Yo-Ichiro SATO : Effects of Days to Heading on Culm Length of Rice Plants (English summary on p.96)

イネの稈長の変異におよぼす到穂日数の影響

佐藤洋一郎

(国立遺伝学研究所, 三島市, 〒411)

イネの到穂日数は、それ自身が適応形質として、あるいは季節的隔離機構としてイネの分化、伝播や適応性に深く関わってきたばかりでなく、稈長などの形態形質とも強く相関する。本研究では、イネの稈長の遺伝変異がその固有の遺伝子によって支配される部分と到穂日数の変異によって支配される部分からなるとの発想にたつて、アジア各地の栽培イネ 93 品種を4つの播種にわたって栽培したデータを解析し、稈長の変異を到穂日数による部分(回帰による成分)と固有の遺伝子による部分(回帰からの偏差)とに分割した。また稈長および到穂日数について多様な遺伝的変異を含む雑種集団を用いて稈長の変異のうち固有の遺伝子による部分の遺伝解析を行った。品種集団では、各播種期における回帰の品種間差、および各品種における回帰の播種期間の差が比較できた。共分散分析の結果、回帰係数には播種期間でも品種間でも差が見られなかったこと、およびそれらの播種期間の平均値(0.48)と品種内回帰係数の平均値(0.42)がほぼ等しかったことから、到穂日数の稈長にたいする影響は特定の遺伝子や環境条件に固有な作用ではなく、発育的な因果関係によるものと考えられた。雑種集団のデータから、稈長そのものの頻度分布では検出されなかった1個の主働遺伝子の効果とその到穂日数にたつる回帰からの偏差に現われていることがわかった。稈長など複雑な発育過程ののちに完成される形質では、遺伝解析にあたって、到穂日数の効果を考慮することが重要であるが、それには回帰からの偏差を解析するのがよいと思われる。

KEY WORDS : *Oryza sativa*, days to heading, culm length, regression analysis

緒 言

イネをはじめ多くのイネ科作物の形態形質、とくに稈長や節間長が出穂日または到穂日数に強く相関することは古くから知られている (VERGARA *et al.* 1965; MORISHIMA and OKA 1968; 武田・高橋 1972, 1973; 上島 1975; OKUNO and KAWAI 1978; 奥野 1983 など)。これらの結論はどれも、到穂日数が長くなることによって長稈になること、および下位(上から数えて3番目以下)の節間長が相対的に長いいわゆる下位節間伸長型となつていくことでほぼ一致している。そのメカニズムは武田・高橋(1972, 1973)および TAKEDA (1978)によって詳細に検討されたように、到穂日数が長くなるとそれに比例して分化する節、したがって節間数が増加すること、節間伸長を開始する節位がほぼ決まっており、総節間数がある一定を越えて増えればそれにつれて伸長節間数も増えること、そしてさらに上位節間長は到穂日数にほとんど影響されず、下位節間長が長くなることによるとされている。

一方いまままでに、稈長や節間長を直接に支配する多くの矮性遺伝子が記載されている(高橋・木下 1974)。したがって稈長の変異は、到穂日数とのいわば発育相関によつてもたらされる部分と、それら自身に固有な部分とにわけて考えることが必要である。いままでこうした立場から稈長あるいは節間長の遺伝解析を行った研究は、上島(1975)が出穂期のことなる矮性系統間の雑種で行つ

たものなどごく少数があるにすぎない。本研究では、1) アジア各地の栽培イネ 93 品種からなる品種集団を異なる 4 つの播種期で栽培し、稈長の到穂日数にたいする回帰分析を行って稈長の変異を上記述べた 2 つの成分に分割する方法について述べる。また、2) これを応用して、品種十石の半矮性遺伝子について分離がみられる雑種集団を用いて稈長の遺伝解析を行った実験結果を述べる。

