日本ザーネン種ヤギにおける泌乳曲線のパラメータに影響を与える要因

上原 幸¹・長命洋佑¹・大石風人¹・名倉義夫²・藤田 優²・熊谷 元¹・広岡博之¹

¹ 京都大学大学院農学研究科, 京都市左京区 606-8502

² 家畜改良センター長野牧場, 佐久市 385-0007

(2006. 10. 10 受付, 2007. 1. 29 受理)

要 約 本研究の目的は, 日本ザーネン種ヤギの泌乳記録 (154 乳期) を, 線形および非線形最小二乗法を用いて Wood 式 ($y_t = at^be^{-ct}$) に当てはめ, 年次, 産次, 産子数および CAE (Caprine Arthritis Encephalitis; ヤギ関節炎・脳脊髄炎) が泌乳曲線のパラメータに及ぼす影響について検討することであった。その結果, 線形よりも非線形のほうが適合性の高い泌乳曲線が得られた。パラメータ間の相関係数は, a と b , a と c の間で負の相関があり, b と c との間では正の相関が認められた。産次による効果は, 線形最小二乗法および非線形最小二乗法でともに b を除くパラメータすべてに有意性が認められた。一方, 産子数の効果は, どのパラメータに対しても有意性が認められなかった。CAE が陰性であった個体は, それ以外の個体よりも総泌乳量が高かったが, 統計的に有意な差はみられなかった。

日本畜産学会報 78 (2), 139-145, 2007

世界のヤギ総飼養頭数は年々増加傾向にある。ヤギは開発国および開発途上国ともに世界各地で飼養され, アジア, 中近東, アフリカ, 南アメリカなどの発展途上国では重要な動物性タンパク源とされている。1980 年から 2000 年にかけての 20 年間の, 発展途上国でのヤギの飼養頭数の増加率は 69.5% であり, 家畜としての重要性が増大している (Morand-Fehr ら 2004)。

わが国における乳用ヤギの多くは, 日本ザーネン種やその雑種で占められており, その総飼養頭数は少ないものの, 北海道から沖縄まで日本各地で飼育されている。日本ザーネン種の由来は, 明治期にスイスやイギリスから導入されたザーネン種を, 古くから沖縄, 鹿児島, 長崎などの九州西南部で飼われていた肉用の日本在来種に累進交配し作出されたものといわれている。当初は「改良乳用種」と呼ばれていたが, 1949 年に日本山羊登録協会が発足されたのを機に「日本ザーネン種」と呼ばれるようになった (畜産技術協会 2000)。その後, 1957 年には乳用と肉用ヤギ合わせて約 67 万頭が飼養されていたが, 1961 年の農業基本法制定後は, 経済家畜としてのウシ, ブタ, ニワトリ生産が主流となり, 以降ヤギの飼養頭数は激減し, 1997 年でおおよそ 3 万頭となった (農林水産省畜産統計 1997)。しかしながら近年になって, 日本においてもヤギ飼養を見直す動きがあり, 乳用ヤギでは, 育種改良による優良なヤギ群の造成や適切な飼養管理による, 泌乳能力, 強健性等の生産性の更なる向上が目指されている。

一般に, 乳用家畜の改良においては, 生産性の指標の

一つとして泌乳量が重要な形質と位置づけられ, 泌乳量の推移を知るとは非常に重要と考えられている。例えば, 乳牛における泌乳量では, 一般に分娩後急速に上昇し, ピークに達した後徐々に減少するガンマ型曲線を描くことはよく知られている。Wood (1967, 1980) は, このような乳牛の泌乳曲線を表す数学モデルを提唱し, その数学モデルは, その後 Wood 式として様々な品種, 系統の泌乳曲線を表すために利用されてきた。Wood 式は泌乳曲線を 3 つのパラメータで表すことができ, さらに最大泌乳量やその時期, 泌乳全期の総泌乳量など生産性の指標として重要な変数を予測できるため, 乳牛の適正な管理法の検討や育種改良のために広く用いられている。

