664
M. E. fat yield		4,431	13,667	6,837*	2,557
Actual SNF yield		34,021	568,894	678,649	18,093
Actual fat percentage		0.52	2.39	0.96	0.15
Actual SNF percentage		0.28	3.20	5.13	0.15
Actual FCFI		10.75	321.54	167.06	6.05
M. E. FCFI		11.39	79.55	94.40	5.92
Actual SCMI		10.79	302.67	136.84	5.89
Feed efficiency		0.82	3.99	8.10	0.69

a), b) and c) Refer to the footnote for the Table 2.

* : Significance at the 5%

** : Significance at the 1% level and others are significance at the 0.5% level.

三元配置モデルでは、乳脂肪率及び飼料効果以外はいずれも一元配置モデルより大きくなった。

種雄牛の分散成分の占める割合は、一元配置モデルでは SNF 率で15.4%、乳脂肪率で10.4%および換算 FCFI で9.7%と大きく、他の形質は飼料効果(0.7%)以外で4～7%程度であった。一方、

三元配置モデルでは乳脂肪率で12.4%に達し、飼料効果(1%)以外は3～5%程度であった。

次に、遺伝的パラメーターとして遺伝率を推定した。遺伝率は一元配置の場合、乳脂肪率および飼料効果以外は、三元配置に比べてやや高い値であった。また、年齢補正による遺伝率の変化は

一元配置モデルで $-0.06 \sim +0.22$ の範囲, 三元配置モデルでは $-0.22 \sim +0.03$ の範囲で年齢の補正効果が示された。

FCM, 換算FCM, SCM, SNFおよびSNF率の遺伝率は, 一元配置モデルおよび三元配置モデルで各々0.29, 0.15; 0.23, 0.13; 0.27, 0.17; 0.24, 0.19; 0.62, 0.20であった。またFCMIおよびSCMIでは, 0.17, 0.17; 0.20, 0.18とやや低かった, しかし, 換算FCMIでは0.39, 0.20と環境要因による環境分散がある程度制御³²⁾されたことがうかがわれた。

産次別季節別の最小二乗平均値を Table 6・7 に

示した。乳生産量, 乳成分量および生産効率ともに冬に高く, 夏が低く, 春と秋がその中間であった。しかも, 成牛換算補正された乳量, 乳脂肪量およびFCMでは季節の補正効果が見られ極端な変動はなくなった。

また, 産次の影響は, 生産量で初産次から4産次まで上昇し, 4産目がピークとなりその後産次を増すごとに下降した。しかし, 補正された乳量および乳脂肪量では年齢の補正効果が表われ, なだらかな推移となった。一方, 生産効率としての簡易指数は, 初産次で低く2産次以降ほぼ同様な値であった。

Table4. Estimates of variance components and heritabilities for each traits by variance-covariance analysis^{a)}

Traits	Components of variance ^{b)}			h ²	S.E. ^{c)}
	σ_e^2	σ_s^2	σ_T^2		
Actual milk yield(kg ²)	2,532,044 93.4%	177,673 6.6%	2,709,717 100%	0.26 ± 0.08	
M. E. milk yield(kg ²)	1,780,575 95.0%	94,474 5.4%	1,875,049 100%	0.20 ± 0.07	
Actual FCM(kg ²)	2,408,543 92.8%	185,577 7.2%	2,594,120 100%	0.29 ± 0.08	
M. E. FCM(kg ²)	1,616,166 94.2%	99,423 5.8%	1,875,049 100%	0.23 ± 0.08	
Actual SCM(kg ²)	2,741,260 93.2%	198,866 6.8%	2,940,126 100%	0.27 ± 0.08	
Actual fat yield(kg ²)	4,025.6 92.3%	335.6 7.7%	4,361.2 100%	0.31 ± 0.08	
M. E. fat yield(kg ²)	2,683.8 93.0%	201.8 7.0%	2,885.6 100%	0.28 ± 0.08	
Actual SNF yield(kg ²)	19,062.2 93.9%	1,237.1 6.1%	20,299.3 100%	0.24 ± 0.08	
Actual fat percentage(% ²)	0.1505 89.6%	0.0175 10.4%	0.1680 100%	0.42 ± 0.09	
Actual SNF percentage(% ²)	0.0903 84.6%	0.0165 15.4%	0.1068 100%	0.62 ± 0.10	
Actual FCMI(% ²)	6.4696 95.6%	0.2946 4.4%	6.7642 100%	0.17 ± 0.07	
M. E. FCMI(% ²)	5.9525 90.3%	0.6396 9.7%	6.5921 100%	0.39 ± 0.09	
Actual SCMI(% ²)	6.2785 95.1%	0.3215 4.9%	6.6000 100%	0.20 ± 0.07	
Feed efficiency(% ²)	84.4761 99.3%	0.6031 0.7%	85.0792 100%	0.03 ± 0.06	

a) The upper row for each trait gives absolute values, while the lower row gives percentages of the total variance.

b) σ_e^2 , σ_s^2 and σ_T^2 refer to error, sire and total variance, respectively.

c) The standard error of heritability.

