肥育終了時日齢に伴う脂肪交雑の変化パターンの種雄牛間差

牛垣 徹・佐々木義之

京都大学大学院農学研究科, 京都市左京区 606-8502

(1998. 8. 3 受付, 1999. 2. 9 受理)

要 約 終了時日齢および脂肪交雑の集団平均が異なる 3 県の去勢肥育牛の枝肉市場記録を用いて, 脂肪交雑ナンバー (Beef Marbling Standard number, 以下 BMS ナンバーとする) の日齢への回帰に種雄牛間差が存在するのかどうかについて検討した. その結果, 3 県のいずれにおいても, BMS ナンバーの終了時日齢への偏回帰の効果と種雄牛との間の交互作用の効果が有意となり (A および B 県の場合 $P < 0.1$, C 県の場合データセット 2 で $P < 0.01$), 種雄牛ごとの終了時日齢への偏回帰係数の間に差が存在していた. また, 脂肪交雑は日齢に伴って増加し, ある日齢でピークに達するが, そのピークに達する日齢およびピーク時の脂肪交雑の入り具合は種雄牛により異なっていた. 以上の結果より, 脂肪交雑に関する種牛評価を行う際, 終了時日齢の影響を共通回帰ではなく, 種雄牛内あるいは個体内回帰として考慮していく必要があると推察される.

日本畜産学会報, 70 (9) : J151-J156, 1999

牛肉の輸入自由化に伴い, 安価な外国産の牛肉が市場に出回るようになり, わが国の牛肉産業を取り巻く情勢が変化した. 脂肪交雑に優れた和牛肉は, 輸入自由化の影響が小さかった. とくに A-5, A-4 規格の牛肉は輸入自由化の影響をほとんど受けなかった¹⁾. これはわが国では, 脂肪交雑に優れた牛肉が高級牛肉として高く評価されており, 輸入牛肉に対する競争力が強かったためである. したがって, 現在では国内生産者にとって脂肪交雑に優れた和牛の生産が, より重要になってきている.

脂肪交雑がよく入るかどうかは品種および系統あるいは個体によって非常に差がある. 黒毛和種は, 一般にその能力が高い品種であるとされているが, ばらつきが大きい²⁾. 黒毛和種去勢肥育牛における屠殺日齢は平均的に 27 ヶ月から 30 ヶ月であるが, 脂肪交雑の入り具合は種雄牛ごとに大きく異なっている. 一方, 脂肪交雑の形成が始まるのは約 12 ヶ月齢前後と種雄牛ごとにほとんど差がない³⁾. このことから, 脂肪交雑の日齢に伴う増加傾向が種雄牛ごとに違っていることが示唆される.

しかるに, これまで脂肪交雑に関する遺伝的パラメータの推定や種牛評価では, 終了時日齢への回帰の効果は全種雄牛の後代の記録から得られる共通回帰として取り扱われている. すなわち, 脂肪交雑の日齢に伴う変化パターンの種雄牛間差は考慮されてこなかった. 種雄牛ご

とに脂肪交雑の日齢に対する回帰が異なっているならば, その違いを考慮せずに共通回帰を当てはめると, 遺伝的パラメータの推定値や種牛の評価値に偏りが生じることになる.

そこで, 脂肪交雑の日齢への回帰に種雄牛間差が存在するのかどうかについて検討を行った. その際, 肥育終了時日齢および脂肪交雑の集団平均の異なる 3 県での去勢肥育牛のフィールド記録を用いた.

材料および方法

材料として, 終了時日齢および脂肪交雑の集団平均が異なる 3 県で収集されたフィールド記録を用いた. これらの記録は, A 県では 1988 年から 1996 年に, B 県では 1988 年から 1997 年に, および C 県では 1988 年から 1996 年に, 枝肉市場に出荷された去勢肥育牛のフィールド記録で, 各県のデータから自県産以外の肥育牛の記録を除去した. またデータの抽出条件は, いずれの県においても枝肉市場と出荷年度との組み合わせ当たりの記録数が 100 以上で, 肥育農家当たりの記録数が 20 以上であることとした. これらのデータの編集を行った後の記録数は, A 県で 12,828 記録, B 県で 17,078 記録および C 県で 23,556 記録となった.

