圃場試験法の歴史と課題 (6)

誌名	農業技術
ISSN	03888479
著者	堀江, 正樹
巻/号	40巻7号
掲載ページ	p. 326-331
発行年月	1985年7月

圃場試験法の歴史と課題（6）

堀 江 正 樹

17. 統計学的実験計画法

Fisher, R. A. は1919年にローザムステッド農事試験場にむかえられたが，当時の試験場の場長は Russell, E. J. であった。Russell は従来から圃場試験の方法に大きな関心をもち，ローザムステットで Lawes, Gilbert 以来行われてきた圃場試験の方法の歴史的な経過を深く考察，検討し，圃場試験の方法のあり方について一つの確たる信念をもつにいたっていた[1]。三留[2]によれば，Russell は「試験者は，試験を実施するに先だって，何を試験するのか，その目標を明らかにしたうえで，その目標を十分に全うしうるよく計画された，よりよい設計をたてることである。そうするならば，その試験からえられる解答は明確なはずである。当面の目的に対してもっとも適切・妥当な設計をたてるためには，十分な予備知識を必要とすることももちろんであるが，試験に期待する設問は，一時に一問とすべきである。試験結果を解釈するに当たっては，気象条件，土壌条件その他にわざわいされて，処理効果に起因しない部分のあることを，あらかじめ考慮せねばならぬであろう。要するに，圃場試験を計画するに際しては，単純明確であること，信頼しうる知識にもとづいていること，その結果に対して十分な解釈ができること，しかも，現場で広く利用されるものでなければならない」ことを述べている。その中では Pearson による記述統計学の圃場試験への適用の限界を感じており，さらにローザムステッドにおける Fisher や，彼の協力者による新しい統計学を基礎とした研究の内容を紹介し，その研究の成果に対して，きわめて大きな期待をもっていることを明らかにしている。若くして，ローザムステッド農事試験場の統計研究室の責任者として，その任に当たるに際して，場長の Russell により大きな期待をもたれる一方で，Fisher 自身も Russell の圃場試験に対する強い信念に，大きな影響をうけたことは疑いのないことである。

Fisher は，圃場試験に供試される圃場の，地力の分布にみられる不均一性を重視し，試験をすすめるに当たって，この不均一性をいかに克服するか，ということに主たる視点をおいた。すなわち，地力の高い部分に割合てられた試験区は，本来的な能力をこえて高い収量を示すだろうし，逆に地力の低い部分に割り当てられた試験区では，本来的能力より低い収量を示すことは，これまでに実施された多くの均一栽培試験の結果からも明らかなことである。このことは，圃場の地力差により処理や品種のもつ本質的な能力がかく乱されて，正しい判断ができなくなることを意味している。たとえば，試験の結果，高い収量であったから優れた品種であり，一方，低い収量であるから劣った品種であるとは，一概にいえないということになる。したがって，Fisher の立場からみたとき，“品種間に差がある”とか，“品種間に差がない”という結論は，地力が不均一な試験圃場からたまたまえられた，見せ掛けの収量の観測値をもととして，議論しているのではなかろうか，という疑問をもたざるをえなくなる。このような疑問をもったとき，そうであるならば，どのような圃場試験を行うのがよいのだろうか，と設問し，それに解答を与えていくというのが，Fisher が圃場試験の方法を追求するためにとった基本的な考え方である。このような認識のうえにたって，いかにして，より優れた圃場試験の方法を見出すか，と研究の目的はしぼられていく。Fisher はここに統計学的な考え方をとりいれて，この問題を解決しようとし，その方法として，分散分析法を中心とした新しい考え方と方法を導入した。

分散分析法とは，えられたデータの総平均からの偏差（各観測値と総平均の差）の平方の全体（偏差平方和，略して平方和）を，変動を起こすことの明らかな要因，たとえば，ブロック，処理，品種等のちがいによって生ずる部分と，原因の明らかでない，しかも人為的に制御することのできない，確率化することによってのみうることのできる，いわゆる誤差とよばれる部分に分割する。そして原因の明らかな要因による変動を，誤差の変動と対比して，それぞれの要因に統計学的にみて意味のある差異があるかどうかを，Fisher によって見出されたF分布を利用して検定し，各要因の効果の程度を推定しようとするものである。また，試験に分散分析法を適用するためには，まず計画，実施の段階で，供試する処理や品種を各試験区に割り当てる方法があり，一般に実験計

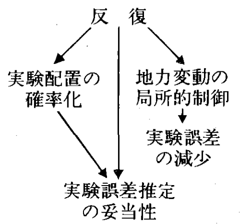
Masaki Horie: History and Problems of Field Experiment (6). 農業技術 40 (7), 1985.

