農業実験計画法小史

奥野忠一

農業実験計画法小史

日科技連

志を共にし，その業なかばにして逝った

畏友 廣崎昭太 君の霊に献げる

ま え が き

本書の出版を企画した動機は，1993年11月17日に，明治神宮会館で，皇太子御夫妻の臨席を得て，「農業試験研究一世紀記念式典」が開催された折に，筆者が「農林水産試験研究功績者表彰」を受けたことである．水稲品種「コシヒカリ」を育成された方をはじめ，農業・園芸・畜産・水産・林学などの分野で大きな貢献をされた研究者が表彰されたのであるが，そのなかに図らずも畑村又好氏と筆者が「農業試験における実験計画法・統計解析法の開発」という業績で加えられたのである．その光栄に浴したとき，さて自分がそれに値する仕事として何をしたのかを反省して忸怩たるものがあったが，それでもその仕事の一端を著書として伝えるものが一冊位あってもよいと考えるに至った．

筆者は敗戦直後の1946年から1975年までの29年間，農業技術研究所に勤務し，農業試験の設計と解析に関する統計学的研究に従事したが，その後工業分野に転じ，近年は経営学の分野にまで足を踏み入れるようになった．工業・経営関連分野では何冊もの著書を出版しているが，青春の，自分では最も意欲的に研究に取り組んだと考える時代の成書が1冊もないことに気づき淋しさを感じたのである．しかし，そのために新しく執筆することは，何といっても20年以上も前の仕事であるから，今の筆者にはその勇気も元気もない．そこで最初に思いついたのは，雑誌「農業および園芸」に1969年から3年間にわたり，「農学講座　農学研究のための試験設計法」〔1〕～〔31〕として連載したものをそのまま複写して私費出版することであった．その内容は，新しく開発した「直交表による多因子計画」の解説と，それを適用するために各地の農業研究者と行なった研究の概要である．それは統計手法の単なる応用例ではなく，constitutional な共同研究の成果である．しかし，当時そのような研究が行なわれた背景を明らかにすることも必要と思った．それには，「農業技術研究所80年史」(1974年発行) 所載の「数理統計的方法発展の歴史」の該当部分を引用するのが適当と考えた．さらに，この手法のもつ今日的意義にも触れることにすれば，次のような構成をもつ成書として出版する方がよいと考えた．

第1章序章では，農業および工業における実験計画法の発展の概要を述べ，同じく直交表を用いながら，そのアプローチが農業と工業で大きな相違があること，および，直交表利用がわが国独特のもので，英・米国では別のアプローチをしていることを明らかにする．また，実験結果の適用範囲について「環境因子の取扱い方」が農業と工業で現在では

差があることに触れる．第２章では，上記「80年史」からの抜粋部分を載せる．そして第３章に，本書の大部分を占める「農業および園芸」からの複写部分を入れる．さらに第４章では奥野と塩見の共同研究による「直交表による多因子計画」の構成原理とそれから得られた120通りのわりつけ表の一部を示す．これらは Resolution Ⅳ型とよばれる実験計画のなかで，最も多数の２因子交互作用を「推定可能」とするものである．

第５章では，フィッシャー流の実験計画法を農業試験に導入するに際してまず検討した試験の精度を，各種作物の品種比較試験について評価し，どれ位の差があるものが「有意」と判定されたかという例を示す．また，第１章で問題にした「環境因子の取扱い方」について農業と工業で比較する．

第６章では「結びに代えて」本書で提案している実験計画法が，工業分野でも有用であること，また，バイオ・テクノロジーなどの新しい技術が次々に開発されるなかで，それらを量産技術に結びつける際には不可避の手法であること，を強調する．

さいごに，「農業および園芸」の複写を許可して下さった同誌発行所「養賢堂」の及川清社長，また，その複写に同意して下さった共同執筆者の方々，永年にわたり，筆者と手を携えて直交表の研究に従事して下さった塩見正衛君に心から謝意を表する．この仕事の途中から筆者と志を共にし，農業試験の方法論を第６章で述べた方向にさらに発展させようと渾身の努力を重ね，その業なかばにして病に倒れられた畏友廣崎昭太君には痛恨の情忘れがたく，本書を同君の霊に献げることにした．

また，編集の終り頃からゲラ刷りを校正し，第５章３節の叙述を改善して下さった上，索引の作成まで引き受けていただいた，農業環境技術研究所の三輪哲久君に心から謝意を表する．

おわりに，筆者の若干の経済的負担の下で，この出版を引受けて下さった日科技連出版社，とくに，種々の困難な作業をこなして下さった同社の伊藤幸夫氏に深甚の謝意を表する．また，各章の扉を含め，本書全体の装丁を創意あふれるものにして下さった入倉則夫氏に衷心よりお礼を申し上げる．

1994年９月

奥　野　忠　一

目　　次

序　章 | 第1章

(1)　実験計画法 design of experiment は，1930年代の初めに，ロンドン北郊のロザムステッド Rothamsted 農業試験場で，R. A. Fisher(フィッシャー)により創始された．この方法は，第2次世界大戦中から工場実験にも広く応用され，その後は市場調査や官能検査の分野などでも利用されるようになった．このように広汎な分野に普及するとその基本原理は同根であっても，対象分野ごとにそれぞれ独特の手法が開発されてくるのも当然である．

本書は，わが国の農業試験への実験計画法の導入・普及・定着から新しい手法の開発に至るまでの歴史を，1946年から1980年頃までに限定して回顧することを目的としている．しかしながら，その過程で登場してきた2つの主題，「直交表による多因子計画の利用」と「環境因子の取り扱い方」については，これまでに工業分野で広く用いられている考え方や手法とはきわめて大きな相違があるので，その論争は現在農業や工業の実験計画に携っている方々にも関心が深いことと考えられる．そこでその話題を提供するのが本書の出版を企画した1つの理由でもある．

(2)　わが国の農業試験にフィッシャー流の実験計画法を導入しようと始めたのは，1946年に畑村又好氏と奥野が東京西ヶ原の農事試験場に採用されたときである．その当時の農学研究の事情は，第2章の「農業技術研究所80年史」に詳しく述べられている．

畑村氏は当時すでに統計学について造詣の深かった農学者であり，奥野は数学科出身で農学の知識は何も持ち合わせていなかった．畑村氏は，フィッシャー流の統計学が前提とする「数学モデル」が，現実の農業試験において成り立つか否かをまず検証しなければならないと考えた．氏は，いくつかの供試品種を各ブロック内でランダムに配置するという乱塊法(二元配置)実験で，誤差は正規分布からランダム抽出されたものと言えるのかを，数学的に検証するよう奥野[1),2),3),4)]に命じた．また，一方で，イネ，ムギ，大豆，いも類などの作物別に，均一栽培試験 uniformity trial を広汎に実施し，各圃場(試験に供する田・畑のことをいう)を 0.5 m² 位の小区画の碁盤目に分けて，各小区画ごとの収量を測定した．その結果，その収量のばらつきがかなりきれいな正規分布に従うことを確認した．つぎに，隣接する小区画をいくつかずつ集めて形・大きさの異なる種々の試験区を作り，さらにそれらをいくつかずつ集めてブロックを構成した．その上で各試験区の収量のブロック内分散を計算し，これを誤差分散の推定値とした．この誤差分散を互いに比較することにより，ブロックおよび試験区の最適な形と大きさを作物別に定めた．その研究調査[5)]に基づいて，現実の農業試験ではどの位の収量差が有意であるとして検出できるかを作物別に評価した(第5章参照)．

このような吟味を経た上で

①　反復 replication

②　無作為化 randomization

③　局所管理 local control

というフィッシャー3原則を満足する試験設計としての乱塊法の採用に踏み切ったのである．以後，分割区法，格子法などの高度な設計も必要に応じて次々に取り入れられた．上述のような実験計画法は毎年の作物試験法講習会に出席した技師たちを通じて各地の試験場に普及し，1955年頃にはほぼ定着したと考えられる．

(3)　戦前の日本の農業技術は稲作を中心に発展し，「精密試験法」と称して水田ではできるだけ均一にするように努めたので，試験区間の地力差は無視できる位小さいと考えられていた．したがって，試験区間の地力差を「誤差」として評価し，それに基づいて統計的検定を行なおうとする乱塊法を受容するには，イネの技術者の間で強い抵抗があった．一方，戦後の食糧難から新しく研究が始められた畑作物では，技術的知見の蓄積が乏しくかつ畑の地力差は大きかったために，1つの試験からどこまでの結論を導出できるかについては統計的判定に頼らざるを得なかった．そのため乱塊法実験はまず畑作技術者に受け入れられた．このことは，フィッシャー流の初期の実験計画法が，技術の成熟した分野では受け入れ難く，未熟な分野ほど歓迎されたことを示している．

こうしてこの実験計画法が一応の普及を見た頃，この方法に対する不満が農業技術者の間に高まった．

1°　品種試験で品種をランダムに配置すると，生育期間中の経過をとくに比較して観察したい品種が遠くに離れてしまうことがあって不便である．

2°　丹精こめて育成した新品種が在来種よりも平均収量が高いのに，「統計的には有意でない」といって統計学は人の足を引っ張るようなことを言う．

このような不満は必ずしも適切ではないが，不満が出るのは，統計的実験計画法が現場では消極的な役割しか果たさなかったことを反映している．これに対して，実験計画法が情報獲得の効率化に寄与するという積極的な役割を果たすものとして登場した手法が，1960年代から始まった「直交表による多因子計画」である．

(4)　戦前の寺尾[6),7)]の「相対性原理」は，品種の優劣

は，播種期や施肥条件によって異なる，窒素肥料の最適施用量は品種や栽植密度によって変わる，という思想であった．こういう認識がありながら播種期や栽植密度や窒素施用量の最適な組合せを見出すための実用的な試験法は見つけられていなかった．実際，多因子の水準のすべての組合せが実施されたこともあったが，そのような大規模な圃場試験では地力の不均一さを除去することが難しく，また結果の解析法も知られていなかったのでその採用は敬遠されてしまった．ところがこれに応えたのが，上記の「直交表による多因子計画」であって，その計画では多因子を組み合わせるが，その処理組合せの一部だけを実施しながら，重要な情報は獲得するという計画である．この方法が急速に普及したのは，当時の農業技術がかかえていた次の２つの課題にうまく適合したという事情がある．

① 水稲安定多収栽培法を確立するために，窒素肥料を基肥としてだけではなく，分げつ期追肥，穂肥，実肥に分施する必要があった．そのために施肥時期および，各時期での施用量などを因子とする多因子計画が求められた．

② 作物部，化学部，病理昆虫部などで独自に計画されていた実験を，部門間の壁を取り外した共同試験にして効率化を図るという気運があった．

こういう情勢の中で，1962年に香川県農業試験場ではじめて L_{81} 直交表を使うという大規模な試験が実施[8]された．ところが，そのデータの統計解析は手計算ではとても行なえないことを経験し，急遽コンピュータによる解析ソフトの開発を「農林研究計算センター」に依頼した[9]（第２章(7.電子計算機プログラムの開発)参照）．このサポートにより，「直交表による多因子計画」の解析は容易になったので，奥野は数年にわたり全国各地の農業試験場で3〜4日間の講習会を開き，その有用性を説いてまわることになった．

(5) 奥野が農業試験で推進した「直交表による多因子計画」は，その当時から現在まで工業分野で広く採用されている田口氏らの「直交表実験のわりつけ」法とは本質的に異なる．後者では，小規模の実験にできるだけ多くの因子を取り上げ，それらの主効果と，技術的に重要と考える少数個の２因子交互作用を，線点図という使いやすいグラフを用いて，直交表の列にわりつけることを提案している．その際考慮に入れなかったすべての２因子交互作用および３因子以上の交互作用はその存在をすべて無視している．これに対して，奥野らの方法では，２因子交互作用はすべて一応は存在すると仮定して，これらが主効果と交絡しないようにするという原則を守った（この原則を採用する実験計画を Resolution Ⅳ型という．第４章参照）．その上で，できるだけ多数の２因子交互作用を「推定可能」（２章3(4)または４章参照）にする計画を探索し，その主効果および２因子交互作用の直交表の列へのわりつけ法を示した[10]．また，これに相当する線点図も奥野・芳賀[11]で示した．近年は工業界でもこの方法に関心が示され，鷲尾氏の著書など[12),13)]では，これに準じたいくつかの線点図が工夫されている．

直交表による実験計画法は，わが国独特のものであるが，これは1945年に D. J. Finney 教授が発表した「要因計画の一部実施法」fractional factorial design[14),15)]と本質的に同じものである．ただ後者では，たとえば，各３水準の５因子を取り上げるとき，まず $3^5=243$ 個のすべての組合せを考え，その 1/3 実施である81組合せ，あるいは 1/9 実施である27組合せをいかにして選ぶかの方式を示している．したがって，この方式を理解することは初心者にはきわめて難しく，これらの実験の計画にはいつも統計学者の参画が必要である．これに対して，わが国の方式では，27回の実験を行なうのであれば，L_{27} 直交表を用い，その13個の列に，取り上げた因子の主効果をわりつけるだけで，実験すべき27組合せがすべて明らかになる．それゆえ，初心者でも，線点図または奥野らの「わりつけ表」を用いて，それぞれの場合に最適な計画を選ぶことができる．これがわが国において，直交表による実験計画が広汎に普及した理由である．米国でも「一部実施法」によって選ばれる処理組合せについて，NBS（National Bureau of Standards：国家標準局），現在の NIST（National Institute of Standard and Technology）の統計学者たちが尨大な表[16),17),18)]を作成したが，それらはほとんど普及していないようである．最近はタグチメソッドの普及に伴って，米国では直交表が用いられることが多いと聞くが，その直交表は 2^n 型や 3^n 型よりさらに拡張されて L_{12} や L_{18} が使われるようになったので，もはや「一部実施法」とは無関係になっている．田口氏は元来「一部実施法」という考え方とは無縁のようであったが，彼の創案である L_8 や L_{27} という記号は，ラテン方格法 Latin square から来たもので，現在の日本では，だれもがこの記号を採用している．3×3 のラテン方格法を 3^4 の 1/9 実施と見てもよいし，これを変換した L_9 直交表（３章18.3参照）の互いに直交する４列と見てもよいのである．

(6) フィッシャーの実験計画法の３原則は，１つの農業試験場内での試験の精度を高めるために提示されたも

のである．その試験の結論を広く農家の田畑に適用するための論理はこの中に含まれていない．結論の適用範囲を確認するために，たとえば新しく育成した品種の系統については，各県では県内数カ所の農家に委託して同一設計の品種比較試験を行ない，その地域適応性を調べてきた．収量，病虫害抵抗性，品質などの特性について，この委託場所のどこでも優秀な品種が見つかるのであれば，これらの場所は県内でランダムに選ばれたと考えて，いわゆる「変量模型」を想定し，「品種と場所との交互作用」を誤差として，品種間差違を検定すると，明らかに有意となるはずである．しかしながら，実際には，ある場所では優良な成績を示すが，他の場所では劣るというような品種が出現することが多い．これは品種ごとに地域への適応性が異なることを示すのである．そこで県内を図 1.1 に示すようないくつかの地域に区分する．

