

## 肥育農家の枝肉成績における枝肉市場と出荷年度間の変動及び この変動を考慮した数学モデルによる育種価予測値の比較

藤中邦則\*・道後泰治\*・太田垣進\*

### 要 約

出荷先や出荷年度による各肥育農家の枝肉成績の変動程度と、この変動を考慮した時の育種価予測値への影響を検討した。1988～2000年に兵庫県内の枝肉市場に出荷された兵庫県産黒毛和種肥育牛22,756頭の枝肉記録を用いた。まず、市場×年度×農家の推定値から同一農家内の市場・年度間の差(農家内差)を計算した。次に、枝肉市場、出荷年度と肥育農家の3要因を別々の主効果として取り上げ、両モデルで得られた育種価がどの程度一致しているかを検討した。併せてデータ選択時の副次級記録数(以下選択記録数と呼ぶ)の影響を検討した。

- 1 枝肉重量の農家内差は最大143kgと大きく、各農家の種々の要因を反映したものであった。また、選択記録数が大きいほど、農家内差は小さかった。ただし、形質によって選択記録数による農家内差への影響は異なった。
- 2 枝肉出荷量の安定している農家であっても、その枝肉成績は市場や年度によって大きく変動した。
- 3 モデルと選択記録数が異なる場合、予測育種価間の相関係数は、0.89～1.00の範囲であった。モデルが異なり、選択記録数の差が大きい時に相関係数が低く、異なる育種価が予測された。
- 4 従って、異なるモデルで得られた育種価が、将来の枝肉成績にどの程度当てはまるかを検証する必要があると考えられた。

### Variation in Carcass Records of the Farm between Market and Year and the Comparison of Predicted Breeding Values between Mathematical Models with or without Considering this Variation

Kuninori FUJINAKA, Taiji DOHGO and Susumu OHTAGAKI

### Summary

The variation in carcass records of farms between carcass markets and years and the influence on predicted breeding values under consideration of this variation were investigated.

Records of 22,756 fattened cattle shipped to markets in Hyogo Prefecture from 1988 to 2000 were used. The differences of BLUEs between the market x year x farm subclass within the farms (difference in farms) were calculated by the model which included market x year x farm as one fixed effect. Also, breeding values were predicted by the model which included carcass market, year and farm as separate fixed effects, then both breeding values were compared.

The influence of subclass number in the data choice was also examined.

- (1) The difference in farms was large in the carcass weight, with a maximum of 143kg, and it was reflected in some factors of the farms. It was also shown that the difference in farm became smaller as the number of subclasses became larger. But the influence on the difference in farm by the number varied according to carcass traits.
- (2) Carcass records were varied greatly by markets and years, even though the farms shipped carcasses regularly.
- (3) Correlation coefficients between the breeding values predicted from the different models with different number of subclasses were of the range of 0.89～1.00. The correlation coefficient was low and different breeding values were predicted when the model was different

2002年8月30日受理

\* 農林水産技術総合センター畜産技術センター

and the difference in the number of records was large.

(4) Therefore, it was necessary to verify how much the breeding values predicted with different models would apply to the prospective carcass records.

キーワード：黒毛和種, 枝肉形質, 肥育農家, 育種価, 母数効果推定値

緒 言

わが国においても、フィールド記録を用いた枝肉形質に関する種牛評価が可能であることが示されており<sup>10)</sup>、各県において肉牛の育種価が広く予測され、改良に利用されている<sup>10)</sup>。種牛評価の際の環境要因として、年次<sup>2, 5, 6, 8, 9, 11, 12, 16)</sup>、枝肉市場<sup>9, 11, 16)</sup>、年次×市場<sup>11, 16)</sup>、肥育地域<sup>3, 8, 9, 11, 15, 16)</sup>などが取り上げられている。また、これらに加えて肥育農家<sup>2, 12, 14, 16)</sup>を取り上げ、山岸ら<sup>16)</sup>は農家間のバラツキが大きいとしている。さらに、長嶺ら<sup>7)</sup>は、農家の規模によって、枝肉成績に差があり、また、種雄牛の評価値も異なるとしている。