1) Russell, E. J. (1926), J. Min. Agr. 32, 89～101.
2) 三留三千男 (1960)，農業実験計画法，朝倉書店，東京.

画法，または試験設計といわれている。

このような考え方にたった圃場試験の方法は，供試圃場内の地力の変動に，やや大きい部分的な変動があるものとして，いわゆるブロックとして区切り（反復ともいう），ブロック内の地力差はなるべく小さくなるようにする。このようにして，供試圃場における地力差の多くの部分をブロック間差としてとらえ，分散分析をすすめるなかでこれを分離し，評価できるようにする。また，地力が比較的均一とみられるブロック内を，同形，同大のいくつかの試験区に分割する。そのうえで，供試する各処理区をブロック内の試験区へ，試験区間の地力差や，その他の未知の不均一性を，偶然変動としてとりあつかえるように，ブロック毎に無作為に配置する。この無作為に配置するということは，それぞれの処理区が，ある特定の試験区に割り当てられる確率を等しくする（確率化）ための手段である。

このことは，分散分析法によって分析されるそれぞれの要因に対する変動は，それを求めるための基礎となる観測値が，仮想的な母集団から無作為に抽出された標本であるとみなし，この標本に基づく測定値によって推定し，検定されるものは母集団についての知識である，ということに注意していただきたい。したがって，以上のことを可能にするために，また，効率的に行うために確率化等の方法が，試験を計画し，実施する場合に用意されていなければならない。以上のことは，すでに述べたように Fisher による統計学的な方法に関する研究に，一貫して適用された方法である。これらのことを模式的に示すと第1図のようになる[2]。この図から，ブロックによって反復するということは，実験誤差を小さくすることと，その大きさの推定を可能にすることの両者にかかわりをもっていることが明らかとなろう。とくに実験誤差の推定は反復することによってのみ行われること，また，試験区の配置を確率化（無作為に配置）することによって，その妥当性が保証されることにとくに注意したい。



第1図

18. 統計学的仮説検定

われわれは，圃場試験を行い，その結果をとりまとめ，ついで分散分析を行う。分散分析では平方和，平均平方と順次計算し，最後に各要因の平均平方を，それぞれ誤差の平均平方で割り，そこにえられたF値についてF検定を行う。このときに危険率が5％，または1％で有意差があったとか，または有意差ありと認めがたい等，その結果にたいして一喜一憂する場合がよくみうけられる。極端な場合には，有意差なしということは，その試験が失敗であったと思いこんでしまう場合もあるようである。また，あるものは危険率として10％か20％を利用できればよいのだが，と口にすることもある。そこにはひたすら有意差のあることを望むのみ，といった状況がうかがわれる。一方，この一連の検定のための手続きは容易に行うことはできるが，それがどのような背景をもち，何を意味しているか，あまりはっきりしていない場合もあるようである。検定は，統計学的にはきわめて重要なことであり，統計学の典型的な手法の一つでもあるので，ここでそのもつ意味の説明に，少々の頁を割くのも無駄ではないだろう。

どのような試験でも，それを実施するに際しては，必らず何等かの目的なり目標をもっている。そして，行われた試験の結果から，その目的に対して推論を行うことになる。また，その目的についてあらかじめある考えをもっているとき，その考えていることが，正しいかどうか検証しようとする場合もある。このような推論や考え方は，いわゆる仮説といわれるものである。これらの仮説は，統計学的な手法をもちいて，具体的な試験や実験からえられた結果と対比させて，その仮説を受け入れるべきか，棄てるべきかきめることを統計学的仮説検定とよんでおり，前記の分散分析におけるF検定は，その一つの方法である。この仮説の検定法は，確率論にのっとった，統計学的な手法のうちでも重要で，かつ典型的な手続きである。