ヤギの泌乳曲線に関する研究は乳牛に比べて少ないものの, Gipson と Grossman (1990) は乳用ヤギの泌乳量に対して泌乳曲線を当てはめた研究を総説し, 乳用ヤギの飼養管理や育種改良に泌乳曲線の利用は重要であると述べている。Ruvuna ら (1995) や Montald ら (1997) はヤギの泌乳量に Wood 式をあてはめ, 泌乳量や泌乳曲線の形状に対する遺伝子型, 産子数, 産次, 分娩年次や季節の影響を報告している。また, Williams (1993a, b) は, ヤギの泌乳曲線に対する Wood 式と他の数学式の当てはまりの良否や有用性を比較検討している。その後, これらの泌乳曲線は, ヤギに関する飼養標準において利用されている (AFRC 1998)。しかしながら, わが国においてももっとも広く飼養されている日本ザーネン種の乳生産に関する研究はいまだ少なく, 飼養管理の指針となる飼養標準の策定も行われていない。

連絡者: 広岡博之 (fax: 075-753-6365, e-mail: hirooka@kais.kyoto-u.ac.jp)

そこで本研究では、経時的に測定された日本ザーネン種ヤギの泌乳記録を用いて、Wood 式による泌乳曲線を推定し、推定されたパラメータ間の関係と、それらに対する分娩年次、産次および産子数の影響を調べることを目的とした。なお、本研究の測定期間に CAE (Caprine Arthritis Encephalitis ; ヤギ関節炎・脳脊髄炎) が発生したため、泌乳量や泌乳曲線に対する CAE の影響についても検討を試みた。

材料および方法

本研究では、国内最大規模のヤギの育種機関である独立行政法人家畜改良センター長野牧場（長野県佐久市）で 2000 年から 2005 年に飼育されていた日本ザーネン種ヤギ 94 頭（154 乳期）の泌乳記録（10,341 記録）を収集し、週あたりに複数記録ある場合には週ごとの 1 日当たり平均乳量を算出して、それを分析用データとして用いた。このデータにおいては、平均搾乳週数は 36.9 週であった。長野牧場では飼育ヤギに対し、畜舎で朝夕 2 回適量の濃厚飼料を与え、乾草と水は自由摂取させている。また昼間には、放牧による生草の自由摂取が適宜行われている。飼養されているヤギは分娩後すぐに子ヤギを離乳させ、搾乳は手絞りにより行っている。

用いた分析データの分布は表 1 に示す通りである。長野牧場では 2002 年 8 月 26 日に CAE が確認され、全頭検査が行われた。その結果、多数の CAE 陽性個体が存在することが判明したため、すべての経産ヤギが 2003 年までに淘汰された。そのため、本研究のデータには 2003 年のデータは含まれておらず、2004 年は初産時のみ、2005 年においては初産次と 2 産次のヤギだけとなっている。また、季節外繁殖の個体や泌乳期間が 20 週に満たない個体のデータをすべて除外した。産次については 6 産までのデータであったが、産次の進んだデータは少数であったため 4 産から 6 産をまとめて 4 産以上とし、また産子数については 4 産子までであったが、2 産子から

4 産子をまとめて 2 産子以上とした。

本研究では 2002 年の CAE 全頭検査の際に陰性であった個体については、それ以前は陰性であったと特定できるが、陽性の個体についてはいつ CAE に感染したかを特定することは不可能である。そこで、本研究では 2002 年の CAE の全頭検査で陰性の結果であった個体を CAE－、それ以外の CAE が陽性であった個体を CAE＋と定義し、CAE 清浄化以前の 2000 年から 2002 年までの 3 年間のデータについて CAE が泌乳量に及ぼす影響を調べることにした（表 1）。