一方、同一農家であっても、市場間や年度間で、枝肉成績に変動がある。市場間変動の原因としては、肥育の仕上がり状態による枝肉市場の選択などが、一方、年度間変動の原因としては、技術の改善または失敗、牛舎や施設の設定変更、従事者の交替、家族の健康状態などがある。母数効果として、単に農家を取り上げた場合には、このような変動は考慮されない。その結果として、種牛の育種価予測値が影響を受ける可能性を否定できない。そこで、まず、同一農家の市場・年度間変動がどの程度であるかを明らかにし、次に、この変動を考慮した場合

としない場合の育種価の予測値を比較した。

材料及び方法

1988～2000年に兵庫県内の枝肉市場に出荷された兵庫県産黒毛和種肥育牛22,756頭の枝肉記録と補助登記まで遡った血統記録を用いた。

育種価予測にあたり、枝肉市場、出荷年度と肥育農家の取り上げ方に関し、2種類の数学モデルを検討した。一つは、市場×年度×農家の組み合わせを一つの主効果として取り上げるモデル、他方は三つの要因を別々の主効果として取り上げるモデルである。以下前者をmモデル、後者をpモデルという。両モデルとも、これらに加えて、共変量として出荷時日齢への2次までの回帰を、母数効果として性を取り上げた。分析にあたり、mモデルでは市場・年度・農家の選択記録数を3、5、10または16以上、pモデルでは、肥育農家の選択記録数を3、5、10、20または50以上として、枝肉記録を選択した。以下、mモデルのデータセットを選択記録数に応じてm3、m5、m10、m16、pモデルのデータセットを同様にp3、p5、p10、p20、p50という。各データセットのデータ数と母数効果の水準数を表1に示した。

表1 mモデルとpモデルの各データセットの記録数と各母数効果の水準数

|       | m モ デ ル  |        |        |        | p モ デ ル |        |        |        |        |
|-------|----------|--------|--------|--------|---------|--------|--------|--------|--------|
|       | m 3      | m 5    | m10    | m16    | p 3     | p 5    | p10    | p20    | p50    |
| 記 録 数 | 21,259   | 19,500 | 15,917 | 12,199 | 22,662  | 22,578 | 22,224 | 21,498 | 20,102 |
| 水 準 数 | 市場×年度×農家 |        |        |        |         |        |        |        |        |
|       | 1,767    | 1,254  | 709    | 404    |         |        |        |        |        |
| 市 場   |          |        |        |        | 5       | 5      | 5      | 5      | 5      |
| 年 度   |          |        |        |        | 13      | 13     | 13     | 13     | 13     |
| 農 家   |          |        |        |        | 270     | 245    | 190    | 135    | 90     |

mモデル：主効果として市場×年度×農家を含む、pモデル：主効果として市場、年度、農家を含む

表2 p3データセット中の枝肉形質と出荷日齢の基本統計量

|     | 枝肉重量  | ロース芯面積          | バラ厚  | 皮下脂肪厚 | 歩留基準値 | 脂肪交雑 | 出荷日齢 |
|-----|-------|-----------------|------|-------|-------|------|------|
|     | kg    | cm <sup>2</sup> | cm   | cm    | %     |      | 日    |
| 平 均 | 379.4 | 48.7            | 6.73 | 2.07  | 73.5  | 6.6  | 970  |
| 偏 差 | 40.8  | 6.8             | 0.76 | 0.65  | 1.10  | 2.2  | 57   |
| 最 小 | 206   | 22              | 3.2  | 0.3   | 68.9  | 2    | 754  |
| 最 大 | 535   | 79              | 10.3 | 5.5   | 79.0  | 12   | 1230 |

表3 各データセットの農家別市場年度推定値の最大最小差の最大値

| データセット | 枝肉重量     | ロース芯面積               | バラ厚     | 皮下脂肪厚   | 歩留基準値  | 脂肪交雑 |
|--------|----------|----------------------|---------|---------|--------|------|
| m3     | 142.8 kg | 19.9 cm <sup>2</sup> | 2.16 cm | 2.75 cm | 3.56 % | 7.75 |
| m5     | 110.5    | 20.0                 | 1.63    | 2.75    | 3.56   | 6.61 |
| m10    | 77.2     | 11.8                 | 1.53    | 1.13    | 1.96   | 5.78 |
| m16    | 74.9     | 10.1                 | 1.28    | 0.91    | 1.81   | 4.68 |

