



# 酒米品種の稈長および節間長に関するダイヤレル分析(園芸農学)

上島, 脩志  
北沢, 節子

---

(Citation)

神戸大学農学部研究報告, 13(1):39-45

(Issue Date)

1978

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD0I)

<https://doi.org/10.24546/00228558>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/00228558>



## 酒米品種の稈長および節間長に関するダイヤレル分析\*

上 島 脩 志\*\*・北 沢 節 子\*\*\*

(昭和52年8月10日受理)

### A DIALLEL ANALYSIS OF CULM AND INTERNODE LENGTHS IN RICE VARIETIES FOR SAKE BREWERY

Osamu KAMIJIMA and Setsuko KITAZAWA

#### Abstract

Diallel analyses were carried out for culm and upper five internode lengths measured in a five-parent diallel cross. There were no differences between reciprocal crosses. Additive variation was highly significant in all characters analyzed except 5th-internode length. While dominance appeared to be operating in culm length and 2nd and 3rd internode lengths, the effects of dominance were small as compared to additive ones.

Further detailed genetical analyses were made for three characters which showed significant dominance, and the followings became clear.

(i) There seemed to be no interaction between non-allelic genes.

(ii) The values of  $F/2\sqrt{D(H_1-H_2)}$  were smaller than 1, which suggest that the ratio of h to d is variable over loci.

(iii) The correlations between  $V_r+W_r$  and mean of parent were not significant, indicating that some of genes showed dominance in a positive direction for the characters (for example, longer culm) while some acted in the negative direction (shorter culm).

(iv) The order of dominance of the parents determined by  $V_r+W_r$  varied depending upon the character.

The facts that the degree of dominance and the order of dominance of the parents differed according to each character and that the farther the internodes were located, the lower were their correlations suggest that the mode of action and/or kinds of genes concerned in the internode length change as the culm elongates.

#### 緒 言

イネの稈長およびこれを構成する各節間長は、倒伏抵抗性に関与する大きな要因であり、さらには、草型とも関連して生産性に影響する重要な形質である。したがって、これらに関する遺伝育種学的研究は数多く行なわれている。しかし、長稈品種の多い酒米に関する研究は充分ではない。また各節間長の遺伝的支配についても、特殊な主働遺伝子が関与している材料を用いた研究はあるが、通常の品種に関するものはほとんどない。そこで本研究では、数種の長稈酒米品種と、短稈食用米品種間でダイヤレル・クロスを行ない、稈長および各節間長に対する遺伝子の作用を調べた。

この研究は文部省科学研究費総合研究(A)の一環として行なわれたものである。代表者の高橋隆平岡山大学名誉教授をはじめ、関係各位に感謝の意を表する。

#### 材料および方法

供試材料は第2表に示す酒米3品種と食用米2品種、およびこれら5品種間でダイヤレル・クロスした20組合わせの  $F_1$  植物である。材料は1975年5月23日に畑苗代に播種された。施肥量は、N,  $P_2O_5$ ,  $K_2O$  をいずれも  $10\text{ kg}/10\text{ a}$  とした。水田への移植は7月2日に行なった。栽植密度は  $30\text{ cm} \times 18\text{ cm}$  とし、肥料は基肥で N,  $P_2O_5$ ,  $K_2O$  をいずれも  $7\text{ kg}/10\text{ a}$  施用した。圃場配置は2反復1区8個体の乱塊法としたが、個体数の不足している交雑組合わせについては、1区3~7個体であった。

成熟後株を抜き取り、各個体の最長稈の稈長および各節間長を測定した。節間は穂首から下を第1節間とし、

\* 日本育種学会第52回講演会で発表

\*\* 作物育種学研究室

\*\*\* NHK 神戸放送局

上位の5節間を調査した。なお出穂期の差は、品種・組合せ平均で最大4日程度であり、この差が稈長などに及ぼす影響は小さいものと思われた。

得られた測定値を用いて HAYMAN<sup>1,2)</sup>, MATHER and JINKS<sup>9)</sup>, 松尾<sup>10)</sup>などの方法に従ってダイヤレル分析を行った。ただし、この方法によって遺伝的解析を行なうためには、測定形質の遺伝様式が次の6つの条件を満たしていなければならない<sup>1)</sup>。