これらの記録を用いて, BMS ナンバーに対する母数効果の有意性検定を行った. 検定には疎行列計算サプ

連絡者: 佐々木義之 (fax : 075-753-6340, e-mail : sasaki@kais.kyoto-u.ac.jp)

Table 1. Simple statistics of BMS number, starting age and slaughter age in three populations

Population	Trait	Number of records	Mean	Standard deviation	Minimum	Maximum
A	BMS number ^{a)}		7.2	2.18	2	12
	Starting age (day)	12,828	273.5	30.85	120	553
	Slaughter age (day)		965.2	59.48	711	1,462
B	BMS number ^{a)}		6.1	2.30	1	12
	Starting age (day)	17,078	275.3	29.40	144	591
	Slaughter age (day)		871.4	57.94	537	1,277
C	BMS number ^{a)}		3.6	1.40	1	11
	Starting age (day)	23,556	294.9	33.26	167	476
	Slaughter age (day)		729.2	48.42	524	941

^{a)} Marbling is classified from 1 to 12 grade and the lowest marbling is graded as 1, while the highest is graded as 12.

ルーチン FSPAK¹³⁾に基づく混合モデルにおける母数効果の有意性検定プログラム GLMTEST⁹⁾を用いた。母数効果には主効果として枝肉市場と出荷年度の組み合わせ、すなわち市場一年度の効果および肥育農家の効果を、共変量として導入時日齢および終了時日齢への2次までの回帰の効果を考慮した。

個体モデルの単形質 REML 法³⁾を用いて BMS ナンバーに関する遺伝的パラメータの推定を行うのと同時に母数効果の最良線形不偏推定値 (BLUE) を得た。なお、数学モデルには母数効果の有意性検定により 5% 水準で有意であった効果のみを取り上げた。血統記録としては肥育牛から 2 世代まで遡った。計算には MTDFREML プログラム¹⁾を用いた。

BMS ナンバーと終了時日齢との間の関係の種雄牛間差を検討するために、BLUE を用いて終了時日齢への回帰の効果以外の母数効果に関して、BMS ナンバーの補正を行った。まず、市場一年度の効果および肥育農家の効果に対しては、それぞれの効果について得られた BLUE の平均値からの個々の BLUE の偏差を、BMS ナンバーの値から差し引いて補正を行った。次に、共変量の開始時日齢への回帰の効果に対しては、開始時日齢の平均値からの偏差に、偏回帰係数の BLUE を乗じた値を BMS ナンバーの値から差し引いて補正を行った。

BMS ナンバーの補正後、後代を 50 頭以上有する種雄牛の後代の記録を抽出した。その結果、記録数は A 県で 12,494 記録、B 県で 16,253 記録および C 県で 22,371 記録となった。

これらの記録を用いて、A 県および B 県では式-1、C 県では式-2 の数学モデルによる最小二乗分散分析⁴⁾を

行った。なお、計算には SAS¹⁴⁾の GLM プロシジャを用いた。また、GLM における仮説検定には、タイプ I の平方和を用いた。

$$Y_{ij} = \mu + \beta_1 (A_{ij} - \bar{A}) + \beta_2 (A_{ij} - \bar{A})^2 + S_i + \beta_1 * S_i + \beta_2 * S_i + e_{ij} \quad \text{式-1}$$

$$Y_{ij} = \mu + \beta_1 (A_{ij} - \bar{A}) + S_i + \beta_1 * S_i + e_{ij} \quad \text{式-2}$$

