HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	タバコ種子の光発芽性の二面交雑による遺伝的解析
Author(s)	渡部, 信義; 津田, 周彌; 細川, 定治
Citation	北海道大学農学部邦文紀要, 10(2), 139-146
Issue Date	1977-01-25
Doc URL	http://hdl.handle.net/2115/11888
Type	bulletin (article)
File Information	10(2)_p139-146.pdf

Instructions for use

Hokkaido University Collection of Scholarly and Academic Papers : HUSCAP

タバコ種子の光発芽性の二面交雑による遺伝的解析

渡部信義・津田周彌・細川定治
(北海道大学農学部工芸作物学教室)

(昭和51年4月12日受理)

Genetic analysis of the light dependence of seed germination in *Nicotiana tabacum* L. by means of a diallel cross

Nobuyoshi WATANABE, Chikahiro TSUDA
and Sadaji HOSOKAWA
(Laboratory of Industrial Crops, Faculty of Agriculture,
Hokkaido University, Sapporo, Japan)

(Received April 12, 1976)

緒　言

タバコ種子はいわゆる光発芽性種子として知られ，光が与えられないと発芽率は皆無であるか，或は数パーセントにとどまり，実際栽培においても種子が土中深く埋れていると，その発芽率は低いことが知られている。したがって実際栽培では，播種時に種子を一昼夜浸漬後光をあてて後播種する，いわゆる“予措”が行なわれている。しかし，また品種によっては，暗黒条件下でも発芽率の高い品種も見出されており，このような事実から暗黒条件におけるタバコの暗発芽性に関する遺伝学的研究が古くから行われてきた。HONING[3]は暗黒下で発芽率の高い系統と低い系統との間の交配の結果から，F_1種子の発芽率は低い系統と一致するとし，前者は後者に対して劣性であると報告した。しかし，その後1930年には，細胞質の効果およびこれの優性の逆転現象を報告した(HONING[4])。このほか，小河原[7]，KASPERBAUER[5]が同様の実験を行い，暗黒下では発芽率の低い系統が優性ではあるが，一般に母系効果の大きいことを報告した。タバコ以外の種の光発芽性については，SUZUKIとTAKAHASHI[8]は*Cucumis sativa*，SUZUKIとSAITO[9]は，*Solanum tuberosum*をそれぞれ用いて同様の実験を行っている。一方近年の著しい光形態形成に関する植物生理学的研究の成果のひとつとして，色素タンパクphytochromeの機作，即ちRed-far-red photoreversible reaction(赤色光・遠赤色光可逆的光反応)の発見とその種子の光発芽性との関連性に関する研究成果があげられる。光が植物の生活に直接影響することは当然のこととして知られ，光合成の分野では，この能力の向上に関する遺伝育種学的研究は多い。しかし光形態形成の分野では，未だ遺伝学的研究が行なわれたという報告はない。

本実験は光発芽性種子として知られるタバコについて，要光型品種と非要光型品種(暗発芽性品種)との交配および要光型どうしの交配を行って，暗黒条件におけるF_1種子の発芽性および，光処理に対する反応性を遺伝学的に解析したものである。

ここでいう非要光型品種とは暗黒条件下でも，光条件下でもその区別なく発芽率の高い品種であり，また要光型品種とは，暗黒条件では発芽率が0%またはごく低率であり，光条件下で発芽率良好の品種をさす。

材料と方法

用いられた品種は，松川，南部(在来種)，Xanthi，Samsoun(オリエント種)，Hicks 2(黄色種)の5品種であり，Xanthiを除いては，すべて要光型品種として取扱うことができるものである。

以上の5品種は，1974年3月下旬に温室に播種され，15 cm直径の鉢に移植栽培し，7月上旬に5×5面交配を行ない，9月上旬に収穫した。収穫した種子は，莿を乾燥後，薬包紙によって包み，デシケーター内に冷蔵した。発芽試験はすべて収穫後2カ月目に行った。

