

ホルスタイン種雄牛の個体成長記録に対する 非線形成長モデルの当てはめ

寺脇 良悟・新納 正之*・山口 齊*・熊田善一郎*・福井 豊

帯広畜産大学, 帯広市 080

* 農林水産省家畜改良センター新冠牧場, 静内郡静内町 056-01

Fitting of the nonlinear growth models on a series of age - body weight and - body measurements data in Holstein bulls

Yoshinori TERAWAKI, Masayuki SHINNO*, Hitoshi YAMAGUCHI*,
Zen-ichiroh KUMADA* and Yutaka FUKUI

Obihiro University of Agriculture and Veterinary Medicine,
Obihiro-shi 080.

* National Livestock Breeding Center Nikappu Station,
Shizunai-cho Shizunai-gun 056-01

キーワード：ホルスタイン, 雄牛, 成長, 非線形, モデル

Key words : Holstein, Bull, Growth, Nonlinear, Model

要 約

131頭のホルスタイン種雄牛の個体成長記録に対して5種の非線形成長モデルを当てはめ、これらのモデルの適合性について比較検討した。分析対象は、体重、体高、体長、腰角幅および胸囲である。5種の非線形成長モデルは、Brody, Logistic, Gompertz, Bertalanffy および Richards である。成熟値、自由度2重調整済み寄与率および残差の自己相関係数を適合性の指標とした。Richards モデルの適合性は全般的に最も高かったが、解の収束は困難であり、パラメータを推定するためにパラメータに対する制限の付加が必要であった。Brody モデルの適合性は Richards モデルに次いで高かったが、実測値と比較して成熟値を過大評価する傾向が顕著であった。Logistic モデルの適合性は最も低かった。Bertalanffy モデルの適合性は Richards モデルと Brody モデルに次いで高く、しかも、大きな欠点が認められなかった。これらの結果から、本研究で用いた0~60あるいは72ヶ月齢までの成長記録に対して、Bertalanffy モデルは5種のモデルの中でもっとも適切であると考えられた。

緒 言

家畜の成長は生産性と密接に関連していることから、古くから研究が行われており、多数の成長モデル

が提唱されている。非線形成長モデルのパラメータはそれぞれ生物学的意義づけが可能なことから (BROWN et al.; 1976)、近年、ホルスタイン雌牛 (師ら; 1985) や黒毛和種雌牛 (向井ら; 1980, 和田ら; 1983, 板野ら; 1992, 山岸ら; 1990, WADA and NISHIDA; 1987) の個体成長記録への当てはめが報告されている。また、非線形成長モデルの推定パラメータに関する詳細な研究も行われている。師ら (1985) はホルスタイン雌牛の体各部位の個体成長記録に5種の非線形成長モデルを当てはめ、最適モデルの検討と推定パラメータの要因分析を行った。向井ら (1980) や和田ら (1983) は黒毛和種雌牛の体測定値に非線形発育モデルを当てはめ、最適モデルの検討と発育様相の把握について報告した。推定した非線形成長モデルのパラメータの家系間差 (板野ら; 1992) や品種間差 (山岸ら; 1990) さらには遺伝的性質 (WADA and NISHIDA; 1987) についての研究も行われている。これらの研究の多くは雌牛に関するものが多く、雄牛の成長記録についての研究報告はほとんどない。

本研究の目的は、限られた月齢範囲内の記録を用いて成熟値までもを含めた成長様相を把握するため、ホルスタイン種雄牛の体各部位の個体成長記録に対して5種の非線形成長モデルを当てはめ、最適モデルの検討を行うことである。

材料と方法

個体成長記録は、農林水産省家畜改良センター新冠

牧場で測定したホルスタイン種雄牛の体測定値である。分析に用いた個体成長記録は、出生時記録を有し、最終記録が60ヶ月齢以上である131頭の記録であった。分析対象部位は13部位(体重、体高、体長、十字部、坐骨高、腰角幅、かん幅、坐骨幅、尻長、胸幅、胸深、胸囲、管囲)のうち体重、体高、体長、腰角幅および胸囲の5部位とした。

