

## ホルスタイン集団における最適な泌乳曲線モデルの検討

山口 諭<sup>1</sup>・河原孝吉<sup>2</sup>・後藤裕作<sup>2</sup>・増田 豊<sup>3</sup>・鈴木三義<sup>3</sup>

<sup>1</sup> 社団法人北海道酪農検定検査協会, 札幌市中央区 060-0004

<sup>2</sup> 社団法人日本ホルスタイン登録協会北海道支局, 札幌市北区 001-8555

<sup>3</sup> 帯広畜産大学, 帯広市 080-8555

(2007. 1. 31 受付, 2007. 6. 22 受理)

**要約** 本分析では、乳量、乳脂量、無脂固形分量、乳タンパク質量、乳脂率、無脂固形分率、乳タンパク質率および体細胞数スコア (SCS) の 8 形質に対し、泌乳曲線モデルの適合性を検討した。データは、2000 年から 2004 年に社団法人北海道酪農検定検査協会に集積されたホルスタイン 346, 221 頭の初産から 11 産までの検定日記録 5,645,976 が使用された。適合性を検討した 23 種類のモデルとは、1 次から 5 次のルシャンドル多項式モデル (L1, L2, L3, L4 および L5), ルシャンドル多項式に Wilmink の指数関数を加えたモデル (L1W, L2W, L3W, L4W および L5W), さらに、対数関数と周期関数を組み合わせた 3 次から 5 次の 13 種のモデルである。泌乳曲線モデルの適合性の検討には、赤池の情報量規準 (AIC), ベイズ流情報量規準 (BIC), 決定係数および平均誤差の中で、パラメータ数のみならず観測値数も考慮してモデルの適合性を判断できる BIC を主に使用した。乳量、乳脂量、無脂固形分量および乳成分率における泌乳曲線は、L4, L3W, L4W および L5W のモデルが高い適合性を示した。乳タンパク質量および SCS に関して適合性が高い泌乳曲線は、対数関数および周期関数の組み込まれたモデルであった。本研究で選択された泌乳曲線を用いることにより、標準泌乳曲線として飼養管理の有益な指標として活用できる。

日本畜産学会報 78 (4), 415-425, 2007

乳牛における泌乳曲線の形状は、産乳量と密接な関連があることから、飼養管理の改善、生乳生産の予測、生産寿命 (持続性) の決定および選抜淘汰の指標に利用されてきた。それゆえ、古くから多くの泌乳曲線に関する研究が行われ、その中で、代表的な泌乳曲線としては、Wood (1967), Wilmink (1987) および Ali と Schaeffer (1987) の各モデルがあげられる。その他としては、生物学的な見地に基づく泌乳曲線モデルの研究も認められる (Grossman と Koops 1988)。最近では、Wood のモデルのような扱い難い非線形モデルではなく (Jensen 2001), ルシャンドル (Legendre) 多項式やスプライン (Spline) 関数を応用した研究が盛んである。ルシャンドル多項式は、直交多項式であるため計算量の軽減が期待できること、次数の変更や他の泌乳曲線と組み合わせることが容易であること (Fujii と Suzuki 2006), さらにパラメータ間の相関が低いいため、より柔軟な曲線を当てはめることができるので、実測値からの偏りが小さい泌乳曲線を推定することができる。

現在の産乳能力検定は、分娩後 62 日以内に初回、その後、月 1 回 (または 4 週に 1 回) の間隔で実施すること

を基本とし、検定日間隔法 (test interval method) で乳期の累積乳量と乳成分量 (率) が推定されている。また、近年の産乳能力検定に関連する事業では、経費や労働力の軽減を推進するため、朝夕交互検定 (河原ら 2000) や検定日間隔の延長など、より簡易で効率的な検定法の導入が検討されている。したがって、泌乳曲線モデルは、様々な検定方法に対応可能なモデルを使用する必要がある。Silvestre ら (2006) は、分娩後初回検定日までの日数およびその後の各検定日間隔が多少長い場合でも、ルシャンドル多項式およびスプライン関数を使用すれば、非常に適合性の高い泌乳曲線の推定が可能であることを指摘している。

泌乳曲線の形状は、遺伝的要因の他に牛群、産次、分娩月および分娩月齢など様々な環境要因から影響を受ける。例えば、初産の場合は、泌乳期間を通して成熟途中にあるため、2 産以上の泌乳曲線と比較して泌乳持続性が明らかに優れた形状を示している (Stanton ら 1992)。また、泌乳曲線の形状は、泌乳能力の向上や環境要因の変動とともに、毎年、徐々に変化していると考えられる。このように泌乳曲線は、環境要因により多様な形状を示

連絡者: 山口 諭 (fax: 011-281-3798, e-mail: s\_yamaguchi@hmrt.or.jp)

すことから、指標となる標準泌乳曲線も何種類かに分類して設定される場合が多い。近年、泌乳曲線は、多形質予測法などを使用して305日累積生産量を予測するために利用されるようになった(SchaefferとJamrozik 1996; 萩谷ら 2004)。さらに、泌乳曲線モデルは、変量(または母数)回帰検定日アニマルモデルの中でサブモデルとして利用されるようになり、泌乳曲線の形状を直接遺伝評価するようになった(SchaefferとDekkers 1994)。

泌乳曲線における適合性の判断には、数種類の当てはまりの良さの指標が用いられている。GuoとSwalve(1995)は、相関係数と平均絶対誤差を当てはまりの良さの指標とし、泌乳曲線モデルの適合性について検討を行った。GuoとSwalve(1997)は、相関係数、平均絶対誤差および累積誤差を当てはまりの良さの指標として利用し、泌乳曲線モデルの適合性について比較を行った。その結果としては、モデルの種類に関わらず初産より2産以降の方が実測データとの適合性が高い泌乳曲線を推定できることを報告した。Druetら(2003)は、平均平方誤差、対数尤度関数( $\ln L$ )、赤池の情報量規準(AIC)およびベイズ流情報量規準(BIC)を用いて泌乳曲線モデルの適合性について比較を行った。その結果、平均平方誤差、 $\ln L$ およびAICを用いた場合、パラメータ数の多いものほど適合性が高いモデルとして選択される傾向を示した。一方BICを用いた場合は、パラメータ数に対して強いペナルティが加わり、モデルの選択にパラメータ数に依存した傾向が認められない事を報告した。さらにDruetら(2003)は、泌乳日数ごとの残差についても検討を行い、当てはまりの良さの指標だけではなく、各泌乳日数の時点に対する偏りの大きさとパラメータ数とのバランスを取ったモデルの選択を行う事を提案した。Lopez-RomeroとCarabano(2003)は、 $\ln L$ 、AIC、BIC、平方誤差の割合、相関係数および残差分散を用いて、検定日モデルの最適なサブモデルを検討した。その結果、

$\ln L$ はモデル中のパラメータ数に依存していること、AICはデータ数が極度に多い場合に $\ln L$ と同様の傾向を示すことから、モデルの選択指標としてはBICが最適であることを示した。Liuら(2006)は、AICやBICのような数種類の当てはまりの良さの指標を組み合わせることでそれらを指数化し、モデルの選択基準に用いる試みを提案した。