次に、これらのデータを Wood 式に当てはめ、泌乳曲線の推定を行った。Wood 式では分娩後 t 週目の泌乳量 y_t は、

$$y_t = at^b e^{-ct} \quad (1)$$

の式で示することができる。この式 (1) の両辺に自然対数を取ると、

$$\log y_t = \log a + b \log t - ct \quad (2)$$

線形に変換することができる。本研究ではまず、この式 (2) にデータを当てはめ、線形最小二乗法によってパラメータ a , b , c を推定した。さらに得られたパラメータを初期値として非線形最小二乗法を行い、非線形最小二乗法におけるパラメータを推定した。また、Wood 式を時間 t で微分し、

$$dy/dt = at^{b-1} e^{-ct} (b - ct) \quad (3)$$

より、乳量が最大となる分娩後週数 ($t_{\max}$) を

$$t_{\max} = b/c \quad (4)$$

の式より求め、これを式 (1) に代入して 1 日当たりの最大泌乳量 ($y_{\max}$) を次のように求めた。

$$y_{\max} = a(b/c)^b e^{-b} \quad (5)$$

Table 1 Number of lactations by year, parity, litter size and CAE¹⁾ status

	Parity				Litter size			2000–2002 ²⁾		
	1	2	3	4≤	1	2≤	Total	CAE+	CAE－	Total
Year										
2000	6	4	9	14	14	19	33	30	3	33
2001	5	5	3	11	8	16	24	19	5	24
2002	9	9	4	7	12	17	29	24	5	29
2004	29	0	0	0	12	17	29	—	—	—
2005	12	27	0	0	14	25	39	—	—	—
Total	61	45	16	32	60	94	154	73	13	86

¹⁾ CAE (Caprine Arthritis Encephalitis) : + seropositive, — seronegative.

²⁾ All parous goats were culled because of CAE detection in 2003.

また、泌乳量を一定の量で維持する能力を示す持続性係数 (s) は、次のように求められる。

$$s = -(b+1)\log c \quad (6)$$

240 日乳量 (TM_{240}) は、分娩後日数 (i) が 240 日までの泌乳量の総和とし、

$$TM_{240} = \sum_{j=1}^{240} a(j/7)^b e^{-c(j/7)} \quad (7)$$

とした。

得られたパラメータに対する年次、産次および産子数の影響は最小二乗分散分析法によって以下の数学モデルを用いて調べた。

$$y_{ijkl} = \mu + Y_i + L_j + P_k + (YL)_{ij} + e_{ijklm} \quad (8)$$

ここで、 μ は全体の平均、 Y_i は分娩年次による効果 ($i=1\sim5$)、 L_j は産子数の効果 ($j=1\sim2$)、 P_k は産次の効果 ($k=1\sim4$)、 $(YL)_{ij}$ は年次と産子数の交互作用の効果、 e_{ijklm} は誤差を表している。なお、父親の効果については、長野牧場の集団は多くの雄ヤギがランダムに交配されており、後代を 1, 2 頭しか持たない雄ヤギの数が多かったため、分散分析には適さないと考え、分析モデルには含ま

なかった。

最後に、CAE の影響については、2000 年から 2002 年までのデータを用いて上記の式 (8) に CAE の影響を加えて同様の分析を行い、CAE+ のケースと CAE- のケースにおける各パラメータの最小二乗平均値を比較した。

なお、Wood 式への当てはめに関しては、線形最小二乗法では SAS (1985) の REG プロシジャ、非線形最小二乗法では SAS (1985) の NLIN プロシジャを用いた。また、相関分析と最小二乗分散分析は、それぞれ SAS (1985) の CORR プロシジャと GLM プロシジャを用いて行った。最小二乗平均値間の差の検定は、Tukey と Kramer の多重比較法 (Kramer 1956) によって行った。

結果および考察

表 2 は日本ザーネン種ヤギの泌乳量の全データを Wood 式に当てはめ、得られたパラメータの基本統計量を示したものである。得られたパラメータ a , b , c の平均値は線形最小二乗法で 2.33, 0.39, 0.05, 非線形最小二乗法でそれぞれ 2.38, 0.33, 0.05 であった。これらのパラメータ a , b , c は泌乳曲線の型を表すパラメータであり、パラメータ a は泌乳開始時の乳量を、パラメータ b