ただし、

Y_{ij} ; i 番目の種雄牛の j 番目の後代肥育牛の補正した BMS ナンバー、 μ ; 全平均、 S_i ; i 番目の種雄牛の効果 (変量効果)、 β_1 ; 補正 BMS ナンバーの終了時日齢への 1 次偏回帰係数、 β_2 ; 補正 BMS ナンバーの終了時日齢への 2 次偏回帰係数、 A_{ij} ; i 番目の種雄牛における j 番目の後代牛の終了時日齢、 $\bar{A}$; 終了時日齢の算術平均、 $\beta_1 * S_i$; i 番目の種雄牛と 1 次偏回帰係数との間の交互作用、 $\beta_2 * S_i$; i 番目の種雄牛と 2 次偏回帰係数との間の交互作用、 e_{ij} ; 残差である。

さらに、C 県においてはデータを 1992 年を境に、前半をデータセット C₁ (1988 年～1991 年)、後半をデータセット C₂ (1992 年～1996 年) として、2 つのデータセットごとに分析を行った。なお、データの抽出条件および補正法、ならびに分析方法はこれまでのものと同様である。その結果、記録数はデータセット C₁ で 9,916 記録、データセット C₂ で 13,894 記録となった。

結果および考察

3 県のフィールド記録から算出した BMS ナンバー、導入時日齢および終了時日齢に関する基本統計量は表 1 に示すとおりである。BMS ナンバーの平均値は A 県が 7.2 と最も高く、C 県が 3.6 と最も低くなっていた。ま

脂肪交雑の変化パターン

Table 2. Statistical test of fixed effects for BMS number in three populations

Source of variation	A		B		C	
	DF	Mean square	DF	Mean square	DF	Mean square
Market—Year	19	134.89**	32	69.29**	26	52.17**
Farm	95	19.48**	162	22.22**	129	8.85**
Starting age						
Linear	1	70.67**	1	59.80**	1	41.91**
Quadratic	1	2.06	1	0.19	1	2.22
Slaughter age						
Linear	1	318.63**	1	604.82**	1	215.30**
Quadratic	1	19.15**	1	91.91**	1	0.91
Residual	12,709	1.74	16,879	2.13	23,396	1.32

** ; P<0.01

Table 3. Least squares analysis of the adjusted BMS number in populations A, B and C

Source of variation	A		B		C	
	DF	Mean square	DF	Mean square	DF	Mean square
Linear regression (β_1)	1	903.75**	1	1,557.81**	1	1,897.30**
Quadratic regression (β_2)	1	96.02**	1	198.30**	—	—
Sire (S)	14	132.84**	28	292.48**	61	68.86**
Interaction $\beta_1 * S$	14	6.13†	28	5.92†	61	1.88
Interaction $\beta_2 * S$	14	4.88	28	6.10†	—	—
Residuals	12,449	3.84	16,166	4.14	22,247	1.66

** ; P<0.01, † ; P<0.1

た、導入時日齢の平均は、A 県が 273.5 日齢と最も短く、C 県が 294.9 日齢と最も長かった。しかし、導入時日齢の平均値の差は高々 20 日程度であり、3 県において大きな違いはなかった。一方、終了時日齢の平均値についてみると、A 県が 965.2 日齢と最も長く、C 県が 729.2 日齢と最も短く、3 県において大きな違いが存在していた。以上のことから、導入時日齢では県ごとの違いがほとんど存在しないが、肥育期間が県によって大きく異なり、その差が終了時日齢の違いに反映されていることが分かった。

3 県における BMS ナンバーに対する母数効果の有意性検定の結果を表 2 に示した。市場—年度および肥育農家の効果は、3 県のいずれにおいても高度に有意であった (P<0.01)。さらに、導入時日齢への回帰の効果は、3 県のいずれにおいても 1 次のみが高度に有意で、2 次は有意ではなかった。一方、終了時日齢への回帰の効果は、A 県および B 県においては 1 次と 2 次ともに高度に有意であったが、C 県では 2 次が有意ではなく 1 次のみが

