

滝川畜産試験場研究報告

第 28 号



平成 6 年 1 月

北海道立滝川畜産試験場

滝川畜産試験場研究報告 第28号

(1994年1月)

目 次

受胎雌羊1頭当たりの子羊数についての遺伝子的パラメーターの推定	1~5
山内 和律	
ロードアイランドレッド「滝川P ₉ 系」における雌鶏の体重に対する 非線形成長モデルの適合度の比較	7~16
宝寄山 裕直・杉本 亘之	
短報 双子授乳母羊の体重変化の一事例	17~21
出岡 謙太郎・山内 和律・寒河江 洋一郎*	
場外誌掲載論文抄録	23~25

BULLETIN OF THE
TAKIKAWA ANIMAL HUSBUNDRY EXPERIMENT STATION

No.28 (Jan. 1994)

CONTENTS

Originals

Estimates of genetic parameter for litter size at birth. 1~5

Kazunori YAMAUCHI

Comparison of Nonlinear Growth Models for Describing Weight-Age

Data in Rhode Island Red "Takikawa P₉" Females. 7~16

Hironao HOUKIYAMA, Nobuyuki SUGIMOTO

Short Report

A Note on The Live Weight Change in Ewes Suckling Twin Lambs17~21

Kentaro DEOKA, Kazunori YAMAUCHI and Yoichiro SAGAE

Appedix

Summaries of the Papers on other Journals Reported by Staff.23~25

受胎雌羊1頭当たりの子羊数についての遺伝的パラメーターの推定

山内 和律

要約 受胎雌羊1頭あたりの分娩子羊数 (LSB) についての遺伝率及び LSB と個体自身の離乳時体重との遺伝相関を推定した。分析には滝川畜産試験場における7年間のサフォーク雌の繁殖成績1279記録を用いた。環境要因として、年次、雌羊の年齢を取り上げた。

年次間に有意な差が存在した。2歳雌羊の LSB は3、4歳雌羊の LSB より有意に少なく、3歳雌羊の LSB は4歳雌羊の LSB より有意に少なかった。

LSB に関する遺伝率の推定値は 0.20 ± 0.07 、LSB と個体自身の離乳時体重についての遺伝相関推定値は 0.19 ± 0.04 であった。

以上のことより、離乳時体重選抜による LSB の間接選抜による改良が示唆された。

1967年から道立滝川畜産試験場 (滝川畜試) に導入が始まったサフォークは、コリデールに替わり滝川畜試の主要品種になっている。導入以降、子羊の発育を表す形質の一つである離乳時体重についての改良を行い¹¹⁾、離乳時体重は導入時の28.8kg から⁶⁾1990年には37.4kg¹¹⁾を示すまでに大型化した。その一方、母羊の繁殖能力を表す一形質である雌羊1頭当たりの平均分娩子羊数 (LSB) は、導入時の1.58頭⁶⁾から1988年には1.80頭⁸⁾へと増加した。

一般に、LSB 等の繁殖形質は F 遺伝子を持つといわれているロマノフ、フィニッシュ・ランドレース等の品種を除いて遺伝率が低いといわれている^{1,2,3,7,10)}。TURNER¹⁰⁾ は、めん羊の繁殖形質の遺伝的改良に関する総説の中で、間接選抜について述べ、顔の被毛、生体重及び体表上に生じる肉ひだ数の3形質の中では、生体重による間接選抜が最も効率が良いとしている。

そこで本報告では、滝川畜試で生産されたサフォーク雌羊について、LSB に及ぼす年次、雌羊の年齢の影響を明らかにし、その遺伝的パラメータ

を推定し LSB と離乳時体重との関連性を検討した。

材料及び方法

分析には滝川畜試において、1984~1990年に子羊を生産した雌羊のうち、2~4歳の雌羊1279頭の記録を用いた。雌羊の飼養管理方法は、山内ら¹¹⁾と同じであった。

LSB に関する環境要因としては、年次、母羊の年齢を取り上げた。次に示した数学モデルにより分散分析を行い、環境要因の影響についての検討を行った。

$$Y_{ijk} = \mu + N_i + A_j + e_{ijk}$$

Y_{ijk} : i 番目の年次に生まれた、年齢が j 番目である個体のうち k 番目の記録。

μ : 平均値

N_i : 年次の効果

A_j : J 番目の年齢である個体に共通の効果。

e_{ijk} : 記録に特有な効果。

ここで記録に特有な効果が変量効果、その他の効

果については母数効果とした。

遺伝率及び遺伝相関の算出に用いた離乳時体重は、次式により環境要因について補正を行った。

$$CW = B + \frac{W - B}{ND} \times 120 - N'_i - A'_j - T'_k$$

CW：離乳時体重

B：生時体重

W：離乳時測定体重

ND：離乳日齢

N'_i：その個体が属する年次の効果

A'_j：その個体の母羊が属する年齢グループの効果

T'_k：その個体の属する分娩一哺乳型の効果

N'_i, A'_j, T'_kの値は山内ら¹¹⁾の値を用いた。

LSBについても上記の分散分析により求められ

た各年次及び各年齢の効果についての推定値を除いて環境要因について補正した後遺伝率及び離乳時体重との遺伝相関の算出に用いた。

産子数についての要因分析には、HARVEYのLSMLMW⁹⁾を用いた。また、遺伝率及び遺伝相関については横内¹²⁾のプログラムを父方半きょうだいに修正したものを用いて算出した。

結果及び考察

1. 産子数に対する環境要因の影響

表1に各年度ごとの供試頭数、及び産子数の最小二乗平均値を示した。1986年のLSBが他の年次より有意に(P<0.01)少なかった。

Table 1. Least square means of litter size (For years)

	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
number of ewes	174	185	171	182	185	192	190
litter size	1.82 ^a	1.79 ^a	1.57 ^b	1.82 ^a	1.86 ^a	1.87 ^a	1.80 ^a

LSBは、排卵率、胚生存率によって決定される⁴⁾。めん羊に関しては、排卵率がLSBの主要因である^{4,8)}。排卵率は、交配時の栄養状態により影響されることが報告されている³⁾。1985年の交配時は、干ばつにより放牧地の草量が不足したため、母羊の栄養状態は良好ではなかった。そのため母羊の

排卵率が影響を受け、1986年のLSBが有意に低くなったものと考えられる。

表2に各年齢ごとの供試頭数及び産子数の最小二乗平均値を示した。2歳は3、4歳より、また3歳は4歳より有意に(P<0.05)少なかった。

Table 2. Least square means of litter size (For age of dams)

	2 yr. old	3 yr. old	4 yr. old
number of ewes	538	422	319
litter size	1.70 ^a	1.79 ^b	1.89 ^c

TURNER¹⁰⁾は、母羊の年齢の増加に伴うLSB等の繁殖形質の変化は加齢に伴い増加して最大値を示した後、徐々にその能力を低下することを示した。滝川畜試のLSBが最大を示す年齢は4歳以上であ

ると推察されるが、何歳時においてLSBが最大を示すかについては、今後新たな検討が必要である。

2. 遺伝的パラメータ

遺伝率及び遺伝相関を表3に示した。

Table 3. Estimates of genetic parameters for litter size and weaning weight

Traits	litter size	weaning weight
litter size	0.20 ± 0.07	0.19 ± 0.04
weaning weight	0.04	0.34 ± 0.09

LSBの遺伝率は0.20±0.07であった。TURNER¹⁰⁾は、総説の中でLSBに関する遺伝率は0.07~0.26としている。ABDULKHALIQら¹¹⁾はタギー、コロンビア、サフォークのLSBについての遺伝率はそれぞれ0.23, 0.35, 0.18であったと報告している。FOGARTYらは²⁾、サフォーク、タギー、ランブイエ、フィニッシュランドレース、ドーセットホーン、及びそれらの雑種により構成される羊群におけるLSBの遺伝率は0.11であったと報告している。このことから、本研究で求めた遺伝率は、これまでの報告とほぼ一致していた。