個体成長記録に当てはめた非線形成長モデルはBrody, Logistic, Gompertz, BertalanffyおよびRichardsの5種である。非線形成長モデルのパラメータはSASのNLINプロシジャ(SAS;1990)を用いて推定した。解を求めるための反復手法は修正ガウスニュートン法を用いた。個体成長記録に対する成長モデルの適合性は、成熟値、自由度2重調整済み寄与率(奥野ら;1976)および残差の自己相関係数(奥野ら;1971)を各個体・各成長モデル・各部位毎に算出し、比較検討した。自由度2重調整済み寄与率は、Richardsモデルのパラメータ数(4個)が他のモデルより1個多いため、パラメータ数に影響されない指標として用いた。さらに、実測値に対する推定成長曲線の偏りの指標として残差の自己相関係数を用いた。なお、Richardsモデルの当てはめに際しては解の収束が困難な場合がかなり多かったため、積分定数のパラメータBと曲線の型を規定するパラメータMに対してそれぞれ $B \leq 1$ および $0 \leq M \leq 6$ の制限(向井ら;1980)を加えた。その結果、Richardsモデルについても131頭の全部位についてパラメータの推定が可能となった。

結 果

表1に60ヶ月齢における体測定値の記述統計量を示した。体重の平均は約1,150 kgであり、他の報告(正田;1978)に近い値であった。体高、体長、腰角幅および胸囲の平均は以前の報告(寺脇ら;1995)より一般的に大きい値であった。推定した体重の成熟値を成長モデル毎に表2に示した。Brodyモデルで推定した成熟値の平均は約1,425 kgであり、5種のモデルで最も大きかった。また、60ヶ月齢平均実体重よりも約275 kgも大きく推定された。最も大きく推定された個体の成熟値は1,933.8 kgであった。Brodyモデルに次いでRichardsモデルで成熟値が大きく、Bertalanffyモ

表1 60ヶ月齢の体測定値の統計量

部 位	個体数	平 均	標準偏差	最大値	最小値
体重(kg)	128	1,147.8	83.64	1,312.0	863.0
体高(cm)	129	164.1	5.11	179.8	151.0
体長(cm)	129	202.1	6.80	214.8	179.9
腰角幅(cm)	129	65.2	2.91	73.0	58.6
胸囲(cm)	129	246.3	7.65	270.0	221.0

表2 各モデルで推定した体重の成熟値

モ デ ル	平 均	標準偏差	最小値	最大値
Brody	1,424.6 ^a	153.79	979.8	1,933.8
Logistic	1,114.7 ^e	77.97	878.9	1,278.3
Gompertz	1,171.0 ^d	84.69	901.6	1,345.0
Bertalanffy	1,210.0 ^c	91.35	915.6	1,407.0
Richards	1,292.3 ^b	149.87	913.6	1,800.7

a, b, c, d; p<0.01

表3 体重に関する各モデルの自由度2重調整済み寄与率

モ デ ル	平 均	標準偏差	最小値	最大値
Brody	0.992 ^b	0.0061	0.952	0.999
Logistic	0.976 ^d	0.0071	0.961	0.991
Gompertz	0.990 ^c	0.0042	0.976	0.998
Bertalanffy	0.993 ^b	0.0038	0.971	0.999
Richards	0.995 ^a	0.0035	0.974	0.999

a, b, c, d; p<0.01

デル, Gompertzモデル, Logisticモデルの順で推定値が小さかった。体重の自由度2重調整済み寄与率を表3に示した。全般的に、寄与率は高く、各成長モデルは実測値に対して適合性が良好であることが認められた。Richardsモデルの寄与率が高く、次いでBertalanffyモデル, Brodyモデルの寄与率が高く推定された。Logisticモデルの寄与率は他のモデルと比較し、実測値に対する適合性が低かった。体重について推定した各成長モデルの残差の自己相関係数を表4に示した。Richardsモデルの残差の自己相関係数は他のモデルと比較して大変小さかった。Logisticモデルの残差の自己相関係数は0.739と大きく推定され、推定成長曲線が実測値に対してかなり偏っていることが認められた。

実測値に対する各非線形成長モデルの適合性を比較するため、成熟値、自由度2重調整済み寄与率および残差の自己相関係数を各部位毎に順位づけした結果を表5に示した。なお、成熟値と自由度2重調整済み寄