発芽試験の方法は，種子50粒を0.7%寒天培地の直径5.5 cmのシャーレに播種し，2個のシャーレの発芽率の

平均で1反復を代表させ，2反復の実験を行った。

赤色光は，光源を500 Wのプロジェクター・ランプとし，東芝干渉フィルターKL 66を透過させた光である。

種子に光を照射する場合は，輻射熱の影響を防ぐ目的で，光を鏡に反射させてから種子に照射を行った。

実験温度は25℃とし，発芽試験の手順は，24時間の暗浸漬後，60分間光を照射し，アルミフォイルでシャーレを包み，1週間25℃に放置した。

発芽率は，まず処理期間中の発芽数をかぞえ，未発芽種子を1週間普通の光条件で発芽させ，なお不発芽である種子を除き，発芽率を(処理による発芽数)/(全粒数−不発芽数)×100で求めた。得られた結果は統計分析のためにArcsin変換を行った。

結　果

1. 暗黒および赤色光条件下における発芽性

暗黒条件および赤色光条件下における発芽試験の結果は，Table 1に示した。この実験の結果をHAYMAN[1,2]の方法によって，これらの光条件における発芽の遺伝性の検討をするために二面分析法を適用した。なお二面交配のデータの遺伝分析のために，その仮定が満足されているかどうかについて検討した結果から，系統間に有意差が認められず(Table 2)，この実験に二面分析が適用されうることが示された。

Table 1. Diallel cross table for the mean values of germination rate under two light conditions

a) Complete darkness (%)

		Male parents					Row average
		Matsukawa	Nanbu	Xanthi	Samsoun	Hicks 2	
Female parents	Matsukawa	**2.0**	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	Nanbu	0.0	**0.0**	0.0	0.0	0.0	0.0
	Xanthi	0.0	3.0	**93.0**	0.0	4.0	7.4
	Samsoun	0.0	0.0	0.0	**2.0**	0.0	0.0
	Hicks 2	0.0	0.0	0.0	1.0	**0.0**	0.0
	Colum Ave.	0.0	0.1	7.4	0.0	0.0	**9.4**

b) Red light for 60 min. (%)

		Male parents					Row aberage
		Matsukawa	Nanbu	Xanthi	Samsoun	Hicks 2	
Female parents	Matsukawa	**59.5**	29.3	74.9	10.8	0.7	30.4
	Nanbu	29.0	**55.2**	32.2	3.1	0.0	17.5
	Xanthi	70.0	51.9	**95.5**	92.3	45.5	74.1
	Samsoun	29.6	15.0	39.9	**73.7**	6.2	30.3
	Hicks 2	13.6	4.3	53.8	5.7	**2.6**	12.4
	Colum Ave.	39.0	28.2	61.7	33.1	5.9	**56.8**

Table 2. Variance analysis of $(W_r - V_r)$ values for the test of gene interaction and/or independency of gene action

Source of variation	d.f.	Mean square	
		Darkness	Red light
Parent	4	1568.71 ns	317.39 ns
Error	5	1068.68	325.91

ns: non-significant.

a) 二面表の分散分析および分散の分割

二面表の分散分析および分散分割をHAYMAN[1]の方法を用いて，暗黒および赤色光の2つの光条件について分析を行った。

その結果をTable 3に示した。この表でaは各親系統の平均の効果の差(一般組合せ能力)であり，bはaによらない正逆合計における差(特定組合せ能力)，cは各親系統の母系の平均効果(細胞質の効果)，dはcによらない正逆合計における差を示すものである。Table 3か

Table 3. Variance analysis of diallel cross table of germination rate under two light condition

Source of variation	d.f.	Mean square	
		Darkness	Red light
a	4	951.14**	3905.28**
b	10	675.12**	492.43**
c	4	23.02**	410.37**
d	6	15.02*	74.57 ns
Error	25	4.09	33.93

1) *, **: significant at the 5 and 1% level, respectively. ns: non-significant.