離乳時体重の遺伝率は0.34±0.09であり、離乳時体重とLSBの遺伝相関0.19±0.04であった。

一般に、間接選抜と直接選抜の比は

$$r_G \times \frac{\sqrt{h_1^2}}{\sqrt{h_2^2}}$$

h₁²：選抜基準としている形質の遺伝率

h₂²：対象としている形質の遺伝率

r_G：両形質の遺伝相関

で表すこのが出来る¹⁰⁾。

本研究においてLSBを離乳時体重により間接選抜したと考えると、h₁²は離乳時体重の遺伝率、h₂²はLSBの遺伝率、及びr_GはLSBと離乳時体重との遺伝相関となるから、求めたパラメータから間接選抜と直接選抜の比を算出すると、0.19×(√0.34)/√0.20=0.25となる。離乳時体重についての選抜は、表型値を基準として行われていたので厳密ではないが、LSBの間接選抜は直接選抜の25%にあたる効率で行われたことになる。

しかし、具体的な反応量については離乳時体重の改良量に依存するので、実際の改良量については今後の検討が必要である。

以上の結果、LSBは年次、及び年齢により影響を受けることが示され、今後LSBについての検討を行う際には、これらの環境要因について考慮すべきであることが示された。また、離乳時体重とLSBの間には正の遺伝相関が認められ、過去の間接選抜による改良が示唆された。

引用文献

- 1) ABDULKHALIQ, A. M. Genetic parameters for ewe productivity traits in the columbia, suffolk and targee breeds. J. Anim. Sci. 67: 3250-3257. 1989.
- 2) FOGARTY, N. M., G. E. DICKERSON AND L. D. YOUNG. Lamb production and its component in pure breeds and composite line. III. Genetic parameters. J. Anim. Sci. 60: 40-57. 1985.
- 3) 福井豊, めん羊の繁殖技術. 37-63. 東京農業大学出版会. 東京. 1989.
- 4) HANRAHAN, J. P. AND J. F. QUIRKE. Contribution of variation in ovulation rates and embryo survival to within breed variation in prolificacy. Genetics of reproduction in sheep. (LAND, R. B. AND D. W. ROBINSON, eds.) Butterworth. London. 193-201. 1985.

- 5) HARVEY., W. R, User's guide for LSMLMW. PC-1 Version. Columbus. The Ohio State University. 1988.
- 6) 平山秀介・西村充一, サフォーク種に関する研究. I 中間報告. 日緬研会誌. 8 : 21-29. 1971.
- 7) LEYMASTER, K. A, Straightbred comparison of a composite population and the suffork breed for performance traits of sheep. J. Anim. Sci. 69: 993-999. 1991.
- 8) QUIRKE., J. F., G. E. BRADFORD., T. R. FAMULA AND D. T. TORRELL., OVULATION rate in sheep selected for weaning weight or litter size. J. Anim. Sci. 61: 1421-1430. 1985.
- 9) 寒河江洋一郎, ラムの生産技術. 日本畜産学会北海道支部会報. 31. 2 : 11-21.
- 10) TURNER., H. N, Genetic improvement of reproduction rate in sheep. Anim. Breed. Abstr. 37: 547-563.
- 11) 山内和律・出岡謙太郎・寒河江洋一郎. サフォーク子羊の離乳前体重に及ぼす環境要因の検討と遺伝率の推定. 滝川畜試研報. 27 : 1-8. 1992.
- 12) 横内圀生. 分散. 共分散分析による集団の遺伝パラメータ推定. 農林研究計算センター報告. 11 : 147-186. 1975.

Estimates of genetic parameter for lamb litter size at birth.

Kazunori YAMAUCHI

Summary

Estimates of heritability and genetic correlation with its adjusted weaning weight were obtained for litter size at birth (LSB). The data set contained 1,279 ewe breeding records in Takikawa Livestock Research Station over 7 years. As the environmental effects, year effect, age of ewes effect were used for litter size at birth.

There were significant difference ($P < 0.01$) between years. LSB of 2 years old ewes was significant least, and that of 3 years old ewes significant less than 4 years old ewes.

The estimate of heritability for LSB was 0.20 ± 0.07 and the estimate of genetic correlation for LSB with adjusted weaning weight was 0.19 ± 0.04 .

The study suggests that correlated response to selection for LSB in terms of ewe weaning weight was small but it existed.

ロードアイランドレッド「滝川P₉系」における雌鶏の体重に対する非線形成長モデルの適合度の比較

宝寄山裕直 杉本 亘之

要約 成長パターンを育種改良すべき形質の1つとしてとらえ、ロードアイランドレッド「滝川P₉系」における雌鶏の体重について、最も適合度の高い非線形成長モデルを検討した。

1. 非線形成長モデルは、3～4つのパラメータをもつ Brody, Logistic, Gompertz, Bertalanffy, Richards の5つを用いた。
 2. 各日齢時体重の平均値にあてはめた各成長モデルの適合度では、Bertalanffy および Richards のモデルが優れていた。
 3. 各日齢時体重を個体毎にあてはめて、得られた各成長モデルの自由度調整済み寄与率は、Bertalanffy のモデルが0.9882と最も高く、次いで Richards のモデルが0.9868であり、以下 Brody, Gompertz, Logistic の順であった。
 4. 得られたパラメータの分布における正規性では、Bertalanffy のモデルが優れていた。
- 以上より、ロードアイランドレッド「滝川P₉系」における雌鶏の体重について、Bertalanffy のモデルが最適であると結論された。

鶏の育種改良は、古くから進められてきており、その改良効果は著しいものがある。特に、肉用鶏においては、初期発育を重視した改良が行われ、ブロイラーにいたっては60日齢足らずで出荷されるまでとなっている。しかし、その結果、発育初期の体重と正の相関のある成体重も増加させ、種鶏維持のコスト高が懸念されている。一方、採卵鶏においては、飼料効率を向上させるため、成体重の抑制あるいは小型化を意図した育種が行われており、その結果、初期発育に負の影響を与えている。したがって、今後さらに生産効率を追求していく上では、初期発育を向上させ、成体重を抑制するというように、成長パターンそのものを改

良することが必要となる。

これまで、成長の指標として、測定が容易なことから、特定の時点における体重や特定期間における増体量が、主に用いられてきた。しかし、特定時点における体重は、測定時までの累積成長量を示しており、成長速度そのものを示しているわけではない。また、特定期間における増体量は、その期間内の平均成長速度を示しているが、成長速度の変化についての情報を、ほとんど示していない。したがって、成長パターンそのものを改良するには、成長を個体毎に連続して経時的にとらえていくことが必要となる。しかし個体の成長は、受精から成熟に達するまでの、複雑な生理的過程

であり、全体の成長過程を正確に測定することは、困難である。

この点に関して、成長の数学的なモデルは、全体の成長過程を経時点にとらえることを容易にする。特に非線形成長モデルは、各日齢における体重記録から、成長パターンに関する情報を数個のパラメータに要約し客観化する。さらに、個体の成長の予測や成長曲線パラメータに基づく成長パターンの改良の可能性を示している^{5),10)}。

非線形成長モデルは、3~4つのパラメータをもつ Brody, Logistic, Gompertz, Bertalanffy, Richards のモデルが代表的である。鶏において、成長モデルのあてはめは、Gompertz のモデルを用いた報告が多く^{4),11),12),15)}、その他 Logistic のモデルを用いた報告¹³⁾や Richards のモデルを用いた報告^{1),2),3),6)}がある。

一方、これまで鶏は、飼養目的が卵用、肉用、愛玩用に、明確に区別されてきた結果、品種による成長の差が顕著であり、当然成長パターンも異なってきたものと考えられる。したがって、それぞれの品種に最適なモデルを選択することが、重要である。

そこで本研究では、成長パターンを育種改良すべき形質の1つとしてとらえ、ロードアイランドレッド「滝川P₉系」における雌鶏の体重について、

最適な非線形成長モデルを検討した。

材料および方法

材料として、道立滝川畜産試験場保有のロードアイランドレッド「滝川P₉系」のうち、1991年にふ化した雌鶏237羽の体重記録を用いた。体重測定は、それぞれ28, 49, 79, 98, 119, 155, 166, 300日齢時に実施した。なお本系統は、北海道産高品質肉鶏「北海地鶏」の基礎雌鶏であり、卵肉兼用タイプに造成を進めている。