通常，統計学的な仮説検定では，対象とする母集団から無作為に抽出された標本の測定値をもちいて，まずたてた仮説を否定するという立場にたって検定が行われる。たとえば，2つの母集団の平均値が等しいとして，また，2つの母集団の分散が等しいとして仮説を設定し，その仮説が否定されることを期待して検定を行うのである。このように否定される（統計学では一般に棄却という）ことを期待してたてる仮説を帰無仮説とよんでいる。ここでまず，最初にたてられる仮説は，棄却されることを期待してたてられるのであるから，棄てられれば当然つぎにとりあげられる仮説があり，この仮説は通常対立仮説という言葉がもちいられている。

仮説検定を行う場合に，仮説の正当性と検定結果の間の関係をみると，

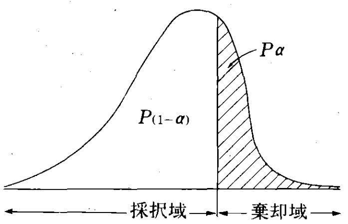
1. 正しい仮説が検定により受け入れられる。
2. 正しい仮説が検定により棄てられる。
3. 正しくない仮説が検定により受け入れられる。

4. 正しくない仮説が検定により棄てられる。

の4つの場合が考えられる。このうち，1と4の場合は適切な判断を行ったのであるから問題とはならないが，2と3の場合は明らかに誤った判定を行ったのであるから，黙視するわけにはいかない。ここで2の場合を第1種の過誤，または生産者危険といい，3の場合は第2種の過誤，または消費者危険とよばれているものである。

第1種の過誤は，通常危険率とよばれるもので，さきにあげた危険率と同じものである。危険率の大きさは，検定を行うものが適当に選ぶことができるが，一般に約束ごととして5％ないし1％をとっており，場合によってはきわめて厳密な検定を必要とするときもあり，そのときには0.1％をとることもある。しかし，これはあくまでも検定を行うものが，その問題の重要性や，その問題についての経験や，蓄積した知識を通じて判断すべきことであって，対象とする現象によっては，5％以上の危険率をとることもあろう。この危険率のもつ意味は，帰無仮説が検定の結果棄却されるとき，5％ないし1％程度誤る可能性があるかも知れない，逆の言い方をすれば，100回の同様の試験をくり返して行ったとき，95回ないし99回程度はこのような結果がえられるだろう確からしさを示すものである。第2種の過誤は，誤った仮説を棄却しないときに起こる誤りで，仮説検定で棄却されないとき，帰無仮説，すなわち母集団の間には差はない，同じであるということを積極的にいえないのは，ここに述べた検定には，第2種の過誤がもりこまれていないことによる。

以上に述べた仮説検定について，統計学的な意味をごく簡単にみておくことにする。ここにすでに知られた分布をもつ母集団 A_0 があるとする。その母集団から1個の標本を無作為に抽出したとする。その標本の測定値については，それに対応する確率はきまっている。無作為に抽出された大きさ1の標本の，測定値のちらばる範囲は定まっており，その範囲を2つに分け，その一方を $P_{(1-\alpha)}$，他を P_α とする。そして，この母集団 A_0 から無作為に抽出した標本が，$P_{(1-\alpha)}$ の範囲に入る確率は $1-\alpha$，P_α の範囲に入る確率は α とする（第2図）。



第2図 仮説の検定

いま，ある別の集団 A から標本として1個体を無作為に抽出するとき，まず，この母集団 A は母集団 A_0 と同じであるという仮説 H_0 をたてる。母集団 A から無作為に1個の標本を抽出して測定し，その値が $P_{(1-\alpha)}$ の範囲（仮説の採択域）にあれば，仮説 H_0，すなわち母集団 A は A_0 と同じであるとして受け入れる。また，その測定値が P_α の範囲（仮説の棄却域）にあれば，この仮説 H_0 は誤っていたとして棄却する。すなわち母集団 A は A_0 でないとする。このことは，仮説が正しい場合に，このような仮説検定の手順にしたがって判定したとき，その判定が誤りである確率が α であるということで，この α を前に述べた危険率または有意水準とよんでいる。