すなわち、

- ① 2倍体の分離をすること
- ② 相反交雑間に有意な差がないこと
- ③ 非対立遺伝子間に相互作用がないこと
- ④ 複対立遺伝子が存在しないこと
- ⑤ 親の遺伝子型がホモであること
- ⑥ 関与する遺伝子が親の間に独立に分布すること

である。

本実験の材料は自殖性の高い栽培イネであるから、上記の条件のうち①と⑤は満たされている。②については後述の分散分析で、また③については  $W_r-V_r$  の均一性の検定、および  $W_r$  の  $V_r$  に対する回帰係数の検定によって確かめた。しかし④と⑥の条件が成立しているかどうかは本実験で明らかにすることはできないので、ここではこれらが満足されていると仮定した。

## 結 果

### 1. ダイヤレル表の分散分析

第1表に HAYMAN<sup>2)</sup> の方法で分散分析した結果を示した。各主効果の有意性の検定に当たっては、各主効果と反復との相互作用を誤差とした。

#### (i) 正逆交雑間の差の検定

項目 c によって、測定した形質すべてにおいて一般的な正逆交雑間の差がないことがわかった。

特定組合せにおける正逆交雑間の差(項目 d)は、第3節間長を除く5形質では有意でなかった。第3節間長でこの項目に有意差が生じた原因は、ある特定の  $F_1$  組合せに①自殖個体が混入していたこと、②母親の細胞質の影響が存在したこと、③圃場配置が不適当であるための影響が現われたこと、などが考えられる。しかし第3節間長においても有意水準は低かった。

以上のように、いずれの形質も正逆交雑間にほとんど差がないものと思われたので、 $F_1$  植物について反復間および正逆交雑間の平均値を求め、親品種の値とともに第2表に示した。

#### (ii) 各種遺伝的分散の有意性の検定

第1表の項目 a から、第5節間長を除くすべての形質で、遺伝的分散 ( $D-F+H_1-H_2$ ) が高度に有意である

Table 1. Analysis of variance of a 5×5 diallel table for six characters

Item	df	Culm length	Mean square				
			Internode length				
			1st	2nd	3rd	4th	5th
a ( $D-F+H_1+H_2$ )	4	1147.588**	182.649**	35.463**	80.281**	28.250**	4.635
b ( $H_2$ )	10	26.108**	2.233	1.058**	0.888	1.321	1.812
$b_1$ ( $h^2$ )	1	17.287	2.554	0.097	0.858	0.423	0.782
$b_2$ ( $H_1-H_2$ )	4	43.956*	3.283	1.514*	1.050*	2.299	3.018
$b_3$	5	13.594*	1.329	0.885*	0.765	0.718	1.053
c	4	14.022	1.825	0.733	0.321	0.905	1.753
d	6	3.940	1.134	0.732	0.507*	0.330	0.735
Block (B)	1	0.289	0.605	0.000	0.180	0.130	0.100
B×a	4	3.662	0.211	0.528	0.122	1.578	0.895
B×b	10	2.424	1.621	0.147	0.336	0.719	0.880
B× $b_1$	1	0.387	2.000	0.289	0.061	0.562	1.170
B× $b_2$	4	3.909	1.899	0.187	0.110	0.677	1.002
B× $b_3$	5	1.644	1.326	0.087	0.571	0.784	0.726
B×c	4	6.730	0.748	0.305	0.122	1.408	2.158
B×d	6	1.210	1.185	0.433	0.062	0.625	0.722
Block interaction	24	3.045	1.133	0.308	0.196	0.954	1.056

\*, \*\*: Significant at the 0.05, 0.01 levels, respectively.

Table 2. The means of parents and F<sub>1</sub>'s averaged over blocks and reciprocals for six characters

Variety or F <sub>1</sub> combination	Culm length (cm)	Internode length				
		1st (cm)	2nd (cm)	3rd (cm)	4th (cm)	5th (cm)
1. Yamadanishiki	93.4	37.7	21.6	18.6	11.0	4.0
4. Omachi	110.6	43.0	22.5	19.9	16.2	7.1
17. Isenishiki No. 722	118.6	44.7	25.4	23.5	16.0	6.7
21. Asahi	86.8	32.4	18.8	15.7	11.9	7.2
23. Senbon-asahi	75.5	30.6	18.3	12.2	9.7	3.8
1×4	103.2	40.6	21.1	19.6	14.3	6.1
1×17	108.8	42.1	24.0	22.0	14.2	5.6
1×21	97.9	38.2	21.4	18.0	12.8	6.3
1×23	90.3	34.9	19.6	16.5	11.7	5.9
4×17	108.8	43.4	22.8	21.3	14.5	5.6
4×21	99.7	38.4	20.4	17.7	18.9	7.2
4×23	95.1	36.4	20.0	16.9	13.0	7.0
17×21	102.9	39.8	22.3	19.2	14.3	6.0
17×23	95.3	37.4	21.3	17.4	12.4	5.6
21×23	82.8	31.5	19.0	14.5	11.0	5.6
Overall parental mean	97.0	37.7	21.3	18.0	12.9	5.7
Overall F <sub>1</sub> mean	98.5	38.3	21.2	18.3	13.2	6.1