材料および方法

(実験 1) アジア各地の栽培イネ 93 品種における到穂日数と稈長との関係

この実験データは、岡彦一博士が 1948 年から 1949 年にかけて台湾台中市、台湾省立農学院で行なったものの一部を、岡博士の許可を得て筆者が解析したものである。もとのデータは岡博士がアジア各地の 150 品種を 4 播種期にわたって栽培したものであるが、ここに用いたのはそのうちの感光性の強い 93 品種である。播種期は 1948 年 7 月 9 日、1949 年 4 月 15 日、5 月 15 日および 6 月 14 日であった。調査形質はそれぞれの播種期における出穂日および稈長である。各品種の出穂日は栽培した個体の出穂日の平均で、また稈長はそれらの最長稈の稈長の平均で表した。1 品種 1 播種期ごとの個体数、栽培密度などは不明である。

(実験 2) 雑種集団における到穂日数と稈長との関係

台湾産のインド型品種 f.20 と日本の短稈の在来品種十石との交雑に由来する F_2 集団 127 個体およびこれらからランダムに選んだ 73 個体の次代 F_3 系統を供試した。 F_2 集団の種子は 1981 年 5 月 10 日に、 F_3 系統の種子は 1982 年 3 月 25 日に播種し、それぞれ約 40 日後に水田に移植した。移植の密度は両年とも 30×20 cm 1 本植えとした。施肥量は両年次とも、 1 m^2 あたり N_2 , P_2O_5 , K_2O の成分でそれぞれ 10 g とし、その全量を基肥で与えた。実験は高知大学農場で行った。なお各 F_3 系統の個体数は 16 個体とした。これらの材料は両世代ともに個体ごとの出穂日を記録し、完熟ののちに主稈の稈長を測定した。

結 果

(1) アジア各地の栽培イネ 93 品種における到穂日数と稈長との関係

品種、播種期をこみにした到穂日数と稈長の間の関係を Fig.1 に示す。すべての播種期で両形質のあいだには有意な正の相関 ($r=0.48 \sim 0.62$, $P<0.01$) がみられた。稈長の到穂日数にたいする回帰係数および修正平均 (Adjusted mean, SNEDECOR and COCHRAN 1957) の播種期間差を共分散分析によって検定した。その結果は Table 1 に示すように、回帰係数、修正平均値とともに有意な差が認められたが、回帰係数の差 ($F=2.69$) は 5% 水準における F 値 (2.63) とほぼ等しいものであった。回帰係数の播種期間差が有意でないものとしてその平均値を求めると 0.48 であった。同様の方法で回帰係数および修正平均値の品種間の差を検定した。その結果は Table 2 に示すように、回帰係数の差は有意でなかったが、修正平均値の差は高度に有意であった。回帰係数の品種平均値は 0.42 であった。

以上のように、多数の品種を同一播種期で比較した場合、また一つの品種を複数の播種期で栽培した場合、ともに到穂日数と稈長との相関は有意であり、回帰係数は播種期平均で 0.48、品種平均で 0.42 とほぼしかった。そこで播種期と品種をこみにした回帰式を求め、

$$Y=0.496 X+82.5$$

を得た。

Table 2 に示されたように、回帰係数の品種間差は統計的に有意でなかったため、稈長の品種間差は到穂日数に対する品種共通の回帰と、個々の品種における回帰からの偏差に分けて取り扱うこ

Fig 1 Relationship between culm length and days to heading of 93 varieties (Experiment 1) The common regression line was indicated

Table 1 Analysis of covariance for the regression of culm length on days to heading due to the difference of sowing time

a) Analysis for sum of squares and sum of products

Source of variance	df	Σx^2	Σxy	Σy^2	b	$\Sigma y^2 - (\Sigma xy)^2 / \Sigma x^2$
Total	371	273,642	135,736	158,537	50	91,207
Within sowing time	368	228,048	110,116	139,307	48	86,137
Between sowing time	3	45,594	25,620	19,230		

b) Analysis of covariance for the deviation from regression

Source of variance	df	S S	M S	F
Total	370	91,207		
Deviation within sowing time, from common regression	367	86,137	234.7	
Deviation within sowing time, pooled	364	84,267	231.5	
Difference in regression coefficient	3	1,870	623.2	2.69*
Difference in adjusted mean	3	5,070	1690.2	7.20**