19. 実験計画法の構造

ここでは実験計画法のうち，もっとも一般的であり，かつ特徴的なものとしてあげられる任意配列ブロック法を例にとり，さらに詳しくみていくことにする。考察を簡単にするために，水稲A，B，Cの3品種の収量比較を，4ブロックからなる供試圃場で行うことにする。

圃場を地力の分布等を勘案し，まず4つのブロックに区切る。つぎに各ブロック内を供試品種の数に等しく，同形，同大の試験区数に区切り，各ブロック内の試験区に，それぞれブロックごとに独立に，かつ無作為に供試品種を配置する。この結果は第3図のような圃場配置となる。図の中には各品種の位置と，それぞれの試験区の収量(ただし，今後の考察を容易にするために，数値は補正してある）を示してある。この結果は第1表のように整理され，ブロック，品種のそれぞれの計，平均がもとめられる。この表から，各品種の平均値は最大はA，Bの36，最小はCの33，ブロックについては最大は2の38，最小は3，4の33であり，総平均は35である。

ブロック1	ブロック2	ブロック3	ブロック4
B 37	A 40	B 35	B 33
A 38	C 35	C 32	A 34
C 33	B 39	A 32	C 32

第3図 圃場配置図

ここで，さらに考察をすすめるうえで理解を容易にするために，まず教科書でよくもちいられている記号によって，第1表を第2表のように一般化して表わすことにする。ここで，i 番目のブロックの j 番目の品種の収量を x_{ij} とする。また，i 番目のブ

第1表 整理された表

ブロック / 品種	1	2	3	4	計	平均
A	38	40	32	34	144	36
B	37	39	35	33	144	36
C	33	35	32	32	132	33
計	108	114	99	99	420	
平均	36	38	33	33		35

第2表　記号化した表

ブロック＼品種	1	2 ……… i ……… b	計	平均
1	x_{11}	x_{21} …… x_{i1} …… x_{b1}	$x_{\cdot 1}$	$\bar{x}_{\cdot 1}$
2	x_{12}	x_{22} …… x_{i2} …… x_{b2}	$x_{\cdot 2}$	$\bar{x}_{\cdot 2}$
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
j	x_{1j}	x_{2j} …… x_{ij} …… x_{bj}	$x_{\cdot j}$	$\bar{x}_{\cdot j}$
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
v	x_{1v}	x_{2v} …… x_{iv} …… x_{bv}	$x_{\cdot v}$	$\bar{x}_{\cdot v}$
計	$x_{1\cdot}$	$x_{2\cdot}$ …… $x_{i\cdot}$ …… $x_{b\cdot}$	$x_{\cdot\cdot}$	
平　均	$\bar{x}_{1\cdot}$	$\bar{x}_{2\cdot}$ …… $\bar{x}_{i\cdot}$ …… $\bar{x}_{b\cdot}$		$\bar{x}_{\cdot\cdot}$

ロックの平均値を$\bar{x}_{i\cdot}$，j番目の品種の平均値を$\bar{x}_{\cdot j}$とし総平均を$\bar{x}_{\cdot\cdot}$と表すことにする。

総平均は，各試験区の収量に対して，ブロックの効果がまったく同じ，かつ品種の効果もまったく同じで，しかも誤差の効果がすべてにまったく考えられないとき，各試験区が等しくうるであろう収量として考えることができる。したがって，個々の試験区の収量から総平均を差引いた残りがバラツク（変動する）部分となる（第4図）。そのバラツク部分については，ブロックのちがいによって生ずる差（効果），品種のちがいによって生ずる差（効果）と，さらに各試験区に固有な偶然誤差から構成されるものと考えることができる。以上のことから個々の試験区の収量と総平均との差は，

収量－総平均＝ブロックの効果＋品種の効果
＋偶然誤差　　　　（ｉ）

のように分解でき，このことを記号によって表現すると，

収量－総平均　：$x_{ij}-\bar{x}_{\cdot\cdot}$

ブロックの効果：$\bar{x}_{i\cdot}-\bar{x}_{\cdot\cdot}$

品種の効果　　：$\bar{x}_{\cdot j}-\bar{x}_{\cdot\cdot}$

偶然誤差（(ｉ)から明らかなように，左辺からブロックと品種の効果を引いた残りに等しい）

$$:(x_{ij}-\bar{x}_{\cdot\cdot})-(\bar{x}_{i\cdot}-\bar{x}_{\cdot\cdot})-(\bar{x}_{\cdot j}-\bar{x}_{\cdot\cdot})$$
$$=(x_{ij}-\bar{x}_{i\cdot}-\bar{x}_{\cdot j}+\bar{x}_{\cdot\cdot})$$