Table 2 Statistics of lactation curve parameters estimates

Parameter ¹⁾	Mean	SD	Minimum	Maximum
Log-linear regression				
a	2.33	0.93	0.05	4.96
b	0.39	0.30	0.01	2.49
c	0.05	0.03	0.01	0.28
$t_{\max}$	7.14	2.38	0.82	15.18
$y_{\max}$	3.32	1.18	0.66	7.79
s	4.10	0.39	2.71	5.48
TM_{240}	596.76	206.77	104.32	1151.47
R^2	0.75	0.15	0.27	0.96
Non-linear regression				
a	2.38	0.93	0.17	5.03
b	0.33	0.22	-0.04	2.24
c	0.05	0.03	0.01	0.24
$t_{\max}$	7.02	2.65	-6.15	16.62
$y_{\max}$	3.21	1.06	0.65	6.40
s	4.12	0.39	2.62	5.24
TM_{240}	598.28	204.67	101.40	1117.20
R^2	0.78	0.14	0.34	0.96

¹⁾ a , b , and c : Wood parameters.

$t_{\max}$: time of peak (week).

$y_{\max}$: peak milk yield (kg/day).

s : persistency.

TM_{240} : total milk yield (kg).

R^2 : coefficient of determination.

はピーク（最大量）までの増加を、パラメータ c はピーク後の減少を示している（Choumei ら 2006）。それぞれのパラメータの平均値を線形最小二乗法の場合と非線形最小二乗法の場合で比較すると、パラメータ a は非線形最小二乗法での値のほうが高かったのに対し、パラメータ b は線形最小二乗法のほうが高かった。パラメータ c はほぼ同じであったが、やや非線形最小二乗法で高い値であった。

Gipson と Grossman (1990) により求められた初産の乳用ヤギ（アルパイン種、ラマンチャ種、ヌビアン種、ザーネン種、トッケンブルグ種）のパラメータ b , c （線形）の平均値はそれぞれ 0.21, 0.004 であり、本研究のデータより求めた初産の日本ザーネン種ヤギ（0.39, 0.05）での平均値はどちらも高い値となっていることが明らかとなった。このことから、日本ザーネン種ヤギは、他の品種のヤギよりも急速に泌乳量が上昇し、ピーク後の減少は緩やかであると考えられた。

$y_{\max}$ の平均値は線形最小二乗法では分娩後 7.14 週目で 3.32 kg/日、非線形で分娩後 7.02 週目において 3.21 kg/日であり、線形最小二乗法のほうが泌乳量が高い値であった。 s においては線形最小二乗法のほうが高い値になった。 TM_{240} は非線形最小二乗法のほうが高く推定されていることが示された。また、 R^2 は線形最小二乗法で 0.75、非線形最小二乗法では 0.78 となり非線形の方が適合性の高い泌乳曲線が得られた。このことより、日本ザーネン種ヤギの泌乳記録を Wood 式に当てはめる場合、非線形最小二乗法を用いるほうが、より正確な予測が可能であることが示唆された。これらの結果は、非線形最小二乗法を用いると、線形最小二乗法よりも残差平方和が小さくなるという Cobby と Le Du (1978) の報告とも一致していた。

表 3 は得られたパラメータ間の相関を示したものである。パラメータ a と b の間で負の相関がみられ、初期乳量が高いヤギはピークまでの泌乳量の増加が緩やかになる関係が示された。またパラメータ a と c でも有意な負の相関があり、初期乳量が高いとピーク後の泌乳量の減少が緩やかになるということが示された。パラメータ b と c との間では有意に正の強い相関が認められ、これによりピークまでの泌乳量の上昇が大きくなればピーク後の減少も大きくなるという関係が示された。また、表 3 における線形最小二乗法と非線形最小二乗法における同じパラメータ内の相関（表 3 の対角上の数値）は、いずれのパラメータに関しても 0.90 以上の高い値が得られた。

