



Title	胚乳における糯稈性分離のひずみ度の検出に当っての 2検定法の適用について：稲の交雑に関する研究、第 L 報
Author(s)	森, 宏一; 高橋, 萬右衛門
Citation	北海道大学農学部邦文紀要, 8(2), 98-101
Issue Date	1972-02-29
Doc URL	http://hdl.handle.net/2115/11827
Type	bulletin (article)
File Information	8(2)_p98-101.pdf



[Instructions for use](#)

胚乳における糯稈性分離のひずみ度の検出に 当っての χ^2 検定法の適用について

— 稲の交雑に関する研究, 第 XLVII 報¹⁾ —

森 宏一・高橋萬右衛門

(北海道大学農学部育種学教室)

An application of binomial probability paper in dealing with segregation distortion of waxy character in rice

— Genetical studies on rice plant, XLVII —

Koh-ichi MORI and Man-emon TAKAHASHI

(Plant Breeding Institute, Faculty of Agriculture,
Hokkaido University, Sapporo, Japan)

Received May 17, 1971

緒 言

メンデル性遺伝における分離比の適合性の検定には χ^2 検定法が用いられている。この方法は先験的な分離比による期待値と実際に得られた観察値との間の偏差がどの程度の確率を以て偶然性により起りうるかを判定するものであり、従ってそこでは観察値なるものが期待値を導いた分離型起因である可能性を否定し得ないとは言い得ても、積極的に肯定支持する情報とはならないのである。加えて、観察数が少なれば少ないほど期待値と観察値の不一致を指摘する精度が低下し、或る観察値が同時に幾つかの分離型の期待値のその何れをも否定し得ないことになる。

遠縁稲間交雑を通じての稲の胚乳性の分離には或る種のひずみが生ずることは、すでに多くの研究者の指摘するところであり、その程度と原因については諸説が出されている。著者らもこの問題を研究中であるが、その過程において、また各研究者の資料を検討するに際して、たとえば糯遺伝子による糯性胚乳の分離の正常と異常の判断が必ずしも統一された基礎に立ってなされておらず、従ってそのことから生ずる幾つかの不一致や矛盾のあることに気がついた。

本報はそれを指摘し、あわせてそれに対する一つの対策を論じたものである。

材料及び方法

胚乳の糯稈性の分離についてひずみが最も著るしく現われるのは日本稲の糯に印度稲の稈を交雑した組み合わせであることは著者らの実験でも明らかにされているから、日本稲の糯2品種・系統と外国稲の稈2品種・系統を交雑親として採りあげ、この方向で交雑を行なった資料を用いることにする(森・木下・高橋, 1971)。その材料は Table 1 に示される。F₂ の分離はキセニアの現象を利用し、F₁ 個体上に着生した種子の胚乳をもって調査が行なわれた。

Table 1. List of the varieties and strains.

name	type	character of endosperm
H- 45	Japonica	waxy
A- 58 (Kokushokuto-2)	"	"
N- 66 ("Portugal")	Indica	non-waxy
I-102	"	"

実験結果

その1. 同一母本から F₁ 用として多数の種子が得られる。従ってこれから生じた F₁ 株は交雑親と同じにするわけであり、このような F₁ 個体間には遺伝的な差は

1) 北海道大学農学部育種学教室業績

Table 2. F₂ segregation of the waxy endosperm character in the cross, H-45×N-66.

F ₁ indiv.	F ₂ segregation		total	fitness		percent of waxy type (%)
	non-waxy	waxy		χ^2 (3:1)	P	
No. 1	815	214	1029	9.70 ¹	.01~.001	21
No. 2	772	205	977	8.41	.01~.001	21
No. 3	609	171	780	3.94	.05~.01	22
No. 4	437	122	559	3.01	.10~.05	22
total	2633	712	3345	24.61	<.001	21
homogeneity				0.45	P>.90	

理論上無視し得るといってよい。Table 2はこのような F₁ 株上に着生した F₂ 世代相当の胚乳の糯硬性の分離比を χ^2 検定した結果である。ここでは正常分離とみられる個体 (No. 3, No. 4) と、ひずみを生じて、いわゆる異常分離に入るべき個体 (No. 1, No. 2) とが含まれている成績である。しかし各 F₁ 個体それぞれについて、糯の頻度 (これを waxy percent と仮称する)、すなわち糯粒数/全粒数 (×100) という形で分離を眺めてみると、さきに異常分離と見られた個体でも、正常分離の範囲内と判断された個体でも、その値は何れも 21~22% となり、