このように、泌乳曲線モデルに対する適合性の検討は、様々な当てはまりの良さの指標を利用して行われている。本研究の目的は、北海道の産乳能力検定から得られた検定日の泌乳記録を使用し、乳量、乳成分量(率)および体細胞数スコア(SCS)における最適な泌乳曲線モデルの検討を行うことである。

### 材料および方法

データは、社団法人北海道酪農検定検査協会に集積された記録の中で、2000年1月から2003年9月の範囲に分娩したホルスタイン雌牛における初産から11産までの検定日記録である。これらの中で、泌乳日数が366日以上の検定日記録は、分析に用いなかった。また、①乳期中途中で異なる牛群に移動した場合、②分娩から初回検定まで61日以上ある場合および③乳期の記録数が7記録以下の場合、これらの条件に一つでも該当する乳期から収集された検定日記録は、それらの乳期に含まれるすべての記録を分析に用いなかった。編集によって抽出された検定日記録数は、346,221頭の雌牛からなる5,645,976記録であった。

分析に使用した形質は、乳量、乳脂量、無脂固形分量、乳タンパク質量、乳脂率、無脂固形分率、乳タンパク質率およびSCSである。SCSは、次の式により算出した。

$$SCS = \frac{(\ln(SCC) - \ln(100))}{\ln 2} + 3$$

ここで、SCCは、体細胞数(千個/mL)であり、 $\ln$ は

**Table 1** Means, standard deviations and number of records for milk, fat, SNF, protein yields, and fat, SNF, protein contents, and SCS (somatic cell score) by parity

Trait	Parity				
	1	2	3	4	5 or more
Milk yield (kg)	25.4±6.2	29.4±8.6	30.8±9.3	31.0±9.4	30.0±9.3
Fat yield (kg)	1.01±0.24	1.17±0.32	1.23±0.36	1.24±0.37	1.18±0.36
SNF yield (kg)	2.27±0.53	2.60±0.72	2.69±0.78	2.69±0.79	2.59±0.78
Protein yield (kg)	0.84±0.19	0.97±0.24	1.00±0.26	1.00±0.26	0.96±0.26
Fat content (%)	4.03±0.64	4.07±0.67	4.07±0.67	4.06±0.66	4.01±0.65
SNF content (%)	8.97±0.39	8.87±0.41	8.79±0.41	8.74±0.41	8.67±0.41
Protein content (%)	3.34±0.34	3.34±0.37	3.30±0.37	3.28±0.37	3.24±0.36
SCS	2.5±1.6	2.8±1.7	3.0±1.8	3.1±1.8	3.3±1.9
Records	2,122,642	1,576,590	1,013,151	528,642	404,951

乳牛の泌乳曲線モデルの検討

自然対数である。SCSは、小数点第1位を四捨五入することで算出された0から9の範囲に分布するスコアである。スコアが0または9の両端の範囲を超えた場合は、それぞれ0または9とした。表1には、分析に使用した記録を産次別に分類し、各形質の平均値、標準偏差および記録数を示した。なお、5産以上の記録は、5産以上のクラスとして分類した。

表2には、本分析において、検定日記録に対して当てはまりの程度を検討した23種類の泌乳曲線モデル、表3には、各モデルの産次ごとのパラメータ数を示した。これらのモデルには、1次から5次のルシャンドル多項式を用いた5種類のモデル(L1, L2, L3, L4およびL5)、

LidauerとMäntysaari(1999)およびJakobsenら(2002)が示したように、これらルシャンドル多項式にWilminkの指数関数を加えた5種類のモデル(L1W, L2W, L3W, L4WおよびL5W)、さらにGuoとSwalve(1997)が示した対数関数および周期関数を組み合わせた13種類のモデルが含まれている。WoodおよびWilminkのモデルは、生物学的意味を持つ少数のパラメータで泌乳曲線を表現できる特徴がある。しかし、これらのモデルから推定された泌乳曲線は、ピーク付近ならびに季節変動を受けやすい泌乳中期において実測値との差が大きくなりやすく、標準泌乳曲線として利用する場合に、これらの変動をあらかじめ念頭に置くという不便があった。それゆ

Table 2 Names, abbreviations and expressions for 23 lactation curve models

Name	Abbreviation	Expression*
Legendre polynomial 1	L1	$Y_i = a_0 + a_1 L_1(x_i)$
Legendre polynomial 2	L2	$Y_i = a_0 + a_1 L_1(x_i) + a_2 L_2(x_i)$
Legendre polynomial 3	L3	$Y_i = a_0 + a_1 L_1(x_i) + a_2 L_2(x_i) + a_3 L_3(x_i)$
Legendre polynomial 4	L4	$Y_i = a_0 + a_1 L_1(x_i) + a_2 L_2(x_i) + a_3 L_3(x_i) + a_4 L_4(x_i)$
Legendre polynomial 5	L5	$Y_i = a_0 + a_1 L_1(x_i) + a_2 L_2(x_i) + a_3 L_3(x_i) + a_4 L_4(x_i) + a_5 L_5(x_i)$
Legendre polynomial 1 and Wilmink	L1W	$Y_i = a_0 + a_1 L_1(x_i) + a_2 e^{-0.05x_i}$
Legendre polynomial 2 and Wilmink	L2W	$Y_i = a_0 + a_1 L_1(x_i) + a_2 L_2(x_i) + a_3 e^{-0.05x_i}$
Legendre polynomial 3 and Wilmink	L3W	$Y_i = a_0 + a_1 L_1(x_i) + a_2 L_2(x_i) + a_3 L_3(x_i) + a_4 e^{-0.05x_i}$
Legendre polynomial 4 and Wilmink	L4W	$Y_i = a_0 + a_1 L_1(x_i) + a_2 L_2(x_i) + a_3 L_3(x_i) + a_4 L_4(x_i) + a_5 e^{-0.05x_i}$
Legendre polynomial 5 and Wilmink	L5W	$Y_i = a_0 + a_1 L_1(x_i) + a_2 L_2(x_i) + a_3 L_3(x_i) + a_4 L_4(x_i) + a_5 L_5(x_i) + a_6 e^{-0.05x_i}$
Logarithm-Model	LM	$Y_i = a_0 + a_1 t + \frac{a_2}{t} e^{-\frac{1}{2} \left( \frac{\log_{10}(t)-1}{\sigma} \right)^2}$ ( $\sigma=0.60$ )
Mixed-Log-Model I	MIL1	$Y_i = a_0 + a_1 t^{\frac{1}{2}} + a_2 \log(t)$
Logarithm-Model I	LM1	$Y_i = a_0 + a_1 t + a_2 \sin\left(\frac{t}{65}\right) t^2 + \frac{a_3}{t} e^{-\frac{1}{2} \left( \frac{\log_{10}(t)-1}{\sigma} \right)^2}$ ( $\sigma=0.60$ )
Logarithm-Model II	LM2	$Y_i = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + \frac{a_3}{t} e^{-\frac{1}{2} \left( \frac{\log_{10}(t)-1}{\sigma} \right)^2}$ ( $\sigma=0.55$ )
Mixed-Log-Model IV	MIL4	$Y_i = a_0 + a_1 t^{\frac{1}{2}} + a_2 \log(t) + a_3 \sin\left(\frac{t}{c}\right) t^2$ ( $c=65$ )
Mixed-Log-Model V	MIL5	$Y_i = a_0 + a_1 t^{\frac{1}{2}} + a_2 \log(t) + a_3 \sin\left(\frac{t}{c}\right) t$ ( $c=70$ )
Ali & Schaeffer	AS	$Y_i = a_0 + a_1 \left(\frac{t}{c}\right) + a_2 \left(\frac{t}{c}\right)^2 + a_3 \log\left(\frac{c}{t}\right) + a_4 \log^2\left(\frac{c}{t}\right)$ ( $c=305$ )
Modified W- II	MW2	$Y_i = a_0 + a_1 t + a_2 \sin\left(\frac{t}{c}\right) t^2 + a_3 \sin\left(\frac{t}{c}\right) t^3 + a_4 e^{-0.05x_i}$ ( $c=100$ )
Modified KH- I	MK1	$Y_i = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + a_3 t^3 + a_4 \log(t)$
NEW5	NEW5	$Y_i = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + a_3 t^3 + a_4 t^{\frac{1}{2}}$
NEW6	NEW6	$Y_i = a_0 + a_1 t^{\frac{1}{2}} + a_2 t + a_3 t^3 + a_4 t^{\log_{10}(t)}$
Mixed-Log-Model VI	MIL6	$Y_i = a_0 + a_1 t^{\frac{1}{2}} + a_2 \log(t) + a_3 \sin\left(\frac{t}{c}\right) t + a_4 \sin\left(\frac{t}{c}\right) t^2$ ( $c=100$ )
Mixed-Log-Model VII	MIL7	$Y_i = a_0 + a_1 \log(t) + a_2 \tanh(\log_{10}(t)) t + a_3 \sin\left(\frac{t}{c}\right) t^2 + a_4 \sin\left(\frac{t}{c}\right) t^3$ ( $c=80$ )