2) $a=\{\sum(Y_{r.}+Y_{.r})^2/2n-2Y_{..}{}^2/n^2\}^2/)(n-1)$
$b=\{\sum(X_{rs}+Y_{sr})^2/4-\sum(Y_{r.}+Y_{.r})^2/2n+Y_{..}{}^2/n^2\}/0.5n(n-1)$
$c=\{\sum(Y_{r.}-Y_{.r})^2/2n\}/(n-1)$
$d=\{\sum)Y_{rs}-Y_{sr})^2/4-\sum(Y_{r.}-Y_{.r})^2/2n\}/\times 0.5(n-1)(n-2)$
where $Y_{.r}$, $Y_{r.}$ and $Y_{..}$ are the sums of colum, row and total, respectively and Y_{rs} is the values of colum r and row s in the diallel table.

らa, b, cについては，2つの光条件下で1%水準で統計的に有意であった。またdについては，暗黒条件で，5%水準で有意であった。

このことは2つの光条件で，これら5品種間では優性の程度が異るが，bの特定組合せ能力が有意であることから，特定の組合せによって優性の程度が変異することを示すものである。しかし，bはaに対しては，赤色光条件では比較的小さく，またc, dの効果が有意なことから，この実験での相反交雑の差は大きいものと考えられる。

b) 遺伝的パラメターの推定

上記の分散分析の結果，a, bが統計的に有意であること，および二面交配の遺伝分析法が適用できるので，HAYMANの公式にしたがって，2つの光条件のそれぞれについて相加的遺伝分散(D)，優性分散(H_1およびH_2)などの遺伝分散成分と，それらの標準誤差を推定した。ここで，D, H_1およびH_2などのもととなるV_{oLo}, W_{oLo1}などは二面表の相反交雑の平均を用いた。環境分散(E)の推定値は，Table 3の誤差分散から推定した。各推定値はTable 4のとおりである。

暗黒条件では，環境分散(E)を除いて，相加的遺伝分散(D)，優性分散(H_1とH_2)などはすべて有意であった。また赤色光条件では，環境分散および優性と劣性遺伝子数の不均衡度を示す分散(F)を除いてすべて統計的に有意であった。

次に優性の平均の程度とその方向，優性因子を多く持っている親とその序列，有効因子数などを推定した(Table 5)。

優性の程度は$\sqrt{H_1/D}$で示され，$D=H_1$のとき1，すなわち完全優性であり，1より大きいときは超優性，1より小さいときは不完全優性である。この実験ではそれぞれ，暗黒条件では，1.04，赤色光条件では，0.99であった。次にArrayの親との共分散を縦軸にArrayの分散を横軸にプロットし，放物線を$W_r^2=V_pV_r$(但しV_pは

Table 4. Genetic variance components and their standard errors estimated by HAYMAN's formulae (1954)

Component	Light condition	
	Darkness	Red light
D	1023.29± 44.88	472.77± 63.01
F	1275.39±111.10	−297.88±157.40
H_1	1107.49±120.11	463.18±170.16
H_2	667.90±108.94	458.39±154.34
h_2	485.80± 73.55	611.14±104.20
E	2.05± 18.16	16.97± 25.72

Table 5. Properties of the gene concerned with light dependence of germination under two light conditions

Properties		Light conditions	
		Darkness	Red light
Number of genes concerned (effective factors) h^2/H_2		0.73	1.33
(max. parent value −min. parent value)$^2/4D$		1.33	2.50
Direction of dominance (F_1 mean−P. mean)		−16.61	−18.70
Average degree of dominance $\sqrt{H_1/D}$	from table 4	1.04	0.99
	From fig. 1	1.04	1.01
Distribution of dominant and recessive genes among parents $(\sqrt{4DH_1}+F)/(\sqrt{4DH_1}-F$		3.52	0.52
$H_2/4H_1$		0.15	0.25