期待値としての 25% より過少という事実はあるにしても、異常と正常の間には本来的な差は認められないこととなる (均一性検定参照)。

その 2. もう一つの例は Table 3 に示す交雑組み合わせである。ここでも第 1 実験の場合と同様に、F₁ の 3 個体の間で胚乳の分離に χ^2 検定により差が現われている。すなわち No. 1 の個体は正常分離、他の 2 個体 (No. 2, No. 3) ではそれからはずれて異常分離に入る結果となっている。しかもこの組み合わせでは waxy percent も 3 個体間で明らかに異なっている (均一性検定参照)。

Table 3. F₂ segregation of the waxy endosperm in the cross, A-58×I-102.

F ₁ indiv.	F ₂ segregation		total	fitness		percent of waxy type (%)
	non-waxy	waxy		χ^2 (3:1)	P	
No. 1	908	284	1192	0.88	.5~.3	24
No. 2	857	217	1074	13.17	<.001	20
No. 3	831	172	1003	32.98	<.001	17
total	2596	673	3269	33.95	<.001	21
homogeneity				13.08	<.001	

論 考

以上の事例からも示されるように、いまもし χ^2 検定法による χ^2 の値と分離項数とだけにとよって分離比の適合度を判ずるならば、両実験共に、同一親の同一組み合わせ由来の F₁ 個体間で差があり、個体を異にすることにより正常分離と異常分離とが混在することになる。

ただし、第 1 実験例では waxy percent が F₁ 個体間で相等しいのに対し、第 2 実験例ではこの waxy percent にも個体間差があった。

ところで、第 1 実験で重要な点は何かといえば、それは F₁ 個体間で正常と異常が生じたということではなく、

この組み合わせからは異常分離が結果されるらしいという推論が可能だということである。その根拠は、先ず第 1 に waxy percent が全ての個体を通じ期待値の 25% を明らかに下まわり、かつ個体間に差がないこと、第 2 には小さな χ^2 値のために正常分離との適合度が高いようにみえる F₁ 個体では観察 F₂ 胚乳数が少なく、反対に大きな χ^2 値を示して異常分離と判断されるものの方では F₂ 集団の大きさが大きいことである。検定に際しては集団の大きさが信頼度を左右することを常に忘れてはならないのである。

第 2 実験での F₁ 個体間では F₂ 観察用集団の大きさは何れも似たものであるにもかかわらず、 χ^2 値は大きく異

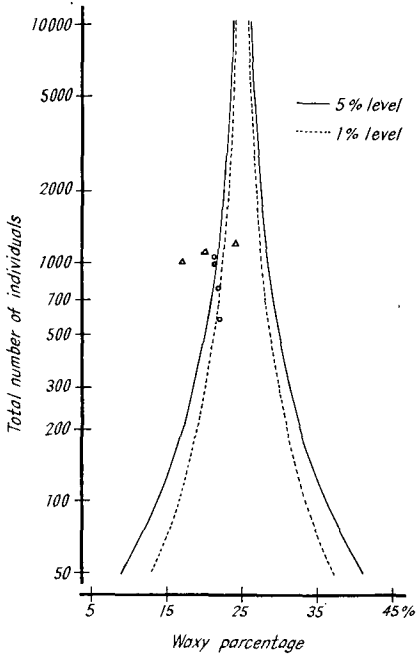


Fig. 1. Fitness of the segregation ratio and its fiducial limit (-test) in relation to population size.
 ○: H-45×N-66 △: A-58×I-102

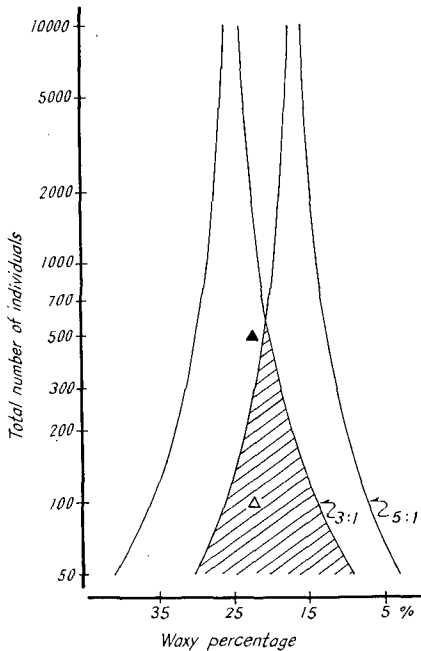


Fig. 2. Comparison between 3:1 and 5:1 (fiducial limit).
 Shaded: To be fit for 3:1 and 5:1.