\* :  $a_0, a_1, a_2, a_3, a_4, a_5, a_6$ =parameters to be estimated in a model,  $t$ =days in milking (DIM),  $x_i$ =standardized DIM at DIM  $t$  and  $L_1, L_2, L_3, L_4, L_5$ =Legendre polynomials functions.

Table 3 Number of parameters for 23 lactation curve models by parity

Model	parity				
	1	2	3	4	5 or more
L1	231,076	213,699	179,803	125,120	91,245
L2, L1W, LM and MIL1	231,112	213,735	179,839	125,132	91,257
L3, L2W, LM1, LM2, MIL4 and MIL5	231,148	213,771	179,875	125,144	91,269
L4, L3W, AS, MW2, MK1, NEW5, NEW6, MIL6 and MIL7	231,184	213,807	179,911	125,156	91,281
L5 and L4W	231,220	213,843	179,947	125,168	91,293
L5W	231,256	213,879	179,983	125,180	91,305

え、産次および泌乳ステージを通じて偏りがより小さい実用的な標準泌乳曲線は、生物学的意味を持つ少数のパラメータのみで描くことが困難であることから、拡張したルシャンドル多項式、対数関数および周期関数などを組み合わせた若干複雑なモデルにならざるをえないものと考えられる。また、Wood のモデルは、非線形モデルであるため他のモデルと同様の扱いができないこと、線形モデルに組み込むのに不向きであること、3次と4次の Wilink のモデルは、L1W および L2W に相当することなどの理由から、本分析では Wood および Wilink のモデルを分析対象から除外した。

本研究では、上述した 23 種類の泌乳曲線モデルをそれぞれサブモデルとして含む以下の母数回帰モデルを仮定した。

$$y_{ijkh} = HTD_i + BY_j + f(\beta_{kn}, D_{nt}) + e_{ijkh}$$

ここで、 $y_{ijkh}$  は各形質における検定日記録、 $HTD_i$  は  $i$  番目の牛群・検定日サブクラスを示す母数効果および  $BY_j$  は  $j$  番目分娩年の母数効果を示している。分娩年の効果は、2000 年から 2003 年まで 1 年ごとに 4 クラスに分類した。 $\beta_{kn}$  は、分娩月・産次内分娩月齢サブクラス  $k$  における  $n$  次の母数回帰係数を示している。分娩月は、1 月から 12 月までの 12 クラスに分類されている。産次内分娩月齢は、初産 (18-23 カ月齢, 24-28 カ月齢および 29-40 カ月齢), 2 産 (30-36 カ月齢, 37-42 カ月齢および 43-52 カ月齢) および 3 産 (42-49 カ月齢, 50-56 カ月齢および 57-64 カ月齢) に関して各々 3 つの月齢区分に分類し、4 産と 5 産以上のクラスでは月齢で分類しなかった。 $D_{nt}$  は、泌乳日数  $t$  に関する  $n$  次の係数である。 $f(\beta_{kn}, D_{nt})$  は、分娩月・産次内分娩月齢サブクラスの各泌乳曲線を表す関数である。また、 $e_{ijkh}$  は、残差を示す変量効果である。分析には、SAS (2004) および BLUPF90 (Misztal ら 2002) を用いた。なお、SAS による分析において牛群・検定日サブクラスは、計算の過程で他の効果に代入 (absorption) した。

泌乳曲線モデルの選定には、AIC ( $= -2\ln(L) + 2p$ ) と

BIC ( $= -2\ln(L) + p\ln(d)$ ) の 2 つの情報量規準および、決定係数、平均誤差を利用した。ここで、 $L$  は尤度関数、 $p$  はパラメータ数および  $d$  は観測値数である。パラメータ数には、母数効果モデルであるためモデルの自由度を用いた。AIC と BIC は、対数尤度の他に各々パラメータ数およびパラメータ数と観測値数によるペナルティが考慮されている。とくに、BIC は、モデル中のパラメータの複雑さとデータ数とのバランスからモデルの適合性を判断できる指標である。平均誤差は、泌乳日数 15 日ごとに泌乳ステージを設定し (最終ステージのみ 20 日)、各泌乳ステージごとに算出した。

### 結果および考察

表 4 には、乳量の検定日記録を当てはめた 23 種類の泌乳曲線モデルにおける AIC、BIC および決定係数の値を産次グループごとに示した。AIC および BIC の値は、各々最小値からの偏差として表示した。本分析のように約 40 万から 200 万記録という膨大なデータを使用する場合において AIC は、Druet ら (2003) および Lopez-Romero と Carabano ら (2003) により単純にパラメータ数の多いモデルが選択される欠点が指摘されている。一方、BIC は、Strabel ら (2005) を始めとした多くの研究で用いられており、データとの適合性およびモデルの複雑さを同時に考慮できるので、最適なモデルを選定するための指標であると考えられる。それゆえ、本分析における泌乳曲線モデルの適合性の判断は、主に BIC を使用することとした。