M. E., FCM, SCM, FCMI and SCMI : Refer to the footnote for the Table 2.

Table5. Components of variance from the least-squares analysis of variance and heritabilities for each traits^{a)}

Traits	Components of variance ^{b)}			h ²	S.E. ^{c)}
	σ_e^2	σ_s^2	σ_T^2		
Actual milk yield(kg ²)	2,695,116 96.7%	91,093 3.3%	2,786,209 100%	0.13±0.03	
M. E. milk yield(kg ²)	1,731,994 96.1%	71,095 3.9%	1,803,089 100%	0.16±0.04	
Actual FCM(kg ²)	2,286,037 96.3%	86,838 3.7%	2,372,875 100%	0.15±0.03	
M. E. FCM(kg ²)	1,553,799 96.7%	53,184 3.3%	1,606,983 100%	0.13±0.03	
Actual SCM(kg ²)	2,553,770 95.8%	112,693 4.2%	2,666,463 100%	0.17±0.04	
Actual fat yield(kg ²)	3,664.1 95.8%	162.0 4.2%	3,826.1 100%	0.17±0.04	
M. E. fat yield(kg ²)	2,557.4 96.1%	104.4 3.9%	2,661.8 100%	0.16±0.04	
Actual SNF yield(kg ²)	18,094.0 95.3%	887.8 4.7%	18,981.8 100%	0.19±0.04	
Actual fat percentage(% ²)	0.1462 87.7%	0.0206 12.4%	0.1668 100%	0.49±0.06	
Actual SNF percentage(% ²)	0.1473 95.3%	0.0073 4.7%	0.1546 100%	0.20±0.04	
Actual FCMI(% ²)	6.0475 95.8%	0.2623 4.2%	6.1607 100%	0.17±0.04	
M. E. FCMI(% ²)	5.9209 95.0%	0.3049 5.0%	6.0999 100%	0.20±0.04	
Actual SCMI(% ²)	5.8876 95.6%	0.2731 4.4%	6.1607 100%	0.18±0.04	
Feed efficiency(% ²)	0.6856 99.0%	0.0073 1.0%	0.6929 100%	0.04±0.03	

a), b), c) : Refer to the footnote for the Table4.

M. E., FCM, SCM, FCMI and SCMI : Refer to the footnote for the Table2.

飼料効果については初産次から5産次まで徐々に上昇し、濃厚飼料に対する牛乳生産反応が示めされたが、6産次以降の年齢の高い雌牛では必ずしも濃厚飼料の給与量に比例的に生産性は高まらなかった。分散成分割合から見てもほとんどの部分は飼養・繁殖管理など人為的な部分に強く依存していることが推察された。

次に、産乳能力と産乳効率形質相互の間の表型ならびに遺伝相関係数の推定値をTable 8に示した。乳量と換算乳量、FCMおよびSCMとは極めて高い正の遺伝相関(0.91~0.99)を示し、乳脂肪量、換算乳脂肪量、換算FCMおよび換算FCMI

とも高い遺伝相関(0.62~0.78)を認めたが、FCMI、SCMIに比べ中程度の遺伝相関(0.41, 0.48)であった。乳脂肪率とは負の相関(-0.33)であり、SNF率および飼料効果とは低い相関(0.11~0.22)であった。また、換算乳量との遺伝相関は、FCM、SCM、SNFおよび換算FCMと高い相関(0.77~0.89)を示し、乳脂肪量、FCMI、SCMI、換算乳脂肪量および換算FCMIと中程度以上の相関(0.48~0.66)を認めたが、乳脂肪率とは負の相関(-0.44)を、さらにSNF率および飼料効果とは極めて低い相関(0.03)であった。

Table6. Least-squares means of milk yield, FCM and SCM for season and lactation^{a)}