$t_{\max}$ は、パラメータ a とは負、パラメータ b とは正の有意な相関がみられた。これは、初期乳量が多いヤギほど泌乳量のピーク時期が早く、ピークまでの泌乳量の増加速度が大きいヤギほどピーク時期が遅くなると考えられた。 $y_{\max}$ は、パラメータ a と TM_{240} に正の有意な相関がみられたが、その他のパラメータとは有意性はみられなかった。 s はパラメータ b と $t_{\max}$ との間に、線形および非線形でともに正の有意な相関がみられ、パラメータ a とは負の有意な相関がみられた。初期乳量の少ないヤギは、泌乳量の持続性が高くなることが示唆された。

パラメータの相関係数は、ヤギにおいては他の報告はみられないため、サルディニアン種ヒツジの泌乳記録から求めた値（Cappio-Borlino ら 1995）と比較すると、 a と b および b と c との間の相関係数は近い値であったが、 a と c の相関係数は日本ザーネン種ヤギでは負であるのに対し、サルディニアン種ヒツジでは正の相関がみられた。しかし、乳牛の泌乳データから求められた相関係数と比較すると、 a と c の相関係数は負であった（Tekeri

Table 3 Correlations¹⁾ between Wood parameters calculated in two regressions

Parameter ²⁾	Log-linear regression						
	a	b	c	$t_{\max}$	$y_{\max}$	s	TM_{240}
Non-linear regression							
a	<u>0.984</u> **	-0.393**	-0.234**	-0.461**	0.817**	-0.388**	0.834**
b	-0.431**	<u>0.920</u> **	0.871**	0.440**	0.077	0.361**	-0.092
c	-0.269**	0.789**	<u>0.905</u> **	0.039	0.146	-0.126	-0.128
$t_{\max}$	-0.463**	0.466**	-0.019	<u>0.953</u> **	-0.093	0.860**	0.009
$y_{\max}$	0.844**	0.034	-0.005	-0.400	<u>0.987</u> **	-0.146	0.939**
s	-0.306**	0.281**	-0.326**	0.749**	-0.052	<u>0.963</u> **	0.030
TM_{240}	0.823**	-0.103	-0.238**	0.022	0.958**	0.148	<u>0.999</u> **

¹⁾ The correlations between the same parameters from log-linear and non-linear regressions are on diagonal (underlined values), and the correlations between different parameters within log-linear and non-linear regressions are above diagonal and below diagonal, respectively.

²⁾ See Table 2 for description of parameters.

* : $P < 0.05$, ** : $P < 0.01$.

ら 2000)。これらの比較から、パラメータ間の相関は家畜種間においても異なるのではないかと推察された。また、日本ザーネン種ヤギは春に分娩を行う季節性繁殖であるため、その影響によりピーク後の泌乳量の減少が大きくなったのではないかと考えられた。イギリスのプリティッシュザーネン種を用いて分娩季節による影響を調べた報告では、季節外繁殖を行ったヤギでは、春に分娩を行う季節繁殖のヤギに比べ泌乳量の持続性が高くなるという結果が得られている (Williams 1993b)。

産次による効果は、線形最小二乗法および非線形最小二乗法でともに b を除くパラメータすべてに有意性が認められた。産次ごとのパラメータの最小二乗平均値は表 4 に示すとおりである。とくにパラメータ a が初産のデータにおいて有意に低く、このことより TM_{240} も初産において低かった。これは初産次ではまだ体が完全に成熟しておらず、初産での初期の泌乳量が少なくなるためではないかと考えられた。そこで、産次ごとの泌乳曲線を示してその差をみてみると (図 1)、経産のヤギと比較して初産のヤギでは泌乳開始時の乳量、総乳量が少なく、ピークの低い泌乳パターンを示していた。一方で、 s は初産のヤギが経産ヤギよりも高い傾向にあることが示唆された。とくに、3、4 産の値に比べて有意に高く、初産において持続性が高い泌乳パターンを示した。