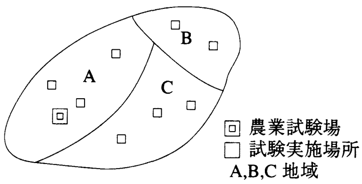


図 1.1　品種適応性検定試験の配置

この地域は，それぞれいくつかの場所の集りであるが，それらは山間部，平坦部，沿海地域などという個性をそなえているので，いわゆる「母数模型」となる．すなわち，「場所」という因子は，各地域内では「変量」であるが，地域としてまとめると「母数」になる．この「地域と品種との交互作用」は有意に大きくなり，Aという地域には甲という品種が，B地域には乙という品種が適合しているというような結論を導くようにする．このように「場所」という因子の水準をうまく地域区分して，地域内では品種との交互作用が小さく（農業試験場内での試験の誤差分散に対して有意でない程度にする），地域と品種との間には有意な交互作用が認められるようにする．したがってこのような適応性検定試験の解析には，幾通りもの試行錯誤が必要である．しかし，この試行は「量より質への転換点を見出す」という統計学本来の任務を遂行していることになる．

農業生産の結果を左右する主要な環境因子は，上述の地域のほかに，年次がある．気象条件は年ごとに変り，1993年のような冷害の起こる年もある．この年ほどひどくなくても，品種のえらび方，窒素施肥量のきめ方がその年によって好結果をもたらしたり，裏目に出たりすることがある．この気象の差に対処できる結論を導出するためには，農業試験は少なくとも3年，同一の試験を繰返すべきであると言われてきた．その結果，年次との交互作用が小さい場合には，どんな気象条件下でも適用できる結論が言えるが，その交互作用が大きいとわかったときには，その年の気象の長期予報などに頼って選択をしなければならない．ここに投機的要素が加わって，品質は良いが冷害に弱い品種を広汎に作付したりすると，もし冷害に会えば大変な減収となる．

それはとにかく，年次適応性を知るためには3年間同一の試験を繰返さねばならないというのも芸がない．同じ年でも播種期を変えた試験区を作れば，各区の作物生育ステージは異なる気象条件下で推移することになる．したがって，「直交表による多因子計画」に播種期という因子を取り入れれば，ある程度年次適応性を評価することができる．以上が農業試験における「環境因子の取扱い方」である．

(7)　工場実験では，環境因子というものを，従来はあまりはっきりとは取り上げていなかった．もちろん，ユーザーの使用方法は「取扱い説明書」があっても uncontrollable であるから，メーカーはいろいろな場合を想定してどんな極端な条件下でもその機能が低下しないような製品をつくることに努力してきた．しかしそれにもおのずから限界があることは明らかであるのに，それは明示されないままのようである．

田口氏はかねてからこの点に注目され，製造条件をきめる(内側)直交表実験で得られたテスト・ピースに，環境因子の諸条件をわりつけた（外側）直交表実験を結合し，その結果の解析に，SN 比を用いることを提唱しておられる．そこでは，環境因子として，その製品の使用時までの経過時間，製品の劣化程度，使用時の温度，湿度などについて極端に異なる2ないし3水準を取り上げている．したがってこれは「母数」因子である．しかしその解析においては，製造条件(内側直交表の各組合せ)ごとに，各テストピース間の差は繰返し誤差として SN 比を求めている．すなわち環境因子の母数模型的性格は完全に無視して変量模型として把えているのである．

どのような環境条件下でも十分に機能する製品のみが実用に供しうるのだという観点に立てば，この解析で十分であろう．しかし筆者は，工業の場においても，環境条件を層別して，こういう場合には甲の製品を，別の場合には乙の製品を使うように勧める場もありうると考える．また，劣化が進めば，とるべき操作を変える，という場合もあるであろう．したがって，外側直交表にわり

つけた環境因子と内側直交表にわりつけた製造条件の因子との交互作用を計算して，環境条件の層別に利用すると情報量はさらに増大すると考える(第5章参照).

文　　献

1) 奥野忠一・佐々木千恵子 (1953～54)：共分散分析の数学的模型，農業統計研究1，2 (11-18)，2，1 (13-20)
2) 畑村又好・奥野忠一・佐々木千恵子 (1954)：ほ場試験の設計と分析 (Ⅰ)，農研報告A第3号
3) 奥野忠一 (1958)：ほ場試験の設計と分析 (Ⅱ)，農研報告A第6号 (81-146)
4) 奥野忠一 (1962)：Mathematical models and robust criteria in the study of an analysis of variance, 農研報告A第9号 (153-211)
5) 近藤康男ほか (1950～51)：農業試験の設計に関する統計数理的研究
6) 寺尾　博 (1931)：種芸研究における実験と推理(1)～(6)，農業及園芸13，2-7
7) 寺尾　博 (1934)：栽培条件の相対性，科学4，7
8) 安藤　奨 (1967)：多因子要因計画の一部実施法による施肥法試験，農業及園芸42，9 (21-25)
9) 奥野千恵子・奥野忠一 (1968)：A computer program for the analysis of 3^n-type fractional factorial designs, *Rep. Stat. Appl. Res.* 15，1 (1-12)
10) 奥野忠一・塩見正衛 (1965)：直交表による多因子計画のわりつけ，農研報告A第12号 (23-76)
11) 奥野忠一・芳賀敏郎 (1969)：実験計画法　培風館
12) 鷲尾泰俊 (1988)：実験の計画と解析　岩波書店
13) 安部季夫 (1993)：直交表実験計画法　日科技連出版社
14) Finney, D. J. (1945)：The fractional replication of factorial experiments, *Am. Eng.* 12 (291-301)
15) Finney, D. J. (1946)：Recent developments in the design of experiments, Ⅲ Fractional replication, *Jour. Agri. Sci.* 36 (184-191)
16) National Bureau of Standards (U. S. Dept. of Commerce)：Fractional factorial experiment designs for factors at two levels (1957), Applied Math. Series, No.48
17) National Bureau of Standards (U. S. Dept. of Commerce)：Fractional factorial experiment designs for factors as three levels (1959), Applied Math. Series, No.54
18) National Bureau of Standards (U. S. Dept. of Commerce)：Fractional factorial designs for experiment with factors at two and three levels (1961), Applied Mathematics Series, No.58

第2章

農業試験における統計的方法発展の歴史

本章の記述は，「農業技術研究所八十年史」注)より抜粋したものである

1.　研究発展の概要

(1)　農学・農業技術分野の試験・研究に数理統計的手法が広く導入されたのは，第２次大戦後（1946〜）である．戦前にも，生長曲線や肥効曲線のあてはめ，遺伝の分離比などの生物統計学的研究が一部に行なわれていたし，また，1930年代に英国ロザムステッド農業試験場で，R. A. Fisher，F. Yatesらによって開発された「少数例の統計学」や「実験計画法」は，福島要一[4)]・原田登五郎[5)]らによって，時機を失せず紹介されてはいた．しかしながら，寺尾　博[2)]の「精密試験法」が，本流であった戦前の農業試験研究には，この種の統計的手法が入りこむ余地はなかったと考えられる．

1946年ころ，数理統計的手法の研究を積極的に推進することになったのは，次の２つの動機による．

a.　戦前の農学研究の方法論が反省され，場長盛永俊太郎・種芸部長福島要一らによって，広く理学的研究方法を取り入れようという気運がつくられていた．

b.　米国占領軍の技術者が，「誤差」の評価を伴わない試験成績を信用せず，統計的手法の採用を勧めた．

このような背景のもとで，主として，「実験誤差」の評価とその制御を可能にする統計的手法の研究が開始され，以後およそ10年ほどの間に，育種・栽培の多くのほ場試験に，いわゆる統計的実験計画法が取りいれられた．その後，数理統計的手法の研究は，単なる「誤差」の評価にとどまらず，複雑な原因の解明において「情報獲得の効率化」をはかる手法を開発し，さらにコンピュータ利用の普及に伴って，その研究内容のいっそうの革新を行なってきた．以下では，この間の発展の歴史をほぼ10年ごとの３期に分けて，各期の特徴とそれぞれの時期に開発・利用された手法について述べる．

第Ｉ期	1946〜1960	誤差の評価と制御─統計的検定・推定，実験計画法
第Ⅱ期	1960〜1970	情報獲得の効率化─多因子計画，多変量解析法
第Ⅲ期	1970〜	適応制御技術の開発─システム・ダイナミックス

第Ｉ期の研究の詳細は２節の，第Ⅱ期のそれは３と４，第Ⅲ期は８の各節で改めて取り上げる．５・６・７節は，この時期区分にはかかわらない特殊の研究課題を扱う．

(2)　第Ｉ期の研究は，戦前に英・米国において開発された統計的手法を消化することから始った．わが国においても少数の数理統計学者（増山元三郎[6)]，北川敏男[7)]ら）は，戦時中からこの方法の研究を医学・工学分野で行なっていたので，これらの人々との接触も行なわれた．しかしながら，農学研究においては，主要作物ごとに，その農事試験における「誤差」の大きさを知ることがもっとも緊急の課題であった．

戦前の農事試験は，ほとんどがイネを取り扱い，上述の寺尾の「精密試験法」が普及していたから，「誤差は存在すべきでない」，「誤差はゼロにすべきである」という考え方が普遍的であった．ところが，戦後の食糧不足は，ムギ・大豆・イモ・トウモロコシ・そ菜の試験研究を推進することを余儀なくし，そこでは，試験誤差は大きく，信頼のおける判定を導くことが容易ではなかった．

まず，これらの作物別に，均一栽培試験 uniformity trial が行なわれ，小区画ごとに測定されたデータに基づき，試験誤差の評価，最適な試験区の大きさや形，およびその反復数をきめる研究が実施された．また，これと並行して，国や県の試験場の奨励品種決定試験や種々の栽培試験に，乱塊法（はじめは任意配列ブロック法と呼んだ）・ラテン方格法・分割区法・格子法などの統計的実験計画法が適用されるようになった．

この種類の統計的手法の普及は，1966年ころをピークとして，その後は一部ではその採用を放棄したり，形式的には採用してもその統計的判定とは独立に試験結果の解釈を行なったりする風潮が生じた．しかし，「実験誤差」を評価して，処理間の差は「統計的に有意であるか否か」を問う習慣は，大部分の農業技術者のあいだに定着したと認められる．

(3)　第Ｉ期の研究が，実験誤差の評価を通じて，処理間差の有意性検定を行なうという，どちらかといえば，消極的・後始末的役割を果たしたのに対し，第Ⅱ期の研究は「情報獲得の効率化」という積極的役割を指向した。すなわち，一定の資材・労力を投与して試験を実施する以上，それから得られる情報量を最大にするためには，いかなる実験計画をとるべきか，また，そこで得られた多特性（多形質）のデータから有効な情報を余すところなく取り出すためには，いかなる統計処理を行なうべきかが課題になった．

注）農業技術研究所八十年史(1974)，724頁，農業技術研究所発行．

従来の農業試験は，品種比較試験・播種期試験・栽植密度試験・窒素施肥量試験というように，それぞれ単一の目的をもったものが多かった．したがって，たとえば品種比較試験では，比較の精度を上げるために，播種期も栽植密度も窒素施肥量も一定にした．しかしながら，品種の優劣は，播種期により，施肥量により異なるのが通常で，この点は寺尾[3]も「相対性原理」として指摘したとおりである．この事実を認め，それを試験によって実証しようとすれば，品種・播種期・栽植密度・窒素施肥量という4因子を同時に取り上げ，それぞれを何水準かに変えて，そのあらゆる組み合わせ（または，その適当な一部）を実施し，それから各因子の平均効果や因子間の交互作用効果を評価する必要がある．この目的を効率的に達成する実験計画法として「直交表による多因子計画」が1962年に開発され，その後地域や県の多くの試験場で用いられるようになった．また，生物の1個体，あるいは，ひとつの試験区における生物集団について計測される幾多の特性値（形質）の間には，大なり小なりの相関があるのが普通であって，この相関関係を解明する「多変量解析」の手法もこの時期に広く浸透した．

上記2つの手法——「多因子計画」と「多変量解析法」——を実際に適用するには，そのデータ解析をコンピュータを利用して行なうことが不可欠である．そのコンピュータ・プログラムの開発も，「農林研究計算センター」（7節参照）に協力して精力的に進められた．

(4) 第Ⅲ期の研究は，まだ緒についたばかりである．前出の「多因子計画」でも，また，多変量解析の一手法である「重回帰分析法」でも，多くの原因系を同時に考慮に入れるけれども，それらの原因系は並列的に取り扱われる．しかしながら，現実の生物生産過程は時々刻々変化するひとつのプロセスとして把握すべきであり，初期に関与した因子は，その中間生産物（通常は同化生成物を考える）を規定し，その中間生産物の量と質は，その次の時期の環境因子の影響をうけて，次の中間生産物を規定すると考えられ，このような時間的経過をたどりながら，最終生産物の量と質が決定される．

このような生物生産過程を，オンライン(実時間)で制御する技術を発展させるためには，作物体の各時期・各部位におけるエネルギーと物質の代謝モデルを微分方程式系によって表現するとともに，種々の環境条件下で起こりうる全過程をシミュレート(模擬)する必要がある．

また，単一の生物の生長過程ではなく，何種類もの生物が共存・競争し，かつ，時間と空間で連続的に変動する環境条件の影響を受ける「生態系」の各要素の変化のモデルを探究することは，生態系における物質循環の法則を知って環境保全に役立つ技術を開発する基礎となる．

このような研究の第一歩として，草地生態系における1年間の物質循環の微分方程式モデルを確立し，また，DYNAMOやCSSPのようなシミュレーション言語を用いて，コンピュータ・シミュレーションを行なうための研究が開始された．ここで開発される研究手法は，こんご，生理・病理・化学・経営の各分野においても採用されるようになるであろう． (奥野忠一)

2. 実験誤差の評価と制御法

(1) 1946年末，統計専門家として畑村又好が，数学者奥野忠一とともに採用され，47年4月に，調査部に「統計研究室」が新設された．かれらの最初の仕事は，英・米国で発達した新しい数理統計的手法の吸収と消化であった．当時，この手法に対する需要は，農事試験の分野よりも，農林省統計調査局における標本調査においてより緊急であった．畑村・奥野の2人は，同局兼務とされ，農林統計の近代化を図った近藤康男局長らを助けて，イネ・ムギの作付面積調査，収穫量調査に，本邦ではじめてランダム・サンプリングの手法を導入した．このための研究成果は，畑村・奥野著「標本調査法入門[9]」および統計学辞典所収「標本抽出調査論，解析[17]」にまとめられた．