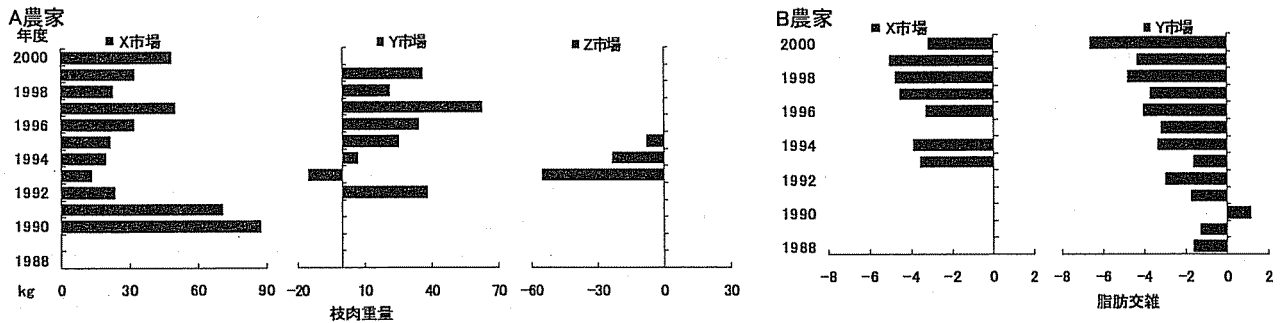


図1 A農家とB農家の枝肉重量と脂肪交雑の市場・年度別最良線形不偏推定値(枝肉重量で市場ごとのスケールが異なる)

分析対象形質として枝肉重量, ロース芯面積, バラの厚さ, 皮下脂肪の厚さ, 歩留基準値と脂肪交雑(以下それぞれ, CW, RE, RT, SFT, DP およびBMSと呼ぶ)の6形質を取り上げ, 個体モデルの単形質REML法<sup>4,10)</sup>により分散成分を推定するとともに, 育種価予測と母数効果を推定した. 表2にP3での分析対象形質と出荷時日齢の基本統計量を示した. 分析にはMTDFREMLプログラム<sup>1)</sup>を用いた.

同一農家の市場又は年度による枝肉記録の変動程度をみるために, 市場×年度×農家の推定値を農家別に分類し, 一農家について市場・年度の推定値が二つ以上ある場合にそれらの推定値中の最大値と最小値の差を計算した. この差を以下, 農家内差といい, 本報告では, この農家内差を市場・年度間の変動の指標とした.

次に, 異なるモデルとデータセットから計算された育種価予測値がどの程度一致しているかをみるために, 育種価が得られた父牛と母牛のそれぞれについて, 各データセット間の総当たりで, 共通して育種価を持つ個体のうち, 後代の記録を持つものだけを選択し, 選択された各個体の育種価間の相関係数を計算した. 選択された個体数は父牛ではm16とP50間の80頭からm3, P3, P5, P10の相互間の94頭の範囲であり, 母牛ではm16とP50間の9,717頭からP3とP5間の15,670頭の範囲であった.

## 結 果

農家内差を得られた農家数すなわち市場・年度の推定値を二つ以上持つ農家数はm3, m5, m10, m16でそれぞれ169, 125, 83, 55戸であった. 各データセットで

の各形質の農家内差の最大値を表3に示した. このうち, m3のCW 142.8kgは, A農家のX市場・1991年度の推定値87.6kgとZ市場・1993年度の-55.2kgの間で, またm3のBMS 7.75は, B農家のY市場・1990年度の1.13とY市場・2000年度の-6.61の間でみられた. 図1に各市場でのA農家の年度別CW推定値と, B農家のBMS推定値を示した. 最大値は各形質を通じてm3ではいずれも大きい値であり, m16では小さくなる傾向であった.

