

## 乳牛の総乳量に及ぼす分娩月と産次要因の補正

松尾 昭雄・岡本 悟・小林 真

(畜産学教室)

昭和56年11月30日 受理

### Adjustment for the Calving Month and Parity on the Total Milk Yield in Holstein Cows

Teruo MATSUO, Satoru OKAMOTO and Shin KOBAYASHI

(Laboratory of Animal Husbandry)

Received November 30, 1981

#### Summary

The daily milk yields of 261 Holstein lactations from the official records of the Advanced Registry Test in Saga Prefecture during 1970-1975 were analyzed by the least squares analysis to evaluate the effect of calving month and parity on the total milk yields throughout the lactation up to the 43rd week.

The mathematical model of the lactation curve in cows was represented by the equation  $y_n = An^be^{-cn}$ , where  $y_n$  is the weekly average of daily milk yield in the  $n$ th week after the beginning of lactation, and  $A$ ,  $b$  and  $c$  are constants. Expected total yields are obtained by integrating the equation over the entire range of lactation.

The results obtained are summarized as follows:

Constants  $A$ ,  $b$  and  $c$  showed highly significant variations associated with both calving months and parities. There were apparent variations among the means of peak week, peak yield and persistency, for cows calving in different months, suggesting that the shape of the lactation curve was affected by calving month after the eliminating the effect of parity. Also, the changes in the constants, and therefore in the curves they define, were associated with the changes in parities.

The daily milk yield was depressed during summer months to an extent. The depression was independent of the stage of lactation. However, the differences in total milk yield were associated with the month of calving. Seasonality of the total milk yield by calving month covers a range of 16.6% from April (+7.7%) to August (-8.9%). The total milk yields of summer calvers were about 1,000 kg lower than spring or autumn calvers. The total milk yields also increased with number of calving up to the 3rd parity.

The correction factors were calculated for differences in calving month and parity. It is considered that selection of dairy cows can be expected to bring about a further improvement in milk production when adequate adjustments are made for the total milk yield by calving month and parity.

#### 結 言

乳牛の1泌乳期間の総乳量には多くの非遺伝的要因が影響している。これらの要因の中には、厳密に言えば分娩季節、栄養水準、管理方式のような環境的なものと、年齢、分娩間隔、搾乳期

間のような乳牛の生理的機能の変化によるものがある<sup>2)</sup>。

前報<sup>4)</sup>において、西南暖地における乳牛の泌乳曲線型が分娩月によって著しく変化することを報告し、特に7・8月分娩牛の泌乳曲線は3・4月分娩牛の泌乳曲線とは異なり、高温に対する乳牛の臨界温度 27°C を越える夏季暑熱期の高温環境の影響を受けて泌乳初期の産乳日量は低下し、その後の泌乳曲線は春季分娩牛に見られるような産乳日量のピークを示さずに泌乳末期に向って推移することを明らかにした。このように分娩季節によって乳牛の泌乳曲線型に明らかな違いが見られることから、分娩月を異にする乳牛の1泌乳期間の総乳量には当然違いがあると考えられる。

佐賀地方の最高気温は6月中旬から9月中旬まで 27°C を越え、特に7月中旬から9月上旬までは 30°C を越える高温期が続く<sup>4)</sup>ので、顕著な乳量低下が予想される。

英国における British Friesian 種の乳量調査では産乳日量に季節変動が見られ、牛乳生産のピークは5月と6月に、また生産の低下は2月と3月に観察されるという<sup>9)13)</sup>。この傾向は異なる年度でも同様であり<sup>14)</sup>、産次や分娩季節には関係がなかった<sup>12)</sup>。この牛乳生産のピークの時期は牧野に生草の多い放牧期と一致していた。また舎飼いの乳牛においては6月と11月に牛乳生産量のピークが見られ、これらのピークの時期はサイレージ多給の時期と一致していた<sup>15)</sup>。しかし、このような乳量の季節変動が飼料事情の差によるものかどうかについては不明の点が多い<sup>10)</sup>。

岡本ら<sup>6)</sup>は乳牛の耐暑性の遺伝に関する研究の一環として、九州における乳牛の産乳性の季節変動を取り上げた。その報告によると、春季分娩牛群における1泌乳期の総乳量は夏季と秋季の分娩牛に比較して僅かに高い程度で分娩月別総乳量の間には差を認めることはできなかったが、遺伝的能力のほぼ同一水準にある乳牛においてさえも分娩月によって差を生ずることが経験的に知られていることから、夏季高温の総乳量に対する影響は無視できないとしている。

榊田・松垣<sup>3)</sup>は、乳牛の泌乳性は環境の変化で大きな影響を受けるから環境を一定にして泌乳能力を比較することが理想ではあるが、外界条件をすべて一定にすることは実際上不可能であるから、飼養管理、分娩季節、分娩後次回受胎までの日数、分娩時月齢、前回の乾乳期間などの要因について補正する必要があると述べ、各群別の乳量から補正係数を算出した。