泌乳量に対する産子数の効果は、どのパラメータに対

しても有意性が認められなかった。このことから、長野牧場で飼養されているヤギは分娩後すぐに子ヤギを離乳させてしまうため、産子数は泌乳量にあまり影響しなかったのではないかと考えられた。産子数の影響がどの変数に対してもみられないという本研究の結果は、プリティッシュザーネン種の泌乳記録を用いた Williams (1993b) による報告と一致していた。年次による効果は線形最小二乗法のパラメータ c 、非線形最小二乗法のパラメータ b 、 c において有意性が認められた。年次と産子数の交互作

Figure 1 Average Wood lactation curves by parity estimated from the non-linear regression.

Table 4 Least square means and the standard errors of Wood parameters in different parities

Parameter ¹⁾	Parity			
	1	2	3	4≤
Log-linear regression				
a	1.73 ± 0.13 ^b	2.50 ± 0.15 ^a	2.83 ± 0.24 ^a	2.79 ± 0.17 ^a
b	0.38 ± 0.04	0.49 ± 0.05	0.42 ± 0.08	0.36 ± 0.06
c	0.05 ± 0.00 ^b	0.06 ± 0.01 ^a	0.07 ± 0.01 ^a	0.06 ± 0.01 ^a
$t_{\max}$	8.42 ± 0.34 ^a	7.33 ± 0.40 ^{ab}	6.17 ± 0.62 ^{bc}	5.37 ± 0.45 ^c
$y_{\max}$	2.65 ± 0.17 ^b	3.75 ± 0.19 ^a	4.03 ± 0.30 ^a	3.67 ± 0.22 ^a
s	4.30 ± 0.06 ^a	4.13 ± 0.07 ^{ab}	3.84 ± 0.10 ^b	3.88 ± 0.07 ^b
TM_{240}	499.05 ± 29.77 ^b	671.44 ± 35.15 ^a	695.65 ± 54.83 ^a	625.73 ± 39.76 ^{ab}
R^2	0.71 ± 0.02 ^b	0.74 ± 0.02 ^b	0.84 ± 0.04 ^a	0.80 ± 0.03 ^b
Non-linear regression				
a	1.76 ± 0.13 ^b	2.59 ± 0.15 ^a	2.88 ± 0.24 ^a	2.85 ± 0.17 ^a
b	0.34 ± 0.03	0.40 ± 0.04	0.37 ± 0.06	0.29 ± 0.04
c	0.04 ± 0.00 ^b	0.05 ± 0.00 ^b	0.06 ± 0.01 ^a	0.05 ± 0.00 ^b
$t_{\max}$	8.37 ± 0.38 ^a	7.05 ± 0.45 ^a	6.21 ± 0.70 ^a	5.21 ± 0.51 ^b
$y_{\max}$	2.59 ± 0.15 ^b	3.64 ± 0.17 ^a	3.88 ± 0.27 ^a	3.50 ± 0.20 ^a
s	4.32 ± 0.05 ^a	4.14 ± 0.06 ^{ab}	3.86 ± 0.10 ^b	3.88 ± 0.07 ^b
TM_{240}	501.18 ± 29.45 ^b	673.71 ± 34.78 ^a	694.65 ± 54.24 ^a	627.93 ± 39.33 ^{ab}
R^2	0.72 ± 0.02 ^c	0.77 ± 0.02 ^{bc}	0.90 ± 0.03 ^a	0.84 ± 0.02 ^{ab}

¹⁾ See Table 2 for description of parameters.

^{abc} Values with different superscript letters in the same column for each parameter differ significantly ($P < 0.05$).

用の効果については線形最小二乗法と非線形最小二乗法ともにパラメータ b と c に有意性が認められた。

CAE 感染ヤギの乳や肉を人が摂取しても健康上の問題はなく感染性もないが、CAE の有無が泌乳能力に及ぼす影響を調べることは非常に重要である。そのため、CAE の清浄化が行われる以前の 2000 年から 2002 年のデータを用いて、CAE の全頭検査で陰性であった個体 (CAE-) とそれ以外の個体 (CAE+) の泌乳曲線を比較し (図 2)、さらに最小二乗平均値を算出した (表 5)。その結果、 TM_{240} では 92.4 kg の差がみられたが、統計的に有

Figure 2 Average lactation curves by CAE status estimated from the non-linear regression.

