ランドレース種の閉鎖群育種試験

I. 選抜差について

兵頭 勲・渡辺 彬・檜島敏男・入交義孝・大橋昭也

東京都畜産試験場, 青梅市 198.

(1988 年 2 月 1 日 受付)

要 約 ランドレース種の閉鎖群を用いて, 1978 年から 1986 年にかけて 7 世代にわたり, 1 日平均増体重, 背脂肪の厚さおよびロース断面積の 3 形質の選抜指数値 (I) による選抜試験を実施した。この試験で得られた育成豚 1,010 頭の I に関して選抜差を中心に分析した結果, 次の成績を得た。

1) I の選抜強度は, 世代当たり雄で 1.21, 雌で 0.59 であった。累積選抜差に対する選抜反応の回帰から求めた I の実現遺伝率と, その標準誤差は 0.38 ± 0.11 であった。2) 実現選抜差 (DR) の意図した選抜差 (DE) に対する比 $Q = DR/DE$ を求めた。DR と DE はほぼ等しく各世代とも $Q \approx 1$ であった。また個体の I とその個体が哺育されたとき (生時から離乳時まで) の同腹きょうだい数の関係を調べたが, 同腹きょうだい数は I に対して有意な影響を与えていなかった。3) 選抜差を大きくして改良速度を高めるため, I に関する相似交配を実施した結果, 交配された雄と雌の I に関する相関係数は 0.66 であった。この相似交配の結果, ランダム交配で切断型選抜を行ったときに期待される選抜差とほぼ同じ大きさの選抜差を, 非切断型選抜で確保することに成功した。4) 近交度が選抜に及ぼす効果を調べた。平均近交係数 8% までの範囲では, 選抜豚の産肉能力及び 1 腹産子数には近交退化がみられなかった。

緒 言

我が国の養豚における近代的雑種利用の方法が具体的に提示¹⁾されてから, その方法の基礎となる系統の作出を目指して, 豚の閉鎖群育種試験が実施²⁻⁷⁾されて来た。選抜指数式を用いた複数形質の選抜が開始され⁸⁾, 指数式の改訂^{9,10)}や超音波測定装置の使用^{11,12)}によって育種効率の大巾な改善がみられた。

東京都畜産試験場においても, 1978 年にランドレース種の系統造成試験を開始し, 1986 年に終了した。この閉鎖群育種は多くの時間と費用, 労力を必要とする上, 豚の総合的な経済能力に対する遺伝的な効果の寄与率は 0.3~0.4 程度の場合が多い。しかし, このような条件下でも環境を均一にして選抜を正確に行い, 選抜差を大きくし, 選抜反応¹³⁾を高めることが出来れば効率的な

育種を行うことができる。とくに, 選抜による改良では, 各豚に対する環境の影響のばらつきをできるだけ小さくして, 選抜の正確度を高める事が課題となる。実際の育種の現場で選抜の正確度を高め, 選抜差を大きくするための多くの工夫が効率的育種につながると考えられる。

本試験では, 閉鎖群育種によって選抜形質が目標どおりに改良された。選抜の指標としては個体自身の記録に基づく選抜指数値 (I) を用い, 相似交配により次世代を生産した。本報では各世代毎の選抜差を評価し, 分析を加えた結果を報告する。

材料および方法

供試豚は, ランドレース種における系統造成の第 1 世代 (G 1) から第 7 世代 (G 7) までの育成豚合計 1,010 頭である。各世代の供試頭数を表 1 に示した。

選抜形質はすべて育成豚自身の体重 30~90 kg における 1 日平均増体重 (DG, g/day), 体重 90 kg 時にスキニングスコープを用いて生体で測定した肩, 背および腰の皮下脂肪の厚さの平均値 (BF, cm: 肩脂肪は胸骨柄後端の直上部, 背脂肪は体長 1/2 部位, 腰脂肪は十字部を測定した。) と, 同じく体長の 1/2 部位のロー

Studies on the closed herd breeding of Landrace swine. 1. Selection differentials.