乳量において BIC がもっとも小さい泌乳曲線モデルには、初産から 5 産以上の全グループにおいて L4W が選択された。この結果は、産次グループごとに異なる泌乳曲線モデルを使用する必要がなく利便性および煩雑性の面からも好ましいと推察される。L4W のようなルシャンドル多項式に Wilink の指数関数を加えたモデルは、ルシャンドル多項式のみを用いたモデルより BIC が小さかった (L1W と L5 以外)。Guo と Swalve (1997) が示した 13 種のモデルの中では、LM2、AS の順に BIC が小

乳牛の泌乳曲線モデルの検討

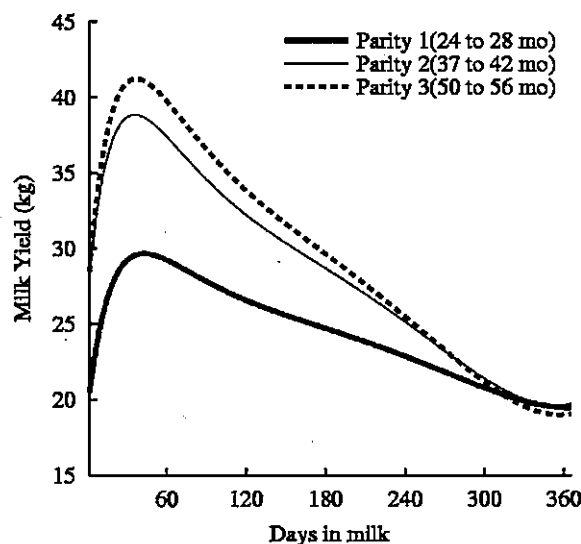
**Table 4** Akaike information criterion (AIC) and Bayesian information criterion (BIC) and coefficient of determination (R<sup>2</sup>) values of 23 lactation curve models for milk yield

Model	Parity 1			Parity 2			Parity 3			Parity 4			Parity 5 or more		
	AIC*	BIC*	R <sup>2</sup>	AIC*	BIC*	R <sup>2</sup>	AIC*	BIC*	R <sup>2</sup>	AIC*	BIC*	R <sup>2</sup>	AIC*	BIC*	R <sup>2</sup>
L1	77,643	75,759	0.5650	51,482	49,370	0.6794	38,518	36,769	0.7083	20,738	20,201	0.7304	15,986	15,462	0.7267
L2	64,975	63,543	0.5676	50,064	48,394	0.6797	37,658	36,335	0.7086	20,098	19,695	0.7307	15,532	15,140	0.7270
L3	42,848	41,869	0.5721	34,683	33,454	0.6828	24,423	23,526	0.7124	12,775	12,507	0.7344	9,501	9,239	0.7310
L4	28,355	27,828	0.5751	26,605	25,817	0.6844	17,576	17,105	0.7144	8,960	8,826	0.7364	6,644	6,513	0.7329
L5	10,085	10,011	0.5787	10,844	10,499	0.6876	6,213	6,167	0.7176	2,858	2,858	0.7394	2,065	2,065	0.7360
L1W	12,361	10,929	0.5782	20,965	19,294	0.6855	14,158	12,835	0.7153	6,856	6,454	0.7374	5,170	4,777	0.7339
L2W	5,988	5,009	0.5795	7,883	6,654	0.6881	4,108	3,211	0.7181	1,948	1,679	0.7398	1,310	1,048	0.7364
L3W	3,834	3,307	0.5799	6,079	5,291	0.6885	3,180	2,709	0.7184	1,452	1,318	0.7401	1,053	922	0.7366
L4W	75	0	0.5807	346	0	0.6896	46	0	0.7193	0	0	0.7408	0	0	0.7373
L5W	0	378	0.5807	0	96	0.6897	0	380	0.7193	3	137	0.7408	7	138	0.7373
LM	6,110	4,678	0.5795	14,266	12,595	0.6868	10,054	8,731	0.7164	4,986	4,584	0.7383	3,848	3,456	0.7347
MIL1	8,233	6,801	0.5790	9,332	7,661	0.6878	5,919	4,596	0.7176	3,085	2,682	0.7393	2,429	2,036	0.7357
LM1	4,082	3,102	0.5799	8,440	7,211	0.6880	5,808	4,911	0.7176	3,048	2,780	0.7393	2,400	2,138	0.7357
LM2	2,553	1,573	0.5802	3,725	2,496	0.6889	2,541	1,644	0.7185	1,507	1,238	0.7400	1,180	918	0.7365
MIL4	6,345	5,365	0.5794	8,051	6,821	0.6881	4,926	4,028	0.7179	2,564	2,296	0.7395	1,984	1,722	0.7360
MIL5	5,141	4,162	0.5797	6,990	5,761	0.6883	4,191	3,293	0.7181	2,181	1,913	0.7397	1,683	1,421	0.7362
AS	2,465	1,938	0.5802	3,677	2,889	0.6890	2,603	2,131	0.7185	1,436	1,302	0.7401	1,096	965	0.7366
MW2	7,013	6,486	0.5793	11,205	10,418	0.6875	6,500	6,029	0.7175	3,092	2,958	0.7393	2,185	2,054	0.7359
MK1	3,656	3,129	0.5800	5,865	5,077	0.6885	3,393	2,921	0.7183	1,673	1,539	0.7400	1,250	1,119	0.7365
NEW5	6,231	5,704	0.5795	8,565	7,778	0.6880	4,914	4,442	0.7179	2,366	2,232	0.7396	1,740	1,609	0.7362
NEW6	14,191	13,664	0.5779	15,727	14,940	0.6866	9,671	9,200	0.7166	4,796	4,662	0.7384	3,488	3,358	0.7350
MIL6	5,015	4,488	0.5797	6,785	5,998	0.6884	3,948	3,476	0.7182	2,002	1,868	0.7398	1,502	1,371	0.7363
MIL7	13,897	13,370	0.5779	16,786	15,999	0.6864	10,614	10,142	0.7163	5,311	5,177	0.7382	3,894	3,763	0.7347

\* : AIC and BIC are expressed as a deviation from the best value for each model.