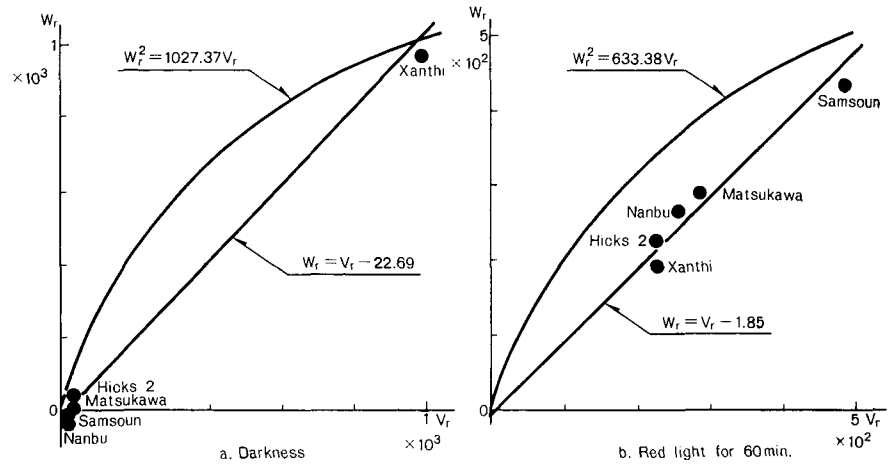

Fig. 1. Relationship between array covariance and variance in a diallel cross for seed germination under two light conditions.

親の分散), 回帰直線を $W_r=V_r+\overline{W_r-V_r}$ として求めると,

暗黒条件下では

$W_r^2=1027.37\ V_r$

$W_r=V_r-22.69$

赤色光条件下では,

$W_r^2=633.38\ V_r$

$W_r=V_r-1.85$

が求められる (Fig. 1 a, b)。

以上のグラフから優性度を求めるには, 放物線の接線の W_r の軸との交点をBとし, 回帰直線の W_r の軸との交点をAとするとき,

$\sqrt{\overline{AB}}/\sqrt{\overline{OB}}$ から求められる。この結果から求められた優性度はそれぞれ, 暗黒条件下では, 1.04, 赤色光条件下では, 1.01 であった。

優性の方向は (全 F_1 の平均—全親の平均), から求められる。暗黒条件下では, −16.61 で発芽率の低い方向つまり要光型に, また赤色光条件下では, −18.70 であり, 発芽率の低い方に優性の方向があることが示された。

優性遺伝子を多く持つ親は, W_r+V_r が最小となり, W_r+V_r の最大のものは劣性遺伝子を多く持っている親に相当するものとされる。これを Fig. 1 a, b でみると, 暗黒条件下では Xanthi が劣性親に相当し, その他の4品種は優性親とされる。また, W_r+V_r の小さいものから順に, 南部, Samsoun, 松川, Hicks 2 および Xanthi の順であった。赤色光条件下では, Xanthi, Hicks 2, 南部, 松川及び Samsoun の順であった。また発芽率の順位をみると, 発芽率の小さいものから順に Hicks 2, 南部, 松川, Samsoun および Xanthi であり, 優性の順位とは必ずしも一致しなかったが, 暗黒条件と赤色光条件において Xanthi の Arrary の位置の変化することからみて, Xanthi が特別の作用をしていたと考えることができる。

5品種の全体に含まれる優性遺伝子と劣性遺伝子のどちらが多いかについては, Table 5 の F の記号の正負によって知ることができる。F が正であれば優性因子が多く, 負であれば劣性因子が多い。またその全体の数の比は, $\sqrt{4DH_1}+F/\sqrt{4DH_1}-F$ で与えられる。

暗黒条件下では, F は正であり, 優性因子が多く, 赤色光条件では, これが負となり, 劣性因子が多いことになる。また全体の比は 3.52 と 0.52 であった。

また優性と劣性の両遺伝子のそれぞれの割合の積の推定値 ($H_2/4H_1$) は, 暗黒条件下で 0.15 であり, 一方赤色光条件下では 0.25 であり, 赤色光条件下では F が有意でないこと, から優性遺伝子と劣性遺伝子の比は同じであろうと推定された。

これら親間の発芽率の違いを起こしている有効因子数の推定値は, h^2/H_2 および (最大親−最小親)$^2/4D$ で求めることができる。暗黒条件下では h^2/H_2 では 0.73, (最大親−最小親)$^2/4D$ では 1.33 であり, 赤色光条件下ではそれぞれ 1.33, 2.50 であった。つまり暗黒条件下では 1〜2 対, 赤色光条件下でも 1〜3 対の有効因子数が推定された。

