2 飼料条件下におけるマウスの8週齢体重に対する直接 ならびに間接選抜反応の実現値と期待値の比較

花田博文・山田行雄*

農林省畜産試験場育種部, 千葉市 280

(1977. 8. 15 受付)

要 約 主要蛋白源を異にする2飼料区において、マウスの8週齢体重を大の方向に10世代にわたり、腹内選抜を行なった。得られたデータについて、次の3種類の方法、1) 各世代の雄と雌の平均選抜差と両親に対する親子回帰推定値の積、2) 各世代の雄と雌の平均選抜差と線型遺伝率推定値の積、3) YAMADA and SCHEINBERG¹⁾が提示した方法、すなわち親から子への経路を4つに分割し、そこに雌雄間の遺伝相関の概念を導入した推定式をもって、期待反応量を推定し、実現反応量との適合性の良否について検討した。8週齢体重の親子回帰、および線型遺伝率推定値は0.52と0.54であった。雌雄間の遺伝相関係数は1より有意に小さく、0.78~0.87であった。3種類の推定法のうち、YAMADA and SCHEINBERG¹⁾が示した推定式による場合に最もよい適合が得られた。いずれの系統においても期待値は実現値より大きかったが、両者は有意に異なっていた。実現値の期待値に対する比率は、大豆粕飼料区において0.93、大豆粕・酵母飼料区で0.79であった。また相関反応量については、実現値と期待値の適合はあまりよくなかったが、これは遺伝相関の標準誤差が大きかったためと考えられる。

選抜によって生ずる遺伝的改良量は、その形質に加えられる選抜差とその遺伝率の積によって推定される。そして雄と雌とにおいて、選抜差に大きな差異がある場合には、一般に雄と雌とに加えられる選抜差の平均選抜差が用いられる²⁾。

一方、マウスや鶏のいろいろの形質について、遺伝率は雄と雌との間で、有意ではないがかなりの差異が見られ、また雌雄間の遺伝相関も1より小さかったという、いわゆる性2型の存在を示唆する報告が多くされている³⁻⁶⁾。

雌雄の間に選抜差が大きく異なる場合や、遺伝率が同じであるとは考えがたい場合、さらには雌雄間の遺伝相関が1より小さい場合には、従来の予測式は適当でない。

このような場合の予測式については、FRANKHAM⁵⁾およびHANRAHAN *et al.*⁷⁾が報告している。またYAMADA and SCHEINBERG¹⁾は、従来一括して考えていた親から子への経路を4つに分割し、そこに雌雄間の遺伝相関の概念を導入した、雄と雌とで選抜基準が異なる場合にも適用できる予測式を提唱している。

本報は、飼料中の主要蛋白源を異にする2栄養環境を設け、それぞれの環境でマウスの8週齢体重を大きくする方向に、10世代選抜を重ねてきたデータについて、3種類の方法で期待反応量を推定し、期待値の実現値への適合の良否について検討を加えたものである。

材料および方法

1. 供試マウスの系統および実験設計

試験に用いたマウスは当研究室で、長年閉鎖集団として繁殖してきたdd系に属するものである。雌雄それぞれ80匹の成熟個体を実験用に抽出、対交配し、2栄養環境2反復の4区分に配置し、得られた次代をG₀世代とした。なお無作為に4分された基礎集団のうち、大豆粕を主要蛋白源とする飼料区（以下大豆粕飼料区と称し、Sで表示する）に配置されたものをA、B系統とよび、大豆粕のほぼ1/2を炭化水素酵母で代替した飼料区（以下大豆粕・酵母飼料区と称し、S+Yで表示する）に配置されたものをC、D系統とよぶ。選抜は系統ごとに8週齢体重を大の方向に原則として、各腹から最大体重をもつ雌雄各1匹を選ぶ腹内選抜によった。交配は近交係数の上昇を極力回避するような遠縁交配によった。また各系統は原則として、毎世代20対の対交配から得られる150匹前後で構成し、選抜強度は約1/3とした。マ

* 現在：熱帯農業研究センター 茨城県谷田部町 300-

ウスは $24^{\circ}\pm 2^{\circ}\text{C}$ の飼育室で飼い、3 週齢で離乳、4 週齢以後単飼した。測定した形質は 8 週齢体重のほかに、12 日齢、3 週齢、7 週齢の体重、それに開眼および陰開口の日齢とそれらの体重であった。また生時と離乳時の同腹きょうだい数を記録した。これらの詳細は前報⁸⁾に記した。