ことがわかる。また、優性分散 (H<sub>2</sub>) は稈長および第2節間長で有意となった (項目 b)。このことは、ある遺伝子座で優性効果が存在することを示す。項目 b をさらに、b<sub>1</sub> : 平均優性分散 (h<sup>2</sup>), b<sub>2</sub> : 各親品種に帰せられる優性分散 (H<sub>1</sub>-H<sub>2</sub>), および b<sub>3</sub> : 全優性分散 (b) のうち、b<sub>1</sub> と b<sub>2</sub> に帰せられない優性分散に分割すると、稈長および第2, 第3節間長で項目 b<sub>2</sub> が有意となった。このことは、ある親品種は他のものより多くの優性遺伝子を有していることを示している<sup>9)</sup>。第3節間長では項目 b が有意でないのに、b<sub>2</sub> が有意となるのは矛盾している

Table 3. Analysis of variance of W<sub>r</sub>-V<sub>r</sub> for culm length and 2nd and 3rd internode lengths

Item	df	Mean square		
		Culm length	Internode length	
			2nd	3rd
Array difference	4	4.124	0.0939	0.0451
Block difference	1	139.387*	0.2789	0.0351
Error	4	7.550	0.0355	0.0604

\*: Significant at the 0.05 level.

が、各主効果と反復との相互作用をプールし、これから誤差を求めて検定すると、第3節間長でも項目 b が1%水準で有意となったので、これにもわずかながら優性分散が存在するものと考えられる。

平均優性分散 (h<sup>2</sup>) がどの形質でも有意にならないことは、第2表の親の総平均値と F<sub>1</sub> の総平均値との差がきわめて小さいことと一致する。

稈長および第2, 第3節間長以外の形質は優性分散が有意でないで、これらにみられる遺伝的分散の大部分は相加的分散 (D) によるものといえる。また上記3形質では、すでに述べたように優性分散が有意であるが、項目 a の分散が他の項目に比較して著しく大きいことから、これらにおいても相加的分散が有意であるとみなせる。

## 2. 非対立遺伝子間の相互作用の有無に関する検定

### (i) W<sub>r</sub>-V<sub>r</sub>の均一性

上記の分散分析によって、稈長と第2, 第3節間長では遺伝子の優性効果が存在することがわかったので、これらの形質について、さらに詳細な遺伝的解析を行なった。

Table 4. Joint regression analysis of  $W_r$  on  $V_r$  for estimates from two blocks for culm length and 2nd and 3rd internode lengths

Item	df	Mean square		
		Culm length	Internode length	
			2nd	3rd
Joint regression	1	2380.98**	2.705**	13.122**
Heterogeneity of regression	1	21.36*	0.004	0.029
Remainder	6	3.49	0.053	0.048

\*, \*\*: Significant at the 0.05, 0.01 levels, respectively.

まず、非対立遺伝子間に相互作用が存在するかどうかを検定するために、各反復で正逆交雑の平均値から、各系列の分散 ( $V_r$ ) および各系列と非共通親との共分散 ( $W_r$ ) を求め、 $W_r-V_r$  の均一性の検定を行なった。その結果は第3表に示すように、3形質とも  $W_r-V_r$  の値は系列間に有意な差がなかった。