*, ** Significant at 5% and 1% levels, respectively

とかてきると考えられる。そこで品種ごとに、4播種期をこみにして、回帰式からの偏差を計算した。その頻度分布は Fig 2 に示すようになり、図中の矢印を境に3群にわけることかてきた。このことは、アニアの各地から集めた様々なイネ品種は稈長の到穂日数にたいする回帰からの偏差につ

Table 2. Analysis of covariance for the regression of culm length on days to heading due to the difference of variety

a) Analysis for sum of squares and sum of products

Source of variation	df.	Σx^2	Σxy	Σy^2	b	$\Sigma y^2 - (\Sigma xy)^2 / \Sigma x^2$
Total	371	273,642	135,736	158,537	.50	91,207
Within variety	279	86,065	36,004	38,816	.42	23,767
Between variety	92	187,597	99,732	119,721		

b) Analysis of covariance for the deviation from regression

Source of variance	df.	S. S.	M. S.	F
Total	370	91,207		
Deviation within variety, from common regression	278	23,767	85.5	
Deviation within variety, pooled	186	16,759	90.1	
Difference in regression coefficient	92	7,006	76.1	0.84 ^{n s.}
Difference in adjusted mean	92	67,440	733.0	8.61**

** Significant at 1% level.

いて3つの品種群に分けられることを示している。この事実は将来、イネの稈長の遺伝変異の全容を明らかにする上で重要な一つの手がかりを与えるものである。

(実験2) f. 20×十石の雑種集団における稈長と到穂日数との関係

F₂ 世代における到穂日数、稈長および稈長の到穂日数にたいする回帰からの偏差の頻度分布を Fig. 3 に示す。2つの形質の間には正の相関 ($r=0.530$, $P<.01$) がみとめられた。

稈長の到穂日数に対する回帰式は、

$$Y=1.03 X+4.36$$

となって、回帰係数、切片とも実験1の値とは大きく異なった。親品種である f. 20 と十石の稈長の差は 37 cm であったが、稈長の到穂日数にたいする回帰からの偏差は、+17 cm (f 20) および -35 cm (十石) でその差は 52 cm であった。稈長の頻度分布は完全に連続となったが、その到穂日数にたいする回帰からの偏差は3頂分布を示した。3つの山の個体数は 5 cm およびマイナス 25 cm の2箇所では 36, 65 および 26 となって1個の主働遺伝子の作用による期待分離比、1:2:1 によく適合した ($\chi^2=1.65$, $df.=2$, $P=0.3-0.5$)。そこで、F₃ 系統を用いて1主働遺伝子支配の仮説を検証した。

まず F₂ および F₃ 世代における稈長の到穂日数にたいする回帰の差を分散分析によって検定した。その結果は Table 3 に示すように F₂, F₃ 世代間で、修正平均値の差は有意であったが回帰係数の差は有意でなかった。このように本実験に関する限り、到穂日数の稈長に対する影響は F₂, F₃ 間で統計的には異ならなかったといえる。ただし、回帰係数は F₂ で 1.03, F₃ で 0.74 と計算上は到穂日数1日について 0.3 cm の開きがあり、回帰からの偏差を両全代共通の回帰によって計算するのは妥当でないと考えられる。そこで、F₃ における回帰からの偏差は、すべての F₃ 個体をこみにした回帰式、

Fig. 2. Frequency distribution of the deviation from regression of culm length on days to heading (Experiment 1).

Fig. 3. Relationship between days to heading and culm length, and frequency distributions of culm length and their deviation from regression on days to heading in F_2 plants derived from $f.20 \times$ Jikkoku. P_1 and P_2 indicate $f.20$ and Jikkoku, respectively.