2. 同腹きょうだい数についての補正の必要性およびその方法と効果

マウスのような多胎動物では、きょうだい数の大小により体重や成長パターンに明らかな差異が存在する。このような場合の遺伝パラメーターの推定にあたっては、その効果を除去する必要がある。西田ら^{9,10)}は 2 つの方法を対比検討し、いずれの補正法も確かな効果をあげたことを報告している。

日齢体重の場合、世代、性、飼料区を問わず、きょうだい数が増すにつれ、その平均値は減少する傾向が、一方、開眼日齢とその体重および陰開口日齢では、平均値は増加する傾向が認められ、その変化のパターンは 1 次もしくは 2 次でもって表わされた。補正にあたって、まず雄、雌ごとに、世代を $G_0\sim G_4$, $G_5\sim G_8$, $G_9\sim G_{10}$ の 3 期に分け、補正すべき 6 つ (性×期) の各々において、形質ごとに補正係数を作成した。その場合、各世代のデータは選抜に伴う平均値の変化を考慮し、各期の最初の世代の水準にまで補正した。次にきょうだい数の各水準におけるデータ数、平均値、標準偏差をもとに補正するきょうだい数の範囲を定め、この範囲で各きょうだい数における平均値のきょうだい数に対する回帰を求めた。最後に次に示したような 1 次式あるいは 2 次式できょうだい数 9 頭のデータへの補正を行なった。

$$Y = X + b_1(9 - n)$$

$$Y = X + b_1(9 - n) + b_2(81 - n^2)$$

ここで X は測定値、 Y は補正值、 $b_1(b_2)$ は補正係数、 n は同腹きょうだい数を表わす。

たとえば $G_0\sim G_4$ 世代の雄における 8 週齢体重の場合、同腹きょうだい数とその平均体重は図 1 に見られるように、2 次的関係にあった。そこできょうだい数が 6 匹から 13 匹までのデータについて、

$$Y = X + 1.31(9 - n) + 2.11(81 - n^2)$$

をもって補正を行なった。きょうだい数が 5 頭以下、14 頭以上のデータ (全腹数の 7.58%) については、補正の信頼性が乏しいことを考え処理データから除外した。

補正によりいずれのきょうだい数の平均体重も、図 1 のようにほぼ等しくなった。また同腹きょうだい数と同腹きょうだい数内腹を変動因として、分散分析を行ない、補正による各分散成分の変化を調べた結果、無補正

Fig. 1. Mean, standard deviation and coefficient of variation in 8-week weight on male, averaged over generation 0-4, plotted against litter size.

データでは、全分散成分は 16.9 で、その内訳はきょうだい数の分散成分が 3.8、同一きょうだい数内の腹間の分散成分が 5.5、誤差分散が 7.6 であった。一方、補正データでは、全分散成分 11.1 のうち同一きょうだい数内腹間の分散成分が 6.3 で、残りが誤差分散であった。同一きょうだい数内腹間の分散成分に大きな変化を与えることなく、きょうだい数の効果を除去しえた。その結果、世代、飼料区および反復でまちまちであった遺伝パラメーターは、一定の水準に収れんする傾向が認められ、補正が確かな効果をあげていることが明らかとなった。

3. 遺伝率と遺伝相関係数の推定法

遺伝率の推定は、親子回帰ならびに線型遺伝率による方法で行なった。親子回帰による推定には、両親の平均と子供の平均を用い、同腹子の平均値の両親の平均に対する回帰をもって遺伝率とした。線型遺伝率は山田¹¹⁾の方法で推定し、線型遺伝率推定のための机上における選抜圧は、上方向 30% とした。なおいずれの方法による場合も、系統ごとに雄と雌別々に推定したのち、性についてプールしたり、あるいは飼料区ごとにプールする方法をとった。

形質間の遺伝相関係数は雄、雌ごとに次式で、その標準誤差は ROBERTSON¹²⁾の式で推定した。

$$\hat{r}_{GAB} = \frac{\frac{1}{2}(CovOA_P B + CovOB_P A)}{\sqrt{CovOA_P A \cdot CovOB_P B}}$$