乳牛の改良において泌乳能力検定の占める役割は極めて大きい。現在実施されている泌乳能力検定には、高等登録能力検定、種雄牛選抜のための後代検定における娘牛の泌乳検定、乳用牛群改良推進事業における能力検定などがある。このような検定記録の取り扱いについては、乳牛の能力評価基準や選抜指標の作製に際して要因に対する補正を考慮することが合理的であると考えられ、地域ごとに要因補正を検討すべきことが提唱されてきた<sup>6)</sup>が、この方向に沿った詳細な研究結果はまだ報告されていない。そこで本報告では、同じ地域内の乳牛の選抜について正しい処置を講ずるための基礎的資料を得る目的で、佐賀県地域における乳牛の1泌乳期間の総乳量に対する要因、特に乳牛の分娩月と産次要因の補正について追究した。

### 材料及び方法

分析に用いた材料は261頭のホルスタイン種の搾乳記録で、その内訳は表1のとおりである。これらの乳牛は1970年から1975年の間に佐賀県内において高等登録の能力検定を受けたもので、生年月日、産次、分娩月日、搾乳開始日が正確に記録され、原則として305日以上にわたって毎日の朝夕の搾乳量が測定されている。

毎日の搾乳記録に Wood<sup>12)</sup>の数学的模型  $y_n = An^b e^{-cn}$  をあてはめ、重回帰分析法によって定数  $A, b, c$  を個体ごとに算出した。この式で  $y_n$  は泌乳開始後  $n$  週目の週平均産乳日量、 $A$

Table 1. Distribution of cows by month of calving and parity

Month of calving	Parity				Total
	1	2	3	4 and over	
January	5	13	6	3	27
February	4	5	8	9	26
March	2	6	6	5	19
April	2	4	2	3	11
May	4	0	2	4	10
June	5	8	7	5	25
July	6	7	6	2	21
August	1	4	7	1	13
September	1	3	6	4	14
October	1	5	5	2	13
November	8	8	8	3	27
December	18	16	15	6	55
Total	57	79	78	47	261

は泌乳開始時の平均産乳日量に関する定数、 $b$  は泌乳開始後最高日量までの乳量増加率を示す定数、 $c$  は最高日量到達後の乳量減少率を示す定数である。これらの定数から泌乳曲線の特徴である最高日量到達時期を  $b/c$ 、最高日量を  $a(b/c)^b e^{-b}$ 、泌乳持続性を  $-(b+1) \log_e c$  によってそれぞれ算出した。 $a$  は  $\log_e A$  の値である。さらに43週までの個体ごとの総乳量を泌乳曲線式の積分によって求めた。本報告では対数変換したのち重みづけしない重回帰法で定数を推定したが、これに対して泌乳期全体にわたる実測値と期待値間の相関係数が高く、平均偏差 ( $\sqrt{\text{偏差の自乗値}}$ ) を小さくするという点では重みづけした重回帰法が優れているとの報告<sup>10)</sup> があり、また産乳日量の大きいピーク附近の適合性については重みつき最小自乗法が優れているとする報告<sup>17)</sup> がある。

本報告では総乳量に対する環境要因として分娩月と産次を取り上げた。分娩月は1-12月分娩の12段階、産次は1, 2, 3及び4産以上の4段階に分けた。分娩月と産次の効果は Harvey<sup>1)</sup> の最小自乗分析法によって調べた。観測値の構造模型は次のとおりである。

$$y_{ijk} = \mu + m_i + p_j + e_{ijk}$$

$$i = 1, 2, \dots, 11, 12$$

$$j = 1, 2, 3, 4$$

$$k = 1, 2, \dots, n_{ij}$$

ただし、

$y_{ijk}$ :  $i$  番目の月に分娩した乳牛の  $j$  番目の産次の  $k$  番目の泌乳曲線定数または総乳量

$\mu$ : 副次級の記録数が等しいとみなしたときの定数または総乳量の全体平均値

$m_i$ :  $i$  番目の分娩月の効果

$p_j$ :  $j$  番目の産次の効果

$e_{ijk}$ : 各定数または総乳量に特有の random effects

この式を用いて、Harvey<sup>1)</sup> の方法により各定数または総乳量の最小自乗方程式を組み立て、これを行列式の形で表すと表2のとおりである。表2は定数  $A$  についての行列式の例である。観測値の構造模型式は

$$\sum_i \hat{m}_i = \sum_j \hat{p}_j = 0$$

Table 2. The least-squares equations to evaluate the influence of calving months and parities in cows on the constant  $A$  of the function of lactation curve,  $y_n = An^be^{-cn}$