2. 光発芽に関する品種の感光性の遺伝的検討

1 で検討した結果, 暗黒条件下と赤色光条件下とでは,

Table 6. Diallel cross table for the light-sensitivity*)

		Male parents					Row ave.
		Matsukawa	Nanbu	Xanthi	Samsoun	Hicks 2	
Female parents	Matsukawa	**57.5**	29.2	74.9	10.8	0.7	30.4
	Nanbu	29.0	**55.2**	32.2	3.1	0.0	17.4
	Xanthi	70.0	49.9	**2.5**	92.3	41.5	66.7
	Samsoun	29.6	15.0	39.9	**71.7**	6.2	30.3
	Hicks 2	13.6	4.3	53.8	71.7	**2.6**	12.4
	Column ave.	39.0	28.1	54.3	33.1	5.9	**47.4**

* Light-sensitivity=(Germination rate under red light for 60 min.)−(Germination rate under complete darkness)

優性傾向の違いがあきらかとなった。つまり赤色光条件下では，暗黒および赤色光条件下で発芽率の高い Xanthi と低い Hicks 2 とがともに優性の傾向を示し，赤色光条件下における優性の傾向は発芽率減少の方向であった。

以上のことを検討するために，赤色光条件と暗黒条件の発芽率の差を品種の感光性とし，Xanthi の Array を除外した場合と Hicks 2 の Array を除外した場合の 2 とおりの二面分析を行なった。Table 6 には，品種の感光性の二面表を示した。

1 と同様の分析を行ない，まず共分散と分散の差の均一性の検定を行った。その結果，Xanthi の Array を除外した場合（つまり要光型内の場合）では，系統間に有意な差は認められず，Hicks 2 の Array を除外した場合は系統間に 1% 水準で有意差が認められた (Table 7)。

要光型品種の間では，二面分析の仮定が成立したので，まず HAYMAN の方法を用いて分散分析を行った (Table 8)。

その結果，a, b, c に 1% 水準で有意差が認められ，この結果，これら 4 品種間では，優性の差が存在するが，b が有意であるから特定組合せによって優性の程度は異る。しかし，b は a に比べて有意に小さいこと，またしが有意であることから，この実験では相反交雑の差が大きいが a に比べて有意に小さいこともわかった。

次に a, b が統計的に有意であることと，共分散と分散

Table 7. Variance analysis of (W_r-V_r) values for the test of gene interaction and/or independency of gene action

Source of variation	d.f.	Mean square	
		within light-requiring	excluding Hicks 2 array
Parent	3	12370.98 ns	197795.95**
Error	4	4369.94	10687.18

**: significant at the 1% level.
ns: non-significant.

Table 8. Variance analysis of the diallel cross table on the light-sensitivity within light-requiring variety

Source of variation	d.f.	Mean square
a	3	1078.63**
b	6	402.01**
c	3	435.55**
d	3	171.20
Error	16	77.08

1) **: significant at the 1% level.
2) *a*, *b*, *c* and *d*: cf. the 2nd note in table 3.

Table 9. Genetic variance components and their standard errors on the light-sensitivity within light-requiring variety

Components	Estimated value ± S.E.
D	746.21 ± 106.65
F	241.70 ± 273.98
H_1	964.65 ± 310.01
H_1	953.03 ± 286.16
h^2	1712.92 ± 194.08
E	77.08 ± 47.69

Estimated by HAYMAN's formulae (1954)

Table 10. Properties of the gene concerned with light-sensitivity within light-requiring variety

Properties		Estimated value
Number of genes concerned (effective factors)	h^2/H_2	1.80
	(max. parent value−min. parent value)$^2/4D$	1.11
Direction of dominance (F_1 mean−P. mean)		−18.77
Average degree of dominance $\sqrt{H_1/D}$	from table 8	1.14
	from fig. 2	1.05
Distribution of dominant and recessive genes among parent $(\sqrt{4DH_1}+F)/(\sqrt{4DH_1}+F)$		1.33
$H_2/4H_1$		0.25