Table 3. Analysis of covariance for regression of culm length on days to heading between F_2 and F_3 generations ($f20 \times$ Jikkoku)

Source of variance	df.	S. S.	M. S.	F
Total deviation	198	55,073		
Deviation within generation from common regression	197	24,851	126.1	
Deviation within generation				
F_2	125	18,564		
F_3	71	6,079		
pooled	196	24,643	125.7	
Difference in regression coefficient	1	208	208	1.65 ^{n.s.}
Difference in adjusted mean	1	30,218	30,218	239.6**

** Significant at 1% level

$$Y = 0.746 X - 12.5$$

によって求めた。このようにして求めた F_3 系統における稈長の到穂日数にたいする回帰からの偏差の例を Table 4 に示す。偏差の頻度分布は系統によって異なったが、すべての個体の偏差が -5 cm 以上となるもの、 -5 cm 以下となるもの、および正・負の領域にわたって広い変異を示す系統群に大別でき、かつそれぞれは F_2 における偏差が正、負および中間の個体に対応していた。

系統内容個体の偏差から 73 系統を上記の 3 群にわけ、それぞれの系統数、および群内における偏差の平均値と変異幅を調べた。その結果は、Table 5 に示すように系統数で 20, 11 および 42 となり、1 個の対立遺伝子を仮定した場合の期待度数、 $18.25 : 18.25 : 36.5$ によく適合した ($\chi^2 = 3.87$, $df. = 2$; $P = 0.1 - 0.2$)。したがって、これら 3 群は、 F_2 における優性ホモ、劣性ホモおよびヘテロに対応するものと考えられる。

両ホモ型の偏差の系統平均値はそれぞれ 9.56 cm および -16.30 cm でその差は 25.9 cm となった。この組み合わせでは十石由来で、半矮性遺伝子 $sd-1$ と同座と考えられる遺伝子 (IKEHA-

Table 4. Examples of segregations in deviation of culm length from the regression on days to heading (f20×Jikkoku)

F ₂ genotype estimated	F ₃ Line No.	Deviation in F ₂ (cm)	Deviation from regression in F ₃ (cm)						
			-30	-20	-10	0	10	20	30
Homozygote (Tall)	350	26.9					1	4	4
	168	18.8				4	3	5	2
	64	11.6				7	2	5	1
	205	6.8				2	1	6	4
	173	3.5				1	4	6	3
Heterozygote	224	2.6			1	3	1	3	3
	108	2.5			1	3	2	2	2
	289	0.6		1	1	2	2	3	1
	8	-1.6		1	1		2	1	6
	257	-2.2			1	3	3	4	2
	95	-2.4		1	1	4	1	2	1
	314	-4.4		1	1	1	1	6	1
Homozygote (short)	100	-8.7		6	1	4	2		
	129	-18.3	4	1	5	2			
	49	-22.8	5	2	2	1	1		

Table 5. F₃ lines identified as tall and short homozygotes, and heterozygotes, and their means and ranges in deviation of culm length from regression on days to heading (f. 20×Jikkoku)

Genotype of F ₂	No. of F ₃ lines	Deviation in F ₃ from regression	
		Mean (cm)	Range (cm)
Homozygote, Tall	20	9.56	3.1— 23.7
Short	11	-16.3	-27.6— -9.1
Heterozygote	42	0.23	-0.3— 9.9
Difference in both homo.		25.9	

SHI and KIKUCHI 1982) が分離すると考えられる. この遺伝子の短稈の効果は f20×十石の遺伝子背景下では 25.9 cm であるといふことができる. 以上のように, この交雑組み合わせでは回帰からの偏差は 1 対の対立遺伝子に支配され, かつヘテロ型が不完全優性を示すことが実証された.