	$\hat{\mu}$	$\hat{m}_1$	$\hat{m}_2$	$\hat{m}_3$	$\hat{m}_4$	$\hat{m}_5$	$\hat{m}_6$	$\hat{m}_7$	$\hat{m}_8$	$\hat{m}_9$	$\hat{m}_{10}$	$\hat{m}_{11}$	$\hat{m}_{12}$	$\hat{p}_1$	$\hat{p}_2$	$\hat{p}_3$	$\hat{p}_4$	RHM
$\mu$ :	<u>261</u>	27	26	19	11	10	25	21	13	14	13	27	55	57	79	78	47	6848.66
$m_1$ :		<u>27</u>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5	13	6	3	751.66
$m_2$ :			<u>26</u>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4	5	8	9	678.61
$m_3$ :				<u>19</u>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	6	6	5	589.66
$m_4$ :					<u>11</u>	0	0	0	0	0	0	0	0	2	4	2	3	337.11
$m_5$ :						<u>10</u>	0	0	0	0	0	0	0	4	0	2	4	298.93
$m_6$ :							<u>25</u>	0	0	0	0	0	0	5	8	7	5	674.97
$m_7$ :								<u>21</u>	0	0	0	0	0	6	7	6	2	497.61
$m_8$ :									<u>13</u>	0	0	0	0	1	4	7	1	309.43
$m_9$ :										<u>14</u>	0	0	0	1	3	6	4	357.17
$m_{10}$ :											<u>13</u>	0	0	1	5	5	2	350.28
$m_{11}$ :												<u>27</u>	0	8	8	8	3	682.57
$m_{12}$ :													<u>55</u>	18	16	15	6	1320.66
$p_1$ :														<u>57</u>	0	0	0	1283.28
$p_2$ :															<u>79</u>	0	0	2039.47
$p_3$ :																<u>78</u>	0	2170.01
$p_4$ :																	<u>47</u>	1355.90

The off-diagonal coefficients to the left of the main diagonal are omitted.

Table 3. The reduced set of least-squares equations, resulting from imposing the restrictions that  $\sum_i \hat{m}_i = \sum_j \hat{p}_j = 0$  and after completing the appropriate subtractions and additions by columns and rows to evaluate the influence of calving months and parities in cows on the constant  $A$  of the function of lactation curve,  $y_n = An^be^{-cn}$

	$\hat{\mu}$	$\hat{m}_1$	$\hat{m}_2$	$\hat{m}_3$	$\hat{m}_4$	$\hat{m}_5$	$\hat{m}_6$	$\hat{m}_7$	$\hat{m}_8$	$\hat{m}_9$	$\hat{m}_{10}$	$\hat{m}_{11}$	$\hat{p}_1$	$\hat{p}_2$	$\hat{p}_3$	RHM
$\mu$ :	<u>261</u>	-28	-29	-36	-44	-45	-30	-34	-42	-41	-42	-28	10	32	31	6848.66
$m_1$ :		<u>82</u>	55	55	55	55	55	55	55	55	55	55	-10	0	-6	-569.00
$m_2$ :			<u>81</u>	55	55	55	55	55	55	55	55	55	-17	-14	-10	-642.05
$m_3$ :				<u>74</u>	55	55	55	55	55	55	55	55	-15	-9	-8	-731.00
$m_4$ :					<u>66</u>	55	55	55	55	55	55	55	-13	-9	-10	-983.55
$m_5$ :						<u>65</u>	55	55	55	55	55	55	-12	-14	-11	-1021.73
$m_6$ :							<u>80</u>	55	55	55	55	55	-12	-7	-7	-645.69
$m_7$ :								<u>76</u>	55	55	55	55	-8	-5	-5	-823.05
$m_8$ :									<u>68</u>	55	55	55	-12	-7	-3	-1011.23
$m_9$ :										<u>69</u>	55	55	-15	-11	-7	-963.49
$m_{10}$ :											<u>68</u>	55	-13	-7	-6	-970.38
$m_{11}$ :												<u>82</u>	-7	-5	-4	-638.09
$p_1$ :													<u>104</u>	47	47	-72.62
$p_2$ :														<u>126</u>	47	683.57
$p_3$ :															<u>125</u>	814.11

The off-diagonal coefficients to the left of the main diagonal are omitted.

Table 4. The matrix inverse to the reduced least-squares matrix

	$\bar{\mu}$	$\bar{m}_1$	$\bar{m}_2$	$\bar{m}_3$	$\bar{m}_4$	$\bar{m}_5$	$\bar{m}_6$	$\bar{m}_7$	$\bar{m}_8$	$\bar{m}_9$	$\bar{m}_{10}$	$\bar{m}_{11}$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$
$\mu$ :	4946	-1537	-1741	-345	2682	2894	-1447	-771	2083	1265	1921	-1694	810	-747	-969
$m_1$ :	36409	-2066	-2760	-5709	-7718	-1539	-1941	-4658	-4752	-4451	-1199	-43	-2755	910	
$m_2$ :		37468	-2575	-5860	-5884	-1815	-2882	-5184	-3905	-5033	-1907	1090	1634	291	
$m_3$ :			48880	-7058	-8118	-2950	-3872	-5965	-5249	-5851	-2995	1723	-278	-82	
$m_4$ :				80922	-10967	-6067	-6885	-9746	-8862	-9297	-6032	403	-780	1806	
$m_5$ :					91069	-6961	-7808	-11390	-9479	-11115	-6684	-3029	4637	2201	
$m_6$ :						38127	-2493	-5055	-4604	-4972	-1629	-67	-374	385	
$m_7$ :							44896	-5566	-5646	-5659	-1889	-1797	-713	200	
$m_8$ :								70190	-7205	-7394	-4731	1799	-703	-3462	
$m_9$ :									65022	-7380	-4703	2384	1074	-1553	
$m_{10}$ :										69386	-4854	1955	-1511	-1277	
$m_{11}$ :											36012	-1937	-170	115	
$\beta_1$ :												13554	-3629	-3839	
$\beta_2$ :													10872	-2296	
$\beta_3$ :															10749

Elements to the left of the main diagonal are omitted. All elements are multiplied by  $10^{-6}$ .