ここで OA (OB) は形質 A (B) の平均値を、 PA (PB) は形質 A (B) の両親平均値を表わす。また雌雄間の遺伝相関係数の推定も同様に前式によった。ただしこの場合の OA (OB) は、雄 (雌) における平均値であり、 PA (PB) は雄 (雌) における両親平均値である。

2 飼料条件下での選抜効果の比較

4. 期待反応量の推定法

選抜によって生じる反応量は、1) 各世代の雄と雌の平均選抜差と、両親の平均値に対する親子回帰推定値の積、2) 各世代の雄と雌の平均選抜差と、線型遺伝率推定値の積、3) YAMADA and SCHEINBERG¹⁾が示した次式（ここでは子雄における推定式のみを示す）をもって推定した。

$$\Delta G_{M \cdot M+F} = \Delta P_M \cdot b_{G_M \cdot M} + \Delta P_F \cdot b_{G_M \cdot F} \\ = \Delta P_M \cdot \text{Cov}(G_M \cdot M) / \sigma_M^2 + \Delta P_F \cdot \text{Cov}(G_M \cdot F) / \sigma_F^2$$

ここで、 $\Delta G_{M \cdot M+F}$ は父、母ともに選抜した場合の子雄における期待反応量、 ΔP_M (ΔP_F) は雄（雌）における選抜差、 σ_M^2 (σ_F^2) は選抜雄（雌）個体における選抜形質についての表現型分散、 $\text{Cov}(G_M \cdot M)$ などは選抜雄（雌）個体の選抜形質についての測定値とその子雄の測定値との共分散である。

結 果

1. 観察諸形質の遺伝率推定

観察各形質の遺伝率を系統ごとに親子回帰および線型遺伝率でもって推定した。その結果、いずれの形質についても、大豆粕飼料区と大豆粕・酵母飼料区とで、さらには飼料区内系統間で推定値に有意差はなかった。そこで、親子回帰ならびに線型遺伝率推定値の全系統平均を表1に示した。

選抜形質である8週齢体重の親子回帰推定値は雄で0.51~0.54、平均0.53、雌で0.51~0.53、平均0.52であった。一方、線型遺伝率推定値は雄、雌いずれにおいても0.54であった。また各日齢体重についての遺伝率の加齢的变化は、推定方法のちがいや性に関係なくほぼ

等しいパターンを示した。親子回帰を例にとると、12日齢では雌雄平均で0.31とかなり高かったが、離乳時にはいったん0.20と低下し、その後は7週齢、8週齢でそれぞれ0.49、0.52となり日齢とともに高くなる傾向が見られた。また開眼体重の遺伝率はかなり高く、親子回帰でもって雄で0.32、雌で0.31であった。一方、開眼日齢の遺伝率は、それぞれ0.18と0.20と低かった。臍開口体重の親子回帰推定値は、いずれの系統においても低く0.09~0.19、平均0.16で、臍開口日齢の遺伝率は平均0.25であった。

なお親子回帰と線型遺伝率の両推定値を比べた場合、臍開口日齢を除いてはいずれの形質においても、線型遺伝率のほうがわずかながら高い推定値を与えた。またいずれの形質の親子回帰推定値にも、有意な性差は見られなかった。

2. 形質間および雌雄間の遺伝相関係数の推定

表2には系統、飼料区および世代をプールして求めた観察形質間の遺伝相関係数を示した。

各日齢体重間の遺伝相関係数を見た場合、12日齢体重および3週齢体重の他の日齢体重との相関は、日齢の隔たりが小さいほど高かった。しかし、7週齢体重と8週齢体重は、3週齢よりも12日齢の体重に対して高い相関を示した。

また7週齢体重と8週齢体重の遺伝相関は非常に高く、0.97であった。開眼日齢とその体重との間には、-0.36の比較的弱い負の遺伝相関が見られ、開眼日齢はむしろ12日齢および3週齢の各体重とにそれぞれ-0.53、-0.54のかなり強い負の相関を示した。臍開口の日齢と体重との間にはほとんど遺伝相関はなく、そ

Table 1. Heritability estimates of selected and correlated traits, averaged over generations and strains.