Item	Actual milk yield	M.E. milk yield	Actual FCM	M.E. FCM	Actual SCM
Overall mean $\mu \pm$ S.E.	6,680.8 $\pm$ 61.1	6,405.4 $\pm$ 46.6	6,384.0 $\pm$ 59.0	6,405.4 $\pm$ 46.6	6,831.1 $\pm$ 66.3
Season	Spring	6,738.8 $\pm$ 77.3	6,482.5 $\pm$ 58.5	6,482.5 $\pm$ 58.8	6,829.6 $\pm$ 80.7
	Summer	6,229.8 $\pm$ 78.1	6,312.2 $\pm$ 59.4	6,312.2 $\pm$ 59.4	6,441.1 $\pm$ 81.5
	Autumn	6,768.6 $\pm$ 76.1	6,285.7 $\pm$ 57.9	6,285.7 $\pm$ 57.9	6,961.5 $\pm$ 79.7
	Winter	6,986.1 $\pm$ 76.6	6,541.1 $\pm$ 58.3	6,541.1 $\pm$ 58.3	7,092.1 $\pm$ 80.2
Lactation	First	5,738.6 $\pm$ 89.6	6,241.0 $\pm$ 68.2	6,241.0 $\pm$ 68.2	5,998.8 $\pm$ 92.1
	Second	6,410.0 $\pm$ 84.5	6,379.0 $\pm$ 64.3	6,379.0 $\pm$ 64.3	6,588.3 $\pm$ 87.3
	Third	6,813.5 $\pm$ 86.3	6,466.1 $\pm$ 65.7	6,466.1 $\pm$ 65.7	7,017.7 $\pm$ 89.0
	Fourth	7,192.5 $\pm$ 93.1	6,541.6 $\pm$ 70.8	6,541.6 $\pm$ 70.8	7,309.9 $\pm$ 95.3
	Fifth	7,089.7 $\pm$ 106.0	6,451.2 $\pm$ 80.6	6,451.2 $\pm$ 80.6	7,191.2 $\pm$ 107.3
	Sixth over	6,840.9 $\pm$ 104.9	6,353.4 $\pm$ 79.8	6,353.4 $\pm$ 79.8	6,880.6 $\pm$ 106.3

a) Least-squares mean $\pm$ error of LS mean. M.E., FCM and SCM: Refer to the footnote for the Table2.

Table7. Least-squares means of milk component and efficiency for season and lactation^{a)}

Item	Act. fat	M.E. fat	Act. SNF	Act. fat %	Act. SNF %	Act. FCM	M.E. FCM	Act. SCM	Feed-E.
Overall mean $\mu \pm$ S.E.	247.4 $\pm$ 2.5	247.4 $\pm$ 2.0	577.5 $\pm$ 5.8	3.72 $\pm$ 0.03	8.65 $\pm$ 0.02	29.5 $\pm$ 0.10	30.5 $\pm$ 0.11	30.4 $\pm$ 0.10	3.2 $\pm$ 0.02
Season	Spring	247.2 $\pm$ 3.1	249.4 $\pm$ 2.5	577.7 $\pm$ 7.0	3.69 $\pm$ 0.03	8.61 $\pm$ 0.02	29.5 $\pm$ 0.12	30.7 $\pm$ 0.13	3.3 $\pm$ 0.03
	Summer	234.2 $\pm$ 3.1	245.0 $\pm$ 2.5	543.0 $\pm$ 7.1	3.77 $\pm$ 0.03	8.72 $\pm$ 0.02	28.7 $\pm$ 0.12	30.3 $\pm$ 0.13	29.6 $\pm$ 0.13
	Autumn	252.9 $\pm$ 6.9	243.4 $\pm$ 2.5	587.1 $\pm$ 6.9	3.75 $\pm$ 0.03	8.68 $\pm$ 0.02	29.8 $\pm$ 0.12	30.2 $\pm$ 0.13	30.6 $\pm$ 0.12
	Winter	255.5 $\pm$ 3.0	251.7 $\pm$ 2.5	602.3 $\pm$ 7.0	3.66 $\pm$ 0.03	8.59 $\pm$ 0.02	30.1 $\pm$ 0.12	30.2 $\pm$ 0.13	30.9 $\pm$ 0.12
Lactation	First	217.1 $\pm$ 3.5	241.4 $\pm$ 2.9	507.5 $\pm$ 7.9	3.79 $\pm$ 0.03	8.84 $\pm$ 0.02	28.4 $\pm$ 0.14	31.4 $\pm$ 0.15	29.4 $\pm$ 0.14
	Second	238.3 $\pm$ 3.3	246.2 $\pm$ 2.7	557.7 $\pm$ 7.5	3.75 $\pm$ 0.03	8.74 $\pm$ 0.02	29.4 $\pm$ 0.14	30.7 $\pm$ 0.14	30.3 $\pm$ 0.13
	Third	255.6 $\pm$ 3.4	250.3 $\pm$ 2.8	590.6 $\pm$ 7.7	3.77 $\pm$ 0.03	8.68 $\pm$ 0.02	29.9 $\pm$ 0.14	30.4 $\pm$ 0.14	30.7 $\pm$ 0.14
	Fourth	264.6 $\pm$ 3.6	251.7 $\pm$ 3.0	618.4 $\pm$ 8.2	3.68 $\pm$ 0.03	8.58 $\pm$ 0.02	30.1 $\pm$ 0.15	30.4 $\pm$ 0.15	30.9 $\pm$ 0.15
	Fifth	260.7 $\pm$ 4.1	249.0 $\pm$ 3.4	607.5 $\pm$ 9.2	3.68 $\pm$ 0.03	8.56 $\pm$ 0.03	29.9 $\pm$ 0.16	30.1 $\pm$ 0.17	30.7 $\pm$ 0.16
	Sixth over	248.4 $\pm$ 4.0	245.5 $\pm$ 3.3	583.4 $\pm$ 9.1	3.65 $\pm$ 0.03	8.50 $\pm$ 0.03	29.4 $\pm$ 0.16	30.0 $\pm$ 0.17	30.2 $\pm$ 0.16