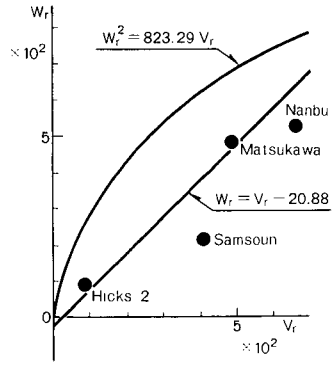

Fig. 2. Relationship between array covariance and variance in a diallel cross table for light sensitivity within light-requiring varieties.

の差の均一性の検定の結果から二面交配の遺伝分析ができるので，HAYMAN の公式によって D, H_1, H_2 などの遺伝分散成分およびそれらの標準偏差を推定した。推定値は Table 2 のとおりである。この結果から遺伝パラメーターは F, E を除いて有意であった。

次に平均の優性の程度とその方向，優性因子を多く持っている親とその序列，有効因子数などを推定した (Table 10)。

優性の程度は 1.14 で超優性であった。次に Array の共分散と分散の関係を示すグラフを描き放物線と回帰直線から優性程度をもとめた (Fig. 2)

放物線は $W_r^2=823.29\ V_r$

回帰直線は $W_r=V_r-20.88$

であった。このグラフから優性程度は 1.05 であり超優性であった。

優性の方向は，(全 F_1 の平均−全親の平均) から求められるが，この実験では，−18.68 であり，感光性の低い方に優性であった。

優性遺伝子を多く持つ親は W_r+V_r が最小となり，W_r+V_r が大きいものほど劣性親にあたるから，Fig. 2 から明らかなように，W_r+V_r の小さい順に Hicks 2, Samsoun, 松川および南部であり，感光性の小さい順にならべると Hicks 2, 松川，南部および Samsoun である。つまり優性の順位と感光性の順位とは一致しないが，感光性の小さい Hicks 2 は最も多く優性因子をもっているものと推定された。

F が有意でないことから，優性遺伝子と劣性遺伝子のどちらが多いとはいえないが，その全体の比は 1.33 であり，また $H_2/4H_1$ は 0.25 であった。このことは優性遺伝子と劣性遺伝子の割合がほぼ等しいことを示している。

有効因子数は h^2/H_2 では 1.80 であり，(最大親−最小親)$^2/4D$ では，1.11 であった。Hicks 2 の Array を除外した場合は，W_r-V_r の均一性の検定の結果，有意差が系統間にみとめられたことから，Xanthi 因子の上位性が示唆される。

考　察

本実験の結果からみて，暗黒条件下の発芽の場合，小河原[7]，KASPERBAUER[5] らが指摘しているような，非要光型品種の母系効果はそれほど大きくなかった。しかし，南部と Xanthi, Hicks 2 と Xanthi との交雑の場合にはわずかに Xanthi の母系効果がみいだされた。また暗黒条件下の要光性は非要光性に対してほぼ完全優性にあるとみなすことができる。また有効因子数が 1～2 対と推定されたことから，遺伝様式は比較的に簡単である可能性がある。

赤色光条件に対する発芽反応については，HONING[1,2]，小河原[7] および KASPERBAUER[5] らは実験を行っていない。しかし，光形態形成がかなり低いエネルギー反応であり，長時間の光にあたった場合には見いだされることのない遺伝変異が，赤色光など特定波長の短時間照射によって見出される場合があると考えられる。また光反応の大きさを，一定の光条件 (本実験の場合赤色光 60 分間の照射) に対する発芽率で示すことも有意義と考えられる。

本実験の解析の結果，平均優性度からみてほぼ完全優性であると結論でき，有効因子数は 1～3 対と推定さ

れた。

また，Fig. 1 b に示すように，赤色光条件下では，暗黒および赤色光の両条件下で，いずれも発芽率の高い Xanthi，この条件下で発芽率の低い Hicks 2，が優性であり，暗黒条件下では優性親であった松川，南部，Samsoun は，優性傾向を逆転し劣性であった。このことは Xanthi の因子および Hicks 2 の因子のどちらか一方，または両方が赤色光条件下で特別の作用をしていたためと考えられる。