	Based on the regression of offspring on mid-parents		Based on linear heritability	
	Male	Female	Male	Female
12-day weight	.342±.089	.268±.103	.346	.329
Eye opening day	.182±.111	.203±.121	.213	.232
Eye open. wt.	.321±.104	.314±.113	.332	.322
3-week wt.	.196±.147	.199±.142	.286	.322
Vaginal open. day	— —	.250±.098	—	.221
Vag. open. wt.	— —	.160±.125	—	.191
7-week wt.	.503±.078	.486±.077	.514	.507
8-week wt.	.528±.076	.519±.074	.543	.539

Table 2. Genetic correlation and its standard error, pooled over generation 0-10.

	(X_1)	(X_2)	(X_3)	(X_4)	(Y_1)	(Y_2)	(Y_3)	(Y_4)
12-day weight (X_1)		.746	.636	.566	-.527	.898	-.456	.518
3-week wt. (X_2)	.029		.625	.520	-.538	.750	-.434	.594
7-week wt. (X_3)	.041	.039		.968	-.321	.624	-.473	.523
8-week wt. (X_4)	.045	.046	.009		-.278	.587	-.436	.474
Eye open. day (Y_1)	.045	.047	.062	.063		-.361	.345	-.427
Eye open. wt. (Y_2)	.013	.028	.042	.044	.057		-.448	.558
Vag. open. day (Y_3)	.056	.054	.059	.062	.065	.059		-.048
Vag. open. wt. (Y_4)	.064	.059	.066	.071	.073	.067	.092	

(Remarks) Above diagonal: Genetic correlation. Below diagonal: Standard error.

の推定値は -0.05 であった。また臍開口日齢は、12 日齢から 8 週齢までのいずれの体重ともほぼ等しい -0.43 ~ -0.47 の負の相関を示した。

8 週齢体重の雌雄間の遺伝相関係数は、いずれの系統においても 1 より有意に小さく、大豆粕飼料区の A および B 系統でそれぞれ 0.87 ± 0.03 と 0.82 ± 0.05 、大豆粕・酵母飼料区の C と D 系統で 0.78 ± 0.05 と 0.80 ± 0.04 であった。

3. 実現反応量と期待反応量の比較

表 3 は 8 週齢体重についての 1 世代当りの実現反応量と、期待反応量および実現反応量の期待反応量に対する比率を示したものである。

3 種類のいずれの方法で推定した場合も、期待反応量は実現反応量より大きかった。そのうち YAMADA and SCHEINBERG¹⁾ の示した式で推定した期待値 (3) が、実現値と最もよい適合を示し、いずれの系統においても、期待値は実現値と有意に異なっていた。実現値の期待値に対する比率は、2 反復平均で大豆粕飼料区において 0.93、大豆粕・酵母飼料区では 0.79 であった。一

方、親子回帰による遺伝率をもとに、従来の方法で推定した期待値 (1) の実現値への適合度は、大豆粕飼料区と大豆粕・酵母飼料区で 0.91 と 0.71 であった。また線型遺伝率をもとに従来の方法で推定した期待値 (2) の適合度は、大豆粕飼料区で 0.88、大豆粕・酵母飼料区で 0.71 であった。YAMADA and SCHEINBERG¹⁾ の式を用いた場合と、従来の推定法による場合で適合度に見られた差異は、適合が最も悪かった C 系統で最大であった。親子回帰と線型遺伝率は、ほぼ等しい推定値を与えたので、期待値 (1) と期待値 (2) の実現値への適合には、いずれの系統においても差異は見られなかった。また、いずれの推定法による場合にも、適合度にかんがりの飼料間差が見られた。大豆粕・酵母飼料区より大豆粕飼料区において実現値と期待値はよく一致していた。図 2 には両飼料区の各世代の実現反応量、および YAMADA and SCHEINBERG¹⁾ の式により推定した期待反応量をプロットし、それぞれの 1 世代当り反応量とその 95% 信頼区間を示した。なお期待値は、その平均値を実現値の平均値にまで縦軸について平行移動させて図示した。

Table 3. Realized and expected selection responses per generation in 8-week weight.