高度に有意であった。

道後ら²⁾は、兵庫県での BMS ナンバーに対する最小二乗分散分析において、共変量では肥育期間への 1 次の偏回帰のみが有意となり、終了時日齢への偏回帰は有意ではなかったと報告している。また、モデル内に考慮する共変量として、西村ら¹²⁾は終了時日齢への 1 次の偏回帰を、福原ら⁶⁾は肥育期間への 1 次の偏回帰を考慮している。これらの報告では、共変量として肥育期間への 1 次の偏回帰、あるいは終了時日齢への 1 次の偏回帰を考慮しているが、本研究では A 県および B 県の集団において終了時日齢への回帰の効果が 2 次まで有意となった。これらの県では近年、肥育が長期に亘るようになったために、脂肪交雑が直線的に増加しなくなり、BMS ナンバーの終了時日齢への 2 次回帰が有意になったものと推察される。

そこで、市場—年度の効果、肥育農家の効果および導入時日齢への 1 次の回帰の効果について BMS ナンバーを補正した後、A 県および B 県では式-1 により、また C

Table 4. Least squares analysis of the adjusted BMS number in two data sets of populations C

Source of variation	Data set C ₁		Data set C ₂	
	DF	Mean square	DF	Mean square
Linear regression (β_1)	1	493.36**	1	450.64**
Sire (S)	39	37.63**	34	37.58**
Interaction $\beta_1 * S$	39	1.46	34	2.61**
Residuals	8,186	1.78	12,688	1.54

** ; $P < 0.01$

Fig. 1. Regression of Beef Marbling Standard (BMS) number on slaughter age for five sires in population A.

Fig. 2. Regression of Beef Marbling Standard (BMS) number on slaughter age for five sires in population B.

県では式-2により最小二乗分散分析を行った。それらの結果を表3に示した。終了時日齢への1次偏回帰係数と種雄牛との間の交互作用の効果は、A県およびB県のいずれの県においても10%水準で有意な変動が認められ、2次偏回帰係数と種雄牛との間の交互作用の効果は、B県において有意な変動が認められた ($P < 0.1$)。緒言でも述べたように脂肪交雑の形成の始まる時期がほぼ同じ12ヶ月齢¹⁵⁾で、終了時点の脂肪交雑が種雄牛ごとに大きく異なっている(表1)ことから、脂肪交雑の増加曲線も種雄牛ごとに違っていることが予想される。このように生物学的には当然と予想される事象を実際にデータで示そうとする場合、しかもフィールドデータを用いた本分析の場合、有意水準が5%を切っても10%以内であれば、結論を大きく間違った方向に導くことはないと考えられる。このような観点から、本分析では有意水準として10%を採用した。ここでの結果は、A県およびB県の集団においては脂肪交雑の終了時日齢に伴う変化パターンが種雄牛ごとに異なっていることを示している。しかし、C県の場合、終了時日齢への1次偏回帰係数と種雄牛との間の交互作用の効果は10%水準でも有意で

なかった。

このように、C県では種雄牛ごとの偏回帰係数間に差がないようであった。しかし、1992年におけるC県の種牛評価において脂肪交雑に関して遺伝的に卓抜した種雄牛が出現した。そこでC県のデータを1992年を境にデータセットC₁(1988年～1991年)およびデータセットC₂(1992年～1996年)の2つに分割した。これらの2つのデータセットについて式-2により最小二乗分散分析を行った結果を表4に示した。終了時日齢への1次偏回帰係数と種雄牛との間の交互作用の効果は、データセットC₁では有意でなかったが、データセットC₂では高度に有意であった ($P < 0.01$)。このことから、C県においても近年、脂肪交雑に関する遺伝的能力に優れた種雄牛の出現によって、種雄牛ごとの偏回帰係数の間に有意な違いが生じてきたものと推察される。

そこで、A県、B県およびC県における供用頻度上位5頭の種雄牛の後代における終了時日齢に対するBMSナンバーの回帰曲線をそれぞれ図1、図2および図3に示した。図1に示したA県の場合、種雄牛1および種雄牛2の後代では1,200日齢までBMSナンバーがほぼ直

Fig. 3. Regression of Beef Marbling Standard (BMS) number on slaughter age for five sires in population C (data set C₂).