(2) 農事試験で得られたデータの統計解析法についておおよその知見を得た畑村と奥野は，1948年3月，鴻巣に各県農試の種芸主任を集めて開催された農業改良局主催の「統計講習会」の講師をつとめた．そのテキストは，49年に「農事試験のまとめ方[10]」として出版された．49年3月，占領軍天然資源局(N.R.S.)のDr.J.C. Dodsonは，改良局主催の統計講習会において，G.W. Snedecorの著書「統計的方法」の中から，乱塊法・ラテン方格法・分割区法などを抜粋して講義し，また試験区の形・大きさのきめ方についても解説した．このときのテキストは，畑村・奥野の編集により，農業技術協会から「農事試験法[11]」として出版された．この本は，難解な数式を用いず，重要な点がきわめて平易に解説されているので，最近まで多くの農業技術者の座右におかれて利用された．

51年に開かれた「育種講習会[16]」では，畑村が乱塊法と分割区法を，奥野が格子型配列法を講義した．後者は，多数の品種・系統を比較するときに能力差を消去する実験配置法である．一方，畑村による「奨励品種決定

試験の圃場設計[13]」講習会があり，一般論から一歩進んで「この通り実施せよ」という設計が示されるに至った．また，2つ以上の因子をふくむ試験の解析法を主題とする「要因分析法その他[22]」講習会も畑村によって開かれた．また，前出スネデカー「統計的方法」の全訳[21]が52年に出版された．こうして，1955年ころまでに，「統計的有意性検定」の手続きと乱塊法・分割区法は，多くの試験場に普及した．

(3) 農事試験における実験誤差の大きさの評価は，近藤康男を主任研究者とする文部省科学研究費によって行なわれた．その均一栽培試験を担当した場所は，次のとおりである．

水稲：熊谷農事改良実験所，新潟・兵庫・山口・静岡各県農試，東北農試，小麦：関東東山・中国・四国・岐阜各農試，甘藷：関東東山農試千葉試験地，鹿児島農試，馬鈴薯：札幌農事改良実験所，落花生：三重農試．

これらの試験場で，1950〜52の3年間に得られた膨大なデータは，統計研究室において解析され，試験区の形・大きさ，ブロックの形・大きさを種々に変えたときの「誤差」の大きさが評価された[14]．その結果，水稲で10〜15品種を供試するときは，2坪区，3〜4反復で十分の精度が得られるのに反し，小麦や甘しょで同じ精度を得るには，3〜4坪区，6反復が必要であることなどがわかった．

この種の研究は，1954年に「試験設計研究室」が新設されてからは，同研究室に引きつがれ，処理間差の検出力をも考慮にいれた報告「試験の精度について[42),46]」が55，56年に発表された．

(4) 実験誤差の制御法とは，大きな誤差要因をブロックの構成（局所管理）によって除去し，小さな誤差要因を配置の無作為化によって制御してその「大きさ」を評価することをいう．評価された「誤差分散」は，処理や品種の差の有意性を判定するのに用いられる．ところで，有意性検定の基礎になる数学理論は，得られたデータに一定の構造模型（数学的モデル）を仮定したうえで導かれる．このモデルが現実の場で成立するか否かは，手法の適用に際してもっとも重要な関心事となる．農事試験に関してこの点の追究は執ように続けられ，その研究結果は，農研報告A第3号（畑村・奥野・佐々木[26]，1954），同第6号（奥野[49]，1958），同第9号（奥野[57]，1962），統計科学研究（奥野[48]，1957）などに発表された．これらの論文では，前出の種々の実験計画法の数学モデルが吟味され，その仮定が成立しないときにこれらの手法を用いるとどのような影響を受けるかが検討された．のち1965年に奥野[71]らは，誤差の等分散仮定が成り立たないときに，有意性の危険率および一定の処理間差の検出力が受ける影響をモンテカルロ・シミュレーションによって評価した．

(5) この時期には，「回帰と相関」に関する研究も並行して行なわれ，1949年には雑誌「農業技術」に連載講座[12]として，畑村による解説が5回，奥野による重回帰と曲線回帰が4回掲載された．さらに進んで「共分散分析法の数学的模型Ⅰ，Ⅱ[25]」が，1953〜54年奥野・佐々木により雑誌「農業統計研究」に，また，1960年の国際統計学会に発表され，その Bulletin[55] に掲載された．一方，共分散分析における処理の自由度の分割についての有効な手法は，奥野千恵子により「農業統計研究[36]」(1954) および「化学の領域」特集号[52] (1959) に発表された．

(6) フィッシャーの統計理論に基づく判定は，その試験が実施された「時」と「場所」に限定される．ところが「系統適応性検定試験」や「原種決定試験」のように，いくつかの場所が何年にもわたって同一設計のもとで反復される試験結果からは，「場所」と「時」を超えた判定が期待される．これを可能にする数学モデルとして，「時」と「場所」がランダムに選ばれたとする「変量模型」が米国で提案されたが，これは厳密には実態にそぐわない．そこで，場所についての地域区分と気象による年の類型化を行なった後に，はじめて「変量模型」を導入することを意図して，この変量模型因子と品種や施肥量のような制御（可能）因子との交互作用項の数学的取り扱いについての研究が行なわれた．また，この手法を実際のデータに即して検討した結果のおもなものは，広野綾子[33]・大畠秀弥[32),35),40]らによって雑誌「農業統計研究」に，また，大畠秀弥・奥野千恵子によって「統計・設計研究室資料7，8，9，13」に，奥野・塩見によってDEリポート8，9，11にまとめられた．さらに，1957〜61年の全国会議資料に「大豆系統適応性検定試験」の解析結果が試験設計研究室によって発表された．また，このような大量のデータの解析の簡便法として，「レンジを用いる計算法」が，1958年の「育種研修会[50]」で奥野によって紹介された．

(7) 比較したい品種は多数あるが，均一にできるほ場面積が小さいときには，1ブロックに全部の品種を収容することができず，いわゆる「不完備ブロック計画」に

なる．育種試験に用いられる種々の格子法がその一種であるが，その数学的モデルと解析法については，前出の農研報告A第3号[26]に佐々木によってまとめられている．それ以外の不完備型計画の構成とそのよさについて，2つの英文報告（1957[47]，1961[56]）が得られた．

また，この不完備型計画の一般理論は，奥野により現代統計学大辞典[58]，および品質管理便覧[59]のなかの1章として1962年にまとめられた．　　　　（奥野忠一）

3.　多因子計画の構成理論の開発とその適用

(1)　1つの試験で，2つ以上の因子を取り上げ，各因子の水準を変化させて，そのあらゆる組み合わせを供試する，という要因実験 factorial experiment は，1950年ころからわが国の農事試験にも取り入れられた．因子の数が多くなると，試験区数は加速度的に増大するので，実際に取り上げたのは2因子または，たかだか3因子であった．それも，そのすべての組み合わせをランダムに配置するのではなく，A因子の水準をまず乱塊法で配置し，次に各区をB因子の水準数にひとしい数の小区に分割して，そこへランダムにB因子の水準をわりつける，というような「分割区法」が主として採用された．

このような試験から得られたデータの解析法については，すでに畑村によるテキスト「要因分析法その他[22]」(1952) で例示されていたが，その後，雑誌「農業統計研究」にいくつかの適用例が発表された．すなわち，大畠「玉葱の仔球栽培[23]」，佐伯（依頼研究員）「6×6半格子縞型設計による大豆の灌水試験[31]」，坂井「甘しょの生育・収量と地温との関係[34]」，佐々木ら「洪積地帯における大豆作安定のための試験[38]」，坂井・奥野ら「甘しょの個体競合に関する試験[39]」などである．

(2)　水稲の生育に関与する因子は，決して2つや3つにとどまらない．特に，窒素施肥法に関して，追肥を何回にも分けて施すことになると，因子の数は急増する．施肥量・施肥割合・肥料の種類・施肥位置だけで4因子であり，これらの効果を左右すると思われる播種期や品種まで取りこむと6因子になる．各因子は，いずれも3水準をとるとすると，そのすべての組み合わせは $3^6=729$ となり，これだけの区数を用意することはとても不可能である．一方，もしこの729区を全部供試するなら，その試験から，①各因子の水準の平均効果――これを主効果とよぶ，②各因子の水準の効果が第2の因子の水準によって変わる場合には，その変わる程度――これを2因子交互作用という，③各2因子交互作用が，第3の因子の水準によって変わる場合は，その程度――これを3因子交互作用という，④以下同様にして，4因子交互作用，5因子交互作用，6因子交互作用を定義すれば，これらすべての効果を評価することができる．ところで，この全部の情報は実際には必要でない．農業技術者が評価し，考察し，普及に用いる概念は，主効果と2因子交互作用(ごくまれに3因子交互作用)だけである．とすると，729区の試験は無駄であって，その1/3あるいは1/9（このとき81区となる）の区を適切に選べば，それで目的を達し得るかもしれない．このような観点から，試験の区数を節約し，または，与えられた規模の試験で，できるだけ多くの因子についての情報を的確に獲得する試験設計として，要因実験の一部実施法が工夫された．一部実施ではあっても多くの因子を同時に取り上げるので，奥野はこれを「多因子計画」と名づけ，その構成に「直交表」を用いることを提唱した．

(3)「直交表による多因子計画」は1962年に，香川農試の「水稲乾田直播栽培における施肥法試験」に適用されたのが最初である．前農技研所長今井富蔵の示唆によって，同農試安藤娗技師[84]は，施肥量・施肥割合・肥料の種類・施肥位置のそれぞれの最適条件を知るための四つの1因子実験を統合して，1つの「多因子計画」を採用することを決めた．試験設計研究室との何回かの討議の末，この4因子に「灌水時期」と「品種」を加えた6因子を採用し，「品種」以外の5因子は各3水準にとり，3^5 の⅓実施にあたる81区を構成し，その各区を2分して品種の2水準をわりつけた．

この試験のデータ解析法は，理論的には設計の段階から明らかであったが，実際に計算をすると大変な労力を要し，計算間違いなしに遂行することはほとんど不可能のように見えた．そこで，この計算をコンピュータにかけるための研究が大急ぎで始められ，62年末には，そのプログラムが一応完成した（7節参照）．

この試験法から得られる情報量が非常に多いこと，他の条件を変えたときの結果を正確に推定することができることから，香川農試では，この乾田直播試験を3年継続するとともに，湛水直播の施肥法試験にも応用した．

その後1964年には，福岡農試井上利志栄作物部長[70]が，この計画を積極的に取り上げ，水稲直まき試験に適用するかたわら，その普及に努めたので，大分・宮崎・鹿児島・熊本・佐賀各県農試の「水稲安定多収栽培試験」や，ソルゴー・大豆などの施肥基準設定試験に毎年用いられるようになった．この間，1965～66年には，奥野は九州農試の三留三千男とともに，九州各県をまわっ

て「直交表の使い方」の講義をした.

香川農試で最初の試験が行なわれた1962年9月に，奥野は，北海道農試に招かれて5日間の統計講習会（テキストはＤＥリポート４）を行ない，従来の農業試験方法の革新をすること，統計的方法の形式的適用はやめて，データをとったらそれから必ず有用な結論を引き出すことを提唱し，「多因子計画」と次項の「多変量解析」について，その農業試験への適用が可能であるか否かを問うた．その後，63年の暮には鴻巣の農事試で，64年には平塚の農技研と中国農試でいずれも3日間の講習を行なった.

(4) 直交表による多因子計画が普及するにつれて，種々の異なる条件のもとでの設計を，そのたびごとに，試験設計研究室で考案しているのでは間に合わなくなった．試行錯誤法で計画を構成するでのはなく，各場合に「最良」と認められる計画を，統一的な理論のもとで構成する研究がはじめられた．奥野と塩見の協力により，1965年になってようやく2水準系および3水準系の「最良」計画120種が得られ，農研報告Ａ第12号[68]に発表された．ここに得られた計画は，英・米両国でもっとまわりくどい方法で得られた計画よりもすぐれた（「推定可能」な2因子交互作用の数が多い）ものがいくつか含まれている．これが発表されてからは，この論文を参照することによって，「最良」の計画をたちどころに知ることができるようになった.

1970年には，奥野はこの構成理論をサンプリング法に関する日・米シンポジウム[102]で発表した．また，塩見と奥野は，4水準系因子をふくむ最良計画を求め，農研報告Ａ第18号（1971）[104]に発表した.

(5) この計画は，水稲安定多収栽培法試験に適用されたにとどまらず，生理実験，小麦製粉試験，脱穀機性能試験，田畑輪換試験など多方面に用いられるようになった．農事試で行なわれた直播イネの異常生育に関するポット試験の結果は，フィリピンのIRRIで1965年に発表され，66年に農研報告Ａ第13号[76]にまとめられた．また，これをさらに発展させた結果は，67年シドニーで開かれた第6回 International Biometric Conference[83]に発表された．また，小麦品質検定試験の結果は，塩見らによって農研報告Ａ第14号[82]（1967）にまとめられた.

また，1968年ころからは，神奈川・茨城・埼玉・長野・福井・奈良・静岡などの各県試験場にその適用例が見られるようになった．そのうち試験設計研究室と十分の討議をしたうえで実施されたもので特徴のある試験を拾うと次のとおりである.

神奈川：移植水稲に対する窒素施肥配分試験，イネに対する重金属の吸収試験，長野：窒素施肥試験（現地試験を含む），福井：水稲の葉枯れに関する試験，北海道上川：人工気象箱による水稲の温度反応実験，茶業試：茶の貯蔵実験，広島園試：ミカンの塩害防止試験，静岡柑橘試：ミカンの施肥試験.

これらのいくつかは，下記の「農業及園芸」連載講座のほか，またはＤＥリポート No. 12・14 に紹介されている.

(6) 「直交表による多因子計画」の普及に関しては，奥野は多くの人々の協力を得て「農業及園芸」誌上に，「農学研究のための試験設計法」〔1〕～〔31〕[103]（1970～72）を連載した．また，奥野・塩見・広崎は，1964年から73年まで毎年2週間開かれている，技会主催の「数理統計短期研修」において，この計画を紹介し，またテキスト[65),77),92),107),115]を2年ごとに更新してきた．1969年には奥野らの「実験計画法」という成書[100]も出た．海外技術協力事業団（OTCA）の稲作コース，工業標準化コースでも奥野はこの実験計画法の講義をしている．1971年 FAO のコンサルタントとしてブルガリアへ出張した奥野は，同国土壌学研究所で実施されている，多数の要因実験[112]のデータ解析法[112),113]を指導するとともに，ソビエトの数学者によって教えられたという 9^3 の 1/9 実施計画の解析法を考案し，さらに，その計画の改善案を提示した．それは雑誌「応用統計学」（1972）[114]に発表された.

（奥野忠一）

4. 多変量解析・ＯＲ手法

(1) 生物体の変化を的確にとらえるには，その様々な側面に注目しなければならない．これらの側面は「形質」あるいは「特性」と称せられて，観察・測定の対象となる．各特性のデータは互いに相関をもちながら，対象ごとに変動するのが常であるから，これらを多変量データと呼ぶ．多変量解析法とは，多変量データのもつ特徴を要約し，かつ，所与の目的に応じて総合するための統計的手法である.

多くの原因系が複雑にからみあって作用し，その影響は生物体のいくつかの特性値に反映するという構造をもつ生物生産過程を対象とする農学研究においては，研究の方向が，個々の原因→結果系の解析から，多要因→多変量系の解析に進むのは必然的であるといえる.