Diet	Strain	Realized	Expected (1)	Expected (2)	Expected (3)
S	A	.746	.860(.87)	.877(.85)	.808(.92)
	B	.836	.879(.95)	.917(.91)	.892(.94)
S + Y	C	.612	.956(.64)	.960(.64)	.786(.78)
	D	.701	.896(.78)	.904(.78)	.868(.81)

(Remarks) 1. Expected (1): based on the heritability estimates from the regression of offspring on mid-parents. Expected (2): based on the linear heritability estimates. Expected (3): based on the method described by YAMADA and SCHEINBERG (1976). 2. Figures in parentheses show the ratios of realized to expected selection responses.

2 飼料条件下での選抜効果の比較

Fig. 2. Realized and expected selection responses plotted against generation numbers. —●— Realized response, ...○... Expected response.

Table 4. Realized and expected correlated responses per generation, averaged lines.

	Diet (S)			Diet (S+Y)		
	Real- ized	Exp- ected	(R/E)	Real- ized	Exp- ected	(R/E)
12-day weight	.050	.081	(0.62)	.045	.077	(0.58)
3-week wt.	.271	.191	(1.42)	.223	.172	(1.30)
7-week wt.	.625	.889	(0.70)	.305	.506	(0.60)
Eye opening day	-.055	-.039	(1.41)	-.025	-.032	(0.78)
Eye open. wt.	.075	.094	(0.80)	.040	.063	(0.64)
Vaginal open. day	-.631	-.524	(1.21)	-.501	-.401	(1.25)
Vag. open. wt.	-.030	.151	(-0.20)	-.033	.082	(-0.40)

表4には相関形質の実現反応量, ならびに YAMADA and SCHEINBERG¹⁾ が示した式でもって推定した期待反応量を示した。

3 週齢体重, 膈開口日齢および大豆粕飼料区の開眼日齢については, 期待値は実現値より小さかった。実現値への適合は, 大豆粕飼料区の開眼体重で最もよく, 実現値の期待値に対する比率は 0.80 であった。そのほか大豆粕飼料区の膈開口日齢や, 大豆粕・酵母飼料区の開眼日齢で期待値は, 実現値とかなりよく一致していた。逆に適合のよくなかったのは膈開口体重で, それはいずれの飼料区においても負の相関反応を示したが, その期待値は正であった。そのほか大豆粕・酵母飼料区の 12 日齢体重や, 大豆粕飼料区の 3 週齢体重, および開眼体重などで適合はよくなかった。なおいずれの形質についても, 適合の良否に飼料区内反復で似通いはなく, 選抜形質で見られたような明らかな飼料間差はなかった。

考 察

マウスにおける日齢体重や増体量の遺伝パラメータについては, これまでに数多くの報告がなされている。

本試験における 8 週齢体重の遺伝率は, 先に西田¹³⁾が本供試系統と同起源のマウスを用いて推定した結果とほぼ等しく, 親子回帰でもって雄と雌においてそれぞれ 0.53 ± 0.08 と 0.52 ± 0.07 であった。HANRAHAN and EISEN⁶⁾も同程度の推定値を報告している。日齢体重以外の形質の遺伝率は, 親子回帰でもって開眼体重のそれが雄で 0.32, 雌で 0.31 であった以外は一般に低く, 特に膈開口体重では平均 0.16 であった。これは膈開口体重が 18 g 前後の極めて一定した値をもち, 世代間および家系間で変異が小さかったことから理解できる。膈開口日齢の遺伝率については, これまでに MONTEIRO and FALCONER¹⁴⁾がマウスで 0.160, WARREN and BOGART¹⁵⁾が

ラットで 0.170 という報告を行なっている。本試験では従来の結果よりわずかに高く 0.23~0.32, 平均 0.25 であった。また, 各日齢体重の遺伝率の加齢の変化についても調べられたが, 西田¹³⁾の結果とほぼ同様であった。

西田¹³⁾は生時から 70 日齢までの日齢体重の遺伝相関を推定した結果, 16 日齢および 21 日齢の体重と, 他の日齢の体重との相関はやや異なることを指摘し, その理由として離乳という急激な環境の変化により, 体重の変動が大きくなることをあげている。そして日齢に近い 2 つの時点の体重の相関はいつも高いであろうという判断が危険であることを述べている。本試験においてもこの指摘を支持するほぼ同様の結果が得られた。