考 察

この実験で確認されたことは, 温暖な地域では多くの品種を同じ播種期で栽培した場合にも 1 つの品種を複数の播種期で栽培した場合にも稈長は到穂日数が延びると長くなることである. そして実験 1 では到穂日数にたいする稈長の回帰係数が播種期間と品種間でほとんど等しかった. このことは, 稈長は到穂日数によってほぼ定まる植物単位 (節間—葉身—葉鞘で構成される一つのユニット) の数に応じて変異するが, 植物単位の変動の原因が出穂性の遺伝的変異によると播種時期など非遺伝的変異によるとにかかわらないことを示し, TAKEDA (1978) などにより定式化された稈伸長のメカニズムのモデルを改めて支持するものである. 稈長の到穂日数に対する回帰係数は実験 1 と実験 2 とで異なり, 集団の遺伝的組成, 肥料や他の土地の条件などに応じて変化することも考えられる. またたぶん, 稈長の植物単位数に対する回帰係数も異なるであろう. 到穂日数または植物単

位数にたいする回帰係数がどう決まるかは、稈長の決定機作として今後の大きな検討課題である。

TSai and Oka (1968) ならびに横尾・奥野 (1981) は、出穂性に関与する遺伝子 *Ef-1* および *Lm* が稈長や下位節間長に多面作用を及ぼすとした。一方、片岡ら (1982) は、*Ef-1* 遺伝子に関する5つのアイソニジックラインを6つの播種期で栽培したところ、到穂日数と稈長との間の相関係数が系統・播種期をこみにしても極めて高いことをみいだした。この結果は、到穂日数の変動の要因が出穂期を支配する遺伝子のちがいであると播種期など非遺伝的な要因のちがいであるとかかわず稈長が到穂日数に支配されることを示している。このように、出穂期の形態形質に及ぼす効果は到穂日数または出穂期を支配する特定の遺伝子に固有なものでなく、個体発生の過程に伴ういわば発育的必然性ともいうべきものであって、狭義の意味で用いられてきた多面発現とは区別して考えられるべきである。本実験の結果は、片岡ら (1982) の結果をさらに多くの遺伝的背景で一般化したものと位置付けることができよう。緒言でも述べたように、稈長や節間長を支配する多くの主働遺伝子が知られており (高橋・木下 1974), これらの遺伝子は直接には到穂日数と関係がないものである。したがって、稈長の遺伝的変異は到穂日数に支配される部分とこれに支配されない部分とを含んでいることになるが、これらはわけて考えられなければならない。これらは表面的には区別できないが、到穂日数にたいする稈長の回帰係数が場所や肥料条件が同じであれば品種によって異ならず、回帰からの偏差が品種に固有であったこと (Table 2) などから、統計的には Fig. 4 のように、到穂日数に支配される部分は到穂日数にたいする回帰による成分として、またこれに支配されない部分は回帰からの偏差としてとらえることができるであろう。

Fig. 4 に示すように、到穂日数が異なり、稈長が等しい個体または系統 A, B および C を仮定しよう。もし温度・日長など外的要因の変化により、または播種期など人為的要因の変化によって A と C の到穂日数が B のそれと等しくなるとすれば、A の位置 a は a' に、C の位置 c は c' にそれぞれ回帰直線 *l* と平行に移動し、その結果 A と C の稈長の差は、 $x+y$ となるであろう。したがって A, B および C の稈長を支配する遺伝子型はみな異なり、A と C とでは $x+y$ の差があると考えるのが妥当である。

今までのように到穂日数の影響を無視して

稈長の遺伝的解析を行うと、Fig. 4 における A と C の遺伝子型は同じものとして扱われる。また人為的に誘発される早生突然変異系統は同時に短稈化を伴うことが多いとされ、その理由として早生と短稈の2つの突然変異が同時に起こったためと説明されていることが多い (蓬原・田中 1973)。しかしこれらは再検討を要するであろう。

実験2の結果は、稈長ははじめ形態形質に固有の遺伝的変異を到穂日数にたいする回帰からの偏差であらわすことが妥当であることを証明したものである。両親の稈長の差は Fig. 3 に示すように 37 cm であった。しかし十石は f.20 より 12 日晩生であったため、回帰からの偏差の差は 52 cm であった。単純に稈長の分布は検出できなかった十石由来の半矮性遺伝子の作用は、到穂日数にた

Fig. 4. A model showing the relationship between days to heading and culm length. a, b and c indicate positions of varieties A, B and C with the same culm length but different days to heading. a' and c' indicate the positions of A and C when their days to heading was adjusted to B. x and y represent the deviation from the regression line, 1.