Table 5 Least square means and the standard errors of Wood parameters by CAE status

Parameter ¹⁾	CAE+	CAE-
Log-linear regression		
a	2.29 ± 0.13	2.38 ± 0.30
b	0.41 ± 0.05	0.38 ± 0.10
c	0.06 ± 0.00	0.04 ± 0.01
$t_{\max}$	7.13 ± 0.34	8.55 ± 0.75
$y_{\max}$	3.24 ± 0.17	3.52 ± 0.38
s	4.12 ± 0.06	4.34 ± 0.12
TM_{240}	585.79 ± 31.92	678.38 ± 71.06
R^2	0.71 ± 0.02	0.71 ± 0.05
Non-linear regression		
a	2.35 ± 0.13	2.45 ± 0.30
b	0.36 ± 0.03	0.34 ± 0.07
c	0.05 ± 0.00	0.04 ± 0.01
$t_{\max}$	6.94 ± 0.38	8.53 ± 0.85
$y_{\max}$	3.17 ± 0.16	3.43 ± 0.35
s	4.13 ± 0.05	4.36 ± 0.12
TM_{240}	588.42 ± 31.67	680.82 ± 70.50
R^2	0.75 ± 0.02	0.75 ± 0.04

¹⁾ See Table 2 for description of parameters.

意な差はみられなかった。その理由として、CAE+の記録に CAE に感染する前の記録が含まれていることが考えられた。CAE が泌乳量に与える影響については、CAE が陰性のほうが総乳量の最小二乗平均値が高いとする報告 (Greenwood 1995) がある一方で、陽性のヤギの泌乳量のほうがむしろ高いとする報告 (Nord と Adnoy 1997) もある。本研究では、統計的に有意な差は得られなかったものの、CAE が陰性である個体のほうが泌乳量が高く、CAE が泌乳に対して影響を与えている可能性が示唆された。これらのことより、CAE は泌乳能力の低下をまねく恐れのあるウイルス感染症として発生を防ぐ対策が必要となると考えられた。

本研究により、当てはまりのよい日本ザーネン種ヤギの Wood 式の泌乳曲線が推定された。また、推定した泌乳曲線のパラメータが、年次や産次の影響を受けていたことが明らかとなり、さらには CAE が泌乳量に影響を及ぼしていた可能性が示唆された。これらの結果より、今後、日本ザーネン種ヤギの標準的な泌乳曲線を作成するためには、飼養条件や年次による泌乳のばらつきを抑えるためのより多くの泌乳記録を蓄積する必要があること、さらに、得られた泌乳曲線を泌乳量の推定に用いる際は産次の違いを認識して使用することが重要であると考えられた。

文 献

- Agricultural and Food Research Council (AFRC). 1998. The Nutrition of Goats. AFRC Technical Committee on Responses to Nutrients, Report No. 10. *Nutrition Abstracts and Reviews (Series B)* **67**, 765-830.
- Cappio-Borlino A, Pulina G, Rossi G. 1995. A non-linear modification of Wood's equation fitted to lactation curves of Sardinian dairy ewes. *Small Ruminant Research* **18**, 75-79.
- 畜産技術協会. 2000. 山羊生産物利用実態調査報告書 (山羊乳生産利用・山羊関係情報). pp. 30-32. 畜産技術協会, 東京.
- Choumei Y, Kahi AK, Hirooka H. 2006. Fit of Wood's function to weekly records of milk yield, total digestible nutrient intake and body weight changes in early lactation of multiparous Holstein cows in Japan. *Livestock Science* **104**, 156-164.
- Cobby JM, Le Du YLP. 1978. On fitting curves to lactation data. *Animal Production* **26**, 127-133.
- Gipson TA, Grossman M. 1990. Lactation curves in dairy goats: a review. *Small Ruminant Research* **3**, 383-396.
- Greenwood PL. 1995. Effect of infection by Caprine Arthritis-Encephalitis Virus on productivity and health of dairy goats in New South Wales, Australia. *Preventive Veterinary Medicine* **22**, 71-87.
- Kramer CY. 1956. Extension of multiple range tests to group means with unequal numbers of replications. *Biometrics* **12**, 307-310.
- Montald H, Almanza A, Juarez A. 1997. Genetic group, age and season effects on lactation curve shape in goats. *Small Ruminant Research* **24**, 195-202.
- Morand-Fehr P, Boutonnet JP, Devendra C, Dubeuf JP, Haenlein