分析に用いた Brody, Logistic, Gompertz, Bertalanffy, Richards の5つの成長モデルを表1に示した。これらのモデルは、3~4個のパラメータを持つ非線形回帰式であり、生物の成長現象を時間tの関数Y(t)として表している。これらの成長モデルにおいて、Aは成熟値を意味し、式(1)の関係がある。また、kはY(t)に対する瞬間増加率で、成熟速度といわれる。Mは、Richards

$$\lim_{t \rightarrow \infty} Y(t) = A \quad \dots \text{式(1)}$$

のモデルのみに存在し、変曲点の位置およびサイズに関与する。また、Brodyのモデルにおいては、変曲点が存在しない。なお、Bは積分定数であり、本研究では生物学的意味を持たない。

Table 1. Equations for five growth models and derived trait

Model	Equation, $Y_t =$	Mature size	Rate of maturing	Infection point
Brody	$A(1 - Be^{-kt})$	A	k	-
Logistic	$A(1 + Be^{-kt})^{-1}$	A	k	$\frac{1}{2}A$
Gompertz	$Ae^{(-Be^{-kt})}$	A	k	$e^{-1}A$
Bertalanffy	$A(1 - Be^{-kt})^3$	A	k	$\frac{1}{27}A$
Richards	$A(1 - Be^{-kt})^M$	A	k	$[(M-1)/M] A$

¹⁾size at age t. A, B, k and M are fitted parameters.

A: mature size. B: constant of integration. k: rate of maturing. M: form parameter.

各モデルにおけるパラメータの推定は、最初に各日齢の平均値に対して行い、次に各個体の各日齢における体重に対して、個体毎に行った。なお計算には、全ての個体で収束するように作成され

たプログラム(言語: Quick BASIC)を用いて、Gauss-Newton法と最大傾斜法を組み合わせた Marquardt法により反復収束解を得た。

各モデルにおける適合度の検討は、その指標と

して、自由度調整済み寄与率および残差自乗和を用いた。一般に、回帰式の適合度を検討する方法の1つとして、寄与率が用いられる。しかし、本研究のように用いるモデルによりパラメータの数が異なる場合、パラメータの数の影響を受けない自由度調整済み寄与率が有効である⁹⁾。

また、残差の時系列がランダムであるかどうかを判断するため、式(2)で定義されるダービン・ワトソン比(DW)⁷⁾を用いた。

$$DW = \sum_{a=1}^{n-1} (e_{a+1} - e_a)^2 / \sum_{a=1}^n e_a^2 \quad \dots \text{式(2)}$$

$$0 < DW < 4$$

n: 測定データ組数, e: 残差

残差の時系列がランダムである時、DWは2に近似した値となる。一方、DWは隣どうしに正の相関があれば0に、負の相関があれば4に近い値をとる。

さらに、得られたパラメータについて、歪みと尖りの指標である歪度および尖度を求め、パラメータの分布の正規性を検定⁵⁾した。

結果および考察

加齢に伴う体重の推移と各測定期間の1日増体量(DG)を表2に示した。供試鶏の300日齢時における平均体重は2800gを超え、卵肉兼用のロードアイランドレッドとしては、ほぼ平均的な大きさであった。各日齢における体重の変動係数は7.8%~10.8%であった。またDGについては、28日齢から70日齢の期間が19.0g/日以上と高く、以後しだいに低下する傾向を示した。しかし、155日齢から166日齢のDGは19.3g/日と急に高くなっている。これは、166日齢時が50%産卵時日齢に当たることから、産卵開始の影響を受けたものと考えられる。

Table 2. Change of observed body weight and daily gain

Days of age	28	49	70	98	119	155	166	300
Means(g)	354	760	1174	1628	1827	2184	2397	2840
SD(g)	33	63	91	137	163	219	222	309
CV(%)	9.3	8.3	7.8	8.4	8.9	10.0	9.3	10.8
DG(g/day)	19.4	19.7	16.2	9.5	9.9	19.3	3.3	

SD: standard deviation. CV: coefficient of variation.

DG: daily gain.

各日齢時体重の平均値にあてはめた各成長モデルを図1~5に示した。推定された成熟値は、Brodyのモデルが3116gと最も大きく、以下 Richards, Bertalanffy, Gompertz, Logistic の順であった。300日齢時の体重と各モデルの成熟値がほぼ等しいことから、体重は300日齢において、ほぼ成熟値に達しているものと考えられる。一方、変曲点での体重は、Logistic, Gompertz, Richards, Bertalanffy の順で大きかった。また、Brodyや Richards のモデルでは、ふ化時の体重が負の値になったり、存在しない結果となっている。これは、あてはめに用いた体重記録に、ふ化時のデータが欠損して

いるためと考えられる。

各日齢時体重の平均値にあてはめた各成長モデルの適合度を表3に示した。自由度調整済み寄与率は、Richardsのモデルが0.9959と最も高く、次いで Bertalanffy のモデルが0.9956と高かった。以下、Brody, Gompertz, Logistic の順であった。また、残差自乗和は Richards, Bertalanffy, Brody, Gompertz, Logistic の順で小さかった。一方DWは、Bertalanffyのモデルが最も2に近く、以下 Richards, Gompertz, Brody, Logistic の順であった。