a) Least-squares mean $\pm$ error of LS mean. M.E., FCM, SCM and FCM(Feed-E): Refer to the footnote for the Table2. Feed-E.: Feed efficiency (%).

Tables. Phenotypic and genetic correlations between performance of milk yield and efficiency^{a)}

Traits	Act. ^{b)} MY	M.E.MY	Act.FCM	M.E.FCM	Act.SCM	Act.fat	M.E.fat	Act.SNF	Act.fat%	Act.SNF%	% FCMI	M.E.FCMI	Act.SCMI	Feed.E.
Act. milk yield			0.91±0.03	0.87±0.05	0.97±0.02	0.78±0.06	0.62±0.09	1.06±0.01	-0.33±0.14	0.22±0.17	0.41±0.14	0.71±0.08	0.48±0.13	0.11±0.28
M.E. milk yield	0.87		0.77±0.06	0.83±0.04	0.78±0.06	0.57±0.10	0.56±0.10	0.89±0.03	-0.44±0.12	0.03±0.16	0.48±0.12	0.66±0.08	0.52±0.11	0.03±0.27
Act. FCM	0.95	0.85		0.92±0.03	1.01±0.00	0.97±0.01	0.85±0.05	0.96±0.01	0.13±0.13	0.52±0.15	0.54±0.12	0.73±0.07	0.58±0.11	-0.15±0.27
M.E. FCM	0.83	0.95	0.90		0.92±0.03	0.87±0.04	0.92±0.02	0.87±0.04	0.13±0.13	0.55±0.15	0.69±0.09	0.76±0.06	0.72±0.08	-0.35±0.27
Act. SCM	0.93	0.87	0.99	0.90		0.94±0.02	0.83±0.05	0.96±0.01	0.09±0.12	0.52±0.14	0.54±0.11	0.71±0.07	0.58±0.10	-0.16±0.23
Act. fat yield	0.86	0.79	0.98	0.89	0.98		0.97±0.03	0.82±0.04	0.41±0.11	0.67±0.12	0.57±0.11	0.67±0.08	0.60±0.10	-0.30±0.26
M.E. fat yield	0.76	0.87	0.88	0.98	0.88	0.90		0.69±0.07	0.51±0.10	0.81±0.12	0.71±0.08	0.68±0.07	0.73±0.08	-0.54±0.27
Act. SNF yield	0.95	0.90	0.97	0.89	0.98	0.92	0.83		-0.17±0.12	0.36±0.14	0.46±0.12	0.68±0.08	0.51±0.11	-0.02±0.26
Act. fat %	-0.13	-0.16	0.14	0.14	0.13	0.32	0.33	-0.03		0.81±0.07	0.28±0.12	0.06±0.12	0.26±0.12	-0.57±0.25
Act. SNF %	-0.10	-0.05	0.05	0.08	0.11	0.15	0.17	0.07	0.43		0.42±0.15	0.23±0.14	0.49±0.14	-0.82±0.33
Act. FCMI	0.54	0.67	0.58	0.78	0.58	0.58	0.70	0.56	0.14	0.03		0.93±0.03	0.99±0.00	0.14±0.26
M.E. FCMI	0.74	0.89	0.79	0.91	0.80	0.78	0.90	0.78	0.16	0.01	0.80		0.93±0.03	0.19±0.25
Act. SCMI	0.53	0.68	0.58	0.72	0.58	0.58	0.70	0.57	0.12	0.08	0.99	0.77		0.11±0.26
Feed efficiency	0.15	0.19	0.14	0.16	0.14	0.12	0.13	0.15	-0.10	-0.09	0.21	0.21	0.21	