表4 体重に関する各モデルの残差の自己相関係数

モ デ ル	平 均	標準偏差	最小値	最大値
Brody	0.290 ^d	0.2525	-0.671	0.741
Logistic	0.739 ^a	0.0972	0.380	0.965
Gompertz	0.596 ^b	0.1717	-0.049	0.883
Bertalanffy	0.445 ^c	0.2261	-0.384	0.812
Richards	0.189 ^e	0.2711	-0.733	0.606

a, b, c, d; p<0.01

表 5 成熟値、自由度 2 重調整済み寄与率および残差の自己相関係数についての各モデルの順位付け

モデル	成熟値				
	体重	体高	体長	腰角幅	胸囲
Brody	1	2	2	2	2
Logistic	5	5	5	5	5
Gompertz	4	4	4	4	4
Bertalanffy	3	3	3	3	3
Richards	2	1	1	1	1

自由度 2 重調整済み寄与率					
Brody	3	1, 2	2	2	3
Logistic	5	5	5	5	5
Gompertz	4	4	4	4	4
Bertalanffy	2	3	3	3	1
Richards	1	1, 2	1	1	2

残差の自己相関係数					
Brody	2	2	2	2	2
Logistic	5	5	5	5	5
Gompertz	4	4	4	4	4
Bertalanffy	3	3	3	3	3
Richards	1	1	1	1	1

与率は大きい順に、残差の自己相関係数は絶対値の小さい順に順位を付けた。各成長モデルの順位は部位が異なってもほとんど変わらなかった。Richards モデルと Brody モデルは成熟値を大きく推定し、Bertalanffy モデルと Gompertz モデルが中位に位置し、Logistic モデルは小さく推定する傾向が認められた。自由度 2 重調整済み寄与率は Richards モデル、Brody モデル、Bertalanffy モデルの順で大きく、Logistic モデルで最も小さかった。残差の自己相関係数に関する各モデルの順位は部位が異なってもまったく変わらなかった。Richards モデルが最も偏りが小さく、Logistic モデルが最も偏りが大きかった。

1 個体の体重の実測値と 5 種の推定非線形成長曲線

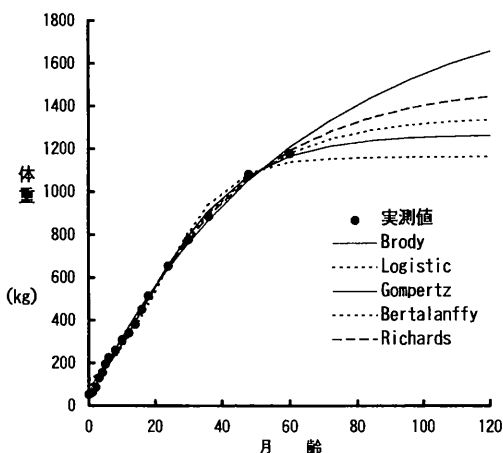


図 1 体重の実測値と成長曲線

を図 1 に示した。Brody 成長曲線は 60 ヶ月以降も著しく増加する傾向を示した。一方、Logistic 成長曲線は 60 ヶ月齢ですでに過小評価しており、その後の増加傾向もほとんど認められない。Logistic 成長曲線は実測値に対して過大評価する月齢範囲と過小評価する月齢範囲が明確に分かれた。