I. HYODO, A. WATANABE, T. NARASHIMA, Y. IRIMAJIRI and T. OHASHI

Tokyo Metropolitan Livestock Experiment Station, Ome-shi, 198.

ス断面積 (EM, cm^2 : 体長 1/2 及びそれより前後 10 cm の位置を測定し, 平均値を求めた。) の 3 形質とし, 選抜の指標はこれら 3 形質を含む選抜指数値である。

選抜指数式は山田らの方法^{9,10)} により作成した次の式を用いた。

$$I = 0.10099 \times DG - 16.89961 \times BF \\ + 2.44680 \times EM + C^*$$

*C は I の平均値をほぼ 50 とするための補正定数。

選抜は原則的には指数値が上位のものから順に選抜して切断型選抜となるよう努めた。

1) 意図した選抜差と実現選抜差

意図した選抜差と実現選抜差の計算を行った。実現選抜差の計算のさい, 選抜差の子豚数による重みづけには 30 kg 時の 1 腹子豚数を用いた。

2) 個体が哺育されたときの同腹きょうだい数と選抜指数値との関係

哺育されたときの同腹きょうだい数により選抜指数値

表 1 供試頭数および切断型選抜からのずれ (rb)

世 代	育成豚		選抜豚		rb	
	雄	雌	雄	雌	雄	雌
1	59	72	10	40	0.97	0.86
2	64	77	10	40	0.90	0.76
3	60	80	10	40	0.79	0.64
4	64	83	10	40	0.83	0.81
5	64	82	10	40	0.70	0.73
6	63	83	10	40	0.98	0.76
7	67	92	15	40	0.51	0.73

注: rb は選抜差に関する切断型からのずれを示す; 選抜指数値による完全な切断選抜を加えたときに得られる選抜差を Dt とし, 実現した選抜差を D として, $rb = D/Dt$ で求めた。

に差が見られるかどうかを調べた。横 (X) 軸にある個体が哺育されたときのきょうだい数を取り, 縦 (Y) 軸にその個体の I をとって散布図を描き, I の同腹きょうだい数に対する回帰を求めた。また同腹きょうだい数の大小と選抜及び淘汰の関係は χ^2 検定により分析した。

3) 選抜差を大きくするための交配に対する評価

はじめは基礎豚 (GO) を無作為に交配して G1 を生産したが, G1 の交配からは以下の方法によった。

交配は極端な近交を避け, 雄の交配頻度を一定の水準以下に保ちつつ, 総合能力である選抜指数値 (I) に関して相似交配を行った。その場合, 1 頭の雄当たりの雌の数は, ほぼ一定となるよう配慮した。G7 までに実際得られた選抜差と, もし分散が σ_x^2 である正規分布に完全な切断型選抜を加えたときとすれば得られる選抜差の理論値を求めた。そして両者を比較し相似交配の効果を検討した。

4) 近交度が選抜に及ぼす効果

選抜指数値及び繁殖性に近交退化の効果がみられるかどうかを知るために, まず I と近交係数 (F) による散布図を描き, I の F に対する回帰を求めた。ついで繁殖性については, 1 腹分娩頭数 (LS) と F による散布図から, 同じく LS の F に対する回帰を求めた。また, 選抜豚と淘汰豚の平均近交係数を求めて, 両者の差の有意性を検定した。近交係数の計算は, WRIGHT¹⁴⁾ の公式を用いて行った。

結果および考察

G7 までの選抜指数値 I および各形質の選抜強度は表 2 に示したとおりであり, 世代間での変動が大きい。また, BF を除けば性による明らかな選抜強度の差が見られ, 指数値における世代当たりの選抜強度は, 雄で 1.21 雌で 0.59 と, 雄は雌の約 2 倍であった。これは 7

表 2 選抜指数値および各選抜形質の選抜強度 (選抜差 / 表型標準偏差)