さかったが、L4W および L5W より大きな値であった。また、LM, NEW6 および MIL7 以外のモデルは、ルシヤン ドル多項式と比較して BIC が小さい傾向を示した。決定 係数は、各産次グループともにパラメータ数が最大である L5W で最大値を示し、パラメータ数が最小である L1 で最小値を示した。また、L1, L2, L3, L4 および L5 と いった同種の泌乳曲線モデルは、パラメータ数の増加に ともない決定係数が上昇する傾向が認められた。これら のことより、より複雑なモデルは、泌乳曲線の形状に対 し、当てはまりが優れているものと推察された。

BIC より選択された L4W を用いて、初産グループから 3 産グループにおける乳量の泌乳曲線を図 1 に示した (12 月分娩、初産 24-28 カ月齢、2 産 37-42 カ月齢、3 産 50-56 カ月齢、牛群・検定日および分娩年の効果は、各 水準の平均値を使用)。4 産以上のグループの泌乳曲線 は、3 産グループとほぼ同じ形状を示したため図示しな かった。乳量の泌乳曲線は、泌乳日数 40 日前後に明確な ピークを持ち、初産グループと 2 産以上のグループで異 なる形状を示した。初産グループの泌乳曲線は、2 産以 上のグループにおける泌乳曲線と比較してピーク位置が 低く、ピーク後の乳量減少がなだらかであるという点で 大きく異なった。また、ピークまでの日数についても、 初産グループが 40 日より後であるのに対し、2 産以上の グループは 40 日以前であるという特徴が存在した。分



**Figure 1** Lactation curves of milk yield classified by parities and ages at calving for the group of calving cows on December.

娩月による差違は、ピーク位置とピーク後の形状により 特徴づけられ、冬季分娩に高いピーク位置とピーク後の 変動が認められた。分娩月齢による差違は、泌乳曲線全

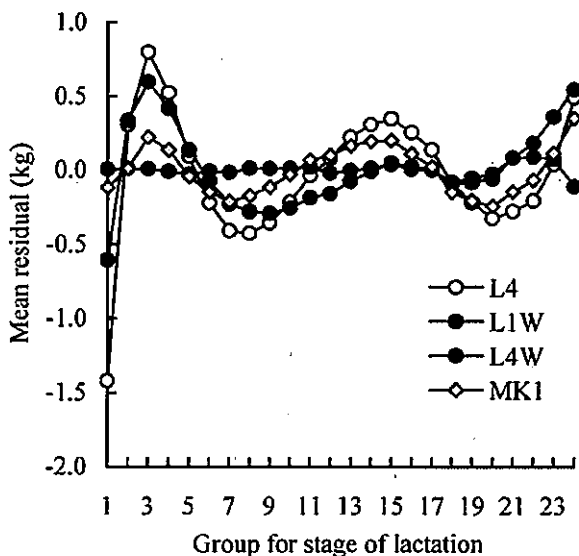
体の底上げによるものが大きかった。このように、ピークに特徴をもつ乳量の泌乳曲線モデルにL4Wが最適とされたことは、ピークまでの傾きを説明する Wilmink の指数関数 (Wilmink 1987) がピークの形状を適切に説明したためと考えられた。また、曲線の形状から、標準泌乳曲線を設定する際には、少なくとも産次グループ・分娩月ごとに設定する必要があるものと考えられた。

図2に初産乳量における泌乳ステージごとの平均誤差をL4, L1W, L4W および MK1 について示した。ルシャンドル多項式の平均誤差には、乳期を通して周期的な変動が認められた。これらの変動は、他のモデルより大きい傾向にあり、特に泌乳初期の偏りが大きく過大推定する特徴が認められた。Guo と Swalve (1997) が示した13種の泌乳曲線モデルにおいても、平均誤差に周期的な変動が認められた。これら13種のモデルは、平均誤差の大きさに若干の差が存在するが変動の周期は類似しており、泌乳ピーク時期、泌乳日数225日付近、および泌乳末期に過小推定を行う傾向が認められた。L2, L3, L4, および AS における偏差の周期的な変動は、Jamrozik ら (1997), Druet ら (2003) および Silvestre ら (2006) によっても報告されている。ルシャンドル多項式に Wilmink の指数関数を加えたモデルの平均誤差は、L1W から L3W まで他のモデルと同程度の周期的な変動が認められた。しかし、L4W と L5W の平均誤差は、他のモデルと比較して変動が非常に小さくなった。また、L1W から L3W までのモデルには、次数の少ないモデルほど分娩月・分娩月齢グループによる差違が泌乳中期に認められた。一方、L4W と L5W には、分娩月・分娩月齢グループ

による差違が認められなかった。これは、ピーク後の変動の説明に高次の多項式が必要であったためと推察された。各々のモデルにおける平均誤差の傾向は、他の産次においても同様であった。

乳量について泌乳曲線モデルの適合性を検討した結果、L4W と L5W は、適合性が高いモデルであると推察された。両者の適合性に大きな差違が認められないことから、乳量の泌乳曲線モデルには、より簡易なモデルである L4W が適切であると考えられる。これは、BIC による判断と一致していた。Strabel ら (2005) は、低能力で、分娩後早い時期に泌乳ピークがくる特徴的な泌乳パターンを有するポーランドのホルスタイン集団について、2次から5次のルシャンドル多項式を使用して、検定日アニマルモデルの母数回帰に用いるサブモデルの検討を行った。その結果、2次と3次はピークを正確に説明出来ないこと、4次では泌乳初期の残差が増大することを理由に、最低5次のルシャンドル多項式が適していることを示した。分析に用いた集団の特徴が異なるものの、本研究で6次のL4Wを選択したことは、Strabel ら (2005) が報告した条件を満足するものと考えられた。一方、各泌乳形質の検定日記録は、泌乳後期に近づくほど残差が増大する傾向が認められる (Jamrozik ら 1997 ; Druet ら 2003)。このような傾向は、よりパラメータ数の多いモデルを使用する場合、泌乳後期における特定の残差変動が影響して泌乳曲線に過大な柔軟性を生じさせる可能性があるため、305日以降のデータの使用については検討が必要である。

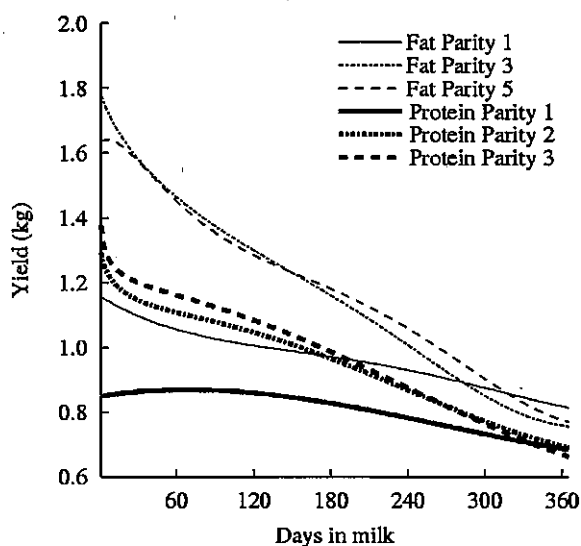
泌乳曲線モデルの適合性については、同様の手順を用いて他の7形質についても検討を行った。表5には、乳量を含む8形質において、BICを使用することで、もっとも適合性が高い泌乳曲線モデルと決定係数を産次グループごとに示した。無脂固形分量および乳タンパク質率において、もっとも適合性の高い泌乳曲線モデルは、すべての産次グループを通じて、それぞれL4W と L5W が選択された。その他の形質では、同一形質であっても産次グループにより、もっとも適合性の高いモデルに若干の差違が認められた。乳量、乳脂量 (3産グループ以外)、無脂固形分量および乳成分率において、もっとも適合性が高い泌乳曲線モデルは、L4, L3W, L4W および L5W のようなルシャンドル多項式またはルシャンドル多項式に Wilmink の指数関数が組み合わされたモデルが選択された。乳脂量の3産グループにおいては、MIL4が選択されたが、次候補であったL4とのBICの差は小さかった。一方、乳タンパク質量において初産グループではL3が選択されたが、2産以上のグループでは、NEW5 と MK1 が選択された。SCS においてもっとも適合性が高い泌乳曲線モデルは、初産グループで LM1, 2産から4産の各グループで LM2, 5産以上のグループで LM であった。このように、乳タンパク質量と SCS に関する泌乳曲線