Fig. 5. A schematic diagram indicating various determinants of culm length.

いする稈長の回帰からの偏差としてとりだすことができた。稈長そのものの分布が連続的となったのは、この半矮性遺伝子の効果以外に、到穂日数の変異による稈長の変異がオーバーラップしたためである。

稈長を決める要因をまとめると Fig. 5 のように模式的に図示できるであろう。稈は複数の節間の集合であり、その長さは伸長節間数と個々の節間長とで決まる。伸長節間数は総節間数と節間伸長開始部位によって決まり、また総節間数は分化した節の数すなわち植物単位数から1を引いたもので、到穂日数と葉の分化速度の積であらわされる。このように、伸長節間数は植物単位と節間伸長開始節位とで決まることになる。稈長が到穂日数との間に強い相関を示すためには、節間伸長開始節位がほぼ一定であるとの条件をみなさなければならない (TAKEDA 1978)。しかしこの形質には、浮イネのように節間伸長開始の節位が低く、しかも水条件によって様々に変動するもの (HASANUZAMAN *et al.* 1974; MAURYA 1974) から、稈長の大半が第1節間長によって占められ、伸長節間数も3~4どまりのものまで多様な変異が存在する。個々の節間長には、実験2に例示された十石由来の半矮性遺伝子のほかに、様々な遺伝子が関与している。したがって稈長の変異の要因は、種々の稈長を直接支配する遺伝子や到穂日数のほか葉の分化速度、節間伸長開始節位など多彩であり、稈長の遺伝的研究もそれら要因ごとにわけて進められなければならない。

到穂日数の変異につれて、いわば発育的必然性の結果として変異する形質は稈長のほかにも、個体レベルでの生長率 (OKA and MORISHIMA 1968; 市橋・山縣 1978)、穂揃い性 (武田 1986) など幾つかある。このように考えてみれば、到穂日数におおきな変異が存在する材料を用いてこれらの形質の遺伝解析や選抜を行う場合、目的とする形質そのものだけでなく、その形質の到穂日数にたいする回帰からの偏差について解析や選抜を行うことが大切であると結論できる。

謝 辞

本研究の遂行にあたり、岡彦一博士からは30年以上前の貴重なデータを提供して頂くとともに様々に御教示を賜った。また国立遺伝学研究所の森島啓子教授、京都産業大学米澤勝衛教授および京大大学院、中崎路子氏には幾度も討議の相手をされ数々の貴重な御意見を頂いた。さらに高知大学農学部林喜三郎教授はじめ作物・育種学研究室および農場の各位には実験の便宜を計られ激励を頂いた。ここに記して感謝の意をあらわします。

引用文献

蓬原雄三・田中幸彦 1973. 実用形質の突然変異. 育種 23: 104~108.