となる。したがって，（ｉ）は

$$(x_{ij}-\bar{x}_{\cdot\cdot})=(\bar{x}_{i\cdot}-\bar{x}_{\cdot\cdot})+(\bar{x}_{\cdot j}-\bar{x}_{\cdot\cdot})+(x_{ij}-\bar{x}_{i\cdot}-\bar{x}_{\cdot j}+\bar{x}_{\cdot\cdot}) \quad \text{(ii)}$$

または，

$$x_{ij}=\bar{x}_{\cdot\cdot}+(\bar{x}_{i\cdot}-\bar{x}_{\cdot\cdot})+(\bar{x}_{\cdot j}-\bar{x}_{\cdot\cdot})+(x_{ij}-\bar{x}_{i\cdot}-\bar{x}_{\cdot j}+\bar{x}_{\cdot\cdot}) \quad \text{(iii)}$$

という形で示すことができる。

第1表の個々の試験区の収量を，（iii）式にしたがって各項に分割すると，第1ブロックの第1品種（$i=1$，$j=1$）の収量x_{11}は，

$$x_{11}=38=35+(36-35)+(36-35)+(38-36-36+35)$$
$$=35+1+1+1,$$

第2ブロックの第1品種（$i=2$，$j=1$）の収量x_{21}は，

$$x_{21}=40=35+(38-35)+(36-35)+(40-38-36+35)$$
$$=35+3+1+1.$$

以降すべての試験区の収量について，同様の分割を行って，それぞれの項目ごとに第1表にならってまとめると，第4図のような4つの行列にまとめられる。

第4図の右辺はすでに述べたとおりであるが，第1項は全試験区に共通な効果で，バラツカナイ部分，すなわち総平均である。第2項以下はバラツク部分で，第2項はブロックの効果で，各ブロック内では各品種ともに等しく，供試圃場にブロックを構成することによりえられた地力差を，マクロにとらえたときの効果といえる。ここで明らかなように，各ブロックの効果は，各品種を通じて（行方向に）合計すると0となる。第3項は品種の効果で，どの品種も各ブロックを通じて等しく，また，ブロック内の品種の効果の合計（列方向に）は0となる。さらに，第4項は誤差といわれる部分で，試験区全体を通じて合計すると0となることに注意していただきたい。

ここで，第4図の右辺のブロックの効果，品種の効果，および誤差項の枠の中のすべての値について，それぞれ2乗和を求めると，

$$\left.\begin{array}{l} \text{ブロックの効果の2乗和} \\ \quad =1^2+3^2+(-2)^2+\cdots+(-2)^2+(-2)^2=54 \\ \text{品種の効果の2乗和} \\ \quad =1^2+1^2+1^2+\cdots+(-2)^2+(-2)^2=24 \\ \text{誤差の項の2乗和} \\ \quad =1^2+1^2+(-2)^2+\cdots+1^2+1^2=12 \end{array}\right\} \text{(iv)}$$

をうる。

ここで，さきの（ii）にもどってつぎのことを考えよう。（ii）式

$$\underset{\substack{\text{もとのデータ}}}{\underset{x_{ij}}{\begin{bmatrix} 38 & 40 & 32 & 34 \\ 37 & 39 & 35 & 33 \\ 33 & 35 & 32 & 32 \end{bmatrix}}} = \underset{\text{総平均}}{\underset{\bar{x}_{\cdot\cdot}}{\begin{bmatrix} 35 & 35 & 35 & 35 \\ 35 & 35 & 35 & 35 \\ 35 & 35 & 35 & 35 \end{bmatrix}}} + \underset{\text{変動する部分}}{\underset{(x_{ij}-\bar{x}_{\cdot\cdot})}{\begin{bmatrix} 3 & 5 & -3 & -1 \\ 2 & 4 & 0 & -2 \\ -2 & 0 & -3 & -3 \end{bmatrix}}}$$