多変量解析のいくつかの手法は，すでに今世紀の初め

から生物学者や心理学者の間で用いられてきたが，その解析が膨大な計算を必要とするために，進歩は遅々としたものであった．しかし，最近のコンピュータ利用の普及と相まって，この手法の応用分野への適用例は急増し，また，新しい理論の開発，古い理論の精密化が急速に行なわれつつある．

(2)　2変量間の相関・回帰分析および重回帰分析は，1949年にすでに雑誌「農業技術[12]」に紹介されたが，多くの特性を取り扱う育種の研究において，特に多変量解析は取りいれられ，選抜指数などの総合特性値を求める研究が進んだ．農事試の北野[41]は，統計研究室と協力のうえ，日本における粟の品種の草型の分類に，止葉の大きさ，稈長，平均節間長，穂重の4特性を用いて「判別分析」を行なった（農業統計研究，1955）．また，共分散分析法の研究から進んで，多変量を用いる重共分散分析の適用[24]が考慮されるようになった．

(3)　多変量解析法の理論的研究は，しかし，コンピュータが利用できるようになった1962年ころから始ったといえる．この年，奥野は，DEリポート4に，線形判別関数，主成分分析などの手法を紹介した．1964年に，多変量解析の権威であるインドのC.R.Rao博士が来日して，「主成分分析の応用研究への利用とその解釈[73]」という一連の講義を行ない，奥野がその通訳と紹介を行なってから，生物系のみならず，工学・経済学の分野でも広く利用されるようになった．66年には重回帰分析について奥野の理論的紹介[78]があり，68年からは，技会主催の「数理統計短期研修」の講義項目[92),107),115]に加えられるようになった．

適用例としては，①望月・奥野によるとうもろこし四国在来種の品種分類[86]（育種学雑誌，67年），②新潟のいもち病発生面積と気象要素を用いた，奥野の「発生予察式ならびに今後の方向[72]」（日本植物病理学会報，65年），③大豆品種生態型連絡試験の6形質を用いた，主成分分析法による品種分類と地域区分（DEリポート9，65年，同11，66年），④国際稲研究所のデータを用いた，主成分分析法による品種分類（IRRI年報1966），⑤稲体の生産量および養分吸収量の主成分分析（DEリポート13および International Biometric Conference[83] 発表，1967），⑥大豆品種生態型試験の場所と品種との交互作用項に適用した主成分分析による品種分類（DEリポート13），⑦小麦品種検定試験におけるブラベンダー・エキステンソグラムの主成分分析（DEリポート13および農研報告A第14号[82]，67年），⑧有機水銀剤の作物体中の残留量の重回帰分析（育種研修会68年），⑨いもち菌分生胞子採集数の気象6要素に対する重回帰分析（DEリポート15，68年），⑩火山灰畑土壌の作土および次層における7つの化学特性の主成分分析（DEリポート16，69年），⑪温州ミカンの収量予測に適用した変数選択をふくむ重回帰分析（新潟県専門研修会資料[110]，71年）などがある．また，堀江ら[80]は，水稲と大麦品種について，種々の栽培条件下での品種の形態的特性から抽出した主成分の品種間差異の動きを検討し，橋口・森島[98),109]は，遺伝分散・共分散行列に主成分分析を適用する場合の問題点を指摘した．

(4)　IBPの研究の一部として，1968年以来，温帯・熱帯を含む20カ国約30の試験場が参加して行なわれている国際イネ品種適応性試験では，50品種（世界共通25，温帯・熱帯別共通各25）を施肥2段階で供試している．この試験の3年のデータに基づいて，各品種の適応性を評価するのに，オーストラリアの Finlay と Wilkinson は，各品種の収量の環境平均収量に対する回帰係数をとることを主張し，奥野は品種と環境との交互作用項の主成分のスコアをとるべきことを提唱している．この両方法を比較した研究は，農研報告A第18号[105]（1971）に発表されている．

奥野らは，多変量解析諸手法の理論的研究とその適用に際しての注意事項をまとめて成書[106]を得た（1971）．また，ブルガリア国における土地生産力評価に多変量解析を適用した研究は，FAO の Consultants' report[113]（1971，72）とその紹介[112]に出ている．

広崎は，長野農試の御子柴穆に努力して，重回帰分析法による水稲生育制御法を編み出し，農研報告A第20号[123]（1973）にまとめた．また，雑誌「数理科学」は73年3月号を「多変量解析」特集としたが，これに奥野は「序説[119]」を，広崎は「埼玉県における水質汚濁と都市化との関係についての多変量解析[120]」を寄稿した．

(5)　このようにして，多変量解析法は，農学研究に広く利用されるようになったが，そこには反省を要する問題点もひそんでいる．計算はコンピュータがやってくれるのであるから，データさえあればなんでも多変量解析にかけるという風潮がないわけではない．多変量解析は，与えられたn個のサンプルについて測られたp個の特性のもつ情報を効率よく要約する手法であるが，測定されたp個の特性が，その研究目的に照らして適切なものであるか否かについてはなんの責任ももたない．したがって，この手法の利用者は，p個の特性の選択につい

て十分慎重でなければならないし，また，多変量解析の結果えられた種々の法則性も，生物学的あるいは農学的知見によって綿密に検証するという態度をとらなければならない．そのとき，多変量解析法は，複雑な生物現象の背後にひそむ法則性の発見に，応分の役割を果たすであろう．

(6) オペレーションズ・リサーチの手法もまた，研究の対象となった．その成果としては，①畜産試験場の吉田実に協力した，奥野の飼料配合問題における線型計画法（LP）の研究[64]（雑誌「科学飼料」1964），②遺伝科の岡部四郎に協力した，橋口の「多系混合方式による耐病性の育種に対するゲーム理論の採用[97]」などがある．

（広崎昭太）

5. 遺伝統計量の評価（略）

6. 農業技術の実態調査方法（略）

7. 電子計算機プログラムの開発

(1) 試験設計研究室が，「日本科学技術研修所・電子計算機センター」（以下「日科技研センター」と略称）のHIPAC 101Bを用いてプログラミングの研究を始めたのは1961年である．「統計専門家は，電子計算機を駆使できねばならない」という考えから，最初は奥野千恵子が，「多項分布の適合度検定」というような単純な計算のプログラムの作成からはじめた．このときのプログラミングは，SIPと呼ばれる機械語に近い記号言語によらねばならず，後に普及したFORTRANに比べ格段の困難さがあった．習熟するにつれ，育種に用いられる「格子法家験」（２節参照）のプログラムおよび「一般要因分析」のそれを完成し実用に供した．1962年に，香川県農試が最初の「直交表実験」（３節参照）を家施し，そのデータ解析にソロバンの上手な女性３人をまじえた５人が半日ずつ２日かかった計算が，最後のチェックの段階で間違いが発見されたという経験を経て，この種の計算はどうしても電子計算機によらねばならないことが認織された．62年12月に奥野（千）は「L_{81}型要因実験の分散分析」というプログラムを完成し，香川農試の成績とりまとめに間に合わせることができ，データ解析に貢献した．

(2) 同じ1962年秋には，農林水産試験研究における電子計算機利用を積極的に推進しようとする機運が各場所で熟し，技会事務局道家信道研究調整官の努力により，同年度「研究調整費」256万円という予算措置が63年２月に確定した．このお蔭で，農研・食研・畜試・蚕試・林試・東海水研および漁船研が共同研究をはじめることができた．ほぼ同額の「研究調整費」は，65年まで毎年ついたので，上記７場所に総研を加えて，１年に２，３回，計算機利用方法についての共同研究会を開いた．農技研では，主として「日科技研センター」のHIPAC 101BおよびOKITAC 5090を用いてプログラム開発を行なった．

この時期の研究成果は，技会事務局発行の①電子計算機の農林水産試験研究への利用について（65年３月）②電子計算機共同利用リポート No.1（66年３月）の２文献におさめられている．このなかには奥野（千）「直交表実験の解析のためのプログラム完成まで」が含まれている．また文部省統計数理研究所のHIPAC 103を用いて，遺伝統計量の分布[62]を調べたモンテカルロ・シミュレーションのプログラムや，「計算機学術利用委員会」UNICONを通じてIBM 7090を用いた，中国農試の選抜効果の検討や大型の正方格子実験のためのプログラムも奥野（千）によって作成された（ＤＥリポート5，7，1962～63所載）．

このほか「大豆品種の生態型に関する連絡試験の統計的分析」（ＤＥリポート6，63年２月）用プログラムをSIPにより作成し，そのデータ解析を行なった．

(3) この３年間，各場所は課題ごとに異なる民間計算センターに計算を委託したので，用いられたプログラムに関する情報はほとんど集積せず，利用効率がきわめて悪いことが明らかとなった．よって，65年度予算要求においては，「農研に国産中型機（HIPAC 103相当）を設置し，技会の管理，運営のもとで各研究機関の共同利用とする」という案が農技研から技会を経て提出された．杉顕夫研究調整官の努力により，この案は大蔵省までいったが，移転問題をかかえた農技研への施設費2,277万円の支出が不適当と見られたためか，結局実現しなかった．これらの経緯ののち，66年10月からは，「日科技研センター」のTOSBAC 3400モデル30を時間借りして，農林省試験研究機関の電子計算機共同利用を円滑に推進するため，「農林研究計算センター」を設置することになった．使用機種は，その後モデル41に大型化された（後出表参照），71年１月，統計調査部に設置されたHITAC 8500を用いる，農林省内共同利用体制が整う

に伴い，「農林研究計算センター」も日科技研から本省内へ移り，今日に至っている．

この「センター」の円滑な運営方式を協議するため技会事務局に設置された「電子計算機共同利用協議会」には，農技研代表として奥野（忠）が72年まで，その後は広崎が参加し，また，プログラミング指導等の業務を行なう「指導員」には当初から奥野（千）が，71年からは神山啓治が出向している（農技研からの指導員としては，ほかに生遺部から2名，経営部から1～2名がそれぞれ出ている）．

(4)「農林研究計算センター」において開発されたプログラムのうち，多くの研究者からその利用が要望されるような汎用性の高いものや，独自の計算内容をもつもので，特にすぐれたプログラムは，論文審査委員の審査を経て「農林研究計算センター報告，A，B（以下「成果シリーズ」A，Bとよぶ）にまとめられている．Aは，農林水産試験研究に特に有用なプログラムで，類似の内容のプログラムが外部にあっても，センターの計算機に適合するよう新しく作成したもの，Bは，プログラミング手法に完全な独創性の認められるものである．奥野千恵子と塩見正衛が，この成果シリーズに発表した論文は数多くあるので，それらを本節文献の最後にまとめて示す．

(5) 1つのプログラムの変せん

使用機種・言語および算法（アルゴリズム）を改良してゆくと，その計算内容が豊富になっていっても，計算所要時間がどのように減少するかを示す例として，「直交表実験」解析プログラムを取り上げ，次に示す．

このプログラム作製のアルゴリズム（算法）は1967年Sydney で開かれた International Statistical Institute の第36会総会で奥野により発表され，68年印刷された[91]．

表 2.1 3^n 型直交表実験の解析プログラムの変遷

機種	使用言語	標題と完成年次	所要時間
HIPAC 101B	SIP	L_{81}直交表実験の解析 (62年)	12分45秒
OKITAC 5090C	ALGOLIP	3^n 型要因実験の分散分析 (64年)	3分30秒
〃	〃	拡張 YATES 算法による 3^n 型直交表実験の解析 (65年)	1分15秒
TOSBAC 3400-30	TOPS II	3^n 型直交表実験の解析 (67年)	30秒
HITAC 8500	FORTRAN	同 上 (II) (72年)	6秒

(6) 電子計算機利用の普及をはかるため，「共同利用協議会」は，「指導員会」の協力を得て，「共同利用研究速報」を年に5～6回発行している．66年11月の第1号に始まり，73年1月の第33号までには，電子計算機利用についての事務連絡のほか，将来構想や使用機種ならびに言語の解説などが掲載されている．これに奥野（忠）は，「ロザムステッド農業試験場におけるコンピュータ利用状況」「ブルガリアのコンピュータ利用」を紹介し，「農林研究計算センターの将来計画」などを執筆した．また，奥野（千）は「技術情報としてその時々の機種の性能，言語の特徴，高度のプログラミング手法を解説する記事」を第32号までの間に11回執筆した．塩見は「アブラムシの株間移動モデル」の計算事例を，神山は「計算センターの現状と将来」および「技術情報」1回を執筆した．

1966年以降，毎年1回技会主催で開かれてきた「プログラミング研修会」では，農林省各研究機関からの約50名の参加者が，5～6日間の講義と実習により，FORTRAN プログラムをかけるようになることを目的としている．これに奥野（忠）は，オリエンテーションを，奥野（千）は，FORTRAN の基礎または実験計画データの解析などを担当し，神山も，71年からこの講師をつとめてきた．また，奥野（千）・神山は，プログラミング指導員として地域研修会，官房システム分析研修会等の講師もつとめた．この研修に用いるためのテキストは，成書「農学・生物学のための FORTRAN 入門[99]」として69年に出版された．

(7) 農業研究における電子計算機の利用は，従来は，データ解析に重点があった．試験研究の結果を定量化し，さらに，情報獲得の効率化をはかるためには，これは必然の方向であったし，このための計算機需要はこんごも増大してゆくであろう．

しかしながら，管理生態系における複雑な生物現象や自然の物理現象の変化の法則を探り，それを制御するための数学的モデルを確立するためには，いろいろなモデルのもとにおける現象のシミュレーションが必要である．このための言語の開発，それを容易にするための図形表示 Graphic display などの研究も，生物学者と数学者の協力によって進められねばならない．すでに，広崎[112]らは，草地生態系の季節変動モデルの探究に，IBM サイエンティフィック・センターの CSMP（連続系のモデル化のためのプログラム言語）の利用研究を始

めた．しかし，このような言語を使える計算機が農林省にないので，研究遂行が制約を受けている．

（奥野千恵子）

8. 動的モデルによる生態系制御技術の開発

(1) 農学研究における原因系と結果系の関係について，実験や調査によって見出された法則の再現性を保証するために，数理統計的手法は適用されてきた．したがって，きわめて複雑な原因系の影響を受けて，最終的に目的とする収量が得られる生物生産の実験的研究方法としては，研究の直接対象とする制御因子以外の条件はすべて均一にして，その制御因子と収量との関係を明らかにするのが基本的であった．しかし，そのような多くの試験の結果から，ある因子の条件の変化に対する生物の反応は，他の因子の条件によって変わることがしだいに注目され，交互作用効果の技術的利用が行なわれるようになった．こうして，「多因子計画」（3節参照）の農業技術研究における意義が認識されてきた．

しかしながら，実際の農業技術研究において，一つの試験で制御できる因子数にはおのずから限界があり，特定の土壌条件や気象条件下で行なわれた試験から，一般的な技術情報を定量的に導出することは不可能に近い．したがって，その制御を必要とするすべての因子とそれらの相互関係を考慮にいれた生育制御を行なうためには，コンピュータ・シミュレーションにより，個々の因子の条件の変化が系全体に及ぼす波及効果を評価し，各時点での系の状態に応じて最適制御条件が求められるようなモデルの確立が必要となる．