a) Genetic correlations appear above the diagonal, phenotypic below. b) Actual. c) Genetic correlation ± standard error. M.E., F(S)/CM, F(S)/CMII : Refer to the footnote for the Table².

考 察

実験計画法に基づいて収集したデータでない場合、関与する要因は多く、サブクラス数も不揃いになることは避けられない。乳牛における量的形質の育種を遂行する上で、当該集団の遺伝的パラメーターが既知であることは、選抜方法の決定ならびにその選抜による遺伝的改良量の予測、または育種による実際の改良効果が高める上で重要である。しかし、種々の環境要因の影響を受けやすい量的形質の遺伝分散・共分散 (Genetic variance-covariance) を推定するためには、大規模なデータの蓄積と統計的分析を必要とし、信頼性の高い推定値を得ることは極めて困難である。

そこで、Henderson⁹⁾による統計学的解析手法の発展・活用、さらに、Harvey⁷⁾の最小二乗分散分析法の応用、また彼の開発した最小二乗分散分析法 (Least-squares method) と最尤法 (Maximum likelihood method) を併用したコンピュータ・プログラム (LSML76)⁸⁾ の案出・適用は、データ構造に混合モデルが当てはまり、しかも、変量効果と母数効果との間に相関がある場合でさえも偏りのない分散成分の推定値を与えるという点で果たす役割は大きい。

今後、現場検定データによる大家畜の経済形質に対する変量効果の分散成分を推定することの意義は益々大きくなる。すなわち、分散成分の大きさから、当該形質に対して各変量効果が相対的にどの程度関与しているかを知ることができるばかりでなく、それらを用い遺伝率の推定値を算出したり⁹⁾、さらに、当該形質に関与する母数効果の最良線形不偏推定値 (BLUE) や変量効果、たとえば種雄牛などの最良線形不偏予測値 (BLUP) を算出する際に必要な分散比として利用可能である¹⁰⁾。

このように、分散成分の推定は家畜育種の中で基本的に重要な部分を占めるが、その推定法は常に大きな問題となる。なぜなら、その推定法が妥当でなければ、得られた推定値は意味をもたないばかりか育種計画上大きな誤りを犯すことになりかねない。したがって、多くの家畜育種研究者がこの問題に執着する^{6,9,12,14,31,37)} のもっともな理由があるといえる。

現場検定組織の充実した酪農先進国では種雄牛評価の推定法の改良にともない、遺伝的改良効果

も大きく表われ、遺伝的パラメーターの再評価も試みられている^{1, 13, 28, 29, 35)}。また、わが国でも2〜3のフィールドデータの分析も報告され^{32, 36)}、フィールドデータの分散値の推定法も含めて、現場検定方式による後代検定を通した経済形質の遺伝的改良を促進する必要が示唆されている。そのために、今回の分析から乳牛の経済形質、特に飼料利用性に着目しつつ選抜形質に足る要素を有するか否かの検討を行なったことは、今後の研究に対する足掛りとなると考える。