の条件を満足するから、表3のように簡約化することができる。ここで表3の行列式の係数の逆行列を求めると表4のとおりである。なお、この逆行列の対角線の左下半分は右上半分と全く対称をなしているから表では省略した。

表4の逆行列の行または列の各係数を、これに対応する表3のRHMの値にそれぞれ乗じたものを加えることによって、各要因効果の推定値を求めることができる。これらの要因効果の推定値を用いて、環境要因に対する補正係数を算出した。

### 結果及び考察

**泌乳曲線定数に対する分娩月と産次の影響：**前述の方法により、観測値の構造模型式から、分娩月と産次別に泌乳曲線の定数  $A, b, c$  の最小自乗平均値を、分娩月については産次要因の効果を、産次については分娩月要因の効果をそれぞれ除いて求めた。その結果は表5のとおりである。各要因効果に対する最小自乗分析による分散分析の結果は平均値間の差の有無として表中に示してある。

分娩月は泌乳曲線の定数  $A, b, c$  に対して高い有意の影響を与えた。泌乳開始時の産乳日量の程度を示す定数  $A$  の値は3-5月分娩牛において大きく、7-9月と12月分娩牛では小さかった。また1-2月と12月分娩牛ではその中間の値であった。泌乳開始後、最高日量までの乳量増加率を示す定数  $b$  は11-12月分娩牛の場合が大きく、4-6月と8月分娩牛において小さかった。また、最高日量到達後の乳量の減少率を示す定数  $c$  は1-3月と9-12月分娩牛の場合が大きく、4-8月分娩牛において小さかった。

泌乳曲線の定数に対する産次の影響については、表5から明らかなように、産次要因もまた有意の影響を与えた。定数  $A$  については、3産までは産次が進むにつれて大きく、4産以上の乳牛の場合は3産と同じであった。定数  $b$  については4産以上が初産より明らかに大きく、定数  $c$  についての傾向も定数  $b$  の場合と同様であった。

**泌乳曲線型に対する分娩月と産次の影響：**各要因の効果を表6に示した。産次要因の効果を除いた分娩月要因の効果を見ると、泌乳曲線の最高日量到達時期は7月分娩牛(搾乳開始後5.8週)と12月分娩牛(5.5週)が遅く、春季の4月分娩牛(2.7週)と5月分娩牛(2.0週)が早かった。最高日量は3月分娩牛(33.3 kg)と4月分娩牛(32.8 kg)が高く、6月(28.0 kg)、7月(27.3

Table 5. Least-squares means of the effects of calving months and parities for the constants  $A$ ,  $b$  and  $c$  of the function,  $y_n = An^be^{-cn}$ 