(ii)  $W_r$  の  $V_r$  に対する回帰

非対立遺伝子間に相互作用が存在しない場合には、 $W_r$  の  $V_r$  に対する回帰係数は理論的に1となる。そこで、得られた推定値について MATHER and JINKS<sup>9)</sup>の方法で回帰分析した結果を第4表に示した。これによると、回帰係数の反復間の差は程長で5%水準で有意となったが、他の2形質では有意とならなかった。そして2反復に共通の回帰係数は、程長で $1.045 \pm 0.040$ 、第2節間長で $0.788 \pm 0.110$ 、第3節間長で $0.919 \pm 0.056$ となり、いずれも0とは有意に異なるが1とは有意に異ならなかった。第1図は正逆交雑間および反復間の平均値から求めた  $V_r$  と  $W_r$  との関係を示したものであるが、これか

Table 5. Estimates of the components

Components	Culm length	Internode length	
		2nd	3rd
D	306.031	8.178	18.172
$H_1$	34.936	0.911	1.032
$H_2$	22.667	0.610	0.822
$h^2$	3.902	-0.054	0.181
F	89.491	1.448	2.339
E	3.045	0.308	0.196
$\sqrt{H_1/D}$	0.338	0.334	0.238
$H_2/4H_1$	0.162	0.167	0.199
$F/2\sqrt{D(H_1-H_2)}$	0.730	0.461	0.598
$(\sqrt{4DH_1+F})/(\sqrt{4DH_1-F})$	2.526	1.772	1.740
$h^2/H_2$	0.172	—	0.270
$(\text{max. parent} - \text{min. parent})^2 / 4D$	1.521	1.541	1.757

らも回帰係数がほぼ1に近いことが認められる。

以上(i), (ii)より、3形質については、非対立遺伝子間に相互作用が存在しないとみなしてよいことがわかった。

3. 各種遺伝分散成分の推定

程長および第2、第3節間長について、各種遺伝分散成分の推定値を各反復ごとに求め、その平均値を第5表に示した。これによると、すでに述べた分散分析の結果から予想されたように、3形質とも相加的分散(D)がきわめて大きく、優性分散( $h^2$ ,  $H_1$ ,  $H_2$ )はいずれも小さかった。したがって平均優性度を示す $\sqrt{H_1/D}$ の値も1に比べて小さく、どの形質でも関与する遺伝子は不

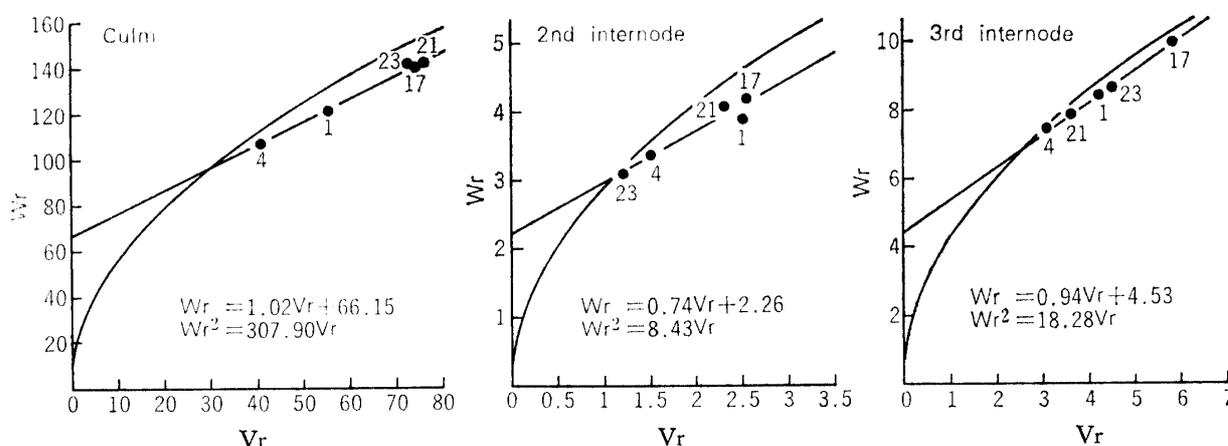


Fig. 1. Regressions of  $W_r$  on  $V_r$  for culm length and 2nd and 3rd internode lengths.