表4に農家内差の度数分布をパーセントで示した. m3ではどの形質でも各階層にほぼ等しく分布していたが, 選択記録数が大きいほど, 差の大きい階層の農家割合は小さくなった.

図2は農家ごとの市場・年度の推定値数を4刻みでグループ化し, グループ別に農家内差の平均値を示したものである. いずれのグラフも右上がりになっており, 各データセットの各形質を通じて, おおむね推定値数が多いほど, 農家内差の平均値が大きい傾向であった. また, 推定値数の少ない農家グループでは農家内差の平均値が小さく, かつ, 選択記録数間の差も小さかった. 推定値数の増加に伴って, 選択記録数間の差が広がる傾向であったが, RTとBMSでは差の広がり程度が小さく, SFTとDPでは大きかった.

表5に各データセットから計算された共通個体の育種価間の相関係数のうち, P5, P50, m5およびm16相互間の値を示した. 得られた相関係数を父牛と母牛間で比較すると, 同じデータセット間では, どの形質でも父牛と母牛の相関係数は類似する結果であった. Pモデル相互間の内, 表5に示したP5とP50間の相関はいずれも高かった. また, 表には示さなかったが, P3とP5

表4 各データセットの農家別市場年度推定値の最大最小差の頻度分布 (%)

|                           |        | データセット |     |     |     |
|---------------------------|--------|--------|-----|-----|-----|
|                           |        | m 3    | m 5 | m10 | m16 |
| 枝肉重量 (kg)                 | < 21.7 | 17     | 20  | 19  | 33  |
|                           | < 34.9 | 16     | 14  | 28  | 27  |
|                           | < 48.2 | 17     | 25  | 28  | 24  |
|                           | < 61.4 | 21     | 22  | 14  | 11  |
|                           | < 74.7 | 15     | 11  | 8   | 4   |
|                           | ≧ 74.7 | 14     | 8   | 2   | 2   |
| ロース芯面積 (cm <sup>2</sup> ) | < 3.6  | 19     | 18  | 27  | 40  |
|                           | < 5.6  | 14     | 17  | 29  | 33  |
|                           | < 7.6  | 17     | 27  | 28  | 13  |
|                           | < 9.6  | 21     | 19  | 11  | 13  |
|                           | < 11.6 | 15     | 10  | 4   | 2   |
|                           | ≧ 11.6 | 15     | 9   | 2   | 0   |
| バラ厚 (cm)                  | < 0.46 | 18     | 25  | 30  | 29  |
|                           | < 0.68 | 17     | 17  | 28  | 27  |
|                           | < 0.89 | 17     | 17  | 20  | 27  |
|                           | < 1.11 | 15     | 22  | 12  | 11  |
|                           | < 1.32 | 17     | 12  | 7   | 5   |
|                           | ≧ 1.32 | 17     | 7   | 2   | 0   |
| 皮下脂肪厚 (cm)                | < 0.34 | 18     | 20  | 23  | 36  |
|                           | < 0.56 | 13     | 18  | 39  | 45  |
|                           | < 0.77 | 21     | 26  | 29  | 15  |
|                           | < 0.98 | 20     | 19  | 7   | 4   |
|                           | < 1.2  | 14     | 10  | 2   | 0   |
|                           | ≧ 1.2  | 14     | 6   | 0   | 0   |
| 歩留基準値 (%)                 | < 0.61 | 17     | 19  | 31  | 40  |
|                           | < 0.96 | 14     | 19  | 24  | 25  |
|                           | < 1.30 | 18     | 26  | 30  | 29  |
|                           | < 1.64 | 21     | 15  | 10  | 4   |
|                           | < 1.98 | 13     | 12  | 5   | 2   |
|                           | ≧ 1.98 | 17     | 9   | 0   | 0   |
| 脂肪交雑                      | < 1.4  | 20     | 22  | 19  | 22  |
|                           | < 2.3  | 16     | 18  | 18  | 25  |
|                           | < 3.2  | 17     | 14  | 20  | 25  |
|                           | < 4.1  | 14     | 18  | 20  | 15  |
|                           | < 5.0  | 16     | 16  | 14  | 13  |
|                           | ≧ 5.0  | 18     | 14  | 7   | 0   |