Class of effect	Least-squares mean		
	Constant $A$	Constant $b$	Constant $c$
$\hat{\mu}$ :	26.62 ± 0.39	0.126 ± 0.010	0.028 ± 0.001
$\hat{\mu} + \hat{m}_1$ :	28.05 ± 1.08 <sup>abc</sup>	0.171 ± 0.027 <sup>ab</sup>	0.035 ± 0.003 <sup>a</sup>
$\hat{\mu} + \hat{m}_2$ :	25.40 ± 1.09 <sup>cd</sup>	0.185 ± 0.027 <sup>ab</sup>	0.035 ± 0.003 <sup>a</sup>
$\hat{\mu} + \hat{m}_3$ :	30.38 ± 1.28 <sup>a</sup>	0.157 ± 0.032 <sup>abc</sup>	0.038 ± 0.003 <sup>a</sup>
$\hat{\mu} + \hat{m}_4$ :	30.53 ± 1.67 <sup>a</sup>	0.048 ± 0.042 <sup>ed</sup>	0.020 ± 0.004 <sup>bc</sup>
$\hat{\mu} + \hat{m}_5$ :	30.09 ± 1.77 <sup>ab</sup>	0.021 ± 0.044 <sup>d</sup>	0.019 ± 0.005 <sup>bc</sup>
$\hat{\mu} + \hat{m}_6$ :	26.89 ± 1.11 <sup>abcd</sup>	0.057 ± 0.028 <sup>cd</sup>	0.020 ± 0.003 <sup>bc</sup>
$\hat{\mu} + \hat{m}_7$ :	24.11 ± 1.22 <sup>d</sup>	0.104 ± 0.031 <sup>bed</sup>	0.020 ± 0.003 <sup>bc</sup>
$\hat{\mu} + \hat{m}_8$ :	23.02 ± 1.56 <sup>d</sup>	0.008 ± 0.039 <sup>d</sup>	0.013 ± 0.004 <sup>d</sup>
$\hat{\mu} + \hat{m}_9$ :	24.45 ± 1.49 <sup>d</sup>	0.180 ± 0.037 <sup>ab</sup>	0.034 ± 0.004 <sup>a</sup>
$\hat{\mu} + \hat{m}_{10}$ :	26.33 ± 1.55 <sup>abcd</sup>	0.160 ± 0.039 <sup>abc</sup>	0.029 ± 0.004 <sup>ab</sup>
$\hat{\mu} + \hat{m}_{11}$ :	25.65 ± 1.07 <sup>bed</sup>	0.224 ± 0.027 <sup>a</sup>	0.039 ± 0.003 <sup>a</sup>
$\hat{\mu} + \hat{m}_{12}$ :	24.57 ± 0.76 <sup>d</sup>	0.199 ± 0.019 <sup>a</sup>	0.034 ± 0.002 <sup>a</sup>
$\hat{\mu} + \hat{p}_1$ :	23.09 ± 0.79 <sup>e</sup>	0.112 ± 0.020 <sup>b</sup>	0.024 ± 0.002 <sup>b</sup>
$\hat{\mu} + \hat{p}_2$ :	26.16 ± 0.66 <sup>b</sup>	0.125 ± 0.017 <sup>ab</sup>	0.028 ± 0.002 <sup>ab</sup>
$\hat{\mu} + \hat{p}_3$ :	28.53 ± 0.65 <sup>a</sup>	0.126 ± 0.016 <sup>ab</sup>	0.029 ± 0.002 <sup>ab</sup>
$\hat{\mu} + \hat{p}_4$ :	28.71 ± 0.83 <sup>a</sup>	0.143 ± 0.021 <sup>a</sup>	0.030 ± 0.002 <sup>a</sup>

$y_n$  is the average daily milk yield in the  $n$ th week.  $A$  is a constant representing the scale of the production of the cow,  $b$  is a parameter representing the rate of increase to peak yield, and  $c$  represents the rate of decline after peak.

Means in the same column with different superscripts are significantly different ( $P < 0.01$ ).

kg), 8月(24.0 kg)及び9月分娩牛(27.8 kg)が低かった。また最高乳量の持続期間を示す泌乳持続性は7・8月分娩牛が大きく12月から3月までの分娩牛が小さかった。

以上を総合して泌乳曲線型に対する分娩月の影響を見ると、7・8月の夏季分娩牛の泌乳曲線はピークに達するのが遅く、しかもそのピークは低く、その後乳量が緩やかに減少していく型を示す。春季4・5月の分娩牛は早く最高日量に達し、ピークは高いが、最高日量の高い割には持続性は中程度の泌乳曲線を示す。秋季10月の分娩牛はピークに達するのが遅い(搾乳開始後5.4週)が、最高日量はかなり高く(30.0 kg)、持続性は中程度の曲線を示すと考えられる。分娩月は乳期の総乳量に影響し、また最高日量と泌乳持続性にも影響するが、これらのうち大きな影響を与えるのは泌乳持続性であることを示した報告<sup>7)</sup>もある。

次に、分娩月要因の効果を除いた産次要因の効果を見ると、最高日量は3産まで産次が進むにつれて明らかに増加したが、最高日量到達時期と泌乳持続性には差がなかった。

内藤<sup>5)</sup>は、乳牛の泌乳持続性は初産が高いが、その後はほぼ一定しており、最高日量は3産までは上昇するが、4産から9産までは変化がなく、最高日量到達時期は初産で遅いと述べ、これらの変化が総乳量に影響するから、年齢や産次の異なる乳牛の比較には補正が必要であると報告している。

総乳量に対する分娩月の影響：総乳量の最小自乗平均値を求め、分娩月ごとに、総平均からの差および総平均に対する百分率によって要因効果を表し補正係数を算出した。その結果を表7に示した。

総乳量に対して分娩月は高い有意の影響を与えた。総乳量は4月と10月分娩牛が多く8月分娩牛が最低で、その差は1,000 kgに達している。

Table 6. Least-squares means of the effects of calving months and parities for the peak week, peak yield and persistency of the function,  $y_n = An^b e^{-cn}$