考 察

ホルスタイン種雄牛の個体成長記録に対して 5 種類の非線形成長モデルを当てはめ、各モデルの適合性を比較検討した。Richards モデルは自由度 2 重調整済み寄与率と残差の自己相関係数に関して、最も適合性が高いと評価された。この結果は師ら (1985) の結果と同様であった。しかしながら、Richards モデルの場合、解の収束が困難な場合が多く、向井ら (1980) は Richards モデルを分析から除外している。また、和田ら (1983) は Richards モデルの解の収束を改善する目的で 2 つの方法を検討している。本研究においても多くの個体で解の収束が困難であったため、パラメータ M と B に制限 ($B \leq 1, 0 \leq M \leq 6$) を加えた。Brody モデルの自由度 2 重調整済み寄与率および残差の自己相関係数は Richards モデルに次いで良好な適合性を示し、師ら (1985) の報告と一致した。しかし、成熟値の推定値が非常に大きく、実測値より極端に大きい値になった。これは、本研究での記録が 60 ヶ月齢あるいは 72 ヶ月齢が最終の測定時点であることと関係すると推察される。また、Brody モデルの成熟速度パラメータは他のモデルより小さく推定されていることから、Brody モデルでは成熟値に達する月齢が他のモデルより遅い傾向にあると推察される。Logistic モデルの適合性は 5 種のモデル中最も悪い結果であった。Logistic モデルの推定値は実測値に対して過大評価である月齢と過小評価である月齢の範囲が明瞭に分かれている。この傾向は師ら (1985) の報告と同様であった。このため、残差の自己相関係数は 0.739 と大きな値であった。これは、Logistic モデルの適合性が最良であった向井ら (1980) の報告とまったく対照的であった。向井ら (1980) は測定開始月齢が比較的遅く (約 7~10 ヶ月齢)、その後 1 ヶ月毎に測定された記録を分析している。一方、本研究で用いた材料は、出生時記録をもち、若齢時では測定間隔が短く、加齢に伴って測定間隔が長くなる。このように、両研究で用いた測定記録の性質が大きく異なることがモデル適合性の違いに反映されたと考えられる。Bertalanffy モデルの自由度 2 重調整済み寄与率は、胸囲および体重でそれぞれ 1 番および 2 番目に高い値であり、その他の部位では Richards モデル、Brody モデルに次いで 3 番目に高い値であった。また、残差の自己相関係数はすべての部位で Richards モデル、Brody モデルに次いで 3 番目に小さい値であった。さらに、Bertalanffy モデ

ルには上述した Richards モデルと Brody モデルの欠点は認められない。以上のことから、本研究で用いた記録では、Bertalanffy モデルが最適であると考えられた。

謝 辞

ホルスタイン種雄牛の体重ならびに体各部位の成長を長年にわたり記録され蓄積されてこられた農林水産省家畜改良センター新冠牧場に係わる数多くのみなさまに対して深謝いたします。

文 献

- BROWN, J. E., H. A. FITZHUGH, Jr. and T. C. CARTWRIGHT, (1976) A comparison of nonlinear models for describing weight-age relationships in cattle. *J. Anim. Sci.* **42**: 810-818
- 板野志郎・大久保忠旦・沢崎 徹・松井寛二, (1992) ホルスタイン種乳用牛の成長パラメータ値とその家系間差. *日畜会報*, **63**: 332-334
- 向井文雄・和田康彦・並河 澄・棚瀬勝美, (1980) 黒毛和種雌牛の体測定値への非線形発育モデルの当てはめによる発育様相の把握. *日畜会報*, **51**: 247-255
- 奥野忠一・久米 均・芳賀敏郎・吉澤 正, (1971) 多変量解析法. 104-112. 日科技連出版社. 東京.

- 奥野忠一・芳賀敏郎・矢島敬二・奥野千恵子・橋本茂司・古河陽子, (1976) 続多変量解析法. 66-75. 日科技連出版社. 東京.
- 師 守堊・平方 健・鈴木三義・三好俊三・光本孝次, (1985) 非線形成長曲線モデルを用いたホルスタイン雌牛の成長に関する研究. *帯大研報*, **14**: 163-173
- 正田陽一, (1978) 畜産大辞典. 家畜各論—乳牛—品種の項執筆. 内藤元男監修. 1054. 養賢堂. 東京.
- Statistical Analysis Systems Institute., (1990) SAS/STAT User's Guide, Version 6, Fourth Edition. 1135-1193. SAS Institute, Cary, NC.
- 寺脇良悟・末田英子・松崎重範・明見好信・福井 豊, (1995) ホルスタイン種牛における左右精巢の体測定値に対する相対成長. *北畜会報*, **37**: 15-18
- 和田康彦・佐々木義之・向井文雄・松本 豊, (1983) 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
- WADA, Y. and A. NISHIDA, (1987) Genetic aspects of the growth curve characteristics in Japanese Black cows. *Jpn. J. Zootech. Sci.*, **58**: 1078-1085
- 山岸敏宏・鈴木英作・太田 実・篠原 久・八巻邦次・水間 豊, (1990) ブラーマン種雄×黒毛和種, 日本短角種およびホルスタイン種雌の交雑 F 1 子牛の成長について. *日畜会報*, **61**: 876-882