線的に増加していたが、種雄牛3の後代では、1,100日齢付近で、種雄牛4および種雄牛5の後代では、1,000日齢付近でBMSナンバーの増加がほぼピークに達していた。一方、図2に示したB県では種雄牛3の後代は、1,100日齢までBMSナンバーがほぼ直線的に増加していたが、それ以外の種雄牛の後代では、1,000日齢前後でBMSナンバーがほぼピークに達する緩やかな変化パターンを示していた。その中で、種雄牛5だけは700日齢から900日齢にかけての上昇が顕著であった。さらに、C県のデータセットC₂に現れた供用頻度上位5頭の種雄牛の後代における終了時日齢に対するBMSナンバーの変化パターンはいずれも直線であったが(図3)、種雄牛4の回帰直線の傾きが他の4頭に比べて大きく、急であった。このような種雄牛間の差を、枝肉単価についてではあるが長嶺¹⁰⁾も示唆している。

A県、B県およびC県における肥育終了時日齢の平均は表1に示したごとく、それぞれ965, 871および729日齢となっており、終了時日齢の異なる集団でもある。終了時日齢の違いとの関連でみると、日齢に伴う脂肪交雑の変化パターンが日齢の最も若いC県の種雄牛はいずれも直線であるのに対して、日齢の進んでいるA県およびB県の種雄牛は10頭中7頭が曲線となっていることが分かる。しかし、いずれの場合も種雄牛ごとの変化パターンは違っていた。C県では種雄牛4および種雄牛2の傾きが大きく、種雄牛3および種雄牛1の傾きが小さかった。また、B県では種雄牛2、種雄牛1および種雄牛4がほぼ平行に変化しているのに対して、種雄牛5は肥育の後半に追い上げるような形で脂肪交雑が増加していた。一方、A県では脂肪交雑が1,000日齢位でピークに達するタイプの種雄牛と1,200日齢に至っても直線的に増加するタイプの種雄牛が認められた。

以上の結果から、日齢に伴い脂肪交雑は増加し、ある日齢でピークに達するが、そのピークに達する日齢およびピーク時の脂肪交雑の程度は種雄牛により異なっていることが分かる。このことは、脂肪交雑がピークに達するのはそれ以上脂肪交雑が入る余地が無くなったためにピークに達するというのではなく、遺伝的に定められたレベルに達した時点でピークに達することを示唆している。このように考えると、黒毛和種去勢肥育牛におけるロース芯の脂肪交雑が12ヶ月齢で入り始め、その後、24ヶ月齢まで直線的に増加し、24ヶ月齢以後30ヶ月齢の間は顕著な増加は認められなかったという報告¹⁵⁾は、それらの肥育牛は遺伝的にそのレベルに定められていたと考えられ、今回1,200日齢になっても脂肪交雑が、ある種雄牛の後代では上昇し続けていたという結果と何ら矛盾するものではないことが分かる。言い換えれば、脂肪交雑がどの位の月齢で、あるいはどのレベルでピークに達するかを一般論として述べることはできないことを示唆している。

このように、日齢に伴う脂肪交雑の変化パターンが種雄牛ごとに異なっていることが明らかとなった。このことは肥育牛個体ごとにも脂肪交雑の変化パターンがあることを示唆している。また、Meyer⁸⁾は乳牛の泌乳乳質での反復記録において、これらの記録を変量回帰⁴⁾としてモデルに取り込むことを提案した。これと同様に、脂肪交雑に関する種牛評価の際にも、終了時日齢への回帰の効果を共通回帰ではなく、種雄牛内回帰あるいは個体内回帰として考慮していく必要があると推察される。