Class of effect	Least-squares mean		
	Peak week	Peak yield (kg)	Persistency
$\mu$ :	4.46 ± 0.21	29.57 ± 0.36	4.193 ± 0.031
$\hat{\mu} + \hat{m}_1$ :	4.70 ± 0.59 <sup>abc</sup>	32.03 ± 1.00 <sup>ab</sup>	3.988 ± 0.087 <sup>c</sup>
$\hat{\mu} + \hat{m}_2$ :	4.88 ± 0.60 <sup>abc</sup>	29.15 ± 1.01 <sup>bed</sup>	4.025 ± 0.088 <sup>bc</sup>
$\hat{\mu} + \hat{m}_3$ :	4.13 ± 0.70 <sup>abcd</sup>	33.26 ± 1.18 <sup>a</sup>	3.858 ± 0.103 <sup>c</sup>
$\hat{\mu} + \hat{m}_4$ :	2.69 ± 0.91 <sup>ed</sup>	32.82 ± 1.54 <sup>ab</sup>	4.144 ± 0.134 <sup>bc</sup>
$\hat{\mu} + \hat{m}_5$ :	1.96 ± 0.96 <sup>d</sup>	30.35 ± 1.63 <sup>abcd</sup>	4.244 ± 0.142 <sup>bc</sup>
$\hat{\mu} + \hat{m}_6$ :	3.54 ± 0.61 <sup>bed</sup>	27.96 ± 1.02 <sup>d</sup>	4.295 ± 0.089 <sup>b</sup>
$\hat{\mu} + \hat{m}_7$ :	5.83 ± 0.66 <sup>a</sup>	27.32 ± 1.12 <sup>de</sup>	4.618 ± 0.098 <sup>a</sup>
$\hat{\mu} + \hat{m}_8$ :	4.34 ± 0.85 <sup>abcd</sup>	24.01 ± 1.44 <sup>e</sup>	4.693 ± 0.125 <sup>a</sup>
$\hat{\mu} + \hat{m}_9$ :	5.180 ± 0.81 <sup>abc</sup>	27.78 ± 1.37 <sup>de</sup>	4.143 ± 0.120 <sup>bc</sup>
$\hat{\mu} + \hat{m}_{10}$ :	5.35 ± 0.85 <sup>abc</sup>	30.07 ± 1.43 <sup>abcd</sup>	4.167 ± 0.124 <sup>bc</sup>
$\hat{\mu} + \hat{m}_{11}$ :	5.42 ± 0.59 <sup>ab</sup>	31.41 ± 0.99 <sup>abc</sup>	3.994 ± 0.086 <sup>c</sup>
$\hat{\mu} + \hat{m}_{12}$ :	5.50 ± 0.41 <sup>a</sup>	28.72 ± 0.70 <sup>ed</sup>	4.144 ± 0.061 <sup>bc</sup>
$\hat{\mu} + \hat{p}_1$ :	4.65 ± 0.43	25.31 ± 0.72 <sup>c</sup>	4.272 ± 0.063
$\hat{\mu} + \hat{p}_2$ :	4.31 ± 0.36	28.88 ± 0.61 <sup>b</sup>	4.205 ± 0.053
$\hat{\mu} + \hat{p}_3$ :	4.34 ± 0.35	31.44 ± 0.60 <sup>a</sup>	4.117 ± 0.052
$\hat{\mu} + \hat{p}_4$ :	4.54 ± 0.45	43.65 ± 0.76 <sup>a</sup>	4.177 ± 0.067

This model reaches a maximum when  $n = b/c$  and expected maximum yield is  $A(b/c)^b e^{-b}$ . Persistency is given by  $-(b+1) \log_e c$ .

Means in the same column with different superscripts are significantly different ( $P < 0.01$ ).

総乳量に対する分娩月の影響に関しては環境温度の季節変動に起因するところが大きいと考えられる。乳牛では気温上昇によって乳量の低下が起る<sup>3)</sup>が、気温だけを変化させた実験では、環境温度がホルスタイン種では 27°C、ジャージー種では 29°C、ブラーマン種では 32-35°C で乳量減少が始まる<sup>11)</sup>。飼料摂取量も気温上昇とともに低下し、この飼料摂取量の低下は乳量の減少と平行していた。ヨーロッパ種における牛乳生産の適温は 10°C 前後である<sup>11)</sup>。ジャージー種では気温が 4°C 以下になると乳量の低下が始るが、-13°C に気温が下がってもホルスタイン種に対する影響は少ない<sup>11)</sup>。

本報告において、4月分娩牛の総乳量が1月から12月までの分娩牛の中で最高であったが、これは泌乳初期の4月の最高気温が 19-22°C の範囲にあり臨界温度の 27°C より低いため最高日量が高いこと、泌乳開始から10カ月を経過した泌乳末期の2月の最高温度が乳牛の快適温度帯 10-12°C の範囲にあると、8月の高温期が最高日量到達時期以後に当たることなどの好条件によって、乳期前半の乳量が多く、乳期後半も極端な低下を示すことなく推移したことによると考えられる。

10月分娩牛は総乳量が4月分娩牛に次いで多かったが、10月分娩牛の泌乳初期の最高気温は 25-22°C の範囲にあるため、最高日量は春季に次いで高くなり、乳期の終りが8月の高温期に当たるものの、低乳量期のため総乳量には大きな影響を与えなかったものと解釈される。

これに対して8月分娩牛の総乳量は他の分娩月の乳牛と比較して最低であったが、これらの分娩牛の場合は泌乳初期が年間で最も気温の高い8月の時期であり、最高気温も 33-32°C の範囲にあるため、産乳日量は明瞭なピークを形成することなく低下し、泌乳末期の6月の最高気温が 27-28°C に上昇するまで乳期を通じて低温期を経過し、泌乳曲線は泌乳開始時の低い乳量のまま