世代	選 抜 指 数 値			1 日平均増体重			背脂肪の厚さ			ロース断面積		
	雄	雌	平均	雄	雌	平均	雄	雌	平均	雄	雌	平均
1	1.41	0.57	0.99	0.87	0.29	0.58	-0.32	-0.16	-0.24	0.84	0.52	0.68
2	1.33	0.56	0.94	0.95	0.46	0.70	-0.30	-0.04	-0.17	0.95	0.53	0.74
3	1.05	0.51	0.78	0.59	0.29	0.44	-0.26	-0.24	-0.25	0.86	0.44	0.65
4	1.52	0.67	1.09	0.78	0.44	0.61	-0.41	-0.36	-0.38	1.00	0.32	0.66
5	1.12	0.60	0.86	0.73	0.47	0.60	-0.08	0.09	0.01	0.64	0.34	0.49
6	1.40	0.60	1.00	0.55	0.34	0.44	-0.11	-0.16	-0.13	1.17	0.43	0.80
7	0.65	0.65	0.65	0.70	0.48	0.59	0.28	-0.20	0.04	0.32	0.11	0.21
平均	1.21	0.59	0.90	0.73	0.39	0.56	-0.17	-0.15	-0.16	0.82	0.38	0.60

世代を通じての選抜率が雄で 16.7%, 雌で 49.7%であり, 雄に高い選抜圧がかかっていたことから予測された結果である。なお, 指数値における世代当たりの選抜差は, 雄で 11.5 雌で 5.7 であった。

切断型選抜からのずれ (rb: 表 1 注参照) の世代平均は, 雄で 0.81 雌で 0.75 となり雄の方がやや切断選抜に近い傾向を示したが, rb は世代によりかなりばらついていて (表 1)。切断選抜できなかった主な理由は, 肢蹄の弱いものを独立淘汰基準で除いたことによる。

1) 意図した選抜差と実現選抜差

G1 から G7 までの選抜指数値に関する意図した選抜差 (DE) と実現した選抜差 (DR) を表 3 に示した。

DE は単純に親の選抜差の平均であるのに対して, DR は次世代に寄与した子の数 (体重 30 kg 時) で親の選抜差が加重平均されているので, 人為淘汰と自然淘汰による選抜差の両方を含んでいる¹⁵⁾。したがって, DR の DE に対する比 $Q = DR/DE$ が 1 に近ければ, 自然淘汰は人為淘汰による選抜差に大きな影響を与えなかったことになる。

G1-G2 から G6-G7 まで $Q \approx 1$ と考えてよいので, 自然淘汰¹⁶⁾ は G7 までの選抜による人為淘汰が生み出した選抜差に大きな影響を与えなかったと言える。

このことをさらに確認するため 30 kg 時に生存していた 1 腹子豚数 (m) を縦軸にとり, 両親の I を性別に世代の平均値からの偏差になおした値の平均 (u) と, 母の I を雌の世代平均値からの偏差になおした値 (x) を横軸にとった 2 種類の散布図を描き, m の u と x に対する一次回帰を当てはめてみた。なおこの回帰のあてはめは G1 から G7 まで世代別, 性別に行った。その結果, 回帰係数はほとんどの場合正であったが, 統計的にはすべて有意とはならず, 選抜された両親および母親の I の水準によって 30 kg 時の 1 腹子豚数には差がなかったと考えられる。

表 3 選抜指数値の意図した選抜差と実現選抜差

世代	DE	DR	Q
G1 — G2	10.524	10.369	0.985
G2 — G3	11.204	11.085	0.989
G3 — G4	7.761	8.442	1.087
G4 — G5	9.819	9.940	1.012
G5 — G6	10.320	10.286	0.996
G6 — G7	7.493	7.418	0.990

DE: 意図した選抜差
DR: 実現した選抜差

$Q = DR / DE$

この場合, もし負の有意な一次回帰が得られた場合には, 低い能力の親の方が高い能力の親よりも相対的に繁殖育成成績が秀でていたこととなり, 選抜指数値や選抜法について考慮する必要がでてくる。逆に正の有意な一次回帰が得られたときには, 能力の高い親が繁殖成績も秀れていることを示しており, 選抜による改良が促進されることとなる。