Name of variety: 1. Yamadanishiki, 4. Omachi, 17. Isenishiki No. 722, 21. Asahi, 23. Senbon-asahi

完全優性であることが明らかであった。これは第1図に示した回帰直線の  $W_r$  軸との交点が正であることとも一致する。 $h^2$  の値は  $H_1$ ,  $H_2$  よりさらに小さく、第2表の分散分析によればほとんど有意ではなかった。このことは、優性遺伝子が形質の値を増大させる方向（正の方向）と、減少させる方向（負の方向）とに働いていることを示している。

$F$  の値はいずれも正で、 $H_1$  や  $H_2$  の値より大きいので、これは0より有意に大きいものと思われる。そして  $(\sqrt{4DH_1+F})/(\sqrt{4DH_1-F})$  の値は1以上になっていることから、優性遺伝子の頻度が劣性遺伝子のそれより高いことがわかる。

優性を示す遺伝子座における正および負対立遺伝子の頻度をそれぞれ  $u_i$ ,  $v_i$  とすると、 $H_2/4H_1$  は  $u_i v_i$  の平均値  $\overline{uv}$  を示し、この値は  $u_i=v_i$  のとき最大値0.25となるが、ここで求められた値はいずれの形質でも0.25より小さかったので、正負対立遺伝子の頻度は異なっている。また、 $F/2\sqrt{D(H_1-H_2)}$  は  $h/d$  の値が遺伝子座間で等しいときは1となるが<sup>9)</sup>、推定された値はいずれも1よりかなり小さかった。このことから、全体的に不完全優性であった原因は、ある遺伝子座では完全優性に近くても、他の多くの遺伝子座ではほとんど優性が存在しないためであることが示唆される。なお、 $h^2/H_2$  で優性を示す遺伝子数（有効因子数）が推定されるが<sup>2,3)</sup>、これはどの形質でも1以下と著しく小さかった。また、（最大の親の値-最小の親の値）<sup>2</sup>/4Dで推定された有効因子数<sup>4,9)</sup>は1.5前後であった。

4. 親の優性順序

$V_r$  と  $W_r$  の値がともに小さい親は優性遺伝子を、逆に  $V_r$  と  $W_r$  の値が大きい親は劣性遺伝子を多く含む。した

がって、 $V_r$  と  $W_r$  との相関図（第1図）、あるいは各親に対応する  $V_r+W_r$  の値によって、親の優性順序を知ることができる。第2図に  $V_r+W_r$  の値と親品種の形質平均値との関係を示したが、これによると親の優性順序は、稈長では雄町>山田錦>伊勢錦722号≒千本旭≒朝日、第2節間長では千本旭>雄町>山田錦≒朝日≒伊勢錦722号、第3節間長では、雄町>朝日>山田錦≒千本旭>伊勢錦722号となっていた。すなわち、雄町はどの形質でも優性遺伝子が多く、逆に伊勢錦722号は劣性遺伝子が多いが、他の3品種は形質ごとに優性順序が変化していた。

またこの図にみられるように、親の平均値と  $V_r+W_r$  との間に有意な相関がないことから、遺伝子はその優劣性にかかわらず正負両方向に作用することがわかる。これはすでに述べたように、 $h^2$  の値がきわめて小さかったことと一致する。とくに、伊勢錦722号は各形質とも5品種中最大であるが劣性遺伝子が多い。一方、千本旭はいずれの形質も最小であるが、稈長と第3節間長では劣性遺伝子が多く、逆に第2節間長では優性遺伝子を最も多く含んでいた。

5. 形質間の相関

節間によって遺伝子の優性度や親の優性順序が変化することから、各節間ごとに作用する遺伝子の種類や発現様式が異なっていることが考えられる。そこでこれが各節間長間の相関関係にどのような影響を及ぼすかを調べるために、親品種と  $F_1$  植物について、稈長および上位5節間長の間で相関係数を求め、これらを第6表に示した。これによると、稈長と各節間長との相関は高く、また全体的には近い節間とおしの間で密接な相関関係がある傾向が認められた。とくに、親の優性順序に変化が認