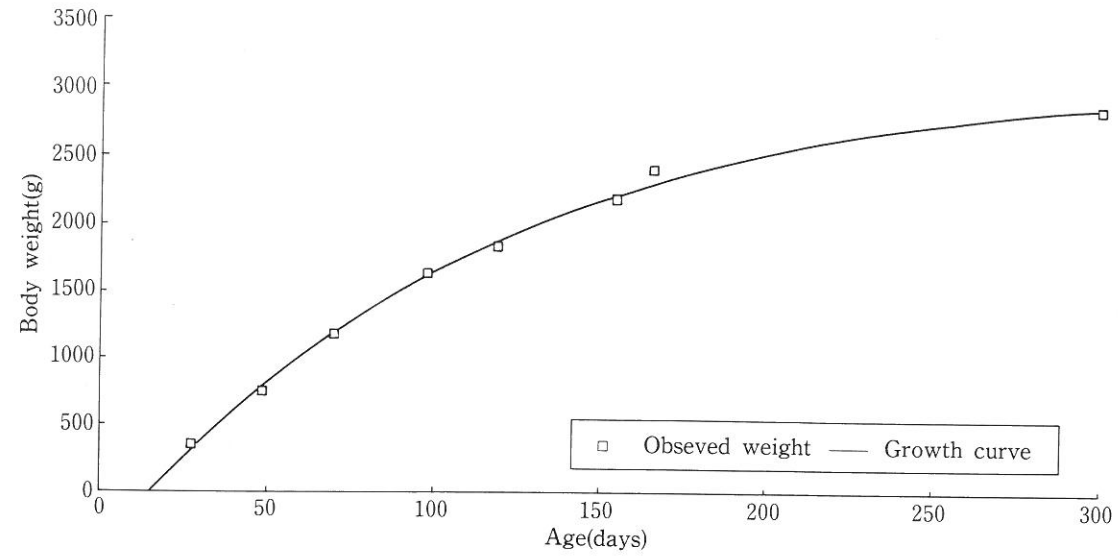


Figure 1. Growth curve of Brody model estimated on mean body weight

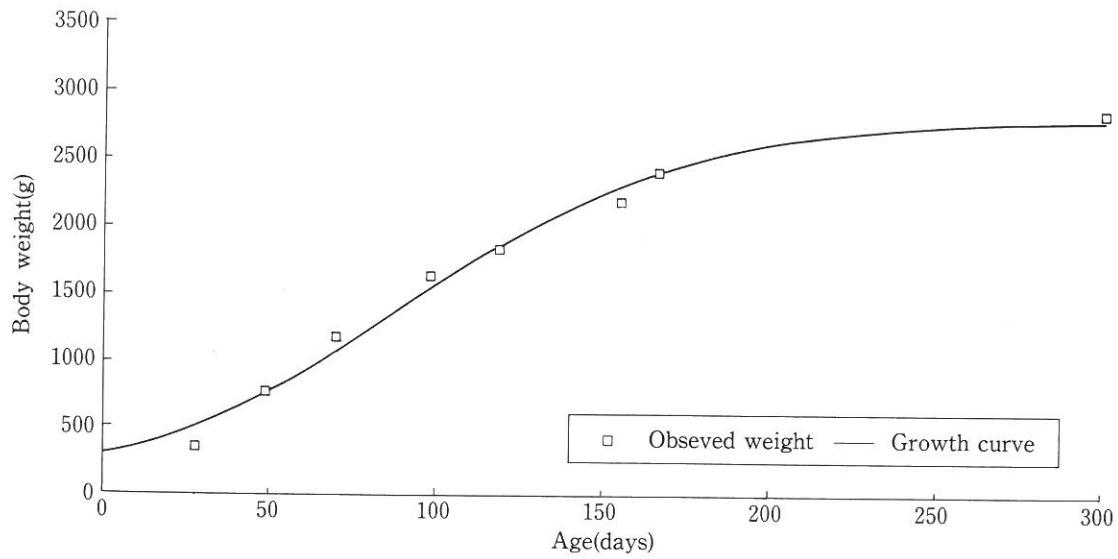


Figure 2. Growth curve of Logistic model estimated on mean body weight

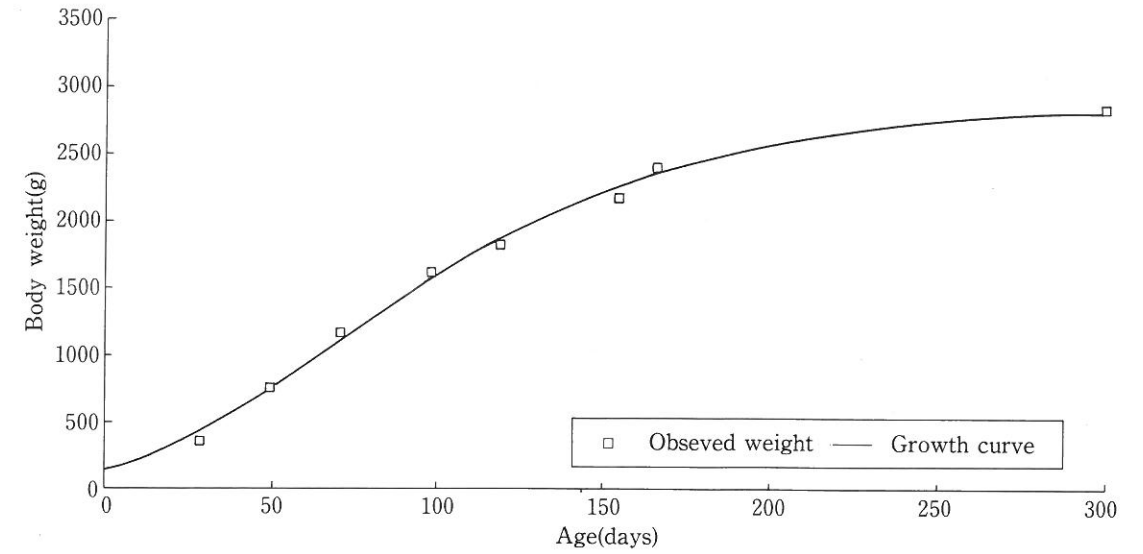


Figure 3. Growth curve of Gompertz model estimated on mean body weight

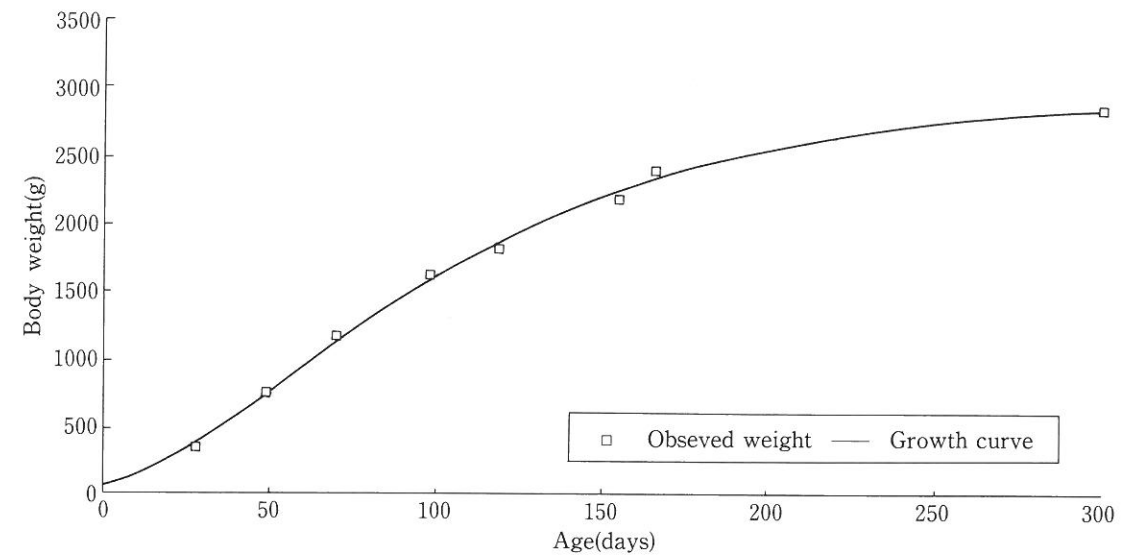


Figure 4. Growth curve of Bertalanffy model estimated on mean body weight

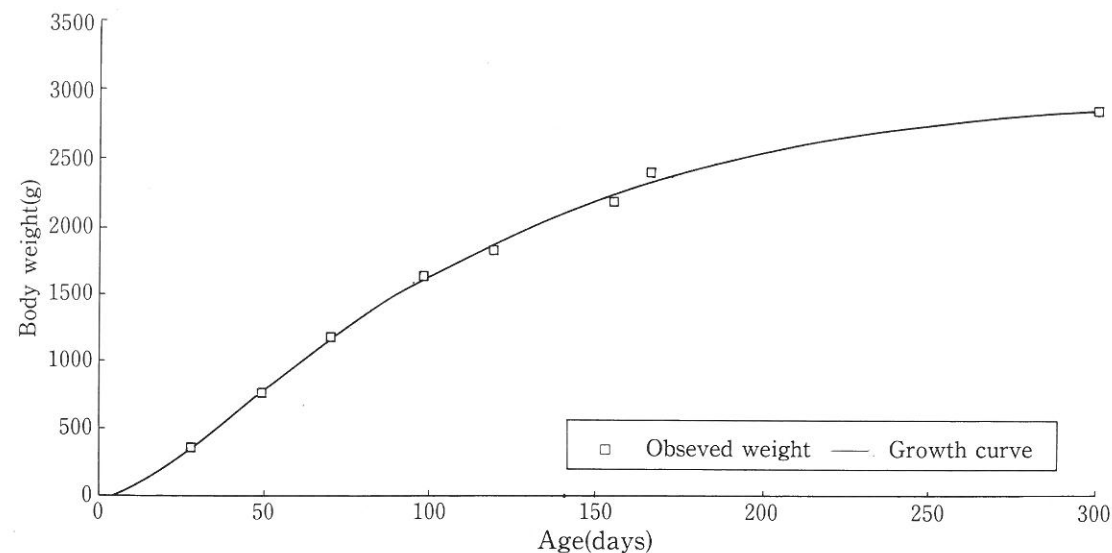


Figure 5. Growth curve of Richards model estimated on mean body weight

Table 3. Goodness of fit to five growth models for means of body weight at each days of age.

Model	R ^{*2}	RSS	DW	DW-2
Brody	0.9954	16520	2.518	0.518
Logistic	0.9811	67516	1.195	0.805
Gompertz	0.9930	25080	1.489	0.511
Bertalanffy	0.9956	15641	1.827	0.173
Richards	0.9959	11737	2.485	0.485

R^{*2} : adjusted coefficient of determination.
 RSS : residual sum of squares.
 DW : Darbin-Watson's ratio.