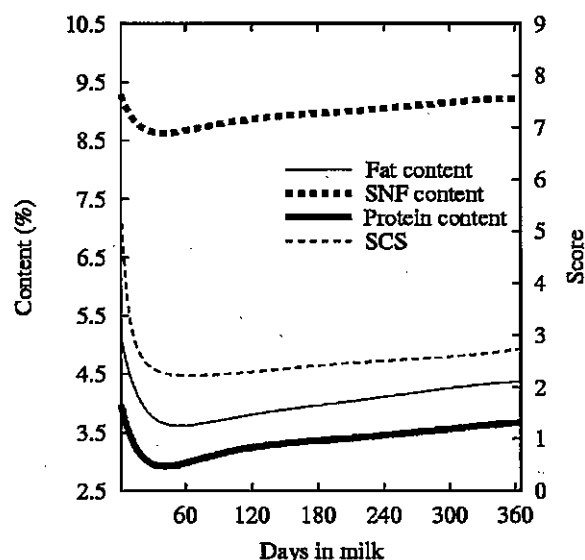
**Figure 2** Mean residuals between measurements and estimates from four models for daily milk yields grouped by each stage of lactation on first parity. See Table 2. for abbreviation of each model.

**Table 5** The optimum lactation curve models and coefficient of determination ( $R^2$ ) selected by parity and trait

Trait	Optimum lactation curve model					$R^2$				
	Parity 1	Parity 2	Parity 3	Parity 4	Parity 5 or more	Parity 1	Parity 2	Parity 3	Parity 4	Parity 5 or more
Milk yield (kg)	L4W	L4W	L4W	L4W	L4W	0.5807	0.6896	0.7193	0.7408	0.7373
Fat yield (kg)	L4	L4	MIL4	L4W	L4W	0.5093	0.6006	0.6357	0.6705	0.6707
SNF yield (kg)	L4W	L4W	L4W	L4W	L4W	0.5859	0.6828	0.7110	0.7338	0.7320
Protein yield (kg)	L3	NEW5	MK1	MK1	MK1	0.5592	0.6380	0.6648	0.6925	0.6941
Fat content (%)	L4W	L4W	L4W	L3W	L3W	0.3910	0.4140	0.4288	0.4583	0.4395
SNF content (%)	L4W	L5W	L5W	L5W	L5W	0.4587	0.4576	0.4579	0.4796	0.4458
Protein content (%)	L5W	L5W	L5W	L5W	L5W	0.5697	0.5838	0.6038	0.6239	0.5987
SCS (Somatic cell score)	LM1	LM2	LM2	LM2	LM	0.2280	0.2848	0.3224	0.3662	0.3585



**Figure 3** Lactation curves of fat and protein yield for cows calving on December by parities. Ranges for calving age on month are 24 to 28, 37 to 42 and 50 to 56 for first, second and third parity, respectively (not classified in fourth or later parity).



**Figure 4** First parity lactation curves of fat, SNF and protein content and Somatic cell score (SCS) for cows calving in December at 24 to 28 mo of age.

**Table 6** Coefficient of determination ( $R^2$ ) for fat and protein yield by parity

Trait	Model	Parity 1	Parity 2	Parity 3	Parity 4	Parity 5 or more
Fat yield (kg)	L4	0.5093	0.6006	0.6359	0.6704	0.6704
	L4W	0.5094	0.6007	0.6360	0.6705	0.6707
	MIL4	0.5092	0.6004	0.6357	0.6703	0.6704
Protein yield (kg)	L3	0.5592	0.6372	0.6639	0.6918	0.6935
	MK1	0.5592	0.6380	0.6648	0.6925	0.6941
	NEW5	0.5592	0.6380	0.6647	0.6925	0.6941

**Table 7** Bayesian information criterion (BIC) and coefficient of determination ( $R^2$ ) values of 23 lactation curve models for first parity

Model	Yield (kg) Trait				Content (%) Trait			SCS
	Milk	Fat	SNF	Protein	Fat	SNF	Protein	
L1	75,759	2,463	61,973	34,083	131,012	44,060	194,067	25,177
L2	63,543	1,829	44,443	5,741	97,983	44,432	194,070	19,768
L3	41,869	906	25,514	0	58,155	41,657	173,487	13,548
L4	27,828	0	17,109	347	30,401	28,288	110,684	6,693
L5	10,011	332	6,031	725	9,772	10,938	47,546	2,978
L1W	10,929	661	3,121	11,437	6,423	28,498	116,108	1,714
L2W	5,009	668	1,937	3,330	2,412	14,905	53,511	958
L3W	3,307	988	1,928	426	1,055	3,711	13,566	433
L4W	0	95	0	800	0	0	1,621	769
L5W	378	385	441	1,175	409	211	0	1,241
LM	4,678	1,353	832	16,922	3,661	20,814	81,202	142
BIC* MIL1	6,801	1,947	1,641	8,988	9,548	18,478	83,014	2,607
LM1	3,102	1,392	1,023	2,584	3,373	8,316	23,721	0
LM2	1,573	1,448	754	4,429	3,034	7,373	20,242	129
MIL4	5,365	51	1,849	1,497	4,570	12,171	43,892	796
MIL5	4,162	310	1,534	806	2,923	9,338	31,362	309
AS	1,938	289	1,035	1,060	2,387	1,782	1,348	434
MW2	6,486	837	2,162	2,587	2,745	16,533	58,106	1,053
MK1	3,129	1,080	1,800	402	1,624	3,047	7,856	207
NEW5	5,704	905	3,404	406	3,290	6,008	20,518	653
NEW6	13,664	595	7,614	396	11,556	17,803	64,961	2,628
MIL6	4,488	326	1,927	1,187	3,154	7,954	27,969	683
MIL7	13,370	586	6,660	1,095	10,618	20,347	73,802	2,439
L1	0.5650	0.5084	0.5732	0.5518	0.3516	0.4468	0.5279	0.2184
L2	0.5676	0.5086	0.5768	0.5579	0.3617	0.4469	0.5281	0.2206
L3	0.5721	0.5090	0.5807	0.5592	0.3738	0.4477	0.5327	0.2231
L4	0.5751	0.5093	0.5824	0.5592	0.3821	0.4513	0.5465	0.2258
L5	0.5787	0.5094	0.5847	0.5593	0.3882	0.4559	0.5599	0.2273
L1W	0.5782	0.5089	0.5850	0.5567	0.3887	0.4510	0.5451	0.2272
L2W	0.5795	0.5090	0.5853	0.5585	0.3900	0.4546	0.5584	0.2277
L3W	0.5799	0.5091	0.5854	0.5592	0.3905	0.4576	0.5667	0.2280
L4W	0.5807	0.5094	0.5859	0.5593	0.3910	0.4587	0.5693	0.2281
L5W	0.5807	0.5095	0.5859	0.5593	0.3910	0.4588	0.5697	0.2281
LM	0.5795	0.5088	0.5854	0.5556	0.3895	0.4530	0.5525	0.2278
R <sup>2</sup> MIL1	0.5790	0.5086	0.5853	0.5572	0.3878	0.4536	0.5521	0.2269
LM1	0.5799	0.5089	0.5855	0.5587	0.3897	0.4563	0.5646	0.2280
LM2	0.5802	0.5089	0.5855	0.5583	0.3898	0.4566	0.5653	0.2280
MIL4	0.5794	0.5092	0.5853	0.5589	0.3894	0.4553	0.5604	0.2277
MIL5	0.5797	0.5091	0.5854	0.5590	0.3899	0.4561	0.5630	0.2279
AS	0.5802	0.5092	0.5856	0.5591	0.3902	0.4581	0.5692	0.2280
MW2	0.5793	0.5091	0.5854	0.5588	0.3901	0.4544	0.5576	0.2278
MK1	0.5800	0.5091	0.5854	0.5592	0.3904	0.4578	0.5679	0.2281
NEW5	0.5795	0.5091	0.5851	0.5592	0.3899	0.4571	0.5653	0.2280
NEW6	0.5779	0.5092	0.5843	0.5592	0.3875	0.4540	0.5561	0.2272
MIL6	0.5797	0.5092	0.5854	0.5591	0.3899	0.4566	0.5638	0.2279
MIL7	0.5779	0.5092	0.5845	0.5591	0.3878	0.4534	0.5543	0.2273