今回のデータにおいて、生産量では産次の影響が大きく関与し、成牛換算の必要性が示唆された。しかし、成牛換算された値でも季節の影響が除ききれなかった。特に、飼料効果では、誤差分散が99%に達し飼養条件（農家間の差、すなわち牛群間の効果）等も考慮した分析モデルが必要と思われる。さらに、今回のデータからも、産次が進むにしたがってデータ数が減少したことが示された。たとえば、淘汰率は、初産から2産で8.6%、2産から3産で16.7%、3産から4産で22.4%、4産から5産で58.4%と明らかに淘汰の影響が推察された。したがって、分散・共分散成分の推定値に偏りを含ませないためには、最尤法やそれに類する方法が最もよい推定値を与えると考えられていることを考慮するべきだが、最尤法の応用はまだ限られたモデルに限定されるとも提言されていて³⁰⁾、わが国のように牛群当たりの飼養頭数が少なく、牛群内の環境要因を細分化して扱うことが困難な状況でも Henderson の Method III を採用することで大きな誤りを与えない³²⁾と推察する。さらに、Henderson の Method III は反復 MINQUE (Minimum Norm Quadratic Unbiased Estimation)²⁹⁾と比較した場合もよく一致した分散成分推定値を示した³²⁾。また MIVQUE (Minimum Variance Quadratic Unbiased Estimation) と比較しても効率の点でそれほど劣っていないことも示されている²⁷⁾。したがって、今回の分析方法もあながち大きな誤りを犯してはいないと考えられる。そのことは、たとえば、換算乳量に対して反復 MINQUE で Scahaefter ら²⁹⁾は $\sigma_s^2 = 72, 139 \text{ kg}^2$ 、Henderson の Method III で鈴木・光本³²⁾は $\sigma_s^2 = 72, 168 \text{ kg}^2$ として、同じく今回 $\sigma_s^2 = 71, 095 \text{ kg}^2$ と良く似通っていたことから推察される。

なお、遺伝率のこれまでの報告は、Tong ら³⁵⁾は

REML (Restricted Maximum Likelihood) により初産から3産で乳量に対して0.26, 0.19, 0.17そして乳脂肪量に対して0.26, 0.17, 0.15を求めた。鈴木・光本³²⁾の報告によると、初産から3産までの成牛換算乳量および乳脂肪量で0.27, 0.20, 0.14そして0.25, 0.20, 0.21, また、実乳量および乳脂肪量で0.23, 0.18, 0.12; 0.23, 0.18, 0.19と推定した。新部ら¹⁹⁾によると、2才齢から4才齢までの乳量、乳脂量および乳脂率の遺伝率を0.03, 0.17, 0.25; 0.15, 0.07, 0.08; 0.46, 0.49, 0.39と推定した、また、和田・建部³⁶⁾は反復 BLUP 法による分散比 (σ_e^2/σ_s^2) から遺伝率を推定し初産データの乳量、乳脂肪量を0.42, 0.34, 全産次データで乳量は0.26, 乳脂肪量で0.22と推定した。今回の推定値はこれらの文献値に比べほぼ妥当な値と考えられた(0.13~0.49)。したがって、他の形質の推定値も遺伝的パラメーターとして利用できるものと推察された。

また、産次別季節別の最小二乗平均値で換算 FCMI は、初産次でやや過大評価され、鈴木・光本³²⁾の指摘した成牛換算補正は若い産次の遺伝分散を過大にするということに一致した。

分散分析法も、要因の取り上げ方も異なる点は考慮しなければならないが、今後のわが国の乳牛の改良方向も考え合わせ、また既往の報告からも類推し、乳牛の生産効率に関する形質の遺伝的パラメーターの妥当性を検討する必要があることがわかれた。さらに、SNF については、牛乳価格算定基準に考慮され始めたばかりで、わが国では乳脂肪ほど遺伝的パラメーターの解析は進んではいなかった²⁵⁾、このことは、SNF を直接選抜の対象とすることが、分散の異なる成分を合算したものであり科学的な解析の困難さを反映したものである。しかも、フィールドデータの解析も着手したばかりで今後の成果が期待されるところである。なお研究機関の協力により SNF の年齢・分娩月補正係数¹¹⁾も完備されつつありフィールドデータによる SCM の成牛換算値およびそれを用いた簡易な飼料利用性指数の遺伝的パラメーター（予備的な分析では成牛換算された SNF 量、SCM およびその簡易指数の遺伝率は各々0.20, 0.23, 0.20であった）も算出され、より明確に SNF の遺伝的特性も把握され得るであろう。その時点でさらに分散・共分散成分の推定法も考慮して解析したい。

謝 辞 本研究を遂行するに際して、北海道乳牛検定協会には資料の使用に当たり、また十勝農業共同組合連合会には貴重なデータを快く提供して頂き、さらにデータ整理に際し種々の御便宜をはかって頂いた。根釧農試場長岩淵晴郎博士、酪農第一科長杉本亘之博士には貴重な御助言、御指導を頂いた。また、帯広畜産大学教授光本孝次博士には本報告の御校閲と御助言を賜った。ここに記し深く謝意を表わす。