(2) 原因系と結果系についての従来の考え方は，時間的な経過をたどって生成される因果のプロセスを無視して，ある時点で切断してとらえるという立場をとっている．

一方，作物生育のプロセスに関しては，古くから多くの作物について，各地での生育経過試験の成績があり，特に近年は，乾物生産過程という観点から，多数の試験が行なわれている．しかし，それらの多くは，理想的生育型の追跡をおもな目的としており，人為的には制御できない因子の種々の条件のもとで，制御可能な因子の条件を動かして系全体を最適の状態に維持する方法を探究するという考え方をとらない．その数量的把握の方法は，生育型のパターンの差を明らかにするにとどまっている．したがって，この立場からは，刻々に変化する環境条件に適応して，作物の生育を最適状態に維持するための制御法――これを適応制御と呼ぶ――は見出しえない．

(3) 農業生産の効率化と生態系のなかでの調和を考えねばならない今後の農学研究においては，生物生産系を生態系のサブシステムとしてとらえ，適応制御を行なうための動的モデル（時間的変化を考慮にいれたモデル）の確立と，そのモデルに基づく生物生産系の動態シミュレーションを行なう必要がある．さらに，それが生態系に与える変化をも予測できるモデルを確立しなければならない．

このような背景から，動的モデルによる管理生態系（生物生産系をサブシステムとして含む）の制御方法に関する研究の必要が提唱された[108]．1971年には農技研を中心に園試・草地試の有志により，「生物生産システム研究会」が発足し，年に数回情報の交換を行なうとともに，方法論的研究を開始した．

制御因子の条件や環境条件の変化に対する生物体の反応が非常に緩慢である場合には，時々刻々の制御は必要ではなく，生育の重要な時期にだけ制御すればよいのかもしれない．このときにも時間間隔を長くとった動的モデルを微分方程式系によって表現することができるが，重回帰モデル（4節参照）によって近似することも可能である．水稲生育制御における，重回帰モデルによる一つの試みが1973年に広崎らに[121]よって発表された．

(4) 1967年ころから，塩見[89),90),101]によって，生物現象の動態のモデル化の研究が，アブラムシ個体群の移動モデルについて行なわれてきた．また，生態系の動的モデルの研究は，いもち病抵抗性に関する特別研究として，寄生菌と宿主の共進化モデルについて行なわれ，奥野・塩見・橋口[88),95),118]は，その数値的・解析的研究結果を取りまとめ，コンピュータ・シミュレーションにより，菌増殖の条件を明らかにした．さらに，草地生態系のモデル化について，岩城と広崎[111]は，オギ群落の生体重の季節変化モデルを検討した．

（広崎昭太）

文　　献

1) FISHER, R. A., F. IMMER & O. TEDIN (1932): The genetical interpretation of quantitative inheritance, *Genetics*, 17, 107-124
2) 寺尾　博 (1931)：種芸研究における実験と推理 [1]-[6]，農業及園芸 13, 2-7
3) 寺尾　博 (1934)：栽培条件の相対性，科学 4, 7
4) 福島要一 (1937～8)：農業数学雑話，農業及園芸 12, 7-13, 4
5) 原田登五郎 (1938-9)：圃場試験における新傾向，土壌肥料

学雑誌 12，597-600，13，43-46，113-120
6) 増山元三郎 (1943)：少数例のまとめ方と実験計画の立て方　河出書房
7) 北川敏男・増山元三郎 (1942)：統計数値表 I　河出書房
8) MATHER, K. (1949)：*Biometrical genetics.* Methuen. London
9) 畑村又好・奥野忠一 (1949)：標本調査法入門　小石川書房
10) 畑村又好・奥野忠一 (1949)：実例による農事試験のまとめ方　河出書房
11) DODSON J. C. ほか (1949)：農事試験法　統計学講習会講義録，農業改良局技術研究部
12) 畑村又好・奥野忠一 (1949)：回帰と相関について，農業技術 4，4-12
13) 畑村又好 (1950)：水稲奨励品種決定試験の圃場設計，農業改良局研究部
14) 近藤康男ほか (1950—51)：農事試験の設計に関する統計数理的研究
15) 畑村又好 (1951)：農業と近代数理統計学，科学　10月号
16) 畑村又好・奥野忠一 (1951)：育種講習会統計テキスト I，II，III　農業技術協会
17) 奥野忠一 (1951)：標本抽出調査論，解析（統計学辞典所収）東洋経済新報社
18) 奥野忠一 (1951)：圃場試験一般についての考え方（「農事研究のやり方」所収）農民教育協会
19) 酒井寛一 (1951)：植物育種における個体選抜の効率に関する研究，育雑 1，1-9
20) 中森栄一 (1951)：自家授精作物における系統育種法および混系育種法の比較，育雑　1，15-20
21) スネデカー（畑村・津村・奥野・田中訳）(1952)：統計的方法（4版）岩波書店
22) 畑村又好 (1952)：要因分析法その他　作物試験法講習会用テキスト　農業技術協会
23) 大畠秀弥 (1953)：玉葱の仔球栽培に関する試験について，農業統計研究 1，1 (60-65)
24) 橋口渉子 (1953)：日射量の水稲収量に及ぼす影響について，農業統計研究 1，1 (66-71)
25) 奥野忠一・佐々木千恵子 (1953-54)：共分散分析法の数学的模型，農業統計研究 1，2 (11-18)，2，1 (13-20)
26) 畑村又好・奥野忠一・佐々木千恵子 (1954)：ほ場試験の設計と分析 I，農研報告A第3号
27) 畑村又好 (1954)：数理統計学と遺伝および育種との関係について，農業統計研究 2，1-4
28) 栗田　滉・大貫　俊 (1954)：稲作地域性の研究(第一報)，稲作時期に対する日長気温の制約について，日作紀 23，2
29) 栗田　滉，山村　巌 (1954)：稲作地域性の研究(第二報)，稲品種の選択と日長気温との関係，日作紀 23，2
30) 実態調査研究室 (1954)：小地域における農業技術(1)，研究室報告書
31) 佐伯治二 (1954)：6×6 半格子縞型設計による大豆の灌水試験の分析について，農業統計研究 2，1 (30-32)
32) 大畠秀弥・奥山　敞 (1954)：北海道上川郡地方における水稲奨励品種決定試験について，農業統計研究 2，2 (30-41)
33) 広野綾子 (1954)：ステーカー3要素適量試験の統計的分析，農業統計研究 2，3 (26-35)
34) 坂井健吉 (1954)：甘藷の生育収量の地温との関係，農業統計研究 2，3 (36-39)
35) 大畠秀弥・尾崎滝夫 (1954)：上川支場における育種への統計的方法の適用について，農業統計研究 2，4 (11-18)
36) 佐々木千恵子 (1954)：共分散分析法における処理の自由度の分割について，農業統計研究 2，4 (23-28)
37) 堅田　彰・橋口渉子 (1955)：緬羊を例とした Heritability の計算法，農業統計研究 3，1 (10-16)
38) 福井・鎗水・佐々木 (1955)：洪積地帯における大豆作安定のための試験の設計について，農業統計研究 3，1 (30-35)
39) 坂井・白坂・奥野 (1955)：甘藷の個体競合に関する試験の統計的分析について，農業統計研究 3，2 (25-33)
40) 稲村・鈴木・大畠 (1955)：麦の系統適応性検定試験における統計的方法の適用について，農業統計研究 3，3 (20-31)
41) 北野茂夫 (1955)：日本における栗の分類に関する研究，農業統計研究 3，4 (26-35)
42) 奥野忠一 (1955)：品種試験の精度について，農業統計研究 3，4 (21-25)
43) 水稲増産推定研究会 (1956)：水稲増産見込高の推定方法に関する研究（昭和30年度報告），農業技術協会
44) 同上 (1957)，(1958)：同上
45) 奥野忠一 (1956)：薬剤比較試験の統計的な取扱いについて，植物防疫 10，(211-216)
46) 試験設計研究室 (1956)：試験の精度について，[付]・大豆・落花生均一栽培試験成績・全国会議資料
47) 増山元三郎・奥野忠一 (1957)：On the optimality of Latin, Youden and Shrikhande Square Designs, *Rep. Stat. Appl. Res.* 5，1 (17-19)
48) 奥野忠一 (1957)：農事試験の数学的模型，統計科学研究 1，4 (7-19)
49) 奥野忠一 (1958)：ほ場試験の設計と分析 II—分割区法—，農研報告A第6号 (81-146)
50) 奥野忠一 (1958)：一連の品種試験の統計的分析，レンジを用いる簡易計算法，育種研修会資料
51) 試験設計研究室 (1958)：大豆系統適応性検定試験の統計的分析の一例とその問題点，全国会議資料
52) 奥野千恵子 (1959)：共分散分析法—その適用の種々の場合における結果の解釈を中心にして，化学の領域，増刊 36「推計学の化学及び生物学への応用」，(190-203)
53) 農林省統計調査部 (1959)：埼玉県熊谷地区における研究調査報告，農業生産技術研究調査資料
54) 大貫　俊 (1961)：地域区分に関する若干の考察　地理学論文集
55) 奥野忠一 (1961)：The model and interpretations for analysis of covariance-with special reference to the case where the supplementary variable may also be influenced by treatment, *Bull. Intern. Stat. Inst.* XXXVIII, part IV (555-565)
56) 奥野千恵子・奥野忠一 (1961)：Construction of a class of partially balanced incomplete block designs by calculus of blocks, *Rep. Stat. Appl. Res.* 8，3 (1-27)
57) 奥野忠一 (1962)：Mathematical models and robust criteria in the study of analysis of variance, 農研報告A第9号 (153-211)
58) 奥野忠一 (1962)：実験計画法，理論（現代統計学大辞典所収）東洋経済新報社
59) 奥野忠一 (1962)：実験計画法，不完備型計画（品質管理便覧所収）日本規格協会
60) スネデカー（畑村・奥野・津村訳）(1962)：統計的方法（第5版）岩波書店
61) 実態調査研究室 (1962)：経営耕地広狭と栽培技術，研究室報告書
62) 奥野忠一 (1964)：モンテカルロ法による遺伝統計量の分布と選抜指数の検討，「育種学最近の進歩」第5集，40-49
63) 畑村ほか (1964)：水稲，大豆および蚕における遺伝力の推定値第1報　目的，見解および方法，育雑 14，11-16
64) 奥野忠一 (1964)：飼料配合問題における線型計画法，科学飼料 9，6 (224-228) 7 (267-273)

65) 奥野忠一・橋口渉子・奥野千恵子 (1964)：直交多項式，実験計画法の基礎，要因分析法，分割区法と不完備型計画，直交表による多因子計画（農林水産試験研究における数理統計学的手法の理論と応用所収）技会事務局
66) 実態調査研究室 (1964)：関東における作物，家畜の分布と動向，研究室報告書
67) 畑村又好 (1965)：計量形質の育種理論をめぐって，「育種学最近の進歩」第7集，24-29
68) 奥野忠一・塩見正衛 (1965)：直交表による多因子計画のわりつけ，農研報告A第12号 (23-76)
69) 奥野千恵子 (1965)：電子計算機による統計解析の事例，農研報告A第12号 (77-88)
70) 井上利志栄 (1965)：L_{32} 直交表を利用した試験区のわりつけならびに試験結果の分析法（水稲直まき栽培法試験における実例）福岡県農業試験場
71) 奥野忠一・芳賀敏郎・矢島敬二 (1965)：A Monte-Carlo study on the effects of inequality of error variances in 2^4 factorial experiment, *Rep. Stat. Appl. Res.* 12, 3 (17-27)
72) 奥野忠一 (1965)：発生予察式に関する問題（いもち病の発生予察方法シンポジウム），日本植物病理学会報 31, 2 (313-318)
73) 奥野忠一 (1965)：主成分分析の応用研究への利用とその解釈，標準化と品質管理 18, 1 (33-38), 2 (49-53)
74) 実態調査研究室 (1965)：経済成長に伴う関東農業の地域区分と地帯別比較，研究室報告書
75) 蓬原雄三・鳥山国士・橋口渉子 (1965)：水稲における肉眼選抜の評価　I 肉眼選抜に影響を及ぼす要因の径路係数分析，育種学雑誌 15 (271-280)
76) 奥野忠一 (1966)：An application of 1/8 fractional replication of a $2^5 \times 4^2$ factorial experiment, 農研報告A第13号 (95-116)
77) 奥野忠一 (1966)：実験計画法の基礎概念，直交表による多因子計画（数理統計学的手法の理論と応用所収）技会事務局
78) 奥野忠一 (1966)：多変量解析法 (1) (2) (3)，品質管理 17, 8 (21-26), 10 (31-37), 12 (33-42)
79) 実態調査研究室 (1966)：山村の実態，研究室報告
80) 堀江正樹・山村　巌・細山利雄 (1966～69)：作物の諸特性についての統計学的研究 1-8，日本作物学会記事 35, 3, 4；36, 2；38, 4
81) 櫛淵欽也・橋口渉子・伊藤隆二 (1966)：選抜の計量化に関する研究　I 育種目標の量的表現方法について，育種学雑誌 16 (179-183)
82) 塩見正衛・福永公平 (1967)：小麦品質試験の計画と解析―直交表の利用と主成分分析の適用，農研報告A第14号 (85-122)
83) 奥野忠一 (1967)：An application of a fractional factorial design and multivariate techniques to a rice experiment, VI International Biometric Conference, Handbook 5 (47-59)
84) 安藤　奨 (1967)：多因子要因計画の一部実施法による施肥法試験，農及園 42, 9 (21-25)
85) バートレット（津村・門山・奥野・築林・淵脇共訳）(1967)：確率過程入門，東大出版会
86) 望月　昇・奥野忠一 (1967)：主成分分析によるトウモロコシ四国在来種品種分類と育種材料の探索，育種学雑誌 17, 4 (39-47)
87) 堀江正樹 (1967)：大豆育種法についての研究―とくに集団育種法の理論についての実験的研究，農研報告A第14号
88) 奥野忠一・塩見正衛 (1967)：有効胞子数の経年変化モデルの研究　電子計算機によるシミュレーション，いもち病特別研究推進会議資料
89) 塩見正衛 (1967)：A statistical model of the reproduction of aphids, *Researches on Population Ecology* 9, 2 (167-176)
90) 塩見正衛 (1967～8)：A model of the plant-to-plant movement of aphids, I, II. ibid 9, 1 (53-61)：10, 1 (105-114)
91) 奥野千恵子・奥野忠一 (1968)：A computer programme for the analysis of 3^n-type fractional factorial designs, *Rep. Stat. Appl. Res.* 15, 1 (1-12)
92) 奥野忠一・塩見正衛・橋口渉子 (1968)：多変量解析法，実験計画法の基礎概念，直交表による多因子計画，計量育種における統計的方法（農林水産試験研究のための統計的方法所収）技会事務局
93) 奥野忠一 (1968)：育種における統計的方法の利用，育種研修会資料
94) 奥野忠一 (1968)：ORとモデル化，農業技術 23, 11 (518-523)
95) 奥野忠一・塩見正衛 (1968)：病斑面積歩合増加曲線のモデル，病斑数増加のモデル，いもち病特別研究推進会議資料
96) 橋口渉子 (1968)：切断型選抜集団のもつ遺伝パラメーター，育種学雑誌 18 (346-350)
97) 岡部四郎・橋口渉子 (1968)：An application of games theory to estimation of optimum mixtures of resistance genes in multiline varieties for disease resistance in crop breeding, Proceedings of the XII Internatinal Congress of Genetics 14, 1, (4, 1) (248)
98) 橋口渉子・森島啓子 (1969)：Estimation of genetic contribution of principal components to individual variates concerned, *Biometrics* 25, (9-15)
99) 奥野忠一・奥野千恵子 (1969)：序章，プログラムとは，簡単なプログラム（技会事務局編，農学生物学のための FORTRAN 入門所収）日科技連出版社
100) 奥野忠一・芳賀敏郎 (1969)：実験計画法，培風館
101) 塩見正衛 (1970)：Mathematical models representing the increase in the number of disease lesions, 農研報告A17号 (103-116)
102) 奥野忠一 (1970)：Construction of the fractional factorial designs of Resolution IV and V by using tables of orthogonal arrays and its application, Japan-U.S. Symposium on Sampling Theory of the Characteristics of Bulk Material (Hawaii)
103) 奥野忠一ほか (1970～2)：農学研究のための試験設計法 [1]-[31]，農園 44, 6-46, 1
104) 塩見正衛・奥野忠一 (1971)：$2^m \times 4^n$ 計画の一部実施の直交表へのわりつけ，農研報告A第18号 (57-91)
105) 奥野忠一ほか (1971)：品種特性の環境による変動の評価法について――イネ国際協力試験データ (1968) の解析，農研報告A第18号 (103-158)
106) 奥野忠一・芳賀敏郎・久米　均・吉澤　正 (1971)：多変量解析法，日科技連出版社
107) 奥野忠一・広崎昭太・塩見正衛 (1971)：統計的方法序説，実験計画法の基礎概念，完全無作為化法，乱塊法，ラテン方格法，直交表による多因子計画，多変量解析法概論（数理統計学的手法の理論と応用所収）技会事務局
108) 奥野忠一 (1971)：農学研究における数理科学の歩み，数理科学 100 (59-62)
109) 橋口渉子・森島啓子 (1971)：他の変量との和が観測可能な場合の主成分分析とその応用，応用統計学 1, 2 (89-95)
110) 奥野忠一・広崎昭太 (1971)：電子計算機を利用する種々の統計的手法とその適用例　新潟県農林部