したがって、各日齢時体重の平均値にあてはめた各成長モデルの適合度では、Bertalanffy および Richards のモデルが優れていた。

各日齢時体重を個体毎にあてはめて、得られたパラメータの平均値および標準偏差を表4に示した。成熟値の平均値では、Brodyのモデルが3115gと最も大きく、以下Richards, Bertalanffy, Gompertz, Logisticの順であった。この成熟値の大きさは、平均値に対してあてはめた場合とほぼ同じであった。

各パラメータの標準偏差は、Richardsのモデルが他に比較して大きい傾向を示した。特にMの変動係数は、62%と非常に大きなばらつきを示している。

各日齢時体重を個体毎にあてはめて、得られた各成長モデルの適合度を表5に示した。自由度調整済み寄与率は、Bertalanffyのモデルが0.9882と最も高く、次いでRichardsのモデルが0.9868であり、平均値へのあてはめの場合と順序が入れ替わっている。以下、Gompertz, Brody, Logisticの順

Table 4. Mean of parameters of five growth models estimated on individual body weight at each days of age

Model	A	B ($\times 10^{-3}$)	k ($\times 10^{-5}$)	M ($\times 10^{-3}$)
Brody	3115 \pm 400	1167 \pm 60	930 \pm 187	—
Logistic	2812 \pm 327	8999 \pm 1584	2442 \pm 390	—
Gompertz	2897 \pm 346	3075 \pm 330	1677 \pm 284	—
Bertalanffy	2940 \pm 357	734 \pm 65	1431 \pm 252	—
Richards	3036 \pm 415	932 \pm 191	1218 \pm 416	2157 \pm 137

A : mature size. B : constant of integration. k : rate of maturing. M : form parameter.

Table 5. Goodness of fit to five growth models for individual body weight at each days of age

Model	R ^{*2}	RSS	DW	DW-2
Brody	0.9860	51629	2.152	0.152
Logistic	0.9758	87218	1.507	0.493
Gompertz	0.9863	49636	1.920	0.080
Bertalanffy	0.9882	42889	2.108	0.108
Richards	0.9868	38774	2.292	0.292

R^{*2} : adjusted coefficient of determination.
 RSS : residual sum of squares.
 DW : Darbin-Watson's ratio.

Table 6. Test of normality to distribution of the fitted parameters.

Trait	Model	A	B	k	M
Kurtosis	Brody	NS	NS	NS	—
	Logistic	NS	**	NS	—
	Gompertz	NS	*	NS	—
	Bertalanffy	NS	NS	NS	—
	Richards	NS	**	**	**
Skewness	Brody	NS	*	*	—
	Logistic	NS	**	NS	—
	Gompertz	NS	**	NS	—
	Bertalanffy	NS	*	NS	—
	Richards	NS	**	NS	**

** : P<0.01 * : P<0.05 NS : P \geq 0.05.

A : mature size. B : constant of integration. k : rate of maturing. M : form parameter.

であった。自由度調整済み寄与率の範囲は、Brody, Bertalanffy, Gompertz, Logistic, Richards の順で小さかった。また、残差自乗和は Richards, Bertalanffy, Brody, Gompertz, Logistic の順で小さかった。Richards と Bertalanffy のモデルにおいて、自由度調整済み寄与率の順序が入れ替わっているのに、残差自乗和の順序が入れ替わらないのは、寄与率が自由度により調整されているためと考えられる。一方、DW は、Gompertz のモデルが最も 2 に近く、以下 Bertalanffy, Brody, Richards, Logistic の順であった。

得られた各パラメータの分布における、正規性の検定結果を表 6 に示した。尖度は、Brody, Bertalanffy のモデルにおいては、有意性が認められなかった。Logistic および Gompertz のモデルでは、B を除き有意性が認められなかった。一方 Richards のモデルは、B, K, M において高度な有意性が認められた。歪度は、Logistic, Gompertz, Bertalanffy のモデルにおいて、B を除き有意性が認められなかった。また、Brody のモデルは B と K において、Richards のモデルは B と M において、有意性が認められた。

一般に、成長を平均値で解析すると、各々の個体における生理的あるいは飼養管理などの環境要因による変動が、互いに相殺・平滑化され、個体毎に成長を解析する場合に比べて、成長モデルの寄与率が高くなる³⁾。本研究でも、平均値にあてはめた方が、個体毎にあてはめた場合と比較して、寄与率が 0.53%~0.94% 高かった。

ところで、Richards と Bertalanffy のモデルにおいて、平均値および個体毎に、あてはめた場合の自由度調整済み寄与率の順序が入れ替わっていた。これは、両モデルにおいて、あてはめる記録に対する制約の厳しさを表しているものと考えられる。すなわち、平均体重のように短期的な変動の少ない平滑化された記録は、3つのパラメータをもつ Bertalanffy のモデルより 4つのパラメータをもつ Richards のモデルの方が適合度が高い。しかし、個体の体重記録のような短期的な変動の大きい記録に対しては、パラメータの数の多い Richards のモデルにおいて、多重共線性(Multicol-

linearity)が存在しやすいとの報告^{8),16)}がある。その結果、計算に困難が伴い、寄与率を低下させたものと考えられる。このことは、Richards のモデルにおいて寄与率や得られたパラメータのばらつきが大きいことから推察される。

本研究の最終的な目的は、成長モデルのパラメータを用いて成長パターンを育種的に改良するところにあるので、得られたパラメータが正規分布しているかが、重要である。その点では、Bertalanffy のモデルが優れているといえる。

以上より、非線形成長モデルを育種に利用する上で、ロードアイランドレッド「滝川P₉系」における雌鶏の体重については、Bertalanffy のモデルが最適であると結論された。

引用文献

- 1) 秋元博一, ロード・アイランド・レッド鶏の体重の成長解析. 畜産の研究, 45: 949-952, 1991.
- 2) 秋元博一, 成長曲線モデルの当てはめによる比内鶏の成長解析. 畜産の研究, 46: 885-888, 1992.
- 3) 秋元博一, 肉用型薩摩鶏の体重成長の解析. 畜産の研究, 47: 567-570, 1993.
- 4) ANTHONY, N. B., D. A., EMMERSON, K. E., NESTOR and W. L., BACON, Comparison of growth curves of weight selected populations of turkeys, quail, and chickens. Poultry Sci., 70: 13-19, 1991.
- 5) FITZHUGH, H. A. and ST. C. S., TAYLOR, Genetic analysis of degree of maturity. J. Anim. Sci., 33: 717-725, 1971.
- 6) KNIZETOVA, H., J. HAYANEK, B. KNIZE and J. ROUBICEK, Analysis of growth curves of fowl. 1. chickens. Br. Poultry Sci., 32: 1027-1038, 1991.
- 7) 久米均・飯塚悦功, 回帰分析, 188, 岩波書店, 東京, 1987.
- 8) 向井文雄・和田康彦・並河澄・棚瀬勝美, 黒毛和種雌牛の体測定値への非線形発育モデル

- 9) 奥野忠一, 応用統計ハンドブック, 132, 養賢堂, 東京, 1980.
- 10) PARKS, J. R., A Theory of Feeding and Growth of Animals, 232-234, Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg, New York, Germany, 1982
- 11) PASTERNAK, H and B. A., SHALEV, Genetic-economic evaluation of traits in a broiler enterprise: Reduction of food intake due to increased growth rate. Br. Poultry Sci., 24: 531-536, 1983.
- 12) RICKLEFS, S. R., G. M., PESTI and H. L. MARKS, Modification of growth and development of muscles of poultry. Poultry Sci., 64: 1563-1576, 1985.
- 13) SANG, J. H., Analysis of the growth of selected lines of Brown Leghorn. Pr. 12th World's Poultry Cong., 49-51, 1962.
- 14) SNEDECOR, G. W. and W. G., COCHRAN, 統計的方法, 82-85, 岩波書店, 東京, 1972.
- 15) TZENG, R. Y. and W. A. BECKER, Growth patterns of body weights and abdominal fat weights in male broiler chickens. Poultry Sci., 60: 1101-1106, 1981.
- 16) 和田康彦・佐々木善之・向井文雄・松本豊, 非線形発育モデルの当てはめによる黒毛和種雌牛の体重の発育様相の把握. 日畜会報, 54: 46-51, 1983.