文 献

- 1) Boldman KG, Kriese LA, Van Vleck LD, Kachman SD. A manual for use of MTDFREMLA set of programs to obtain estimates of variance and covariances. U.S. Department of Agriculture. Agricultural Research Service. Clay Center, NE, USA 1993.
- 2) 道後泰治・鳥飼善郎・藤中邦則. 但馬牛の枝肉情報を基にした産肉特性と種雄牛の評価. 兵庫県立中央農業研究センター研究報告, 28: 1-6. 1992.
- 3) Graser HU, Smith SP, Tier B. A derivative-free approach for estimating variance components in animal model by restricted maximum likelihood. *Journal of Animal Science*, 64: 1362-1370. 1987.
- 4) Harvey WR. User's Guide for LSMLMW - Mixed model least-squares and maximum likelihood computer program. Ohio State University. Columbus. 1985.
- 5) Henderson CR, Jr. Analysis of covariance in the mixed model: higher-level, nonhomogeneous, and random regressions. *Biometrics*, 38: 623-640. 1982.
- 6) 福原利一・守屋和幸・原田宏. 新牛枝肉取引規格の歩留等級形質に関する遺伝的パラメータの推定と種雄牛評

- 価. 日本畜産学会報, 60 : 1128-1134. 1989.
- 7) 田先威和夫監修. 新編畜産大事典. 第1版. 672-675. 養賢堂. 東京. 1996.
- 8) Meyer K. Modeling 'repeated' records : covariance functions and random regression models to analysis animal breeding data. *Proceedings of the 6th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production*, 25 : 517-520. 1998.
- 9) Moriya K, Takayanagi S, Sasaki Y. GLMTEST-Programs for hypothesis test of fixed effects in mixed model. *Proceedings of the 6th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production*, 27 : 469-470. 1998.
- 10) 長嶺慶隆・林 孝・佐藤 博. 産子の屠殺日齢が種雄牛の評価に及ぼす影響. 日本畜産学会報, 59 : 585-589. 1998.
- 11) 新山陽子. 畜産の企業形態と経営管理. 日本経済評論社. 東京. 1997.
- 12) 西村 健・守屋和幸・佐々木義之. 旧牛枝肉取引規格における脂肪交雑評点のBMSへの変換式に関する検討. 日本畜産学会報, 66 : 527-532. 1995.
- 13) Perez-Enciso M, Misztal I, Elzo MA. FSPAK : An interface for public domain sparse matrix subroutines. *Proceedings of the 5th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production*. 22 : 87-88. 1994.
- 14) SAS Institute. Inc. SAS User's Guide : Statistics. Ver. 5 ed. SAS Institute Inc. Cary, NC. 1985.
- 15) 山崎敏雄. 肥育度と月齢が肉牛の肉量及び肉質に及ぼす影響Ⅲ. 黒毛和種去勢牛の脂肪交雑と, 部分肉筋肉内の脂肪含量の月齢変化について. 草地試験場研究報告, 18 : 69-77. 1981.

Sire Differences in Marbling Patterns of Rib-eye Area at Various Slaughter Ages

Toru USHIGAKI and Yoshiyuki SASAKI

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

Corresponding : Yoshiyuki SASAKI (fax : +81 (0) 75-753-6340, e-mail : sasaki@kais.kyoto-u.ac.jp)

The data for this study consisted of a total of 53,462 steers of three populations with differences in slaughter age and genetic level of marbling. The purpose of this study is to investigate if there is any difference among sires in the regression of marbling pattern on the slaughter age. The results from the analysis of each of the three populations consistently showed that sires had a significant effect on marbling and interacted significantly with the regression of marbling on the slaughter age ($P < 0.1$ in two populations A and B, and $P < 0.01$ in sub-dataset 2 of population C). Although marbling increases with age until it reaches the peak, both age and degree of marbling at the peak of marbling vary from sire to sire. On the basis of these results, it is reasonable to conclude that the genetic evaluation of marbling in beef cattle should fit an individual regression of marbling on age within sire rather than a common regression among sires.

Animal Science Journal, 70 (9) : J151-J156, 1999

Key words : Marbling, Slaughter age, Regression, Interaction, Beef