- HASANUZZAMAN, S. M., M. A. YOUSUF and M. AHMED 1974. Morphology of deep water rice Proc. Int. Sem. on Deep Water Rice. 120~128. Bangladesh.
- 市橋秀樹・山縣弘忠 1978. 水稻における生長型と農業形質の関係について. 育雑 28 (別冊 2) : 212~213.
- 上島脩志 1975. 出穂期を異する矮性稲間の交雑 F_2 集団における稈長の分離. 近畿作物・育種談話会報 20 : 32~36.
- 片岡路子(=中崎路子)・佐藤洋一郎・山縣弘忠 1982. イネの茎葉形質に及ぼす早生遺伝子 E の効果. 育雑 32 (別冊 2) : 248~249.
- IKEHASHI, H. and F. KIKUCHI 1982. Genetic analysis of semi-dwarfness and their significance for breeding of high-yielding varieties in rice. JARQ 15 : 231~235.
- MAURYA, D. M. 1974. Breeding rice varieties suited to different flood conditions. Proc. Int. Sem. on Deep Water Rice. 77~82. Bangladesh.
- MORISHIMA, H. and H. I. OKA 1968. Analysis of genetic variations in plant type of rice. III. Variations in general size and allometric pattern among mutant lines. Jpn. J. Genet. 43 : 181~189.
- OKA, H. I. and H. MORISHIMA 1968. Analysis of genetic variations in plant type of rice. IV. General growth rate, oscillating growth and allometric pattern. Jpn. J. Genet. 43 : 191~200.
- 奥野員敏 1983. イネにおける人為突然変異の遺伝とその育種利用. 農技研報 D 34 : 187~274.
- OKUNO, K. and T. KAWAI 1978. Genetic analysis of induced long-culm mutants in rice. Japan. J. Breed. 28 : 336~342.
- SNEDECOR, G. W. and W. G. COCHRAN 1957. Statistical methods. Iowa State College Press. 534 pp.
- 高橋萬右衛門・木下俊郎 1974. 遺伝子表と染色体地図—イネ—. 『形態形成と突然変異』, 植物遺伝学 N., 416~441, 裳華房. 東京.
- TAKEDA, K. 1978. Internode elongation and dwarfism of some gramineous plants. Proc. Gamma Field Symp. 16 : 1~20.
- 武田和義 1986. イネ品種の早晩性と出穂揃い. 育雑 36 : 291~303.
- ・高橋萬右衛門 1972. イネの器官伸長に関する研究. I. 主稈葉数と伸長節間数との関係. 育雑 22 : 25~32.
- ・——— 1973. II. 伸長節間数と節間長との関係. 育雑 23 : 7~14.
- TSAI, K. H. and H. I. OKA 1968. Genetic studies of yielding capacity and adaptability in crop plants. 3. Bot. Bull. Acad. Sinica. 6 : 19~31.
- VERGARA, B. S., R. LILIS and A. TANAKA 1965. Studies of the internode elongation of the rice plant. 1. Soil. Sci. and Plant Nutr. 11 : 246~250.
- 横尾政雄・奥野員敏 1981. イネの節間伸長に及ぼす出穂期遺伝子の多面発現作用. 農技研報 D 32 : 1~14.

Summary

The variation in culm length of rice plant is influenced not only by a gene or genes controlling culm length itself but also by days to heading. These two aspects should be distinguished and separately analyzed. This paper, consists of two experiments, deals with the variation in culm length analyzed from the standpoints mentioned above. In the first experiment, the data for 93 photosensitive varieties sown at four different times were analyzed. The original data were taken by Dr. H. I. OKA in Taiwan, in 1948-1949. In the second experiment, F_2 plants and 73 randomly selected F_3 lines derived from a cross of a tall Indica $\times$ a Japanese semidwarf variety, Jikkoku were used. Days to heading and culm length were recorded in both experiments. Analysis of covariance in the first experiment showed that the differences of regression coefficients were not highly significant among sowing times and among varieties. Mean regression coefficients for four sowing times and for 93 varieties were nearly the same (0.48 and 0.42, respectively). The fact that regression coefficients among varieties were not different indicates the deviation of culm length from common regression on days to heading are statistically divided into two sources of variation, regression on days to heading and deviation from the regression. This method was also applied for the genetical analysis in the second experiment. The frequency distribution among F_2 plants in the deviation of culm length

from the regression on days to heading clearly showed trimodal variation, whereas culm length itself showed a continuous variation. Number of F_2 plants divided into these groups well fit to a ratio, 1:2:1. The assumption of monogenic segregation was confirmed by a progeny test. This is the most likely due to segregation of a semidwarf gene from Jikkoku, which locates on the same locus as *sd-1* gene. Deviation from the regression on days to heading should be focused in the analysis of the characters which are influenced by days to heading.

Yo-Ichiro SATO

National Institute of Genetics, Mishima, 411.