$$= \underset{\text{総平均}\ \mu}{\underset{\bar{x}_{\cdot\cdot}}{\begin{bmatrix} 35 & 35 & 35 & 35 \\ 35 & 35 & 35 & 35 \\ 35 & 35 & 35 & 35 \end{bmatrix}}} + \underset{\text{ブロックの効果}\ \beta_i}{\underset{(\bar{x}_{i\cdot}-\bar{x}_{\cdot\cdot})}{\begin{bmatrix} 1 & 3 & -2 & -2 \\ 1 & 3 & -2 & -2 \\ 1 & 3 & -2 & -2 \end{bmatrix}}} + \underset{\text{品種の効果}\ \tau_j}{\underset{(\bar{x}_{\cdot j}-\bar{x}_{\cdot\cdot})}{\begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 1 \\ -2 & -2 & -2 & -2 \end{bmatrix}}} + \underset{\text{誤差}\ e_{ij}}{\underset{(x_{ij}-\bar{x}_{i\cdot}-\bar{x}_{\cdot j}+\bar{x}_{\cdot\cdot})}{\begin{bmatrix} 1 & 1 & -2 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -1 \\ -1 & -1 & 1 & 1 \end{bmatrix}}}$$

第4図　測定値の分割表

$$(x_{ij}-\bar{x}_{..})=(\bar{x}_{i.}-\bar{x}_{..})+(\bar{x}_{.j}-\bar{x}_{..})+(x_{ij}-\bar{x}_{i.}-\bar{x}_{.j}+\bar{x}_{..})$$

の両辺を２乗すると，

$$\begin{aligned}(x_{ij}-\bar{x}_{..})^2&=[(\bar{x}_{i.}-\bar{x}_{..})+(\bar{x}_{.j}-\bar{x}_{..})+(x_{ij}-\bar{x}_{i.}-\bar{x}_{.j}+\bar{x}_{..})]^2\\&=(\bar{x}_{i.}-\bar{x}_{..})^2+(\bar{x}_{.j}-\bar{x}_{..})^2\\&\quad+(x_{ij}-\bar{x}_{i.}-\bar{x}_{.j}+\bar{x}_{..})^2\\&\quad+(\bar{x}_{i.}-\bar{x}_{..})(\bar{x}_{.j}-\bar{x}_{..})\\&\quad+(\bar{x}_{i.}-\bar{x}_{..})(x_{ij}-\bar{x}_{i.}-\bar{x}_{.j}+\bar{x}_{..})\\&\quad+(\bar{x}_{.j}-\bar{x}_{..})(x_{ij}-\bar{x}_{i.}-\bar{x}_{.j}+\bar{x}_{..})\end{aligned}$$

ここで，右辺の効果は相互に独立であるから，効果の間の積の項はすべて０となる。したがって，上式は

$$(x_{ij}-\bar{x}_{..})^2=(\bar{x}_{i.}-\bar{x}_{..})^2+(\bar{x}_{.j}-\bar{x}_{..})^2+(x_{ij}-\bar{x}_{i.}-\bar{x}_{.j}+\bar{x}_{..})^2$$

となり，この結果をすべての試験区について合計すると，

$$\begin{aligned}\sum_{i=1}^{b}\sum_{j=1}^{v}(x_{ij}-\bar{x}_{..})^2&=\sum_{i=1}^{b}\sum_{j=1}^{v}(\bar{x}_{i.}-\bar{x}_{..})^2\\&\quad+\sum_{i=1}^{b}\sum_{j=1}^{v}(x_{.j}-\bar{x}_{..})^2\\&\quad+\sum_{i=1}^{b}\sum_{j=1}^{v}(x_{ij}-\bar{x}_{i.}-\bar{x}_{.j}+\bar{x}_{..})^2\\&=v\sum_{i=1}^{b}(\bar{x}_{i.}-x_{..})^2+b\sum_{j=1}^{b}(x_{.j}-\bar{x}_{..})^2\\&\quad+\sum_{i=1}^{b}\sum_{j=1}^{v}(x_{ij}-\bar{x}_{i.}-\bar{x}_{.j}+\bar{x}_{..})^2\end{aligned}$$