Comparison of Nonlinear Growth Models for Describing Weight-Age Data in Rhode Island Red "Takikawa P₉" Females

Hironao HOUKIYAMA, Nobuyuki SUGIMOTO

Summary

Growth pattern is realized as one of characters to be improved. Then, Comparisons of nonlinear growth models were made for describing weight-age data in Rhode Island Red "Takikawa P₉" females.

1. Five nonlinear growth models with three or four parameters family, which were Brody, Logistic, Gompertz, Bertalanffy, Richards, were used to fit.
2. Fitting to mean of weight-age data for estimating the growth pattern traits, goodness of fit of Bertalanffy and Richards were better than the other models.
3. Fitting to individual weight-age data for estimating the growth pattern traits, adjusted coefficient of determination of Bertalanffy was the highest of the five models, which was 0.9882. And one of Richards was the second, which was 0.9868. In addition, one of Gompertz, Brody, Logistic was 0.9863, 0.9860, 0.9758 respectively.
4. On the test of normality to distributions of fitted parameters, Bertalanffy was better than the other models.

These results concluded that Bertalanffy is the best model for describing weight-age data in Rhode Island Red "Takikawa P₉" females.

Key words: nonlinear growth model, growth pattern, Rhode Island Red, goodness of fit.

—短 報—

双子授乳母羊の体重変化の一事例

出岡謙太郎 山内 和律 寒河江洋一郎*

わが国では、家禽、乳牛、肉用牛および豚について日本飼養標準が設定されているが、めん羊の飼養標準はなく、現在それを新設する方向で検討が進められている²⁾。

めん羊は季節繁殖動物であり、基本的な繁殖サイクルは1年1産である。成雌羊の1年間は、妊娠期5ヵ月間、泌乳期4ヵ月間および乾乳・非妊娠期3ヵ月間に区分される。米国のNRC飼養標準³⁾では、これらの各ステージにおける体重変化量が規定されており、それを基にして養分要求量が定められている。めん羊の日本飼養標準を新設するにあたっては、わが国の主流品種であるサフォ

ークについて、日本の飼養条件下における成雌羊の年間の体重変化に基づいて要求量を定めるべきであると考えられる。

ここではその一段階として、乾草と濃厚飼料を給与した母羊の泌乳期における体重変化を調査した。現在、北海道立滝川畜産試験場におけるサフォークの産子数は1.8頭台なので⁴⁾、双子に授乳する母羊を対象とした。

材料と方法

供試羊は滝川畜産試験場で飼育しているサフォ

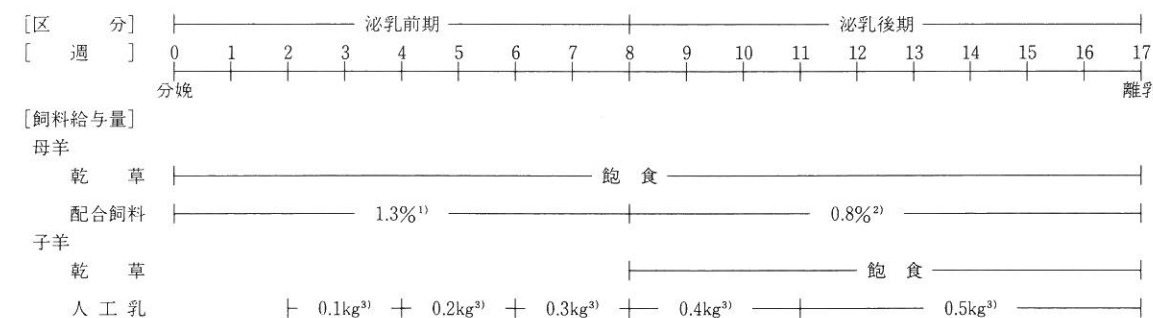


図1 試験期間の区分と飼料給与

注：¹⁻²⁾体重に対する乾物給与量の割合、基準体重は¹⁾分娩直後、²⁾分娩後8週目
³⁾乾物給与量

*現在 北海道立天北農業試験場
(受理 1993. 9. 22)

一ク成雌羊であり、1991年2月17日から3月31日までの間に双子を正常分娩した10頭を用いた。試験期間は泌乳前期8週間および泌乳後期9週間の計17週間である。

母子羊1組ずつを木製のすのこ床を備えた2.5×1.7mの飼育房に収容して飼養した。敷料は使用しなかった。体重測定は毎週1回実施した。

試験期間の区分と飼料給与を図1に示した。母羊に給与した濃厚飼料は乳用牛飼育用配合飼料であり、1日2回に分けて給与した。濃厚飼料の給与量は、泌乳前期は乾物で体重の1.3%、泌乳後期は0.8%とした。母羊に濃厚飼料を給与するときには、子羊を子羊房に収容した。このとき以外は子羊柵の出入口を開放し、子羊が母羊から自由に哺乳

乳できるようにした。乾草は出穂期のチモシーを主体とする一番草であり、飼料用カッターで細切して、1日2回、十分な残飼が出る量を与え、翌朝に残飼を計量した。水と固形塩は自由に摂取させた。

子羊には、人工乳を2週齢から、また乾草を8週齢からクリープフィーディングした。人工乳の給与量は図1のように週齢に伴って増加させ、11週齢以降は原物で0.6kg/日と一定にした。人工乳は哺乳期子牛育成用配合飼料を用い、乾草は母羊と同じものを細切し、十分な残飼が出る量を与えた。

供試飼料の一般成分と栄養価は表1のとおりである。

表1. 供試飼料の一般成分と栄養価

	水分 (%)	粗蛋白質 (%)	粗脂肪 (%)	NFE (%)	粗繊維 (乾物中%)	粗灰分 (%)	DCP (%)	TDN (%)
乾草	16.0	8.3	2.5	44.1	36.9	8.2	3.8	54.0
配合飼料	13.9	20.8	3.8	62.3	5.4	7.7	17.2	85.4
人工乳	14.5	23.5	3.5	61.1	4.5	7.4	19.6	89.5

表2. 母羊の飼料摂取量と養分摂取量

	泌乳前期		泌乳後期	
乾物摂取量 (kg/日)				
乾草	0.99 ± 0.27 ¹⁾		1.11 ± 0.31	
配合飼料	1.01 ± 0.08		0.58 ± 0.04	
計	2.00 ± 0.28		1.69 ± 0.31	
乾物摂取量 (体重当たり%)				
乾草	1.30 ± 0.37		1.60 ± 0.36	
配合飼料	1.33 ± 0.04		0.84 ± 0.06	
計	2.63 ± 0.36		2.44 ± 0.33	
養分摂取量 (%)				
CP (g/日)	292 ± 28		213 ± 28	
TDN (kg/日)	1.39 ± 0.16		1.10 ± 0.17	
養分充足率 ²⁾				
CP (g/日)	67 ± 6		64 ± 8	
TDN (kg/日)	71 ± 8		67 ± 10	

¹⁾ 平均値±標準偏差

²⁾ NRC飼養標準 (1985) に対する割合

結 果

母羊の飼料摂取量と養分摂取量を表2に示した。養分摂取量についてみると、CPは泌乳前期が292g/日、泌乳後期が213g/日であり、TDNはそれぞれ

1.39kg/日および1.10kg/日であった。参考のためNRC飼養標準³⁾の要求量に対する養分充足率を求めた。CPの充足率は泌乳前期が67%、泌乳後期が64%であり、TDNの充足率はそれぞれ71%および67%であった。

表3. 母羊の体重変化と日増体量

分娩直後 ²⁾	体 重 (kg)		日増体量 (kg/日)	
	8週目	17週目	泌乳前期	泌乳後期
76.1 ± 6.3 ¹⁾	69.4 ± 6.2	65.1 ± 6.0	-0.12 ± 0.08	-0.07 ± 0.04