なっているから、ここでは F_1 個体間に正常と異常の両分離型があるものと推論することが可能である。この場合、waxy percent に大きな変異があるのもまた当然である。

このような理由で集団の大きさを常に条件に加えながら χ^2 検定を行なう必要が認められるのであるが、若しそれを何らか直接的に一視覚的に一組み込む手段があれば便利である。その一つとして著者らは χ^2 検定の下で観察個体数の多少による分離比の信頼限界の幅を MOSTELLER らの binomial probability paper の考えを応用して図形化してみた。これは各分離型毎に求める必要があるが、3:1 と 5:1 について示したのが Fig. 1 及び Fig. 2 である。Fig. 1 では、横軸に waxy percent を、縦軸には観察数 (対数変換) をとり、稗: 糯が 3:1 に分離する場合の信頼限界が実線 (5% 水準) と破線 (1% 水準) で示されている。

いまこの図に第1及び第2実験の成績をあてはめてみると、第1実験では4集団の waxy percent はほぼ同じであるが観察数を異にするため、その座標を結ぶ線は直線に近くなり、それは信頼限界を縦に切断した形となる。また、第2実験では個体数が各集団で大差なく、waxy percent で差があるので、その座標を結ぶ線は横方向をとることになる。いずれにおいても分離の正常、異常の判定にどのような要因が関与してくるかが一目にして判るわけである。

このような図形を 3:1 の他に 1:1, 5:1, 13:3, 9:7 など種々の分離比について同一図に並べて描いておけば、観察結果がどの分離に最も近いのか、或いはまた、どれ程の観察数を取り扱うならば分離比の重複をさけて結論を導くことが可能かなどを知ることができる。一例として 3:1 と 5:1 の場合を作図すると Fig. 2 の如くなり、図の斜線部分、たとえば Δ 印のところに観察値が落ちたとするならば、その示す分離比としては 3:1 と 5:1 の何れをも否定することはできないのである。いま、分離比はそのままと仮定し、観察個体数のみを増し、 \blacktriangle 印のところに落ちるものとするならば、その際は 3:1 を採用すべきである。何れにしても図から明らかのように、この場合 630 個体以上を観察するのが望ましいということになる。

以上のような配慮の下に従来多くの研究者によって報告された遠縁稲間の胚乳性分離の異常性一期待比からのひずみ一の成績とそれに対する正常と異常の判定、さらにまたそれに基づいた原因・機構の仮説を眺めてみた場合、少なからぬ点で再検討を要するよう思われたのである。

摘 要

- 1) 遠縁稲間交雑において胚乳の糯梗性が単遺伝子分離の期待比から種々の程度にひずむ場合が少なくない。
- 2) その程度と waxy percent を判定する基準は χ^2 検定法による χ^2 値であるが、この値が観察集団の大きさという要因により影響されることを常に忘れてはならない。
- 3) この要因を自動的に組込んだ図形を binomial probability paper の応用として作っておくと、判定の誤りを少なくすることが容易である。

参 考 文 献

- 森 宏一・木下俊郎・高橋萬右衛門 (1971). 稲の交雑に関する研究. 第 XLVI 報 遠縁稲間交雑に見られる胚乳の糯梗性の異常分離, 予報. 北海道大学農学部邦文紀要, 8: 85-90.
- MOSTELLER, F. and J. F. TUKEY (1949). The uses and usefulness of binominal probability paper. J. Amer. Statist. Assoc. 44: 174-212.

Summary

In non-waxy \times waxy hybrids from crosses between

distantly related rice varieties, there is often a deficiency of the waxy types in the F_2 and in its descendant generation. The degree of this distortion varies from cross to cross, or even from F_1 plant to plant of which parental varieties are identical.

In order to look into the intrinsic nature of this phenomenon a more precise experiment followed by a more rigorous criterion than the usual application of the χ^2 -test method should also be employed simultaneously, with respect to the demarcation between normal segregation patterns and distorted ones.

The authors devised a scale, a part of which is shown in the figures of the present paper. This is an application of the binomial probability paper designed by MOSTELLER *et al.* (1949) and others.

In this figure, if there is a sample and it is not known whether it belongs to the 3:1 ratio, for an example, and if this paired count falls within the critical region, then that is outside the steeped lines, the given hypothesis of 3:1 is rejected at a significant level of 0.05 or 0.01.