この作用の解析のため，感光性の概念を設け，分析を行なった結果から Hicks 2 の因子は，優性であり，Xanthi の因子には非対立遺伝子間の交互作用が認められた。このことは，Xanthi の有する因子は，暗黒条件下では劣性として作用し，赤色光条件では，感光性の低い遺伝子と交互作用を有し，Hicks 2 は暗黒条件下では，優性として作用し，赤色光条件下では感光性の小さい因子が優性として作用すると考えることができる。つまり暗黒および赤色光両条件下のそれぞれで作用する遺伝子系は，異っていると考えられる。このことは，Xanthi と交配した F_1 種子の発芽率は概して中間親より高く，Xanthi との組合せを除いて Hicks 2 と交配した F_1 種子の発芽率が中間親よりもかなり低いこと，また渡部[10]が指摘したように，非要光型品種と要光型品種の交配 F_1 種子の赤色光条件下の発芽率の傾向性は，もし暗黒条件下とこの条件で作用する遺伝子が同じであると仮定すれば要光型品種と同様の発芽率を示すはずであるが，実際は有意に高い発芽率を得ることによって推定され，本実験の結果からも特に Hicks 2 と Xanthi との組合せの場合には発芽率が上昇し，Xanthi 因子の上位性が指摘されるのである。

感光性については要光型品種では1～2対の有効因子数が推定される。ただし，この感光性が種子の感光性それ自体の要因，つまり種子の感光部位の機構の遺伝的分化によるのか，種子の代謝過程の変異であるのかは，決定できない。しかし，LUKENS[6]が *Alternaria solani* の胞子形成において，450～750 nm の範囲の光波長の抑制効果の最大効果域が，野生型と突然変異型との間で有意に異っていることを報告しているので，植物種子においても作用スペクトルの最大効果域の遺伝的変異の可能性も検討すべきであろう。

摘　要

タバコ種子の発芽は典型的な光発芽性を示すことが知られている。著者らは，このタバコ種子の光発芽性について，植物の光形態形成という観点から，その基礎的知見を得るため2つの光条件（暗黒と赤色光処理）を用いて発芽試験を行ない，それらの結果について二面交配法による遺伝分析を行った。

要光型4品種（松川，南部，Samsoun, Hicks 2）および非要光型1品種（Xanthi）を用い，1974年に相反交配を含む全交配（20組合せ）を行ない，その F_1 種子と5つの親品種の自殖種子を用いた。発芽試験の結果をそれぞれの光条件ごとに HAYMAN (1954) の公式にしたがって遺伝的分散成分を推定し，その推定値と（W_r, V_r）グラフをもとにして，関与する遺伝子の性質をあきらかにした。

暗黒条件では，関与する有効因子数は1～2対であり，暗黒で発芽しない要光型の性質がほぼ完全優性であると考えられた。また赤色光条件では，有効因子数は1～3対であり，優性傾向は超優性であった。

光の効果を赤色光条件の発芽率から暗黒条件の発芽率を減ずることによって示し，これを感光性と名づけた。これについて Xanthi の Array を除いた場合と，Hicks 2 の Array を除いた場合の2通りの二面分析を行った。Xanthi の Array を除外した場合の有効因子数は1～2対であり，また超優性の傾向を示した。一方，Hicks 2 Array のを除外した場合，二面分析の仮定が成立せず，Xanthi の因子の上位性によるものと推定された。

HONING (1930)，小河原 (1957)，KASPERBAUER (1968) らの指摘した，暗黒条件下の発芽における相反交雑の差はそれほど大きくなかった。