111) 岩城英夫・広崎昭太 (1971)：オギ群落の生体重の季節変動モデル（沼田真編，草地生態系の生産と保護に関する研究所収）
112) 奥野忠一 (1972)：Assistance to the Nikola Poushkarov Institute of Soil Science, Bulgaria, Consultants' Report 9, FAO
113) 奥野忠一 (1972)：ブルガリアにおける統計的手法 I，II，III，品質管理 23，2 (54-59)，3 (36-42)，5 (68-75)
114) 奥野忠一 (1972)：9^3 の 1/9 実施計画の構成について，応用統計学 1，3 (163-170)
115) 奥野忠一・広崎昭太・塩見正衛 (1972)：統計的方法序説，多変量解析法概論，主成分分析，実験計画法の基礎概念，直交表による多因子計画，直交表による農業試験の実施例，直交表による多因子実験データの重回帰分析（農林水産試験研究のための統計的・数学的方法所収）技会事務局
116) スネデカー・コクラン（畑村・奥野・津村訳）(1972)：統計的方法（第 6 版）岩波書店
117) 奥野忠一ほか (1972)：多次元正規分布（統計数値表 JSA-1972所収）日本規格協会
118) 奥野忠一・塩見正衛・橋口渉子 (1973)：抵抗性品種のいもち病激発の育種的対応に関する基礎研究，第 3 章宿主と病原菌の相互関係に関する数理的解析，農林水産技術会議事務局
119) 奥野忠一 (1973)：多変量解析法とはなにか，数理科学 3 (5-11)
120) 広崎昭太・諏訪隆之 (1973)：河川・用水の水質汚濁と都市化との関係についての多変量解析，数理科学 3 (44-50)
121) 広崎昭太・御子柴穆 (1973)：重回帰モデルによる水稲生育制御の一方法について，農研報告A第20号

――統計（設計）研究室資料――

（年/月）
1) 品種比較試験のための各種設計　50/3
2) J.Wishart : Field Trials—Their Layout and Statistical Analysis　（坂井健吉訳）52/10
3) 非直交なデータの共分散分析，半格子縞型設計について　（佐伯治二）53/8
4) 三重格子法，共分散分析法　（奥野忠一）54/6
5) 立方格子法による水稲育成系統生産力選抜試験の統計的分析について　（大畠・佐々木）54/12
6) 非直交データにおける分散成分の推定法　（橋口渉子）55/3
7) 麦類試験の統計的分析――昭和30年度　55/9
8) 関東東山地域麦類原種決定試験の統計的分析　57/9
9) Heritability の信頼区間表　（橋口渉子）58/3
10) 家蚕の量的遺伝形質についての考察　（堀江・広野）59/3
11) 大豆系統適応性検定試験の統計的分析の一例とその問題点　（試験設計研究室）58/2
12) 大麦の均一栽培試験　（生理 2 科 1 研，試設研）59/9
13)「下田不知」選抜系統の地方適否検定試験の統計的分析　（試験設計研究室）61/2

――ＤＥリポート（試験設計研究室資料）――

1) 誤差解析・効果判定・味見試験の例――茶のデータを中心にして――　（奥野忠一）62/1
2) 大豆品種の生態型に関する連絡試験の統計的分析（第 1 年次）　62/2
3) 点数による葉面積測定法　（塩見正衛）62/4
4) 実験計画法・多変量解析法　（奥野忠一）62/9
5) 電子計算機の利用について　（奥野忠一）62/3
6) 大豆品種の生態型に関する連絡試験の統計的分析（第 2 年次）　63/2
7) 電子計算機による計算例　（奥野忠一・奥野千恵子）63/4
8) 大豆品種の生態型に関する連絡試験の統計的分析（第 3 年次）　64/2
9) 大豆品種の生態型に関する連絡試験の統計的分析（3 年間の総括――第 1 次稿）　65/2
10) 直交表による多因子計画　（奥野忠一）65/2
11) 大豆品種の生態型に関する連絡試験の統計的分析（3 年間の総括――第 2 次稿）　66/2
12) 直交表による多因子実験実施例　（塩見正衛）67/1
13) 多変量解析法　（奥野忠一）67/1
14) 直交表による多因子計画――その解説と実施例　（奥野忠一・塩見正衛）68/3
15) 多変量解析法（No. 13 の微修正）　（奥野忠一）68/3
16) 電子計算機を利用する種々の統計的手法とその適用例 [付] 直交表による多因子計画（奥野忠一）69/4
17) 種々の統計的方法とその適用例　（奥野忠一）69/11
18) $2^m \times 4^n$ 計画の直交表へのわりつけと解析　（広崎・奥野(千)・塩見）71/2

――農林研究計算センター報告――

1) 奥野千恵子 (1967)：一重分類データの解析，二重分類データの解析，正方格子法実験の解析，3^n型直交表実験の解析，2^n 型直交表実験の解析，　A 1 号 (1-42)
2) 渋谷政昭・奥野千恵子 (1967)：0 の切れたデータへの負の二項分布のあてはめ，　A 1 号 (305-315)
3) 奥野千恵子 (1967)：3^n 型直交表実験の解析，[付] 2^n 型直交表実験の解析，　B 1 号 (1-23)
4) 奥野千恵子 (1968)：データよみこみの補助プログラム(1)，　A 3 号 (237-242)
5) 奥野千恵子 (1969)：正定符号対称行列の Cholesky 分解，　A 4 号 (193-216)
6) 奥野千恵子 (1969)：偏相関係数行列，　A 5 号 (93-112)
7) 奥野千恵子 (1970)：一般要因分析，　A 6 号 (1-30)
8) 塩見正衛 (1970)：負の二項分布とポアソン分布のあてはめ，　A 6 号 (107-120)
9) 奥野千恵子 (1970)：カードデック内容のリスト作成，　A 6 号 (121-123)
10) 奥野千恵子 (1971)：釣合い型不完備ブロック法データの解析，　A 7 号 (1-32)
11) 奥野千恵子 (1972)：3^k 型直交表実験の解析（II），2^k 型直交表実験の解析(II)，　A 8 号 (1-63)
12) 塩見正衛 (1973)：負の二項乱数発生のためのサブプログラム，　A 9 号 (161-166)

第3章 直交表による多因子計画

本章は，1969（昭和44）年6月号から約2年半にわたり雑誌「農業および園芸」(44巻6号―47巻1号）に連載した「農学講座　農学研究のための試験設計法」〔1〕―〔31〕をそのまま複製したものである．まず全体の目次と奥野の他の共著者名を挙げる．

1. 因子と水準のえらび方
2. 2^2 型実験における主効果と交互作用
3. 移植水稲に対する窒素施肥配分試験の設計　篠崎光夫
4. 移植水稲に対する窒素施肥配分試験の結果の解析　篠崎光夫
5. L_8 直交表の構成　塩見正衛
6. L_{16} 直交表の利用　塩見正衛
7. L_{16} 直交表のわりつけ表と線点図　塩見正衛
8. 人工気象箱による水稲の温度反応実験の設計　柴田和博
9. 普通期水稲の施肥配分試験（第2年度）の設計と解析　篠崎光夫
10. L_{32} 直交表の構成とわりつけ表
11. 長野農試における水稲の窒素施肥試験について　御子柴穆
12. 4水準因子の L_{32} 直交表へのわりつけ　塩見正衛
13. 九州地域の畑作試験における多因子計画の実施例　広崎昭太
14. L_{64} 直交表の構成とわりつけ表
15. 水管理を変えた水稲栽培法試験について　古城斉一
16. L_{64} 直交表による温州みかんの肥料試験の設計　広崎・塩見・石田・岡田
17. L_{64} 直交表による試験年次の短縮と対象地域の拡大　広崎・塩見・徳安
18. 3水準系の直交表の構成とわりつけ
19. $L_{27}(3^{13})$ 直交表の利用　塩見正衛
20. L_{81} 直交表の構成とその使い方　塩見正衛
21. 移植水稲に対する施肥基準設定基礎試験（佐賀農試）　井手・徳安・広崎
22. 福岡農試における多因子試験法の導入とその後の利用状況ならびに今後の問題点　井上利志栄・古城斉一
23. ブルガリアにおける多因子計画の利用とその解析

この講座の目的は，「直交表による多因子計画」の農業試験における有用性を強調し，その普及を図るために，この計画の実施法と実施例を解説することであった．ただその目次の配列が必ずしも体系的でないのは，その当時の農業をとりまく情勢の変化に対応してその都度重要と思われるものを優先的に取り上げたからである．そこで，以下にその内容を分類して，読者の参考に供したい．右側の数字は節の番号である．

(1)　直交表計画の実施法について

① 実施についての基本事項	1, 2
② L_8 直交表の構成と要因効果の計算法	5
③ L_{16} 直交表へのわりつけと線点図	6, 7
④ L_{32} 直交表へのわりつけ	10
⑤ 4水準および3水準因子の取扱い方	12
⑥ L_{64} 直交表へのわりつけ	14
⑦ 3水準系直交表の構成と L_{27} 直交表	18, 19
⑧ L_{81} 直交表へのわりつけと解析	20

(2)　直交表計画の実施例について

① 移植水稲に対する窒素施肥配分試験	
神奈川県農試	3, 4, 9
長野県農試	11
福岡県農試	15, 22
佐賀県農試	21
② 直播水稲の施肥試験（佐賀県農試）	17
③ 畑作試験における実施例	13
甘しょ，らっかせい，大豆，畑稲 鹿児島県農試本場，鹿屋分場，宮崎農試本場，都城支所，熊本農試本場，阿蘇分場，長崎農試本場，福江分場	
④ 温州みかんの肥料試験（静岡県柑橘試験場）	16
⑤ 人工気象箱による水稲の温度反応実験（北海道上川農試）	8
⑥ ブルガリアにおける肥料3要素試験	23

なお，直交表による多因子計画をはじめて実施した香川県農試の故安藤挺氏の論文（「農業および園芸」42巻9号（1967））を最後に掲載させていただく．

農学講座｜農学研究のための

試験設計法〔1〕

奥　野　忠　一*

はじめに

今月から連載をはじめる「直交表による多因子計画」は，統計的手法のひとつの応用技術ではあるが，一般に理解されている統計的手法とは，本質的に異なる側面をもつている。

それでは，農業技術や農学研究の分野で，統計的手法とは，一体どんな役割をするものと考えられているのであろうか。ある人は，“A区の方がB区より収量が高い”という成績が出ているのに，“統計的に有意な差ではない”などと言つて，人の足を引張るものだと考え，また，他の人は，いわゆる「有意差検定」の必要性は認めるが，そのための計算は厄介すぎる，と考えているかもしれない。

このような理解は，従来の統計的手法の本質を正しく見ぬいている。じつさい，「有意差検定」は，実験誤差に比べて十分大きい「差」については，技術的な判断をくだし，実験をくりかえすとその大小関係がひつくり返るような恐れのある「差」については結論を保留する，という当然の取扱い方に対して，その両者を区別する数量的な規準を与えるだけである。すなわち，われわれの行なう実験には必らず誤差が伴なうという認識に立つて，その「誤差」を「物差し」として，再現するであろう「差」と再現するとは限らない「差」とを識別する手法である。

この「有意差検定」の手法を実際に適用するためには，実験の場における**誤差の制御**が不可欠である。そのために実験配置において守らねばならない原則は，近代統計学の祖であり，ロザムステッド農業試験場の技師であつたR. A. FISHER (1890—1962) が提案した，①反復，⑧無作為化，③局所管理（比較すべきものを対にしたり，ブロックにまとめたりすること）の3つである。この3原則を満足する実験計画法としては，乱塊法・ラテン方格法・分割区法・格子法などがあるが，これらは，戦後，わが国の農事試験に取り入れられ，現在かなりの普及を見ている。しかし，その果した役割はつまるところ，上述の「誤差の制御」の域を出ず，どちらかといえば，消極的と言わざるをえない。

これに反して，ここで取上げようとする新らしい実験計画法——直交表による多因子計画——は，**情報獲得の効率化**をねらう，積極的なものである。同じ面積の圃場，同じ量の資材と労力を用いても，試験設計——処理のえらび方——が異なれば，それから得られる情報の質も量もちがつてくる。もちろん，実験処理の選択は，実験担当者の責任であつて，彼がその実験目的に即応してきめるべき事がらである。しかし，ひとつの実験から得られる情報の量を最大にするという統計的観点から，その選択について種々の助言を与えることはできる。その内容を§1で詳説するが，その助言に従うと，**直交表による多因子計画**が有力な手法として登場する。これは，従来の品種試験・栽植密度試験・施肥量試験というような個別の試験を，ひとつにまとめるような試験法[1]であつて，（i）個々の要因の効果が他の要因の条件によつて変る場合には，その条件ごとに効果を評価し，また，(ii)他の条件によつて変らない場合には，その効果の非常に精度の高い推定値を与えるものである。