の相関はどの形質でも1.00であり、Pモデルの5つのデータセット相互間でみても、RTの父牛のP3とP50間での0.96が最低で、いずれも相関は高かった。mモデル相互間では、表5のm5とm16間の相関はP5とP50間よりもやや低かった。また、表に示さなかったが、各形質でm3とm5間の相関は高く、父牛、母牛とも0.99から1.00の範囲であった。mモデルの4つのデータセット相互間で見るとRTのm3とm16間の父牛で0.94とやや低い値であった。Pモデルとmモデル間ではPモデルの各データセットとm3や表5に示したm5間では父牛、母牛の各形質で0.95以上の高い相関であった。しかし、m10やm16との相関は低下し、RTのm16とP50間の父牛で0.89と最低であった。

### 考 察

図1に示したA農家のCW推定値では、Z市場に出荷されたCWは軽く、また、1993年度には3市場を通じて、軽い傾向にあった。これは、この農家が、仕上げ体重の軽い個体をZ市場に出荷する傾向があり、また、1990年にF<sub>1</sub>肥育から和牛肥育に切り替え、92年頃から肉質改善を目的に行った極端なビタミンA制限を反映した結果であった。B農家のBMS推定値は1990年度をピークに年々低下の傾向が見られた。この農家は、技術的な努力にもかかわらず、成績が向上せず、2000年には廃業に至った。このように、市場・年度別の農家の推定値とその最大値と最小値との差である農家内差は、各農家の種々の要因を反映したものであった。