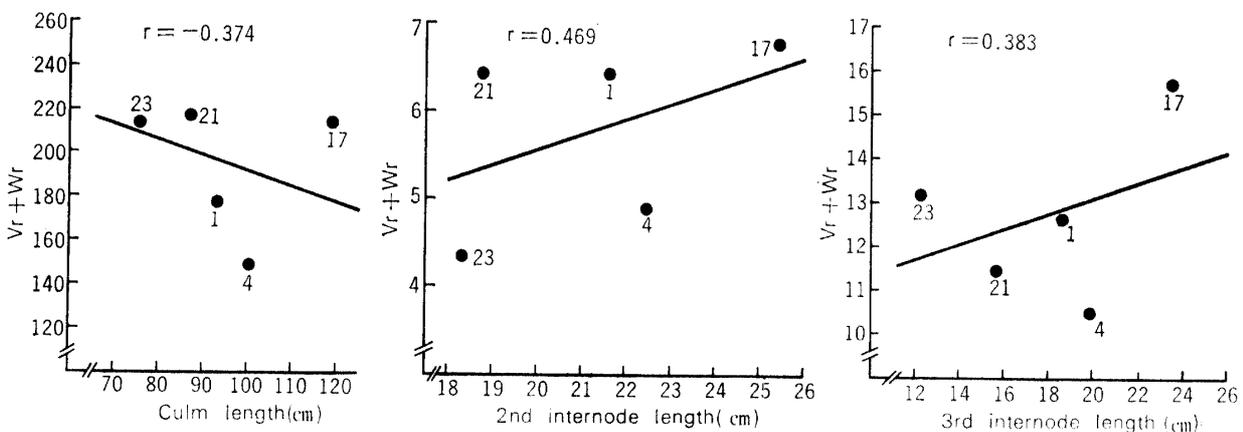


Fig. 2. Relationships between  $V_r+W_r$  and parental mean of culm length and 2nd and 3rd internode lengths.

Name of variety is the same as in Fig. 1.

Table 6. Correlation coefficients between six characters for parents and  $F_1$ 's

Character	Culm length	Internode length				
		1st	2nd	3rd	4th	5th
Culm	—	0.983**	0.951*	0.969**	0.950*	0.608
1st internode	0.992**	—	0.962**	0.956*	0.906*	0.305
2nd //	0.894**	0.884**	—	0.971**	0.816	0.361
3rd //	0.973**	0.969**	0.939**	—	0.850	0.504
4th //	0.948**	0.929**	0.754*	0.871**	—	0.771
5th //	-0.016	-0.076	-0.330	-0.208	0.172	—

\*, \*\*: Significant at the 0.05, 0.01 levels, respectively.

Above the diagonal: Correlations for parents.

Below the diagonal: Correlations for  $F_1$ 's.

められた稈長および第2, 第3節間長の間的相关は, 親品種および  $F_1$  植物のいずれについても高かった。

### 考 察

矮性稲に關与する矮性遺伝子の稈長に対する作用は, 一般にほぼ完全劣性であることが知られている<sup>7,8,12,17,18</sup>。しかし, 稈長は矮性遺伝子のほかに, いくつかの作用力の小さい遺伝子によっても支配されており, これらの遺伝子は不完全優性を示す例が多い<sup>14,15</sup>。本実験でも稈長では遺伝子の優性効果が有意となったが, その程度はきわめて小さく, 關与する遺伝子は不完全優性または劣性であった。また, 關与する遺伝子の数は計算上1~2と推定されたが, この推定値は一般に過少であることが知られている<sup>2,3,9</sup>。事実, いくつかの交雑組合わせて  $F_2$  集団の稈長を調査したところ, いずれも連続的な分離を示し, しかもホモに固定したと思われる個体の出現頻度がきわめて低かった(未発表)。これらのことから, ここで用いた材料にみられる稈長の差は, 矮性遺伝子のような作用力の大きな少数の遺伝子によるのではなく, 多くの遺伝子の累積効果によってもたらされたものと考えられる。

$F/2\sqrt{D(H_1-H_2)}$  の値が1よりかなり小さいことから, 各遺伝子座で優性程度が異なっていることがわかる。また優性を示す遺伝子が, すべて稈を長くする方向に作用するとは限らないことが明らかであったが, これは渡辺・岡部<sup>20</sup>の報告と類似している。これらのことから, 稈を短縮させる矮性遺伝子の多くが完全劣性であることと比べれば, ここで注目している遺伝子の作用はより多様であると考えられる。

本実験から, 節間によって遺伝子の優性効果が存在したりしなかったりすること, および優性効果が存在する

第2, 第3節間で親の優性順序が変化することが認められた。山下<sup>21</sup>もコムギの稈長を支配する遺伝子が, 節間によって優性程度を異にする場合のあることを報告しており, また海妻ら<sup>4</sup>)は, イネの中茎と低位節間で親の優性順序が変化することをみている。さらに, ある節間の伸長だけを特異的に抑制する主働遺伝子が存在することも知られている<sup>5,6,16,18,19</sup>。これらのことは, 稈の發育に伴って, 關与する遺伝子の作用あるいは種類が異なっていくことを示唆するものであろう。