\* : BIC is expressed as a deviation from the best value for each model.



モデルでは、その他の形質と異なり対数関数および周期関数の組み込まれたモデルが選択される傾向を示した。

図3に産次グループにより異なる種類のモデルが選択された乳脂量と乳タンパク質量の泌乳曲線を産次グループごとに示した(表示条件は図1と同様)。乳脂量の泌乳曲線は、初産グループと2産以上のグループで異なる傾きを示した。また、初産、2産および3産グループの泌乳曲線は、緩やかに変動する右肩下がりの形状を示したが、4産グループと5産以上のグループの泌乳曲線は、泌乳初期に山型のピーク形状を示した。このような泌乳曲線の形状は、冬季分娩に多く認められ、社団法人北海道乳牛検定協会(1989)によっても報告されている。乳タンパク質量の泌乳曲線は、初産グループと2産以上のグループで異なる形状を示した。初産グループの泌乳曲線は、泌乳日数80日付近で山型のピークを示したが、2産以上のグループでは、泌乳日数20日付近で谷型のピークを示した。しかし、いずれも乳量のような明確なピークではなかった。これらのことより、形質および産次グループにより異なる種類の泌乳曲線モデルが選択された理由は、泌乳曲線の形状に由来するものと推察された。

図4に、乳脂率、無脂固形分率、乳タンパク質率およびSCSの泌乳曲線を初産についてのみ示した。これら4形質の泌乳曲線は、SCSのピーク後の傾き以外で産次による形状に大きな差が認められなかった。また、無脂固形分量の泌乳曲線は、乳量と同様の形状を示したため図示しなかった。これら5形質において産次グループを通して同じ種類の泌乳曲線モデルが選択された理由は、泌乳曲線の形状、特にピーク形状が類似しているためと考えられた。また、乳脂率、無脂固形分率およびSCSにおいて、産次グループにより次数が異なるモデルが選択された理由は、ピーク後の変動によるものと推察された。

乳量以外の8形質における泌乳曲線モデルの平均誤差は、乳量と同様にL4WとL5Wにおいて小さくなる傾向が認められた。BICより選択されたL4WとL5W以外のモデルの平均誤差は、泌乳ステージにより若干の差が存在するがL4Wと同程度の値であった。また、決定係数にも大きな差が認められなかった。これらのことより、表5に示したモデルは最適なモデルであると推察された。

表6に産次グループにより異なる種類のモデルが選択された乳脂量と乳タンパク質量の決定係数を産次別に示した(いずれかの産次グループで最適とされたモデルについてのみ示した)。形質・産次グループ内におけるモデル間の決定係数の差は、乳脂量と乳タンパク質量でそれぞれ最大0.0003および0.0009であった。乳タンパク質量の差が大きいのは、2産以上のグループにおいてL3の決定係数が低いためである。このことは、2産以上のグループでL3の平均誤差が泌乳初期に増大することに

起因するものと推察された。したがって、L3を全産次グループに当てはめることは適切でないと考えられた。しかし、乳脂量および乳タンパク質量のL3以外のモデルについては、決定係数および平均誤差に大きな差が認められなかったことから、産次グループを通して共通のモデルを用いても問題がないものと推察された。

表7に初産グループの全8形質23モデルにおけるBICと決定係数を示した。L4Wは、BICにより最多の4形質(乳量、無脂固形分量、乳脂率および無脂固形分率)が選択された。選択されなかった形質においても、決定係数および平均誤差から判断して当てはまりに問題がないものと考えられた。これらの傾向は、他の産次においても同様であったため、L4Wは、全形質、全産次を通して適合性が高いモデルであると推察された。

泌乳曲線は、形質と産次グループにより様々な形状を示した。モデルの適合性を検討した結果、緩やかな変動を示す形状には、ルシャンドル多項式、ピークを持つ形状には、指数関数および対数関数を含むモデルが適しているものと推察された。また、指数関数と対数関数は、式を修正することにより適合性がさらに高まるものと考えられる。例えば、Wilminkの指数関数は、 $-0.05$ の定数を変更することで、ピークまでの日数の延長に対応が可能になると考えられ、対数関数は、指数関数と逆関数の関係にあるため $\log(t)$ の括弧内を変更することにより様々なピーク形状に適合させることが可能になるものと考えられた。

本研究では、泌乳能力に関連する8形質のそれぞれについて、もっとも適合性の高い泌乳曲線モデルを選択した。これらのモデルから推定される標準泌乳曲線は、酪農現場における効率的な生乳生産を実現するために、乳牛の飼養管理などの指標に利用することができるものと推察された。

## 文 献

- Ali TE, Schaeffer LR. 1987. Accounting for covariances among test day milk yields in dairy cows. *Canadian Journal of Animal Science* **67**, 637-644.
- Druet T, Jaffrezic F, Boichard D, Ducrocq V. 2003. Modeling lactation curves and estimation of genetic parameters for first lactation test-day records of French Holstein cows. *Journal of Dairy Science* **86**, 2480-2490.
- Fujii C, Suzuki M. 2006. Comparison of homogeneity and heterogeneity of residual variance using random regression test-day models for first lactation Japanese Holstein cows. *Animal Science Journal* **77**, 28-32.
- Grossman M, Koops W J. 1988. Multiphasic analysis of lactation curves in dairy cattle. *Journal of Dairy Science* **71**, 1598-1608.
- Guo Z, Swalve HH. 1995. Modeling of the lactation curve as a sub-model in the evaluation of test day records. *Proceedings of the open session of the Interbull annual meeting*, Prague, Czech Republic, September 7-8, 1995. International