2) 個体が哺育されたときの同腹きょうだい数と選抜指数値の関係

個体が哺育されたときの同腹きょうだい数とその個体の選抜指数値及び選抜・淘汰の関係を, 世代・性別に調べた。図 1 に例示したのは, G3・雌の選抜指数値と同腹きょうだい数に関する散布図であり, 選抜豚は黒丸 (●) で示した。このデータでは回帰分析の結果, 同腹きょうだい数の多い個体は選抜指数値が有意に高かった ($P < 0.05$)。データ全体では G1, G2 の雌と G5 の雄で回帰は負を示し, それ以外の 11 組の世代・性における回帰は正であったが, いずれも統計的には有意ではなかった。

G1 から G7 まで性別にプールしたデータでは, 雄において同腹きょうだい数の多い方が指数値が高かった ($P < 0.05$)。雌では統計的に有意ではなかったが, 同腹きょうだい数の多い方がやや指数値が高い傾向が見られた。

これは当初の“同腹きょうだい数の少ない子豚は多くの母乳を飲む機会に恵まれて速く増体し, 選抜される確率を高めるのではないか”という危惧とは逆の結果であ

図 1 個体が哺育されたときの同腹きょうだい数とその個体の選抜指数値との関係 (第 3 世代雌)

った。この結果は、意図した選抜差よりも実現選抜差を高める働きをする。

同腹きょうだい数と選抜・淘汰の関係では、選抜された豚の方が淘汰された豚より同腹きょうだい数が多いという関係がみられた。ここで同腹きょうだい数が少なかったのは、G1, G2, G7雌とG5雄のみであった。この結果は、G7を除くと、先に示した選抜指数値と同腹きょうだい数の関係と一致している。

すなわち、雄においては選抜指数値の高い個体が同腹きょうだい数が多く、かつ選抜されている。雌においてもほぼ雄に近い関係がみられた。

3) 選抜差を大きくするための交配に対する評価

G3の交配状況を図2に示した。x軸に父のIをとりY軸に母のIをとって散布図を描き、相関係数(r)を求めた。すなわち、能力に関して相似交配となっているかどうかをみたところ、G3では $r=0.60$ であった。G1からG6までの交配のうち、G4を除くすべての世代で相関は正で統計的に有意となり、相似交配が行なわれていた。世代の枠をはずして全体をこみにして求めた相関係数rは0.66であった。

相似交配の結果、生まれた子豚の成績と交配した両親平均能力との関係を調べた(図3)。図のごとく明らかに子のIが両親平均のIに近い値を示す傾向は、G4の他にG2, G6でみられた。またやや近い値を示す世代としてG3, G7、ほとんど示さない世代としてG5があげられる。散布図から、相似交配の程度が高いほど、

親子のIの間の相関も高い傾向があった。

西田ら¹⁷⁾は理論的な検討により選抜率が一定なら相似交配を行えば無作為交配の場合よりやや選抜差を大きくとることができるので、遺伝的改良量も大きくなることを明らかにしている。

本試験の平均選抜率は雄で17%、雌で50%である。これらの選抜率で分散が σ_x^2 である正規分布に完全な切断型選抜を加えた場合の選抜差の理論値iを次式により求めた。

$$i = z/v\sigma_x \dots\dots\dots 18)$$

[z: 標準正規分布における切断線の高さ, v: 選抜率, σ_x : 標準偏差]

式から得られる値を期待値とし、相似交配の成績を実験値として累積選抜差で比較した。 χ^2 検定の結果、雄においては、期待値と実験値がよく一致していた(表4)。雌においては、実験値が期待値より小さかったが、検定の結果は同じく期待値に適合していた。

この結果は、実際の選抜は表1に示したように切断型からかなりずれていたが、相似交配の実施が無作為交配で切断選抜をした場合と同じ選抜差を確保させたことになる。豚を切断型に選抜することは、実際上むづかしいのでこの結果は興味深い。