引用文献

1) HAYMAN, B. I. 1954 a: The analysis of variance of diallel crosses Biometrics, **10**: 235-244.
2) ——— 1954 b: The theory and analysis of diallel crosses Genetics, **39**: 769-809.
3) HONING, J. A. 1926: The heredity of the need of light for germination in tobacco-seeds Proc. Kon. Akad. V. wetensch. Amsterdam **29**: 823-833.
4) ——— 1930: Nucleus and plasma in the heredity of the need of light for germination in *Nicotiana* seeds Genetica, **12**: 441-468.
5) KASPERBAUER, M. J. 1968: Dark-germination of reciprocal hybrid seed from light-requiring and -indifferent *Nicotiana tabacum* Physiol Plantarum, **21**: 308-311.
6) LUKENS, R. J. 1965: Reversal by red light of blue light inhibition of sporulation in *alter-*

naria solani Phytopathology, **55**: 1032.
7) 小河原公司 1957: 種子の光発芽に関する研究.
8) SUZUKI, Y. and N. TAKAHASHI 1969: Red and far-red reversible photoreactions on seed germination of *Cucumis sativa* Plant & Cell physiol. **10**: 475-479.
9) SUZUKI, Y. and T. SAITO 1970: Photo, thermo, and GA- sensitivity in seed germination of *Solanum tuberosum* Environ. Control in Biology, **8**: 51-55.
10) 渡部信義 1976: タバコ種子の光発芽性の遺伝学的研究. 北海道大学農学部修士論文.

Summary

The seed of tobacco (*Nicotiana tabacum* L.) has been known generally to be a light-favored seed. However, some varieties has been found which do not show such light-dependent behavior in seed germination. In order to elucidate the light dependence in seed germination of tobacco, the authors have been conducting genetic experiments and this report is the result of a diallel cross of some varieties which were different from each other in light dependence leading to seed germination.

The following five varieties were utilized as materials. The variety Xanthi is known to show light-independent germination. Varieties Matsukawa, Nanbu, Samsoun, Hicks 2 are also known to be light dependent in seed germination, however the degree of light dependence differs among these varieties. Seeds of 20 F_1's from all possible combinations and 5 selfed progenies were used for a diallel analysis. The germination tests were conducted in 5.5 cm diameter petri dish filled with 0.7% agar at a temperature of 25 C. The experimental procedure involves 24 hour dark imbibition, light treatment and dark incubation for 7 days in that order. Because of no interaction of alleles concerned, the genetic variance components and diagram showing the relation of array covariance (W_r) and variance (V_r) were drawn on the basis of HAYMAN's method (1954) and the following results were obtained. Based on h^2/H_2 and (the maximum parent value−the minimum parent value)$^2/4D$ number of alleles concerned (the number of effective factors) was estimated to be 1 to 2 (under darkness) and 1 to 3 (under red light illumination). Direction of dominance were negative under darkness and red light, but array positions were altered by light condition. Xanthi's array position showed the maxinimum value of W_r+V_r under darkness, but its position showed the minimum value of W_r+V_r under red light. The averages of dominance ratios ($\sqrt{H_1/D}$) were estimated to be 1.04 and 0.99 That is, the former was shown to be a case of over dominance and latter a case of partial dominance. Moreover, the results mentioned above were analysed with reference to light sensitivity of varieties by the promotive effects of red light, for Xanthi and Hicks 2 possesed a simllar array position under red light, but held opposite positions under darkness. Similar analyses were conducted excluding Xanthi's or Hicks 2's array, in order to clarify the effects of Xanthi and Hicks 2 factors, respectively. Because of the interaction of the alleles cencerned with the diallel table excluding Hicks 2's array, the epistatic effects of Xanthi factors were assumed. With the exception of the Xanthi array the following results were indicated: The estimated number of alleles concerned was 1 to 2, the direction of dominance was negative, and the estimated average of dominance ration was 1.14. Therefore, the light sensitivity was considered to be over dominant. Hicks 2's arrary showed a minimum value of W_r+V_r, and this indicated the tendency in which the low light sensitivity in Hicks 2 is an intense dominance trait.

The light dependence was dominant over light independence, and low light sensitivity was dominant over high light sensitivity within light dependent variety groups. The difference in results between reciprocal crosses under darkness was less than reported in the previous results by HONING (1930), OGAWARA (1957), and KASPERBAUER (1968).