膈開口の日齢とその体重とはほとんど遺伝相関は見られなかったが, これは著者らが前報⁸⁾で指摘したように, 膈開口が日齢にはほとんど無関係で, その多くを体重に従属する現象であったことによる。

家畜育種の分野では, 雌より雄において選抜圧が強いことが多く, 雄と雌とで遺伝率が異なったり, あるいは雌雄間の遺伝相関が 1 より小さいことは少なくない。HANRAHAN and EISEN⁶⁾はマウスの 8 週齢体重の遺伝率について雄で 0.440 ± 0.118 , 雌で 0.551 ± 0.109 と雌において有意ではないが高い値を, また 3 週齢および 6 週齢の各体重についても同様の結果を得ている。BUVANENDRAN¹⁶⁾は白色レグホーンで 10 週齢体重の遺伝率が雄で 0.291, 雌で 0.387 であったことを報告している。しかしながら, 本試験では 8 週齢体重の遺伝率に, ほとんど性差は見られなかった。

一方, 8 週齢体重の雌雄間の遺伝相関は, 飼料区を問わずいずれの系統においても 1 より有意に小さかった。同様の報告が, マウスでは先の HANRAHAN and EISEN⁶⁾により, 6 週齢体重 (0.87 ± 0.07) ならびに 3~6 週齢の増体量 (0.71 ± 0.14) についてなされている。鶏にお

2 飼料条件下での選抜効果の比較

いても, BUVANENDRAN¹⁶⁾が10週齢体重 (0.586 ± 0.170), KINNEY and SHOFFNER³⁾が8週齢体重について (0.66 ± 0.08 , 0.71 ± 0.04) 同様の報告を行なっている. また SHERIDAN *et al.*⁴⁾ はシヨウジウバエの腹部の剛毛の数について (0.78), FRANKHAM⁵⁾ はその実現遺伝率について (0.93 , 0.90) 報告している.

また RAHNEFELD *et al.*¹⁷⁾ はマウスの体重についての選抜実験において, 実現遺伝率が推定遺伝率より小さかったことを, そしてそれは雌雄間の遺伝相関が, 1より小さかったことによるという興味深い報告をしている. 本試験における推定遺伝率は, いずれの飼料区においても 0.52 であった. これらの値を, それぞれの飼料区における実現遺伝率である 0.48 , 0.36 と比較すると, 大豆粕飼料区では比較的良好一致したが, 大豆粕・酵母飼料区ではかなりのくい違いが見られた.

SCHEINBERG¹⁸⁾ は *Tribolium* で13日齢幼虫重量, 蛹化日齢, 蛹重量について実現値と期待値の比較を行ない, いずれの系統においても, 期待値のほうが実現値より大きかったことを報告している. また IDETA and SIEGEL¹⁹⁾ は白色プリマスロックの8週齢体重に対する選抜試験で, 分散・共分散成分より推定した遺伝パラメータをもとに, 24週齢と38週齢の体重, および卵重, 産卵量について反応量の推定を行なった結果, 選抜形質では期待値の実現値への適合はよかったが, 相関形質ではよくなかったことを報告している. 一般に反応量の推定を行なう場合に生じる期待値の実現値とのくい違いは, おもに選抜の過程における分布の歪みや, 非相加的遺伝分散の働きによる遺伝パラメータの過大評価などによるものである. 本試験の場合, 選抜形質については, 選抜に伴う分布の歪みは, 後半の世代においてわずかに見られた程度で, 期待値は実現値と概してよく一致していた. なかでも YAMADA and SCHEINBERG¹⁾ が示した式によって, 反応量を推定した場合に, 最もよい適合が得られた. これらの推定法の違いに見られた期待値の実現値への適合度の差異は, 一つには雌雄間の遺伝相関が, 1より小さかったことによるものであり, このような場合の反応量の推定式としては, YAMADA and SCHEINBERG¹⁾ が示した式が有効であると考えられる. また大豆粕飼料区に比べて, 大豆粕・酵母飼料区において, 期待値の実現値への適合がよくなかったが, これが雌雄間の遺伝相関の1からの隔たりの程度の違いによるものか, あるいはそのほかの原因によるものかは明確にはできなかった. 一方, 相関形質についてみた場合, 膾開口日齢で選抜に伴って, 分布にかなりの歪みが見られたものの, そのほかの形質については, 明らかな変化は見られなかった. しか

しながら, 選抜形質に比べて, 期待値の実現値への適合はあまりよくなかった. この原因としては, 前述の理由のほかに, さらに遺伝相関係数の標準誤差が大きいことなどが考えられる.