引用文献

- 1) Allaire, F. A.; Lin, C. Y. "Heritability of age at first calving". J. Dairy Sci., **63**, 171-173 (1980).
- 2) Brody, S.; Procter, R. C. "Energetic efficiency of milk production and influence of body weight thereon." Univ. Mo. Agric. Exp. Stn. Bull., 222 (1935).
- 3) Dickinson, F. N.; McDaniel, B. T.; McDowell, R. E. "Comparative efficiency of feed utilization during first lactation of Ayrshire, Brown Swiss, and Holstein cows". J. Dairy Sci., **52**, 489-497 (1969).
- 4) Falconer, D. S. "Introduction to quantitative genetics". Longman Group Ltd. London. 1981. p112-169.
- 5) Gaines, W. L. "The energy basis of measuring milk yield in dairy cows". Univ. Illinois Agric. Expt. Stn. Bull., 308 (1928).
- 6) Harvey, W. R. "Estimation of variance and covariance components in the mixed model". Biometrics, **26**, 485-504 (1970).
- 7) Harvey, W. R. "Least-squares analysis of data with unequal subclass numbers". ARS H-4. U. S. D. A., 1975, 157p.
- 8) Harvey, W. R. "User's guide for LSML76-mixed model least-squares and maximum likelihood computer program". Mimeo. Ohio State Univ., Columbus. 1977. 76p.
- 9) Henderson, C. R. "Estimation of variance and covariance components". Biometrics, **9**, 226-252 (1953).
- 10) Henderson, C. R. "Sire evaluation and genetic trends". Proc. of the anim. breeding and genetic symp. in honor of Dr. Jay L. Lush. Amer. Soc. of Anim. Sci. and Amer. Dairy Sci. Ass., Champaign. Illinois. 1973. p10-41.
- 11) 北海道乳牛検定協会：分析担当研究員鶴田彰吾氏 私信
- 12) Kennedy, B. W. "Variance component estimation and prediction of breeding values". Can. J. Genet. Cytol., **23**, 565-578 (1981).
- 13) Lee, A. J. "Relationship between milk yield and age at calving in first lactation". J. Dairy Sci., **59**, 1797-1801 (1976).
- 14) Lee, A. J. "Estimation of variance components in large herd-by-sire designs with interaction". J. Dairy Sci., **59**, 2138-2145 (1976).
- 15) Mode, C. J.; Robinson, H. F. "Pleiotropism and the genetic variance and covariance". Biometrics, **15**, 518-537 (1959).
- 16) 内藤元男, 高橋弘晏, 三浦高義, 加納泰彦, 小山徳義, 加東次男, 岡野福夫, 小池幸良. "東大牧場のホルスタイン種牛群のエネルギー粗効率と簡易指数について". 日畜会報, **45**(5), 249-261 (1974).
- 17) 内藤元男, 高橋弘晏, 畠山章一, 武田 裕, 一条幹夫. "小岩井農場ホルスタイン種牛群における体重, FCMと飼料粗効率指数との関係". 日畜会報, **45**(10), 539-542 (1974).
- 18) 新部昭夫, 伊藤 晃, 田中一栄. "わが国におけるホルスタイン高等登録牛集団の泌乳3形質と体高, 体重に関する年齢別遺伝的パラメータについて". 東農大農学集報, **27**(2), 156-162 (1982).
- 19) 西村和行, 曾根章夫, 塚本 達, 峰崎康裕. "分娩後2か月の体格と泌乳形質との関係". 日畜会道支部会講演要旨集, **24**, 32 (1981).
- 20) 西村和行, 塚本 達, 峰崎康裕. "ホルスタイン雌牛の発育様相形質と泌乳能力の関係". 新得畜試研報, **14**, 49-52 (1985).
- 21) 西村和行, 所 和暢, 南橋 昭, 曾根章夫, 黒沢弘道, 峰崎康裕, 塚本 達. "乳牛の泌乳能力及び乳固形分補正乳量と育成時体格との関連性". 日畜会北海道支部会講演要旨集, **28**, 44 (1985).
- 22) 西村和行, 峰崎康裕, 塚本 達. "乳用牛群の体重および体格測定値と産乳能力との遺伝相関". 新得畜試研報, **15**, 11-18 (1986).
- 23) 西村和行, 花田正明, 高橋圭二, 杉本亘之. "乳牛識別装置付飼槽を用いた飼料利用性の把握". 日畜会講演要旨集, **79**, 68 (1987).
- 24) 西村和行, 峰崎康裕, 花田正明, 杉本亘之, 坂東 健. "フィールドデータによる飼料利用性の遺伝的特性の把握". 日畜会道支部会講演要旨集, **30**, 26 (1987).
- 25) 農林水産技術会議事務局. "牛乳品質, 特に無脂固形分含量向上技術の開発に関する研究". 研究成果, **152**, 15-20 (1984).
- 26) 大久保正彦, 前滝次郎, 近藤誠司, 関根二郎, 朝日田康司. "北大農場における牛乳生産のエネルギー利