** : $p < 0.01$
r : 相関係数

図2 第3世代の相似交配

** : $p < 0.01$

図3 第3世代の交配により生まれた子豚(第4世代)の選抜指数値

表4 選抜差における実験値と切斷選抜のときの期待値の比較

区 世代	実 験 値				期 待 値			
	選 抜 差		累積選抜差		選 抜 差		累積選抜差	
性	雄	雌	雄	雌	雄	雌	雄	雌
1	14.90	6.50	14.90	6.51	12.60	7.90	12.60	7.90
2	14.99	5.84	29.89	12.35	12.60	7.90	25.20	15.80
3	8.88	5.82	38.77	18.17	12.60	7.90	37.80	23.70
4	14.92	6.40	53.69	24.57	12.60	7.90	50.40	31.60
5	9.87	5.75	63.56	30.35	12.60	7.90	63.00	39.50
6	11.98	6.14	75.54	36.49	12.60	7.90	75.60	47.40
7	5.62	4.14	81.16	40.63	12.60	7.90	88.20	55.30

累積選抜差における実験値 : 雄 $\chi^2 = 1.98$ n.s. $< \chi^2 (6, 0.05) = 12.59$
と期待値の差の検定 : 雌 $\chi^2 = 12.37$ n.s. $< \chi^2 (6, 0.05) = 12.59$

選抜指数値 I の遺伝率の変化を図4に示した。NISHIDA・ABE^{19,20)} は閉鎖群に継続的な選抜を加えると、その形質の遺伝率は次第に低下し育種価の分布に歪みが起こり、育種価の表型価に対する回帰（遺伝率）は曲線となることを報告している。

図4に示したとおり本試験の結果でも、分散分析法で推定した遺伝率は世代にともなってかなり低下した。なお、累積選抜差に対する集団平均の累積変化量の回帰で推定した I の実現遺伝率とその標準誤差は、雄雌平均で 0.38 ± 0.11 であった。

実際の育種場で、もし対照区（無選抜区）がとられていたならば、集団平均の変化量のうちどれだけが遺伝的な改良により、どれ程が環境の変化によるものかの区別ができて、大変興味ある結果が得られたであろう。

4) 近交度が選抜に及ぼす効果

選抜指数値に近交退化の効果がみられるか否かを知るために、選抜豚と淘汰豚の平均近交係数を求めて、両者の差の有意性を検定した。

G1とG2は近交係数はほとんど0であったので、G3以降で比較した。その結果、選抜豚と淘汰豚の間の近交係数には統計的に有意な差はみられなかったが、各世代とも選抜豚の平均近交係数の方が、淘汰豚のそれよりも高い傾向にあった。そこで、選抜豚の全体について I と近交係数の関係を調べたところ、近交係数の高い豚は I が有意に高かった ($P < 0.01$)。さらに雌については1腹分娩頭数と近交係数の関係を調べてみた。その結果、統計的に有意ではないが、回帰は正を示し、近交係数が高い豚は1腹分娩頭数が多い傾向がみられた。これらの結果からは、平均近交係数8%までの範囲では選抜豚の I および1腹産子数には、近交退化の効果はみら