終りに, 炭化水素酵母を提供された当场飼料資源開発研究室 吉田 実室長に感謝の意を表する.

文 献

- 1) YAMADA, Y. and E. SCHEINBERG, Can. J. Genet. Cytol., **18**: 411-418. 1976.
- 2) LERNER, I. M., Population genetics and animal improvement. 342. Univ. of Cambridge Press. Cambridge. 1950.
- 3) KINNEY, J. B., Tr. and R. N. SHOFFNER, Poult. Sci., **44**: 1020-1032. 1965.
- 4) SHERIDAN, A. K., R. FRANKHAM, L. P. JONES, K. A. RATHIE and J. S. F. BARKER, Theor Appl Genetics, **38**: 179-187. 1968.
- 5) FRANKHAM, R., Aust. J. Biol. Sci., **21**: 1215-1223. 1968.
- 6) HANRAHAN, J. P. and E. J. EISEN, Theor App Genetics, **43**: 39-45. 1973.
- 7) HANRAHAN, J. P., E. J. EISEN and J. E. LEGATES, Genetics, **73**: 513-530. 1973.
- 8) 山田行雄・花田博文, 日畜会報, **49**: 406-412. 1978.
- 9) 西田 朗・神部昌行・小宮山鉄朗・宮園幸男・阿部猛夫, 日畜会報, **40**: 490-495. 1969.
- 10) NISHIDA, A., Can. J. Genet. Cytol., **14**: 293-303. 1972.
- 11) 山田行雄, 家禽会誌, **9**: 90-95. 1972.
- 12) ROBERTSON, A., Biometrics, **14**: 469-485. 1959.
- 13) 西田 朗, 成長における親子回帰の線型性に関する研究, 博士論文. 東北大学. 1972.
- 14) MONTEIRO, L. S. and D. S. FALCONER, Anim. Prod., **8**: 179-192. 1966.
- 15) WARREN, E. P. and R. BOGART, Oregon Agric. Exp. Sta. Technical Bull., **25**: 1952.
- 16) BUVANENDRAN, V., Brit. Poult. Sci., **10**: 321-325. 1969.
- 17) RAHNEFELD, G. W., W. J. BOYLAN, R. E. COMSTOCK and MADHO SINGH, Genetics, **48**: 1567-1583. 1963.
- 18) SCHEINBERG, E., Can. J. Genet. Cytol., **11**: 86-96. 1969.
- 19) IDETA, G. and P. B. SIEGEL, Poult. Sci., **45**: 933-939. 1966.

Effectiveness of Direct and Indirect Selection for 8-Week Body Weight in Mice under Two Different Diets

Hirofumi HANADA, and Yukio YAMADA

Department of Breeding and Genetics, National Institute of
Animal Industry, Chiba-shi 280

Results of 10 generations of within-litter selection for large 8-week weight of the mouse under two nutritional environments were analysed on the bases of three methods: 1) Average selection differential in two sexes multiplied by mid-parent offspring regression coefficient, 2) average selection differential by linear heritability estimate, and 3) prediction equations recently presented by YAMADA and SCHEINBERG (1976) in which four different parent-offspring paths of genetic transmission with different selection differentials in two sexes and genetic correlation between the same trait measured in both males and females. Pooled heritability estimates over two sexes and 10 generations by regression and linear heritability techniques were .52 and .54, respectively. The genetic correlations between two sexes were significantly deviated from unity, ranging from .78-.85. Expected selection responses were larger than actual gains in all sublines. Among the three procedures for prediction, the last one gave the best fit to the actual response. In this case, the regression coefficients of actual and expected gains on generation numbers were not significantly different each other. The effectiveness of direct selection in terms of the ratio of the realized gain to the expected one was 93% and 79% on the standard and experimental diets, respectively. The predictability for indirect selection gains in other correlated traits was less efficient compared with that for the direct selection, which suggests that high sampling error is involved in estimating genetic correlation.