- 用効率”. 北大農学部農場研報, **24**, 69-75 (1985).
- 27) Quaas, R. L.; Bolgino, D. C. "Sampling variances of the MIVQUE and method 3 estimators of the sire components of variance". Proc. of a Conference in Honor of Dr. C.R. Henderson-Variance Components and Animal Breeding. Cornell Univ., Ithaca, USA. 1979. p.99-106.
- 28) Rothschild, M. F.; Henderson, C. R. "Maximum likelihood estimates of parameters of first and second lactation milk records". J. Dairy Sci., **62**, 990-995 (1979).
- 29) Schaeffer, L. R.; Freeman, M. G.; Burnside, E. B. "Evaluation of Ontario Holstein dairy sires for milk and fat production". J. Dairy Sci., **58**, 109-115 (1975).
- 30) Schaeffer, L. R. "Maximum likelihood estimation of variance components in dairy cattle breeding research". J. Dairy Sci., **59**, 2146-2151 (1976).
- 31) Searle, S. R. "Topics in variance component estimation". Biometrics, **27**, 1-76 (1971).
- 32) 鈴木三義, 光本孝次. "北海道の乳牛集団における遺伝的パラメーターの推定". 日畜会報, **52**(5), 349-353 (1981).
- 33) 鈴木三義, 光本孝次, 臼田加代. "北海道の泌乳記録に対する年齢・分娩月補正係数値について". 帯畜大育種研究資料, **2**, 1-18 (1982).
- 34) Swiger, L. A.; Harvey, W. R.; Everson, D. O.; Gregory, K. E. "The variance of intraclass correlation involving groups with one observation". Biometrics, **20**, 818-826 (1964).
- 35) Tong, A. K. W.; Kennedy, B. W.; Moxley, J. E. "Heritabilities and genetic correlations for the first three lactations from records subject to culling". J. Dairy Sci., **62**, 1784-1790 (1979).
- 36) 和田康彦, 建部 晃. "牛群検定データに基づく乳用種雄牛評価の可能性". 日畜会報, **56**(2), 97-102 (1986).
- 37) Wiggans, G. R.; Quaas, R. L.; Van Vleck, L. D. "Estimating a genetic covariance from least squares solutions". J. Dairy Sci., **63**, 174-177 (1980).

Estimation of Genetic Parameters of Simple Production -Body Size Indices and Other Dairy Traits on Holstein Cows by Tokachi's Field Data

Kazuyuki NISHIMURA*

Summary

To estimate the genetic parameters of the dairy traits, namely milk yield, fat yield, SNF (solid-not-fat) yield, FCM (fat corrected milk yield), SCM (SNF corrected milk yield), fat percentage, SNF percentage, and the efficiency of utilization of feed (simple production-body size index). Milk yield and fat yield are considering difference in parities and age-calving month adjustment to mature equivalence (M.E.). Lactation records were collected from April in 1982 to March in 1983 on Holstein cows in Western TOKACHI, Hokkaido. Numbers of records and sires were 3,922 and 209. Assuming sire as one main effect, a one-way layout model was adopted for variance-covariance analysis and also sires, parturition seasons and calving numbers as three main effects, a three way layout model was adopted to estimate each variance and covariance components by Henderson's Method III (1953). The calculation was done using the program ; LSML76, for least-squares analysis written by Harvey (1976). Sire components of variance was small (3~5%) for dairy traits, while for the fat percentage was large (12.4%). Heritability estimates obtained from paternal half-sib analyses by one-way layout variance-covariance analysis and Henderson's Method III were 0.20, 0.16 for M.E. milk yield ; 0.23, 0.13 for M.E. FCM ; 0.28, 0.16 for M.E. fat yield and 0.39, 0.20 for M.E. FCMI, respectively. Genetic correlation coefficients among M.E. milk yield and FCM, SCM, SNF yield, M.E. FCM were very high and positive, 0.77 to 0.89 ; fat yield, FCMI, SCMI, M.E. fat yield, M.E. FCMI were high, 0.48 to 0.66.

* Hokkaido Prefectural Konsen Agricultural Experiment Station, Nakashibetsu, Hokkaido, 086-11, Japan.