の平方和をうる。ここで b はブロック数，v は品種数である。ここまで来ると，この式は左辺の全体の平方和を，右辺の３つの平方和に分割されたことが理解できよう。この後は，教科書をみればすぐに明らかになることで，この結果は第３表の分散分析表にまとめることができる。

第１表の水稲品種の収量比較試験の結果を，第３表の方法にしたがって分散分析を行うと，第４表のとおりになる。この分散分析表におけるそれぞれの平方和が，さきに（iii）式にしたがって，各試験区の収量をそれぞれの効果に分割し，各効果ごとに２乗和した結果（iv）とまったく一致することが明らかとなる。これらのことから，個々の試験区の収量と総平均の差（偏差）は，変動を生ずる明らかな原因と考えられるブロックと品種の効果と，偶然性にもとづき，かつ制御できない誤差との線型式で構成され，しかも各効果が相互にまったく独立であると仮定して，行われていることが理解されたことと思う。

第３表　分散分析の手順

変動因	自由度	平方和	平均平方	F
ブロックの効果	$b-1$	$S_B=v\sum_{i}^{b}(\bar{x}_{i.}-\bar{x}_{..})^2$	$M_B=S_b/(b-1)$	M_B/M_E
品種の効果	$v-1$	$S_V=b\sum_{i}^{v}(\bar{x}_{.j}-\bar{x}_{..})^2$	$M_V=S_V/(v-1)$	M_V/M_E
誤差	$(b-1)(v-1)$	$S_E=\sum_{i}^{b}\sum_{j}^{v}(x_{ij}-\bar{x}_{i.}-\bar{x}_{.j}+\bar{x}_{..})^2$	$M_E=S_E/(b-1)(v-1)$	
全体	$bv-1$	$S_T=\sum_{i}^{b}\sum_{j}^{v}(x_{ij}-\bar{x}_{..})^2$		

第４表　２分散分析表

変動図	自由度	平方和	平均平方	F	F表の値
ブロック	3	54	18	9*	5％：4.76 1％：9.78
品種	2	24	12	6*	5％：5.14 1％：10.92
誤差	6	12	2		
全体	11	90			

第４表の分散分析の結果についてみることにする。ここでえられたブロック，品種，誤差の各平方和は，それぞれの自由度で割られ，平均平方（分散）が計算される。ついでブロック，品種の平均平方を，それぞれ誤差の平均平方で割られてF値がえられる。これらはそれぞれ対応する自由度における F 表の値と比較される。すなわち，ブロックについてはF値９に対して，自由度３と６のF表の値，危険率１％で9.78，５％で4.76と比較すると，F 値９は５％の値より大きく，１％より小さいから，危険率５％で有意であると判断する。同様に，品種についてはF値６に対して，自由度２と６のF表の値と比較して，危険率５％（F表の値は１％で10.92，５％で5.14）で有意差ありと判断される。このことはブロックについては，ブロック間には差がないという帰無仮説を検定し，その結果，仮説を棄却して，ブロック間に差があるといって誤る確率は５％であり，最後に５％の危険率でブロック間に差があると結論する。また，品種についてもまったく同様に，品種の収量間には５％の危険率で差があると結論される。

教科書では構造模型とか数学モデル，または略してモデルという言葉がよくもちいられるが，このことを（iii）式にもどってみることにする。すでに述べたことであるが，$\bar{x}_{..}$ は総平均で，試験全体を通じてすべての試験区に共通な収量であり，これを μ で一般化する。$(\bar{x}_{i.}-\bar{x}_{..})$ は i 番目のブロックに試験区があるための効果で，これを β_i，また，$(\bar{x}_{.j}-\bar{x}_{..})$ は j 番目の品種であることに

よる効果で，これを τ_j とする。さらに（$x_{ij}-\bar{x}_{i\cdot}-\bar{x}_{\cdot j}+\bar{x}_{\cdot\cdot}$）は誤差項で e_{ij} とすると，(iii) 式は

$$x_{ij}=\mu+\beta_i+\tau_j+e_{ij}$$

と置きかえられ，この試験における個々の測定値 x_{ij} に対する変動要因の相互の関係を表し，構造模型等といわれるものである。これは複雑な現象を形式化して抽象し，問題に対する考え方を整理して，対応を容易にすることができる。また，このような構造模型をとりあげることにより，つぎに数学的操作も可能になってくる。この模型について，前述したとおり誤差は全試験区を通じて合計すると0となるほか，平均値0，分散 σ^2 の正規母集団から無作為に抽出されたもので，各測定値の誤差は相互にまったく独立である。さらに，すでに述べたように