¹⁾ 平均値±標準偏差

²⁾ 分娩後2日目

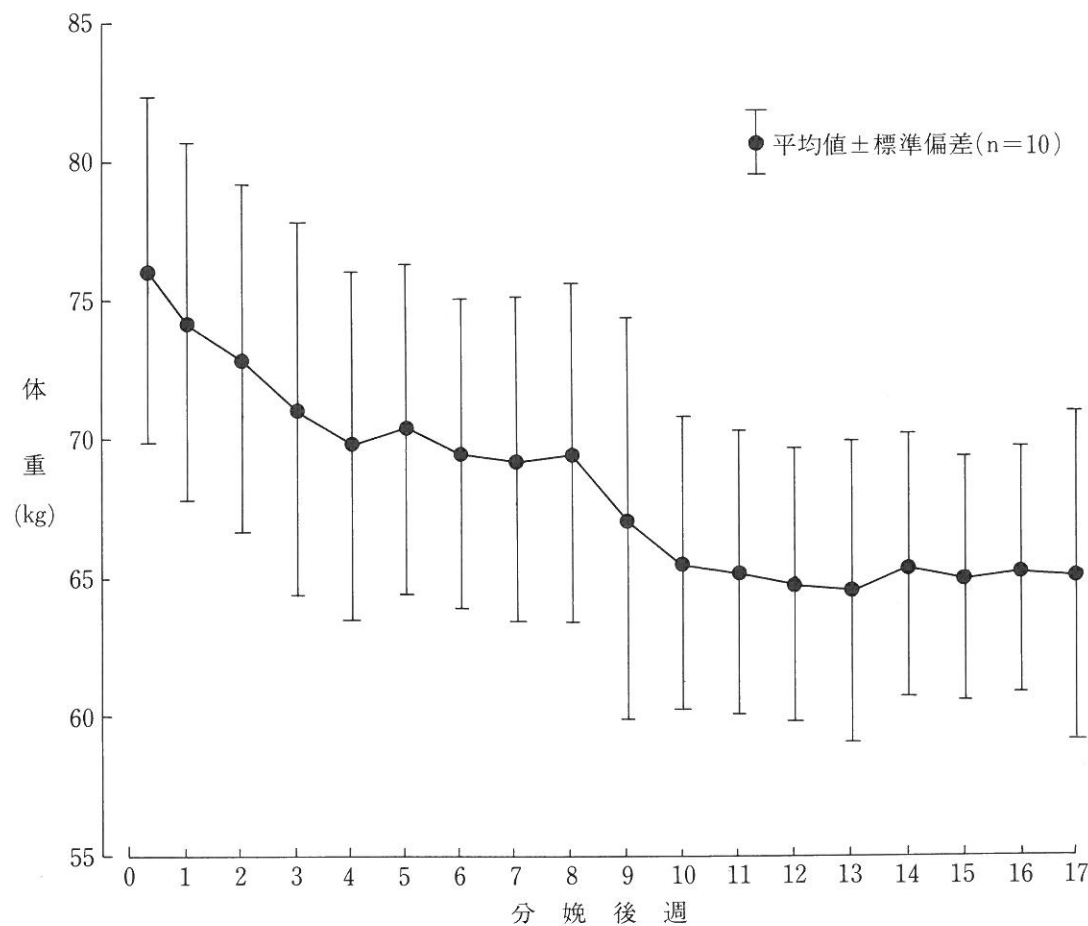


図2 泌乳期17週間における双子授乳母羊の体重変化

母羊の体重変化と日増体量を表3に示した。分娩直後体重は76.1kgであったが、分娩後8週目には69.4kgとなり、17週目にはさらに減少し65.1kgとなった。日増体量は泌乳前期が-0.12kg、泌乳

後期が-0.07kgであった。図2に示したように、体重減少が著しいのは分娩後4週目までおよび8~10週目の期間であった。

表4. 子羊の飼料摂取量と養分摂取量

	週 齢				
	2~4	5~7	8~10	11~13	14~16
乾物摂取量 (kg/日)					
乾 草	—	—	0.13±0.03 ¹⁾	0.31±0.04	0.40±0.05
人 工 乳	0.08±0.02	0.26±0.03	0.39±0.03	0.50±0.02	0.51±0.04
計	0.08±0.02	0.26±0.03	0.52±0.04	0.81±0.04	0.91±0.05
乾物摂取量 (体重当たり%) ²⁾					
乾 草	—	—	0.58±0.14	1.07±0.16	1.17±0.13
人 工 乳	0.84±0.21	1.66±0.22	1.74±0.17	1.72±0.13	1.50±0.12
計	0.84±0.21	1.66±0.22	2.32±0.25	2.79±0.25	2.67±0.20
養分摂取量					
CP (g/日)	19 ±5	61 ±7	103 ±8	142 ±6	153 ±4
TDN (kg/日)	0.07±0.02	0.23±0.03	0.42±0.04	0.61±0.03	0.68±0.30

¹⁾ 平均値±標準偏差

²⁾ それぞれ3, 6, 9, 12, 15週齢体重による。

子羊の飼料摂取量と養分摂取量を表4に示した。子羊の飼料摂取量は週齢が進むにつれて増加し、14~16週齢では、乾物で乾草を0.40kg/日、人工乳

を0.51kg/日採食した。このときの乾物摂取量の体重に対する割合は2.67%であった。

表5. 子羊の増体と日増体量

生 時 ²⁾	体 重		日増体量	
	8週齢	17週齢	0~8週齢	9~17週齢
	(kg)		(kg/日)	
4.6 ± 0.7 ¹⁾	20.1 ± 2.7	37.1 ± 3.6	0.28 ± 0.04	0.27 ± 0.03

¹⁾ 平均値±標準偏差

²⁾ 出生直後

子羊の増体と日増体量を表5に示した。生時体重は4.6kgであり、8週齢で20.1kgとなり、17週齢で37.1kgになった。日増体量は0~8週齢が0.28kg、9~17週齢が0.27kgであった。

考 察

滝川畜産試験場において、1980~1990年に生産されたサフォーク双子羊2135頭の平均体重は、生時が4.7kg、60日齢が21.3kg、120日齢が33.8kgで

あり、日増体量は0~60日齢が0.28kg、61~120日齢が0.21kgである⁵⁾。これに比べ本試験の子羊は特に9~17週齢における日増体量が高く、良好な発育成績であった。

NRC 飼養標準³⁾では、双子授乳母羊の日増体量を泌乳前期は-0.06kg、泌乳後期は0.09kgと規定しており、泌乳後期には母羊の体重が増加するようにしている。これに比べ本試験における母羊の日増体量は、泌乳前期が-0.12kg、泌乳後期が-0.07kgであり、泌乳期を通して母羊の体重が減少する傾向を示した。これは、NRC 飼養標準の養分要求量を充足していなかったためとも考えられる。しかし、アンモニア処理稲わらと濃厚飼料を泌乳前期母羊に給与し、その養分要求量をほぼ充足した場合でも、日増体量は-0.18kgであったことから⁴⁾、NRC 飼養標準で規定されている体重変化量は日本でのめん羊飼養に必ずしも適合するものではないようである。

本試験で用いた飼養法でも、哺乳子羊は良好に

発育しており、泌乳期に母羊の体重が減少しても、乾乳・非妊娠期にそれを回復させる飼養法を行えばよいわけであり、わが国の飼養条件下において成雌羊の年間の体重変化を十分に検討したうえで、日本の飼養標準を確立すべきである。

文 献

- 1) 出岡謙太郎・草刈直仁・山内和律・寒河江洋一郎・森清一 (1991) 日緬研会誌, 28: 22-27
- 2) 家畜飼養標準検討会事務局 (1988) 畜産の研究, 42 (4): 558-564
- 3) National Research Council, (1985) Nutrient Requirements of Sheep. 6th rev. ed. 45-47. National Academy Press. Washington, D. C.
- 4) 寒河江洋一郎 (1991) 北農, 58 (4): 16-22
- 5) 山内和律・出岡謙太郎・寒河江洋一郎 (1992) 滝川畜試研報, 27: 1-8

場外誌掲載論文抄録

APPENDIX

Summaries of the papers on other journals reported by the staff

Improvement of Nutritive Value of Cereal Straw by Solid State Fermentation Using *Pleurotus Ostreatus*

Masahiro OKAMOTO, Masaaki YAMAKAWA and Hidenori ABE

Utilization of Feed Resources in Relation to Nutrition and Physiology of Ruminants in the Tropics 178-185, (1992)

A series of experiments was conducted to study the effects of white rot fungal treatment of cereal straw on lignin degradation, dry matter digestibility by cellulase (Ce-DMD) and digestible organic matter intake (DOMI) in sheep. Four strains (Hi80-2, Hi76-3, IPB No. 53 and TMI30026) of *Pleurotus ostreatus* were used for the experiments. After 60 days of fermentation (Hi80-2) of rice straw, the content of acid-detergent lignin (ADL) decreased rapidly and Ce-DMD increased from 31 to 52 %. Supplementation of rice bran to the straw culture did not affect appreciably the ADL content and Ce-

DMD. Treatment of rice straw, wheat straw and soybean straw with IPB No. 53 decreased the ADL content and increased Ce-DMD remarkably. After 135 days (Hi76-3 and TMI30026) and 140 days (IPB No. 53) of fermentation of rice straw, DOMI in sheep fed treated straw was higher than that in the animals fed untreated straw. Treatment with TMI30026 increased DOMI by 58 %. These results indicate that solid state fermentation with *Pleurotus ostreatus* improves the nutritive value of cereal straw.