れなかった。

終りに、本報のとりまとめに際し、有益な御意見をい

図4 選抜指数値 I の推定遺伝率の推移

ただいた農林水産省畜産試験場育種部第2研究室長, 西田 朗博士に深謝する。

文 献

- 1) 阿部猛夫：養豚全書, 72-100, 日本種豚登録協会, 1971.
- 2) 物江 疆・武政安一・小林博史・菅野幸基・宮沢一男・田畑正彦：埼玉畜試試験調査成績書, 40-68, 1973.
- 3) 佐野 修・新井忠夫・林 隆・永作義一：茨城豚試資料, 11, 1-86, 1974.
- 4) 松元計士・牧角一栄・中和田高夫・山下行哉：鹿児島畜試報告, 9, 51-63, 1976.
- 5) 椎葉純一・河野建夫・宮嶋松一・稲垣二郎・久野幸三：愛知農総試研報, 7, 61-65, 1977.
- 6) 井口元夫・内藤昌男・石井利男・岡崎好子・加藤良忠：千葉畜産センター研報, 2, 24-30, 1978.
- 7) 佐藤 勲・三上仁志・甲斐勝利・黒木政博・児玉州男：宮崎肉畜支場報告書, 1-71, 1982.
- 8) FREDEEN, H.T., H. MIKAMI and A. SATHER : Poultry Breeder Round Table, (U.S.A.) 1976.
- 9) 山田行雄・横内圀生・西田 朗：日本家禽学会誌, 11, 143-146, 1974.
- 10) 横内圀生・山田行雄：日本家禽学会誌, 10, 151-155, 1973.
- 11) HENNINGSTAUM : Festkrift, 307-318, Kgl. Danske, Copenhagen, 1975.
- 12) 宮沢一男・菅野幸基・田畑正彦：日豚研誌, 14, 63-71, 1977.
- 13) FALCONER, D.S. : Introduction to Quantitative Genetics, 198-263, Longman, London, 1960.
- 14) WRIGHT, S. : Amer. Nat., 56, 330-338, 1922.
- 15) LERNER, M. : Population Genetics and Animal Improvement, 111-121, Cambridge University Press, 1950.
- 16) CUNNINGHAM, P.J., M.E. ENGLAND, L.D. YOUNG and D.R. ZIMMERMAN : J. Anim. Sci., 48, 509-516, 1978.
- 17) 西田 朗・仁昌寺博・佐藤 菁：日豚研誌, 14, 125-132, 1977.
- 18) 内藤元男：畜産大事典, 181-221, 養賢堂, 東京, 1978.
- 19) NISHIDA, A., T. ABE : 日畜会報, 51, 485-494, 1980.
- 20) NISHIDA, A., T. ABE : 日畜会報, 51, 495-500, 1980.

STUDIES ON THE CLOSED HERD BREEDING OF LANDRACE SWINE

I. selection differentials

Isao HYODO, Akira WATANABE, Toshio NARASHIMA,
Yoshitaka IRIMAJIRI and Teruya OHASHI

Tokyo Metropolitan Livestock Experiment Station
Ome-shi, Tokyo 198

Selection experiments were conducted for closed herd breeding of Landrace pigs using a selection index which was based on the mean daily weight gain, backfat thickness and eye muscle area. These experiments were carried out for seven generations since 1979 up until 1986. The results of analysis of the selection differentials for selection index which were obtained from 1,010 young boars and gilts at a body weight of 90 kg were as described hereunder.

- 1) The selection intensities (selection differentials/phenotypic standard deviation) of the selection index were 1.21 for males and 0.59 for females per generation. The realized heritabilities and their standard deviation both estimated by the regressions of responses on the cumulative selection differentials of the selection index were 0.38 ± 0.11 on the average of males and females.
- 2) The ratio (Q) of the realized selection differentials (DR) to the intended selection differentials (DE) in the selection index, i.e. $Q = DR/DE$, was estimated, which turned out to be almost equal to 1 in any generation, showing that DR was almost equal to DE . The relationship between the number of littermates reared since births up to their weaning of the individuals and their individual selection indexes was investigated. There was no significant effect of the number of littermates upon the selection index of the individuals.
- 3) In order to obtain a larger selection differential and to accelerate the improvement, the assortative mating for the selection index was adopted. As a result, the coefficient of correlation between the selection index of the mated males and that of the mated females was found out to be 0.66. In spite of untruncated selection, it was realized that the assortative mating was successful in obtaining the selection differentials as large as that of the truncated selection in random mating.
- 4) Within the range of the mean inbreeding coefficient of 0-8%, the inbreeding depression was not significant in the values of the index and the litter sizes of selected pigs.

Jap. J. Swine Science 25, 2 : 66-72