表3のm16で各形質を通じて最大値が小さかったことは、選択記録数を大きくすることで、農家内差の極端に

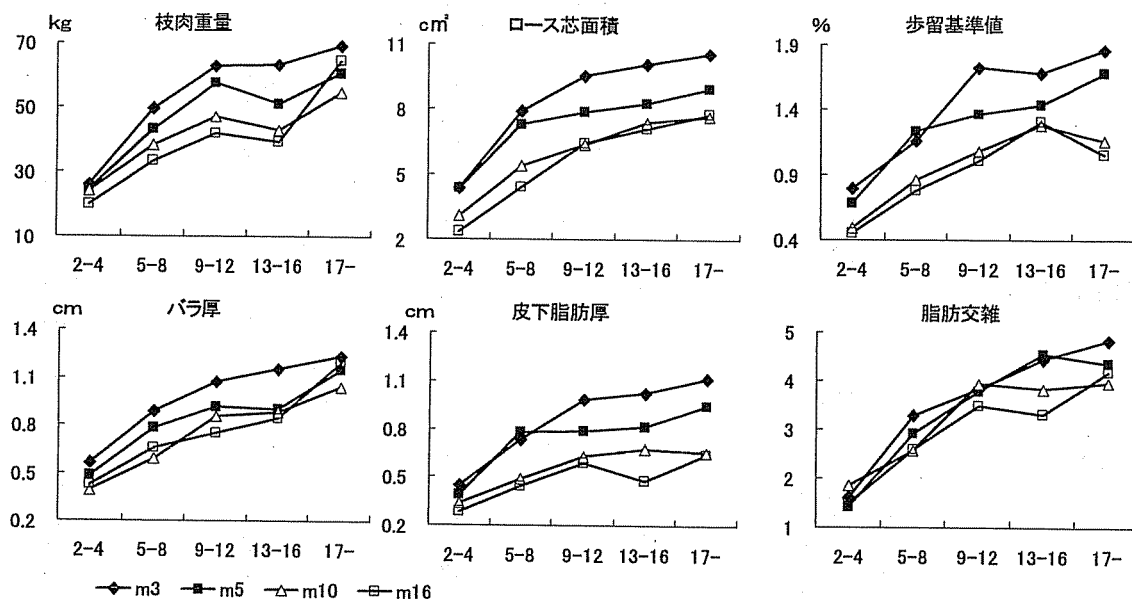


図2 各データセットでの推定値数別農家別の市場・年度の最良線形不偏推定値の最大値と最小値の差の平均値

表5 P5, P50, m5とm16データセットの種雄牛と母牛の予測育種価間の相関係数

| モデル   | P5   | P50  | m5   | m16    | P5   | P50  | m5   | m16  |
|-------|------|------|------|--------|------|------|------|------|
| 枝肉重量  |      |      |      | ロース芯面積 |      |      |      |      |
| P5    |      | 0.99 | 0.95 | 0.92   |      | 0.99 | 0.97 | 0.95 |
| P50   | 0.98 |      | 0.96 | 0.93   | 0.99 |      | 0.98 | 0.96 |
| m5    | 0.97 | 0.97 |      | 0.96   | 0.99 | 0.99 |      | 0.97 |
| m16   | 0.92 | 0.93 | 0.96 |        | 0.94 | 0.95 | 0.96 |      |
| バラ厚   |      |      |      | 皮下脂肪厚  |      |      |      |      |
| P5    |      | 0.99 | 0.96 | 0.92   |      | 0.99 | 0.97 | 0.94 |
| P50   | 0.96 |      | 0.96 | 0.93   | 0.99 |      | 0.97 | 0.95 |
| m5    | 0.97 | 0.95 |      | 0.96   | 0.97 | 0.97 |      | 0.97 |
| m16   | 0.92 | 0.89 | 0.94 |        | 0.92 | 0.92 | 0.96 |      |
| 歩留基準値 |      |      |      | 脂肪交雑   |      |      |      |      |
| P5    |      | 0.99 | 0.97 | 0.94   |      | 0.99 | 0.98 | 0.96 |
| P50   | 0.99 |      | 0.97 | 0.95   | 0.99 |      | 0.98 | 0.96 |
| m5    | 0.98 | 0.98 |      | 0.97   | 0.99 | 0.98 |      | 0.98 |
| m16   | 0.92 | 0.94 | 0.95 |        | 0.94 | 0.94 | 0.95 |      |

対角の左下は種雄牛の育種価間の相関係数、右上は母牛の育種価間の相関係数。

大きな農家のデータを除去できることを示している。前述のA農家とB農家を例にとると、m16では、A農家のCWの農家内差は65.3kg、B農家のBMSの農家内差は、1.56であった。表4でも選択記録数が大きいほど差の大きい階層の農家割合が小さくなったことから、選択記録数を大きくすることで、データ数の少ない市場・年度の記録が除外され、データの安定性が高まったものと考えられる。また、図2でRTとBMS以外の4形質では推定値数別の各農家グループで選択記録数の大きいデータセットにおいて農家内差の平均値が小さく、選択記録数を大きくすると、全体的にも農家内差が小さくなっていった。しかしRTとBMSでは選択記録数を大きくした時、

農家内差の極端に大きな農家のデータを除去できるが、全体的な農家内差の縮小の程度は他の4形質よりも小さかった。すなわち、形質によって選択記録数による農家内差への影響は異なるものと考えられた。また、図2では各データセットを通じて推定値数の多い農家グループの農家内差が大きかった。推定値の数が多いことは、多年度の多市場に渡って枝肉を出荷していることを示しているが、このように安定して枝肉を出荷している農家であっても、その枝肉成績は市場や年度によって大きくばらつくことが示された。吉上ら<sup>10)</sup>は複数の肥育農家をグループ化し母数効果として扱うよりも個々の肥育農家をばらばら効果として扱う方が農家間の技術差を除去できると

しており、市場・年度によるバラツキが大きい場合、農家を変量効果とすることも有効な方法と考えられる。

予測された育種価間の相関係数は、Pモデルであれば、選択記録数が3から50の範囲で相互に高く、種牛の育種価をほぼ同様に予測しているものと考えられた。一方、mモデル相互間やPモデルとmモデル間では相関係数はやや低く、後代を持つ種牛に限っても、育種価が異なって予測される結果となった。この原因としてmモデルでは選択記録数を大きくした時にデータ数が減少することがあるであろう。この減少がデータの安定性を増し、育種価の予測をより正確なものとしているか、または貴重な情報を欠落させているかは、明らかではない。ただし、今回の結果から、同一農家であっても市場・年度間のバラツキは大きく、Pモデルではこのようなバラツキを考慮できないことは明らかである。また、相関係数が低いことから、いずれかのモデルでの予測育種価が真の育種価に近いことが予想される。実際の育種価予測ではm16は記録の選択基準が厳しく、評価対象個体数が少なくなりすぎることも事実である。従って今後は、このような現実を考慮しつつ、異なるモデルで得られた育種価を持つ種牛の後代が、どのような枝肉成績を示すかを検証するなど、さらに検討を加える必要がある。