- Bull Evaluation Service Bulletin Number 11, pp. 1-4. Department of Animal Breeding and Genetics, SLU, Uppsala, Sweden.
- Guo Z, Swalve HH. 1997. Comparison of different lactation curve sub-models in test day models. *Proceedings of the 1997 Interbull meeting*, Vienna, Austria, August 28-29, 1997. International Bull Evaluation Service Bulletin Number 16, pp. 75-79. Department of Animal Breeding and Genetics, SLU, Uppsala, Sweden.
- 萩谷功一, 安宅 倭, 河原孝吉, 後藤裕作, 鈴木三義, 白井達夫, 渥美 正. 2004. ホルスタイン雌牛の検定日記録から乳期生産量を予測する3種の方法の比較. *日本畜産学会報* 75, 345-351.
- Jakobsen JH, Madsen P, Jensen J, Pedersen J, Christensen LG, Sorensen DA. 2002. Genetic parameters for milk production and persistency for Danish Holsteins estimated in random regression models using REML. *Journal of Dairy Science* 85, 1607-1616.
- Jamrozik J, Kistemaker GJ, Dekkers JCM, Schaeffer LR. 1997. Comparison of possible covariates for use in a random regression model for analyses of test day yields. *Journal of Dairy Science* 80, 2550-2556.
- Jensen J. 2001. Genetic evaluation of dairy cattle using test-day models. *Journal of Dairy Science* 84, 2803-2812.
- 河原孝吉, 曾我部道彦, 斉藤祐介, 鈴木三義. 2000. 朝または夕の産乳能力の検定記録から1日当たりの乳量と乳成分量を推定するための要因. *日本畜産学会報* 71, 235-244.
- Lidauer M, Mantysaari EA. 1999. Multiple trait reduced rank random regression test-day model for production traits. *Interbull Bulletin* 22, 74-80.
- Liu YX, Zhang J, Schaeffer LR, Yang RQ, Zhang WL. 2006. Optimal random regression models for milk production in dairy cattle. *Journal of Dairy Science* 89, 2233-2235.
- Lopez-Romero P, Carabano MJ. 2003. Comparing alternative random regression models to analyse first lactation daily milk yield data in Holstein-Friesian cattle. *Livestock Production Science* 82, 81-96.
- Misztal I, Tsuruta S, Strabel T, Auvray B, Druet T, Lee DH. 2002. BLUPF90 and related programs (BGF90). *Proceedings of the 7th world congress on genetics applied to livestock production*, Montpellier, France. CD-ROM Communication No. 28-07.
- Schaeffer LR, Dekkers JCM. 1994. Random regressions in animal models for test-day production in dairy cattle. *The proceedings of 5th world congress on genetics applied to livestock production*, Guelph, Ontario, Canada, August, 18, 443-446.
- Schaeffer LR, Jamrozik J. 1996. Multiple-trait prediction of lactation yields for dairy cows. *Journal of Dairy Science* 79, 2044-2055.
- 社団法人北海道乳牛検定協会. 1989. 乳牛の泌乳曲線. pp. 8-33. 社団法人乳牛検定協会. 北海道.
- Silvestre AM, Petim-Batista F, Colaco J. 2006. The accuracy of seven mathematical functions in modeling dairy cattle lactation curves based on test-day records from varying sample schemes. *Journal of Dairy Science* 89, 1813-1821.
- Stanton TL, Jones LR, Everett RW, Kachman SD. 1992. Estimating milk, fat and protein lactation curves with a test day model. *Journal of Dairy Science* 75, 1691-1700.
- Statistical Analysis System (SAS). 2004. *SAS OnlineDoc® 9.1.3*. SAS Institute Inc. Cary, NC.
- Strabel T, Szyda J, Ptak E, Jamrozik J. 2005. Comparison of random regression test-day models for Polish black and white cattle. *Journal of Dairy Science* 88, 3688-3699.
- Wilmink JBM. 1987. Adjustment of test-day milk, fat, and protein yield for age, season and stage of lactation. *Livestock Production Science* 16, 335-348.
- Wood PDP. 1967. Algebraic model of the lactation curve in cattle. *Nature* 216, 164-165.

## Comparison of the Optimum Lactation Curve Models in Holstein Population of Japan

Satoshi YAMAGUCHI<sup>1</sup>, Takayoshi KAWAHARA<sup>2</sup>, Yusaku GOTOH<sup>2</sup>,  
Yutaka MASUDA<sup>3</sup> and Mitsuyoshi SUZUKI<sup>3</sup>

<sup>1</sup>Hokkaido Dairy Cattle Milk Recording and Testing Association, Chuo, Sapporo 060-0004, Japan

<sup>2</sup>Holstein Cattle Association of Japan, Hokkaido Branch, Kita, Sapporo 001-8555, Japan

<sup>3</sup>Obihiro University of Agriculture and Veterinary Medicine, Obihiro 080-8555, Japan

Corresponding : Satoshi YAMAGUCHI (fax : +81 (0) 11-281-3798, e-mail : s\_yamaguchi@hmrt.or.jp)

The objective of this study was to compare the fitness of lactation curve models for milk, fat, SNF and protein yields, and fat, SNF and protein contents, and somatic cell score (SCS). Data consisted of 5,645,976 test day records from 1st to 11th lactations obtained from 346,221 cows of Holstein and collected between 2000 and 2004 in Hokkaido Dairy Cattle Milk Recording and Testing Association. Lactation curves with the optimum fitness for each trait were selected from 23 models as follows ; Legendre polynomials of order 1 to 5 (5 models ; L1, L2, L3, L4 and L5), Legendre polynomials of order 1 to 5 combined with Wilmink's exponential function (5 models ; L1W, L2W, L3W, L4W and L5W) and polynomials of order 3 to 5 combined with logarithm and/or periodic functions (13 models). Lactation curve models were compared by using an Akaike information criterion (AIC), a Bayesian information criterion (BIC), a coefficient of determination ( $R^2$ ) and mean residual. In those four criteria, BIC was mainly used, because BIC accounted for not only number of parameters but also number of observations. The optimum lactation curve models for milk, fat and SNF yields, and fat, protein and SNF contents were selected out any one of L4, L3W, L4W and L5W. On the other hand, the optimum lactation curves for protein yield and SCS were polynomial models with logarithm and/or periodic functions. The use of lactation curve models selected in this study would be profitable as a standard lactation curve used for feeding management.

*Nihon Chikusan Gakkaiho 78 (4), 415-425, 2007*

Key words : Holsteins, lactation curve, Legendre polynomial, logarithm, Wilmink's exponential.