Table 7. The least-squares means of milk yield during the period of the first 43 weeks of lactation by calving month and parity, and the correction factors for estimating total milk yield from incomplete records

Class of effect	Least-squares mean (kg)	Difference (kg)	Effect (%)	Correction factor
$\hat{\mu}$ :	6,482 ± 72			
$\hat{\mu} + \hat{m}_1$ :	6,671 ± 200 <sup>ab</sup>	+ 189	+ 2.9	0.9717
$\hat{\mu} + \hat{m}_2$ :	6,337 ± 202 <sup>ab</sup>	- 145	- 2.2	1.0229
$\hat{\mu} + \hat{m}_3$ :	6,502 ± 236 <sup>ab</sup>	+ 20	+ 0.3	0.9969
$\hat{\mu} + \hat{m}_4$ :	6,978 ± 309 <sup>a</sup>	+ 496	+ 7.7	0.9289
$\hat{\mu} + \hat{m}_5$ :	6,629 ± 326 <sup>ab</sup>	+ 147	+ 2.3	0.9778
$\hat{\mu} + \hat{m}_6$ :	6,300 ± 205 <sup>ab</sup>	- 182	- 2.8	1.0289
$\hat{\mu} + \hat{m}_7$ :	6,478 ± 225 <sup>ab</sup>	- 4	- 0.1	1.0006
$\hat{\mu} + \hat{m}_8$ :	5,902 ± 288 <sup>b</sup>	- 580	- 8.9	1.0983
$\hat{\mu} + \hat{m}_9$ :	6,053 ± 275 <sup>ab</sup>	- 429	- 6.6	1.0709
$\hat{\mu} + \hat{m}_{10}$ :	6,889 ± 286 <sup>a</sup>	+ 407	+ 6.3	0.9409
$\hat{\mu} + \hat{m}_{11}$ :	6,532 ± 291 <sup>ab</sup>	+ 50	+ 0.8	0.9923
$\hat{\mu} + \hat{m}_{12}$ :	6,512 ± 140 <sup>ab</sup>	+ 30	+ 0.5	0.9954
$\hat{\mu} + \hat{p}_1$ :	5,813 ± 145 <sup>c</sup>	- 669	- 10.3	1.1151
$\hat{\mu} + \hat{p}_2$ :	6,307 ± 122 <sup>b</sup>	- 175	- 2.7	1.0277
$\hat{\mu} + \hat{p}_3$ :	6,793 ± 120 <sup>a</sup>	+ 311	+ 4.8	0.9542
$\hat{\mu} + \hat{p}_4$ :	7,015 ± 153 <sup>a</sup>	+ 533	+ 8.2	0.9240

The effect is expressed as a percentage of the least-squares mean.

Means in the same column with different superscripts are significantly different ( $P < 0.01$ )

緩やかな直線的低下傾向を示すものと考えられる。

分娩月による総乳量の差を表7に示しているが、4月と8月分娩牛の違いは1,076 kgにも達し、両分娩月間の乳量を比較する場合には、4月分娩牛に対しては補正係数0.93を、また8月分娩牛に対しては補正係数1.10を乗じて比較されるべきである。

柘田・桧垣<sup>3)</sup>は分娩季節による総乳量の補正係数を算出しているが、分娩月別総乳量は1-3月に分娩したものが良好で、10月分娩牛が最低であった。また補正係数は地域によって当然異なると考えられるから他の研究者の報告と多少の差異は免れないとしている。Wood<sup>14)</sup>は英国の北部と南西部の2地域からのホルスタイン種乳牛6,846頭の記録について総乳量に対する分娩月の影響を調査している。その報告では分娩月によって平均乳量の12%の変動が見られたが、10-12月分娩牛が最高、5-7月分娩牛が最低であったと述べている。また彼<sup>14)</sup>は分娩季節による総乳量の差異に関する報告を要約して、北半球では一般的に7-8月分娩牛が最低、冬季または早春分娩牛が最高であるとする研究者が多いが、総乳量の分娩季節による変動の原因については明らかでなかったと報告している。

総乳量に対する産次の影響：総乳量の産次による違いについては、分娩月要因の効果とともに表7に示してある。総乳量は産次の進行とともに増大したが、4産次以後は3産の場合と同様であった。初産と4産以後との総乳量の差は1,200 kgに達する程大きく、産次の異なる乳牛の総乳量を比較する場合補正の必要性が示唆される。

総乳量に対する産次の影響については、乳牛が8歳になるまで乳量は増加するが、最高に達した後は年齢が進むと急速に低下していくとの報告<sup>11)</sup>もある。柘田・桧垣<sup>3)</sup>は産次の差異によ



て305日間の乳量に顕著な違いがあり、産次が連続した同一個体14例について4産までの総乳量を調べた結果、乳量は産次とともに増加することを認めた。内藤<sup>5)</sup>は年齢・産次の進行に伴う総乳量の増加は主に最高日量の増加によるもので、泌乳持続期間はむしろ短くなるという報告もあると述べている。