#### 引用文献

- (1) Boldman, K. G., L. A. Kriese, L. D. Van Vleck, C. P. Van Tassell and S. D. Kachman (1995) : A Manual for Use of MTDFREML. A Set of Programs to Obtain Estimates of Variances and Covariances : U. S. Department of Agriculture, Agricultural Research Service.
- (2) 道後泰治・鳥飼善郎・藤中邦則 (1992) : 但馬牛の枝肉情報を基にした産肉特性と種雄牛の評価 : 兵庫県立中央農業技術センター研究報告畜産編 28, 1-6
- (3) 福原利一・守屋和幸・原田宏 (1989) : 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
- (4) Graser, H. U., S. P. Smith, and B. Tier (1987) : A derivative free approach for estimating variance components in animal models by restricted maximum likelihood : Journal of animal science 64, 1362-1370
- (5) 伊藤要二・佐々木義之 (1985) : 枝肉市場成績を用いた種雄牛評価に対する母方祖父の影響 : 日本畜産学会報 56, 619-623
- (6) 熊崎一雄・芝田猛 (1985) : 和牛の優良系統造成に関する基礎的研究 4. BLUP 法による褐毛和種産肉形質に対する種雄牛評価 : 九州東海大学農学部紀要 4, 35-41
- (7) 長嶺慶隆・林孝・西田朗 (1986) : 肥育農家の規模による種雄牛評価のちがひ : 日本畜産学会報 57, 575-580
- (8) 長嶺慶隆・林孝・佐藤博 (1988) : 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
- (9) 岡西剛・向井文雄・吉村豊信 (1993) : 繁殖雌牛の体測定値を利用したアニマルモデル BLUP 法による枝肉形質の育種価予測値の正確度 : Animal Science and Technology 64, 896-903
- (10) Patterson, H. D. and R. Thompson (1971) : Recovery of inter-block information when block sizes are unequal : Biometrika 58, 545-554
- (11) 佐々木義之・伊藤要二・高崎充 (1986) : フィールドの産肉能力記録に基づく各種種雄牛評価法間の比較 : 日本畜産学会報 57, 120-125
- (12) 佐々木義之・佐々江洋太郎 (1988) : フィールド記録を用いた BLUP 法による肉用種雄牛評価のためのモデルの検討 : 日本畜産学会報 59, 23-30
- (13) Sasaki Y (1992) : The effectiveness of the best linear unbiased prediction of beef sires using field data collected from small farms : Journal of animal science 70, 3317-3321
- (14) 佐々木義之・守屋和幸 (1994) : フィールド記録に基づく肉用種雄牛評価における肥育農家および枝肉市場情報の必要性 : Animal Science and Technology 65, 265-270
- (15) Wada, Y., A. Takebe, N. Kashiwagi, and T. Abe (1993) : Selection of fixed effects in sire evaluation models using akaike's bayesian information criterion : Animal Science and Technology 64, 678-685
- (16) 山岸健二・吉田慎・大谷利之・戸塚忠・深澤修・加藤三郎 (2001) : 黒毛和種の血統情報に基づく経済形質の解明と改良に関する研究 : 静岡県畜産試験場研究報告 27, 24-29
- (17) 吉上渉・向井文雄・大山憲二 (1994) : 肥育農家を變量効果としたときの枝肉形質の遺伝的評価への影響 : 広島県立畜産試験場研究報告 10, 55-62
- (18) 幼全国和牛登録協会 (2001) : 育種価評価の現状 : 和牛誌 第217号, 48-56