しかし一方, ここで用いた材料については, すでに MORISHIMA and OKA<sup>11</sup>)および OKA and MORISHIMA<sup>13</sup>) が明らかにしているように, 近い節間どおしほど相關が高い傾向にあった。このことは, 隣接する節間ほど, 關与する遺伝子の種類や作用の仕方に共通度が高いことを示している。とくに親の優性順序に変化があった第2と第3節間長の間でも, その相關は親品種,  $F_1$  植物ともに高かったので, これらの節間で予想される遺伝子作用の変化は, 形質間の相關に著しい影響を及ぼすほど大きくはないことがわかる。

以上のことから, 稈長は, どの節間にも共通に働く遺伝子, 主として隣接する節間に作用するもの, さらにはある節間にだけ特異的に働くもの, などの複雑な働き合いで決定されるものと考えられ, 發育遺伝学的に興味深い。

### 摘 要

1. 稈長が著しく異なる酒米および食用米5品種間でダイヤル・クロスを行ない, 稈長および上位5節間長に關する遺伝的解析を行なった。
2. いずれの形質でも正逆交雜間にほとんど差が認められなかった。また遺伝子の相加的効果は大きかったが,

優性効果は著しく小さく、稈長と第2, 第3節間長以外の形質では優性分散は有意でなかった。

3. 優性分散が有意であった稈長および第2, 第3節間長については、次のことが明らかとなった。すなわち

(i) 非対立遺伝子間の相互作用は存在しないとみなし得ること

(ii)  $F/2\sqrt{D(H_1-H_2)}$ の値は1よりかなり小さかったので、 $h/d$ は遺伝子座間で異なること

(iii)  $V_r+W_r$ と親の平均値との間にほとんど相関がないことから、優性遺伝子は形質の値を増大させる方向、および減少させる方向のいずれにも作用すること

(iv) 形質によって親の優性順序が異なることである。

4. 節間によって遺伝子の優性程度や親の優性順序が異なることから、稈の発育に伴って、関与する遺伝子の種類や作用の仕方が変化すると考えられた。しかし、一般に近い節間とおしほど高い正の相関関係がみられたので、隣接した節間ほど関与する遺伝子の共通度も高いと思われる。

#### 引用文献

- 1) HAYMAN, B.I.: *Biometrics*, **10**, 235-244, 1954.
- 2) —: *Genetics*, **39**, 789-809, 1954.
- 3) JINKS, J.L.: *Genetics*, **39**, 767-788, 1954.
- 4) 海妻矩彦, 佐藤和雄, 沢 恩: 育雑, **22**, 172-179,

1972.

- 5) 上島脩志: 育雑, **23**, 1-6, 1973.
- 6) —: 育雑, **24**, 261-268, 1974.
- 7) —: 近畿作物・育種談話会報, **20**, 32-36, 1975.
- 8) —: 近畿作物・育種談話会報, **20**, 37-41, 1975.
- 9) MATHER, K. and J.L. JINKS: *Biometrical Genetics (2nd ed.)*, 382 pp., Chapman & Hall, London, 1971.
- 10) 松尾孝嶺 (監修): 育種ハンドブック, 352-359, 養賢堂, 東京, 1974.
- 11) MORISHIMA, H. and H.I. OKA: *Japan. J. Genet.*, **43**, 181-189, 1968.
- 12) 中山 包: 遺雑, **17**, 170-178, 1939.
- 13) OKA, H.I. and H. MORISHIMA: *Japan. J. Genet.*, **43**, 191-201, 1968.
- 14) 赤藤克己, 川瀬恒男, 富永正義, 林喜三郎: 育雑, **2**, 81-88, 1953.
- 15) —: 育種学各論, 53-71, 養賢堂, 東京, 1968.
- 16) 高橋万右衛門, 武田和義: 北大農邦文紀要, **7**, 32-43, 1969.
- 17) —, 木下俊郎: 北大農附属農場報告, **19**, 1-10, 1974.
- 18) 武田和義, 高橋万右衛門: 北大農邦文紀要, **7**, 44-50, 1969.
- 19) —: 弘前大農学術報告, **22**, 19-30, 1974.
- 20) 渡辺利通, 岡部四郎: 育雑, **20**, 別2, 8-9, 1970.
- 21) 山下 淳: 育雑, **27**, 別1, 184-185, 1977.