アンモニア処理稲わら給与による 妊娠末期～泌乳期母羊の飼養

1. 妊娠末期における濃厚飼料の給与量

出岡謙太郎・草刈 直仁・斎藤 利朗
寒河江洋一郎¹⁾・尾上 貞雄²⁾

日緬研会誌, 29: 48-54, (1993)

粗飼料としてアンモニア処理稲わらを給与したときの、妊娠末期における濃厚飼料の給与量の違いが、母羊の摂取量、体重変化、血液性状および授乳双子羊の増体に及ぼす影響を検討した。

サフォーク種の双胎妊娠羊8頭とこれらが分娩した子羊16頭を下記の2区に配し、妊娠末期6週間、泌乳前期8週間および泌乳後期9週間の飼養試験を行なった。試験処理は、妊娠末期における母羊の濃厚飼料を乾物で体重の0.6%および0.9%とする2処理である(0.6%区および0.9%区)。両区とも泌乳期における母羊の濃厚飼料は前期1.4%、後期1.1%とした。子羊に対しては、2週齢から人工乳を、また8週齢からアンモニア処理稲わらをクリープフィーディングした。

母羊の養分摂取量は、妊娠末期には0.9%区が高かったが、

泌乳の前期および後期では両区に差は認められなかった。母羊のアンモニア処理稲わらの摂取量(体重比)は、妊娠末期が0.75~0.85%、泌乳前期が1.10~1.29%、泌乳後期が1.46~1.63%であり、各期とも両区に差は認められなかった。血中の3-HB濃度は妊娠末期において上昇し、分娩後は乳期の進行に伴って低下した。

母羊の体重は、0.9%区のほうが妊娠末期には増加量が大きく、泌乳前期には減少量が大きかった。また、子羊の生時体重は0.9%区のほうが大きかったが、日増体量に差は認められず、17週齢時の体重は0.6%区が40.9kg、0.9%区が43.6kgであった。

¹⁾ 現在 北海道立天北農業試験場

²⁾ 北海道立新得畜産試験場

妊娠末期におけるアンモニア処理稲わら給与が 双胎妊娠羊の飼養と血液性状に及ぼす影響

出岡謙太郎・草刈 直仁・山内 和律
寒河江洋一郎¹⁾・尾上 貞雄²⁾

日緬研会誌, 29: 16-22, (1992)

妊娠末期羊の粗飼料として、無処理稲わら(RS区)、アンモニア処理稲わら(ARS区)および蒸煮後アンモニア処理稲わら(SARS区)を自由摂取させ、母羊の飼料摂取量、体重変化および血液性状に及ぼす影響を検討した。

6週後に分娩を予定しているサフォーク種の双胎妊娠羊16頭を上記の3区に配した。濃厚飼料の給与量は乾物で体重の0.6%とした。

稲わらをアンモニア処理すると摂取量が増加し、蒸煮後アンモニア処理すると摂取量はさらに増加した。

全飼料からのCPおよびTDN摂取量は、SARS区(220gおよび0.93kg)とARS区(195gおよび0.89kg)に比較

してRS区(128gおよび0.61kg)が少なかった。子羊の生時体重は区間に有意差は認められなかったが、母羊の日増体量は、SARS区(0.24kg)とARS区(0.22kg)に比較してRS区(0.08kg)が少なかった。SARS区とARS区に比較してRS区の血液性状では、グルコース濃度が低く、遊離脂肪酸濃度は高い値で推移しており、飼料から摂取した養分だけでは胎子の発育に不十分で、母羊の体貯蔵養分が動員されたと考えられた。

¹⁾ 現在 北海道立天北農業試験場

²⁾ 北海道立新得畜産試験場

アンモニア処理稲わら給与時における濃厚飼料の 給与量が泌乳前期母羊の飼料摂取量、 体重変化および血液性状に及ぼす影響

出岡謙太郎・草刈 直仁・山内 和律
寒河江洋一郎・森 清一¹⁾

日緬研会誌, 28: 22-27, (1991)

双子に授乳する泌乳前期母羊に対して、粗飼料としてアンモニア処理稲わらを給与したときの、濃厚飼料の給与量の違いが母羊の飼料摂取量、体重変化および血液性状に及ぼす影響を検討した。濃厚飼料の給与量は乾物で体重の1.4% (1.4%区) および2.0% (2.0%区) である。分娩後4日目のサフォーク種母羊12頭を上記の2処理に配し、分娩後42日目まで飼養した。

濃厚飼料の乾物摂取量は、1.4%区1.24kg、2.0%区1.87kgであった。アンモニア処理稲わらの乾物摂取量は、1.4%区1.08kg、2.0%区0.86kgであり、2.0%区が少なかった。CPおよびTDN摂取量は1.4%区(357gおよび1.58kg)より2.0%区(469gおよび2.01kg)が多く、NRC標準比はい

ずれも、1.4%区が約80%、2.0%区が約100%であった。

試験期間中における母羊の体重減少は、1.4%区13.4kg (0.35kg/日)、2.0%区6.7kg (0.18kg/日)であり、2.0%区のほうが少なかった。子羊の日増体量は1.4%区0.28kg、2.0%区0.33kgであり、2.0%区のほうが増体は良好であった。

血中の遊離脂肪酸濃度は1.4%区のほうが高い値で推移し、2.0%区よりも体脂肪の動員が活発であったと推測された。

¹⁾ 北海道立中央農業試験場

肥育子羊における粗飼料としての アンモニア処理稲わら、無処理稲わら およびオーチャードグラス乾草の比較

出岡謙太郎・山内 和律・寒河江洋一郎

日緬研会誌, 28: 17-21, (1991)

子羊を肥育するときに濃厚飼料と併給する粗飼料としてアンモニア処理稲わら(ARS区)、無処理稲わら(RS区)およびオーチャードグラス乾草(H区)を比較した。試験期間は体重30kg(平均13週齢)から体重50kg(平均25週齢)までの約12週間である。

各区に4頭ずつ計12頭の子羊を配し、単飼とした。濃厚飼料の給与量は乾物で体重の2.1%とし、この他に上記3種の粗飼料をそれぞれ自由摂取させた。

給与した濃厚飼料はほぼ全量が摂取された。粗飼料の乾物摂取量はARS区が最も多く、H区が少なかった。CPとTDNの摂取量は、ARS区とH区に比較してRS区が少な

かった。

日増体量は、有意差は認められなかったが、ARS区(0.25kg)とH区(0.27kg)に比べRS区(0.23kg)は低い傾向にあった。枝肉成績も区間に有意差は認められなかった。しかし、背脂肪の厚さについては、ARS区とH区は6mm以上であったが、RS区は5mm以下であった。

Takikawa Animal Husbandry Experiment Station of Hokkaido.

735 Higashi-Takikawa. Takikawa-shi,
Hokkaido, 073 JAPAN

Bull. Takikawa Anim. Husb. Exp. Stn.

滝川畜試研報 No.28

— Jan 1994 —

平成6年1月4日印刷
平成6年1月31日発行

編集兼
発行者

北海道立滝川畜産試験場

北海道滝川市東滝川735
☎2211~2213 郵便番号073

印刷所

(株) 総 北 海

旭川市東旭川町上兵村(工業団地)
☎5556 郵便番号 078