$$\sum_i \beta_i=0,\ \sum_j \tau_j=0$$

という条件がつく。

ここで，無作為配列ブロック法についてさらに2，3の特徴をあげると，すでに述べたようにブロックと品種の間に独立性があり，この特徴をブロックと品種の2元分類の直交性という。また，何等かの原因によりある試験区やブロックが欠落しても，それを含むブロックを除外することによって直交性が維持される（配置の頑健性という）。さらに，供試するブロックや，処理の数について原則として制限はない（配置の融通性という）。しかし，有意差検定を行うためには最少2つのブロックを必要とする。（農業環境技術研究所環境管理部計測情報科長）

北農試から東北農試へ⑱

松実成忠

てん菜導入の試験研究は，昭和31年から九州農試を中心に鹿児島，宮崎，高知の県農試が南海地区連絡試験として開始し，また同時に岡山，香川農試でも始められている。そのねらいは，てん菜が価格の安定した換金作物であるとともに，副産物による家畜との結びつきによる経営の改善や機械化，集団化による営農組織の育成をはかる役割も期待していたが，とくに北海道では夏作物であるてん菜を秋冬作物として導入し，土地利用率を高めることにも大きな目的があった。34年には中国，四国，九州のすべての県農試が試験研究を実施し，また36年からはてん菜研究所の熊本支所が品種改良の試験に着手した。

一方，試験研究の進展をまって検討されるとされた企業化は，はやくも34年ごろ大分市と岡山市に製糖工場が建設され，35年から操業を開始した。企業側の過熱ぶりがいかに激しかったかは，6つの企業がそれぞれ6つの県に工場の建設を働きかけていたということからもうかがうことができる。そしてまた，県においても大分，香川が34年から，熊本，岡山が35年に，宮崎，鹿児島が36年からそれぞれてん菜の生産奨励を決めた。

試験研究の面では，西南暖地におけるてん菜栽培の作季について地帯別に夏播，初秋播，秋播などの栽培型が明らかになるなどの進展をみつつあった。また，夏播型，初秋播型栽培に向いた有望系統が育成されて，新品種として出せる目途が40年ごろにはついてきていた。

だが，暖地てん菜の生産は，35年の作付面積1,880ha，収穫量3.8万 t を最高に，37年1,160ha，2.2万 t と減少を続け，40年には800ha，1.2万 t となった。このような生産状況によって，まず37年に大分工場が原料不足のために閉鎖となった。そして県の生産奨励も37年に大分，岡山が，また38年には熊本，香川が中止を決めた。その後は暖地てん菜のすべてを集めて操業していた岡山工場も原料不足によって40年産を最後に閉鎖されてしまった。こうして，暖地てん菜の導入は実ることなく廃止されたのである。

製糖工場の操業が中止となり，各県のてん菜生産奨励も廃止されたので，試験研究もほとんど40年までに終熄をした。だが，完成が間近であった品種育成の試験はそのまま続けられ，その結果，夏播品種としての「支夏1号」と初秋播の晩成品種としての「支4号」の2つの優良系統が作り出された。

昭和43年の夏，私はてん菜振興会の玉置理事と滝本業務課長から，てん菜研熊本支所が育成した2つの優良系統を新品種の候補として登録命名審査会に申請したいと相談を受けた。水稲をはじめ畑作物を新品種として審査会に提出するには，その系統が都道府県の奨励品種に採用され及普する見込みのあることが条件の1つであったが，暖地てん菜は既に普及の場を失ってしまっていた。玉置さんたちは，そのことを承知しながらも，44年末で廃止されることになったてん菜研熊本支所の残した業績として，なんとか新品種として登録し命名しておきたいと希望していたのである。そこで私は内々に審査会の委員である育種専門家の人達の意見をきいてみることにした。だがその結果は「甚だ残念なことだが，既に普及の見込みのなくなった暖地てん菜を新品種として認めるわけには行かないのではないか」という意見がやはり多かった。（まつみ・しげただ　元東北農業試験場次長）