この多因子計画によつて得られるデータの解析は，従来の単純な設計によるデータの分散分析に比べて，はるかに厄介になる[2]。しかし，幸いにして，この計画の適用とほぼ同じ時期から，農学の研究者にもコンピュータが使えるようになり，現在では，「農林研究計算センター」[3]で開発したプログラムによつて，1形質の解析が高々，数十秒で行なえるようになつた。それゆえ，この「多因子計画」は，電子計算機時代の「試験設計法」と言うこともできよう。

* 農林省農業技術研究所物理統計部

1)　このような多因子計画の必要性は，戦前の農事試験でも「栽培条件の相対性」（寺尾博：農林省農事試験場Ⅲ，「科学」4巻7号，昭9）として認識され，西ケ原および鴻巣で，寺尾らによつて実施されたことがある。しかし，その結果は，適切な解析法が見つからずに放置されたままになつていると言われている。

2)　計算法の原理は同じで，時間をかければ出来ないことはない。ただし，人間は，大量の計算を間違いなく遂行する能力をもつていないし，また，少なくとも現在では，人間のするべき仕事ではない。

3)　農林省農林水産技術会議に属する試験研究機関の共同利用センターとして昭和41年10月に発足し，44年度のコンピュータ使用時間としては約700時間が予定されている。プログラム開発と本番の計算にほぼ半々に使用される。県農試の職員もそのプログラムは利用できるが，計算機使用料（1分600円）を役務費または消耗品費で支払わねばならない。

直交表による多因子計画は，昭和 37 年に，香川農試の「水稲乾田直播栽培における施肥法試験」に適用されたのが最初であり，その後 39 年から福岡農試・大分農試，40 年から宮崎・熊本・鹿児島各県農試，41 年から佐賀農試というように，九州各県で，「水稲安定多収栽培法試験」や水稲・ソルゴー・大豆などの「施肥基準設定試験」に用いられ，一方 38 年頃から，農事試験場・北海道農試・中国農試などで「水稲生理実験」・「小麦品質検定試験」・田畑輪換試験」などに採用されてきた。また，43年からは，神奈川・茨城・埼玉・長野・福井・奈良などの各県試験場にもその適用例が見られるようになつた。

この講座では，最初の 2，3 回でごく基本的な事項を説明した後，筆者の属する研究室がその設計と解析に参画した試験のうち，できるだけ多くの読者に興味をもたれ，かつ教訓的なものを順次取上げ，ときには，その試験担当者にも執筆を依頼しながら紹介してゆきたいと思う。

この計画の構成に関する理論的研究は，文献 1) に，作成した「わりつけ表」は 1)，4)，7) に出ているが，この講座にも必要に応じて抜萃する。2)，3) は農事試などの，5) は香川農試の実施例の紹介であり，6) は福岡農試の方が，その初年度の経験に基づいて解説されたもので，九州各県農試の指導書となつているものである。4)，7)には初学者向きの解説がふくまれている。これらのほかに，筆者の研究室の資料「DEリポート」が何冊かあつて，いろいろの適用例を集めているが，講義テキスト用に作成したので残部が僅少である。なお，工場技術者向きの直交表実験の解説書がいくつか市販されているが，そこで用いられている「線点図」は，筆者らのわりつけ表とその基本的考え方を異にする。その「線点図」は，農学・生物学・化学の実験にはもとより，多くの工場実験にも必らずしも適当でないと，筆者は考えている。

1. 因子と水準のえらび方

1.1 因子と水準

実験の成否は，その実験で取上げた処理が適切であつたか否かによつて，その大部分がきまる。したがつて，実験者は，過去の技術情報を蒐集・整理するとともに，当面の実験の目的を明確にすることによつて，真に適切な「処理」を選ばねばならない。この**処理 treatment** とは，**実験においてその条件を変えて比較するものを言い**，すべての試験区に共通に施こす処理は，ここでの「処理」とは呼ばないことにする。すると「処理」の概念は，次の例に示すように，因子と水準に分けて考えることができる：

因子 factor	水準 level			
品　種(3水準)	ホウヨク，	マンリョウ，	南海 23 号	
播種期(3水準)	5月 20 日，	6月5日，	6月 20 日	
栽植密度(2水準)(畦幅)	20 cm	40 cm		
N施用量(4水準)(10 a 当り)	8 kg，	10 kg，	12 kg，	14 kg

ここで，ホウヨクもマンリヨウもそれぞれ「品種」であるが，これらは，「品種」因子の第1水準とか第2水準ということになる。ここで，強いて，因子と水準の定義を与えれば，次のようになるであろう。

因子とは，実験結果の特性値（収量・登熟歩合など）に影響を及ぼすと考えられる原因系（秩序立つた原因の集まり）であつて，かつ，その実験で条件を変えて比較するものを言い，この条件を**水準**とよぶ。

さて，従来の試験法では，品種の優劣を比較したいときには，播種期や施肥量などはすべて一定の条件にし，また，最適施肥量を知りたい実験では，施肥量だけを何段階（水準）かに変え，品種や播種期はすべて一定とした。このように，特定の1因子だけを取り上げてその条件（水準）を変え，他の原因系はすべて一定の条件にする（したがつて，これらの原因系は因子とは呼べない）試験法を**1因子実験**または**単式試験**とよぶ。これに対して，2つの因子を同時に取上げ，それらの水準のすべての組合せを実施するとき，これを**2因子(要因)実験**または**複式試験**という。たとえば，上の例で，品種因子（3水準）とN施肥量因子（4水準)を取上げると，その組合せの総数は 3×4=12 となる。この 12 通りの「処理」を各1回以上実施すれば，2因子（要因）実験が得られる。**要因実験** factorial experiment とは，§2（次講）で定義する主効果・交互作用効果の総称である，**要因効果 factorial effects をすべて評価できる実験**を指す。もし，上例の品種・播種期・施肥量の3因子を取り上げ，それらの水準の組合せである3×3×4=36 通りの「処理」を全部1回以上実施すると，3因子（要因）実験となる。以下同様にして，因子数をふやすことができるが，こうして得られるものをすべて**多因子（要因実験**とよぶ。

以下では，次の2点について検討する：

a．因子のえらび方――1因子実験か多因子（要因）実験か。

b．水準のえらび方――その数と幅をどのようにきめるか。

その前に，まず，因子の分類をしよう。

1.2 因子の分類

実験に取上げる因子を，それを採用する目的と，その

もつ性質によつて，次の4種類に分けることができる：

①**制御因子**——その水準の比較を目的として取上げる因子。その水準は，実験の場でも生産の場（実験の結論を適用しようとする範囲）でも，意のままに制御できることが必要である。(例) 生産力検定試験の「品種」，肥料3要素試験の N. P. K 施肥量。

②**標示因子**——その水準の比較をすることが実験の直接の目的ではないが，制御因子の水準の効果が，この因子の条件（水準）によつて変わる——これを標示因子と制御因子の間に交互作用があるという——恐れがあるために取上げる因子。その水準は，生産の場では，選択の余地がなく，所与のものであることが多い。(例) 施肥量を2水準（標肥と多肥）にした生産力検定試験では，「品種」は制御因子であるが，「施肥量」は標示因子となる。反対に，肥料3要素試験を2品種を用いて実施すると，「施肥量」は制御因子であるが，「品種」は標示因子となる。なぜなら，生産力検定試験で最適施肥量を知ろうとしたり，肥料3要素試験で品種の選択をしたりしようとするのではないからである。これらはいずれも所与の条件とされそれぞれの条件の下で制御因子の水準を比較したいから取上げたのである。同じ因子が，実験の目的によつて，あるときは制御因子になり，別のときは標示因子になること，およびこの区別が，後述の「水準のえらび方」に関係してくることに注意すべきである。

③**ブロック因子**——実験の精度を上げるために，実験の場の「局所管理」に用いる因子。その水準は，制御因子や標示因子のときのように，技術的に明確に指定することができないし，従つて，その効果を知る必要も一般にはない。ただし，この水準によつて，制御因子の水準の効果が左右される恐れはない——これを，ブロック因子と制御因子の交互作用はないという——と前提される。(例) 圃場の区画，動物の系統や腹，実験日，担当者，温室内の位置。

④**層別因子（環境因子）**——実験の場および生産の場の層別を規定し，その層（水準）によつて，制御因子の水準の効果が変わる——層別因子と制御因子の間に交互作用がある——恐れがあるために取上げる因子。その水準は，実験の場でも任意にえらぶことができない（この点で標示因子と異なる)。(例) 作物試験では，実施した年次（気象条件）や場所（土壌条件），動物実験では，供試動物の系統や年令。層別因子と制御因子との交互作用の有無およびその大きさの程度によつて，その実験から得られる結論の普遍性と適用範囲が規定される。

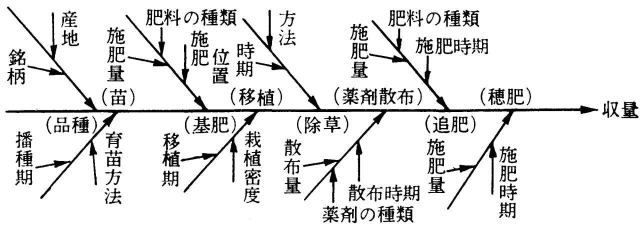


図 1.1　イネ収量に対する特性要因図

1.3 因子のえらび方

実験結果の特性値に影響を及ぼすと考えられる原因系は，ふつう数限りなくある。それらのうち，実験の目的に照らして，制御因子および標示因子として取上げるべきものを見おとさないためには，図1.1に示すような「**特性要因図**」を画いてみるのがよい。図は，イネの収量に対するもので，この形から「魚の骨」と呼ばれることがある。

さて，ここに示した多くの原因系は，それぞれ独自に作用して，その効果の和が最終の収量をきめる，というような働らき方をするのではない。これらの原因系は，通常互いに絡み合つて作用し，前の「処理」は後の「処理」の効果に影響を与え，また，作物体自身の補償作用も働らき，さらに，ここには示さなかつたが，人間の制御できない原因系であるところの生育期間中の気象条件が，時々刻々影響を及ぼしている。このように見ると，イネの生育過程全体は，同化生成物生産のひとつのプロセスと考えられるから，そこにフイード・バック原理を適用して，プロセス全体の自動制御を行なわねばならないことになる。そのような高度な，「**作物工学**」crop engineering の段階に達するためには，まず，図の各原因系の作用について，的確かつ定量的な知識を得ておく必要がある。その知識を新らしい実験から求めるとすると，その実験は，各原因系ごとに1因子実験を組むのと，なるべく多くの原因系を一括して多因子（要因）実験を組むのとでは，どちらがどれだけ多くの適切な情報を提供するか，を検討してみなければならない。これは，ひとつの実験に取上げるべき因子数決定の問題ということもできる。

いま，問題を簡単にして，移植期3水準——これをP_1(早)，P_2(中)，P_3(晩)とする——と，施肥量3水準——Q_1(少)，Q_2(中)，Q_3(多)——の2因子だけを考え，各因子の最適条件を知りたいとする。この目的のための実験計画として，次の甲・乙2通りを考え，それから得られる「情報量」を比較・検討してみよう：

甲：移植期P，施肥量Qのそれぞれについて，3反復の1因子実験をおこなう。

乙：移植期P,施肥量Qの9種類の「処理組合せ」について，2反復の2因子（要因）実験をおこなう。

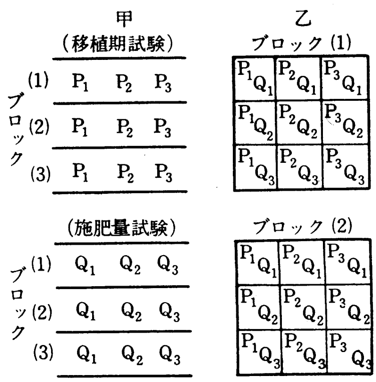


図 1.2　2つの実験計画

図1.2には，甲・乙2種の方法による実験配置（どちらも，まだ，無作為化していない）が示されており，ともに所要区数は18で，この面では完全に公平である。つぎに，移植期と施肥量の効果の現われ方については，次の2通りの場合に分けて考えよう：

（i）多肥の効果は，移植期の早・晩によつて変らない，同様に，移植期によるちがいは，施肥水準のいかんを問わず一定である場合——以上を一括して，“移植期Pと施肥量Qとに交互作用がない”，という。

（ii）上が成立しないとき。たとえば，早期移植のときは多肥が良いが，晩期移植の多肥は良くない，というような傾向がある場合，（この方が現実的）——これを，“移植期Pと施肥量Qとに交互作用がある”，という。

結論は，下記のごとく，いずれの場合にも，乙は甲よりすぐれていることが示される。

(i) の場合　“試験の精度は，反復数に比例する”。この観点から，甲・乙を比べると，公称では，甲は3連（3反復），乙は2連（2反復）であるから，甲の方が精度は高いように見える。しかし，仔細にみると，乙では，施肥量3水準，Q_1, Q_2, Q_3 の比較が各ブロックで3回づつ行なわれている。（もちろん，P_1, P_2, P_3 と移植期の異なる条件下ではあるけれども，これは“交互作用がない”という仮定の下では意に介する要はない）。したがつて，全部で6回反復となる。その上，移植期3水準 P_1, P_2, P_3 の比較も，施肥条件こそ違うが，全部で6連になつている。それゆえ，乙は甲の2倍の反復数をもち，従つて，2倍の精度であるということができる。

乙がなぜ甲の2倍の精度をもつかは，個々の試験区のデータのになう情報量を見れば，すぐに理解できる。すなわち，甲の各区は，PまたはQのどちらかの比較にしか用いられないのに反し，乙の各区は，Pの比較とQの比較の両方に用いられているからである。

さらに，乙の実験から得られる結論の適用範囲は，甲のそれよりもはるかに広くなる。なぜなら，明示されてはいないが，甲での P_1, P_2, P_3 の比較は，ある一定の施肥水準（これを Q_0 とする。Q_0 は Q_1, Q_2, Q_3 のどれかに一致していても，また，それら以外であつてもよい。通常は，その試験場の「耕種梗概」によつてきめられる）でしか行なわれていないから，結論の適用範囲は，そこに限られる。しかるに，乙では，Q_1, Q_2, Q_3 のいずれでも移植期試験が実施されているから，その結論は，この3水準によつて代表される，すべての場合に適用される。