- GFW, Holst P, Mowlem L, Capote J. 2004. Strategy for goat farming in the 21st century. *Small Ruminant Research* **51**, 175–183.
- Nord K, Adnøy T. 1997. Effect of infection by Caprine Arthritis-Encephalitis Virus on milk production of goats. *Journal of Dairy Science* **80**, 2391–2397.
- 農林水産省畜産統計. 1997. 農林水産省畜産統計. pp. 255–256. 農林統計協会, 東京.
- Ruvuna F, Kogi JK, Taylor JF, Mkuu SM. 1995. Lactation curves among crosses of Galla and East African with Toggenburg and Anglo Nubian goats. *Small Ruminant Research* **16**, 1–6.
- Statistical Analysis Systems (SAS). 1985. *User's Guide, Statistics*, Ver. 5 edn. SAS Institute, Cary, NC.
- Tekerli M, Akinci Z, Dogan I, Akcan A. 2000. Factors affecting the shape of lactation curves of Holstein cows from the Balikesir Province of Turkey. *Journal of Dairy Science* **83**, 1381–1386.
- Williams JC. 1993a. An empirical model for the lactation curve of white British dairy goats. *Animal Production* **57**, 91–97.
- Williams JC. 1993b. Influence of farm, parity, season and litter size on the lactation curve parameters of white British dairy goats. *Animal Production* **57**, 99–104.
- Wood PDP. 1967. Algebraic of the lactation curve in cattle. *Nature* **216**, 164–165.
- Wood PDP. 1980. Breed variations in the shape of the lactation curve of cattle and their implications for efficiency. *Animal Production* **31**, 133–141.

Factors Affecting the Lactation Curve Parameters of Japanese Saanen Goats

Sachi UEHARA¹, Yousuke CHOUMEI¹, Kazato OISHI¹, Yoshio NAGURA², Masaru FUJITA²,
Hajime KUMAGAI¹ and Hiroyuki HIROOKA¹

¹ Graduate School of Agriculture, Kyoto University, Sakyo, Kyoto 606-8502, Japan

² Independent Administrative Institution of National Livestock Breeding Center,
Nagano station, Saku 385-0007, Japan

Corresponding : Hiroyuki HIROOKA (fax : +81 (0) 75-753-6365, e-mail : hirooka@kais.kyoto-u.ac.jp)

The Wood model ($y_t = at^be^{-ct}$) was fitted using log-linear and non-linear regressions to 154 lactations from Japanese Saanen goats, and the effects of year, parity, litter size and CAE (Caprine Arthritis Encephalitis) status on the lactation curve parameters estimated from the Wood model were analyzed. The results from curve fitting analysis showed that the non-linear regression provided slightly better fit than the log-linear regression, and there were negative correlations between parameters a and b , and positive correlations between parameters b and c for both regression analysis. The effect of parity was significant for all lactation parameters except for parameter b . There was no significant effect of litter size for all parameters. The total milk yield of CAE negative goats tended to be higher than the other goats, although not statistically significant.

Nihon Chikusan Gakkaiho 78 (2), 139–145, 2007

Key words : CAE (Caprine Arthritis Encephalitis), Japanese Saanen goats, lactation curve, Wood model.