このように分娩月と産次要因は乳牛の泌乳曲線型に影響を与え総乳量に影響するから、これらの要因効果をあらかじめ算出しておいて、補正した乳量で比較しなければ産乳能力の正しい評価はできないことになる。また、これらの要因の補正係数は地域によって当然異なることが予想されるから、西南暖地内の多くの地域で調査を実施して、地域ごとの補正係数を決定する必要があると考えられる。

### 摘 要

乳期総乳量に対する分娩月と産次要因の効果を明らかにするため、昭和45年から50年の間に佐賀県内において高等登録検定を受けた261頭のホルスタイン種乳牛の産乳記録を最小自乗分析法によって分析した。

乳牛における泌乳曲線型の数学的模型は  $y_n = An^b e^{-cn}$  で表される。この式の  $y_n$  は泌乳開始後  $n$  週目の週平均産乳日量、 $A$ 、 $b$  及び  $c$  は定数である。乳期総乳量はこの式を積分することによって求められる。

結果を要約すると次のとおりである。

定数  $A$ 、 $b$  及び  $c$  は分娩月と産次によって明らかに変化した。分娩月の異なる乳牛では最高乳量到達時期、最高日量及び泌乳持続性に明らかな違いがあり、産次要因効果を除去した場合、泌乳曲線型は分娩月によって異なることが示唆された。定数は産次の影響を受け、したがって定数によって決まる泌乳曲線型は産次の違いによって変化した。

産乳日量は乳期の時期には関係なく夏季に低下した。しかし乳期総乳量には分娩月によって違いがあった。分娩月による総乳量の季節変動は総平均値に対して4月分娩牛の+7.7%から8月分娩牛の-8.9%まで16.6%に及んだ。夏季分娩牛の総乳量は春季または秋季分娩牛より約1,000 kg も低かった。また総乳量は産次が3産に達するまで増加した。

分娩月と産次の違いに対して補正係数を求めた。総乳量に対して分娩月と産次要因の正しい補正を行なうことによって、産乳性に対する乳牛の選抜は一層の改良効果が期待できると考えられる。

### 引 用 文 献

- 1) Harvey, W. R. (1960). Least-squares analysis of data with unequal subclass numbers. United States Department of Agriculture, ARS 20-8. Beltsville, Maryland.
- 2) Johansson, I. (1961). Genetic aspects of dairy cattle breeding. Univ. of Illinois Press, Urbana. p. 136.
- 3) 榊田精一・榎垣繁光 (1953). 乳牛に於ける泌乳能力の簡易検定に関する研究. 農業技術研究所報告 G (畜産) 5, 111-120.
- 4) 松尾昭雄・岡本 悟・小林 貞 (1981). 乳牛の泌乳曲線型におよぼす分娩月の影響. 佐賀大農叢 52, 61-72.
- 5) 内藤元男 (1970). 家畜育種学. 養賢堂. 東京. p. 111.
- 6) 岡本正幹・古賀 脩・武富萬治郎・松尾昭雄・西山久吉・藤島 通・岡内敬三 (1963). 乳牛の耐暑性の遺伝に関する統計的研究 II. 九州における高等登録検定の記録による産乳量の季節変動. 九大農学芸誌, 20, 199-204.

- 7) 大島正尚 (1967). 泌乳の特続性. 農林省畜産試験場報告 7, 73-75.
- 8) 岡本昌三・石井尚一・向居彰夫・犬童幸人 (1965). 乳牛の生理機能におよぼす暑熱の影響に関する研究. 九州農試彙報 11, 183-243.
- 9) Sanders, H. G. (1930). The analysis of the lactation curve into maximum yield and persistency. J. Agric. Sci. Camb. 20, 145-185.
- 10) Shimizu, H. and S. Umrod (1976). An application of the weighted regression procedure for constructing the lactation curve in dairy cattle. Jpn. J. Zootech. Sci. 47, 733-738.
- 11) Smith, V. R. (1963). Physiology of lactation. Iowa State Univ. Press. Ames. Iowa. p. 209.
- 12) Wood, P. D. P. (1967). Algebraic model of the lactation curve in cattle. Nature 216, 164-165.
- 13) Wood, P. D. P. (1969). Factors affecting the shape of the lactation curve in cattle. Anim. Prod. 11, 307-316.
- 14) Wood, P. D. P. (1970). A note on the repeatability of parameters of the lactation curve in cattle. Anim. Prod. 12, 535-538.
- 15) Wood, P. D. P. (1972). A note on seasonal fluctuation in milk production. Anim. Prod. 15, 89-92.
- 16) Wood, P. D. P. (1976). Algebraic models of the lactation curves for milk, fat and protein production, with estimates of seasonal variation. Anim. Prod. 22, 35-40.
- 17) 横内閑生 (1981). 乳牛の泌乳曲線および鶏の産卵曲線あてはめにおける重みつき最小二乗法. 日畜会報 52, 314-316.