(ii) の場合　ここでは，移植期と施肥量の各組合せにおける真の収量を，表1.1のとおりであつたと仮定し，かつ，その試験場の「耕種梗概」は永年のあいだ P_1Q_1 であつたとする。そこで，まず，甲の設計についてみると，その移植期試験は，Q_1(少肥)条件下で行なわれ，もしこの試験の精度が十分高ければ，3連の平均値は表1.1にほぼ近い値となるであろうから，これから移植期は P_3(晩)が，一番高収であることがわかる。一方，その施肥量試験は P_1 移植期で行なわれるから，試験の精度が良ければ，同じく表1.1からわかるように，Q_3(多肥)が一番良いと結論される。そこで，この2つの試験の結果を組合せて最適条件とすると，それは P_3Q_3（晩期・多肥）となるが，表1.1の仮想値からわかるように，これは決して好ましい条件ではないという結果になる。

表 1.1　移植期と施肥量に対する真の収量 (kg/a)，——仮想値

		施肥量		
		Q_1(少)	Q_2(中)	Q_3(多)
移植期	P_1(早)	40	50	55
	P_2(中)	50	65	50
	P_3(晩)	58	60	45

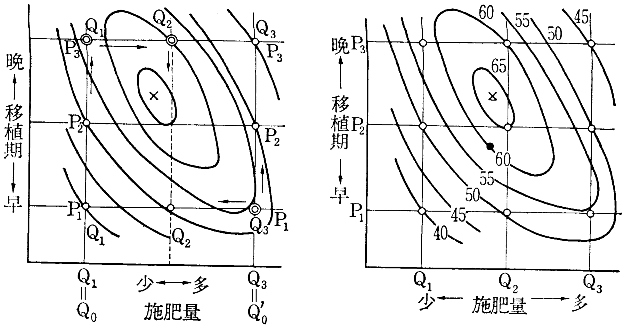
このようにして，甲の1因子実験の方法によるアプローチは，正鵠を逸した結論に導く恐れがきわめて大きい。この点をより明確にするために，上とはすこしちがつて，2つの1因子実験を逐次おこなう場合を検討しよう。

いま移植期と施肥量をそれぞれ縦軸・横軸にとり，対応する表1.1の収量（仮想値）の等しい点を結んで，あたかも地図上の等高線のように，応答曲面 response surface をえがくと，図1.3のようになる。この図の左側には，甲の試験法に従つたときの，2通りの結果が示されている。その1つでは，移植期試験を $Q_0=Q_1$（少肥）条件でおこない，それにより P_3 が良いことがわかると，つぎに $P_0=P_3$(晩) 条件下で施肥量試験をおこない，その結果 P_3Q_2 が最適条件であるとしている。他方最初の移植期試験を $Q_0'=Q_3$(多肥) 条件ではじめると，その結果 P_1 が良いことがわかり，つぎに $P_0'=P_1$(早)の

下で施肥量試験をおこなつて，P_1Q_3 が最適条件であることを知る。こうして，この2通りのアプローチは，まつたく異なる結論を与えることになるが，それは，最初の移植期試験での施肥水準 Q_0 のきめ方にのみ由来するのである。この Q_0 が前段で述べたように，それぞれの試験場の耕種梗概によつて安易にきめられることが多いとすれば，「耕種梗概が試験の結論をきめている」といつても過言ではない。その上，この場合には，どちらの結果も真の最適条件である P_2Q_2 を与えていない。ただ，次のことは言える：このアプローチをさらに反復すると，第1の場合は，Q_2 条件下でPの試験をおこなつて，P_2 が良いことを知り，次に P_2 条件下でQの試験をおこなつてやはり Q_2 が良いことを知るから，ここで真の最適条件 P_2Q_2 に到達する。しかし，第2の場合には，P_1Q_3 から動くことはできず，ここが最適条件であると誤認することになる[4]。

図1.3の右側には，乙の方法による9つの実験点が示されている。各因子の3水準をよほど隅つ子の方にとらない限り，この9点は山の頂上に大きな網をかぶせたような格好になる。これなら最高点を見逃すことはない(計算によつてその位置を求めることもできる)し，また，甲のときのように，逐次接近することが許されるなら，2年目は，この網の目を小さくして，より正確に最高点をとらえることができる。

4) 山の尾根道を登つて行くと，風通しがよく一汗いれたい処に出る。そこは，東西の方向でも南北の方向でも一番高いが，山の頂上は北東の方向にあるというような位置であり，P_1Q_3 がこれにあたる。山登りでは頂上を見失うことはないが，試験ではその恐れがある。



(甲による)　　(乙による)

図 1.3　応答曲面の探索

以上 (i)(ii) の検討によつて，どちらにころんでも，“乙の2因子実験の方がすぐれている”ことがわかつた。この論法を押し進めると，2因子よりは3因子，3因子よりは4因子というように，なるべく多くの因子を同時に取上げた要因実験を採用すべきことになる。しかし，多因子要因実験の実施にはいろいろの困難も伴なう。その克服のしかたについては，次号以下で論じる。

文　献

1) 奥野忠一・塩見正衛 (1965)：直交表による多因子計画のわりつけ，農研報告，A 12：23～76.
2) 奥野忠一 (1966)：An application of 1/8 fractional replication of a $2^5 \times 4^2$ factorial experiment，農研報告，A 13：95～116.
3) 塩見正衛・福永公平(1967)：小麦品質試験の計画とその統計解析――直交表の利用と主成分分析の適用――農研報告 A 14：85～122.
4) 農林水産技術会議事務局監修 (1968)：農林水産試験研究のための統計的方法，第 8 章，第 11 章，農林統計協会刊.
5) 安藤奨 (1967)：多因子要因計画の一部実施法による施肥法試験，農業および園芸 42(9)：1333～1337.
6) 井上利志栄(1965)：L_{81} 直交表を利用した試験区のわりつけならびに試験結果の分析法（水稲直まき栽培法試験における実例）福岡県農業試験場.
7) 奥野忠一・芳賀敏郎 (1969)：実験計画法，培風館.

農学講座｜農学研究のための

試験設計法〔2〕

奥野忠一*

1.4 水準のえらび方

前節では，実験結果に影響を及ぼすと考えられる因子は，なるべく多くを同時に取上げ，それらの因子の水準のすべての組合せを実験する**要因実験**を行なうべきであるとの結論に達した。それでは，水準を選択するにはどのような注意が必要であろうか。

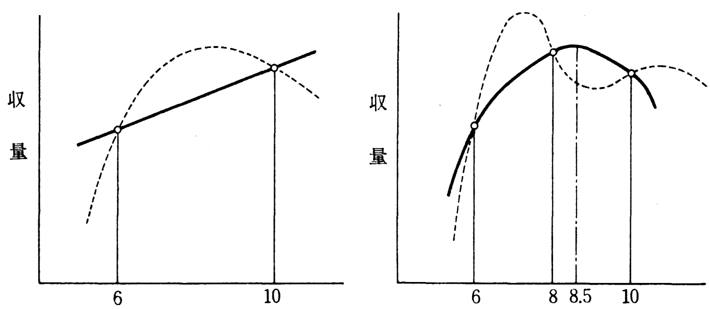
因子には，品種・肥料の種類・動物の腹・性などのように，その水準が質的分類によつて定まるもの――これを**質的因子**とよぶ――と，施肥量・栽植密度・ビタミン量・薬剤の濃度・温度などのように，その水準が量的に変化するもの――これを**量的因子**とよぶ――とがある。もつとも，播種期3水準（5月20日，6月5日，6月20日）のごときは，日を単位にして量的に変るといえないこともないが，早植・普通植・晩植と考えれば，質的因子と見た方が適切であるかもしれない。

（1） 質的因子の水準のえらび方：これは，通常，その実験の目的と，利用可能な水準という観点から，あらかじめ定まつていることが多い。たとえば，品種因子の水準としては，その試験の目的に合致する代表的なものがおのずと定まるであろうし，ある緩効性肥料の効果を知りたければ，それを第1水準，対照とすべき普通化成肥料を第2水準にとるであろう。

〔注〕 上述のようにして水準をきめるとき，これを「母数模型」fixed-effect model と呼ぶことがある。これに対して，同じ地域に普及している多数の品種のなかから無作為にいくつかをえらんで水準にする（そんなことは実際には行なわれていないが）とき，これを「変量模型」random-effect model という。作物の品種の場合には，それぞれの個性が明らかであるため変量模型とすることはまずないが，動物実験における腹とか，分析誤差をしらべる実験での（同じ方法で作られた）試料瓶などは，変量模型となることが多い。変量模型を想定するときには個々の水準の差はまつたく問題にならず，水準のばらつきを表わす分散（成分）の大きさだけが興味の対象となる。

（2） 量的因子の水準のえらび方：量的因子の水準は，原理的には何段階にとることもできる。水稲に対するN施用量（10a当り）は，0kgから，たとえば，20kgまでの間で何水準をとるのも自由である。そこで**水準数**はいくらにとるのがよいかをまず考えよう。前節で“多因子の要因実験をおこなえ”という結論になつているから，水準数を多くすると，実験の規模（総区数）は加速度的に増大する。たとえば，5因子を取上げ，いずれも2水準にとると，総区数は $2^5=32$ であるが，もしいずれも3水準にとると $3^5=243$ となる。これではとても実施できないから，この観点からは，“水準数はなるべく少ない方がよい”という結論になる。しかし，もし2水準因子の実験をしたら，それから得られる情報で実験者は満足できるであろうか。図1.4(a)には，窒素Nを6kgと10kgの2水準にしたときの水稲収量の成績が示されている。これから“N 10kgのときの方が6kgのときより多収になる”ことは明らかであるが，それでは“最適施肥量はいくらにしたらよいか”には答えられない。なぜなら，N施用量に対する収量の**応答曲線** response curve は，図に実線で示した直線（1次式）と考えれば，Nは10kg以上も施した方がよいことになるが，図に点数で示したような放物線と考えれば，Nの最適施用量は6kgと10kgの間にあることになる。このようにして，2水準をとつただけでは，“そのそのどちらが良いか”を知ることはできるが，計算によつて最適条件を求めることは不可能である。

それでは，3水準をとれば，いかなる情報が得られるか。図1.4(b)には，Nを6kg，8kg，10kgにとつた場合を例示した。これら3点を通る放物線（2次式）は，計算によつて求められ（後に述べる），図に実線で示さ



(a) 2水準のとき　(b) 3水準のとき

図 1.4　N施用量に対する応答曲線

* 農林省農業技術研究所物理統計部

れている。これからただちに（または計算により），収量の最高点は，N 8.5 kg の付近で得られることがわかる。この場合にも，これら３点を通る応答曲線は，図に点線で示したような妙な形を主張し，その最高点は６kg と８kg の間にあるという天邪鬼がいるかもしれない。しかし，われわれは“自然は素直である”と信じるので，このような主張には賛成しない。とすると，３水準で応答曲線（放物線で表わされる）がきまり，最適条件の推定もできるのであるから，水準数を４以上にふやす理由は何も認められないことになる。じつさい，４水準をとつても，これに３次式（４点によつてきまる）をあてはめるのではなく，「最小二乗法」によつて，この４点のもつとも近くを通る放物線をあてはめるのが普通である。従つて，水準の変域が非常に大きくて，２次式では不十分であると考えられる特殊の場合のほかは，３水準で十分であるとの結論に達する。われわれの恐れるのはこのようにして求めた放物線や最高点すらが，他の因子の条件（水準）によつて，いくらでも動く可能性があるということである。N施用量に対する上の応答曲線も，品種が変り，播種期が変り，施肥法が変れば，決して一定ではないであろう。であるから，われわれの知りたいのは，他の因子の条件がこれこれの範囲内にあるときは甲の応答曲線が得られ，別の条件のときには乙の応答曲線が得られる，というようなことであり，そのためには，どうしても多因子を組合わさざるをえないのであるから，たいていの場合は，水準数は３にとどめ，４以上にはしないことを勧めるのである（ただし，後述の２水準系の直交表を用いるときは，わりつけの便宜のために３水準の代りに４水準にすることがある）。

つぎに，**水準の幅**はどのようにきめたらよいか，同じ３水準をとるにしても，6 kg，8 kg，10 kg の代りに，6 kg，7 kg，8 kg とすることもできるが，これはどちらがよいのであろうか．原則的には，次のようにいえる：①「それが制御因子であつて，その効果に関する技術的情報が未だ十分ではないときには，水準の幅をできるだけ広くとらねばならない」。図 1.5 の 1，2，3 水準のように，応答曲線のすそ野の方で幅狭くとるようなことをすれば，最適条件を見逃してしまうことになる。まず，その 1′，2′，3′ 水準のように幅広くとり，情報が得られてくるにつれて，水準の幅をだんだん狭くしてゆくのが筋道である。しかしこれは，原則論としてはその通りであるが，現実にはなかなか適用できない。当試験場ではNを８kg 以上もやつたことはないし，やれば倒伏すると信じこんでいる人に，“Nを 15 kg もやりなさい”という実験を組ませることは容易ではない。実際，ほかの条件は何も変えないで，Nを 15 kg も施こすと，その人の信じている通りになることは間違いない。技術者は，その限りにおいて，永年の経験から確かな判断をもつているのである。しかし，だからといつて，水準の幅を広げないならば，“実験とは，すでに知られていることを再確認するだけのマスターベーションにすぎない”ことになり，そこから革新的な知識が生まれることはなくなる。それ故，②「ひとつの因子の水準の幅を極端に大きくするときには，他の因子の水準もそれに応じて変えるように努める」(たとえば，現在のような多肥栽培は明治の頃には考えられなかつたであろう。それが可能になつたのは，耐肥性品種の育成と，薬剤によるイモチ病防除のおかげであるという事実が，他の因子の水準を変える必要性を示している)。１例として，N 15 kg を施すためには，全量基肥ではなく，これを分施しなければならないと考えて，施肥割合を因子A（３水準），施肥量を因子B（３水準）にとり，表 1.2 (a) のように組合わせてみる。このときには，N 15 kg を全量基肥でやるという不適当な区がやはり残る。そこで，これを避けるために，表 1.2 (b) のように，分施のしかたによつて，B因子の水準の具体的な値（総N施用量）を変えてみる。こうすれば，N 15 kg を施す区は，基肥・追肥・穂肥に 4：3：3 と分施する区においてだけで，全量基肥区は最大 10 kg を入れるにとどまつている。この (b) の場合の 3×3＝9 通りの処理区の施肥設計は，具体的には表 1.3 のようになる。これからわかるように，全部で15 kg を入れる区も基肥には 6 kg しか入つていない。また，7：0：3

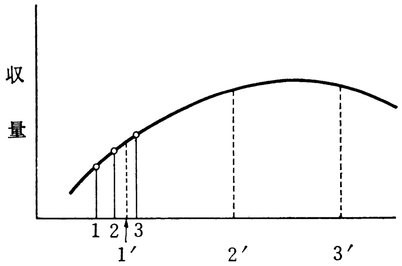


図 1.5　水準のとり方の比較

表 1.2　水準の組合せ方
（表中の数字はN施用量を示す）

（a）通常の場合

A＼B		N施用量 (kg/10a) 少	中	多
分施割合	10：0：0†	9	12	15
	7：0：3	9	12	15
	4：3：3	9	12	15

（b）ずらせる場合

A＼B		N施用量 (kg/10a) 少	中	多
分施割合	10：0：0	4	7	10
	7：0：3	7	10	13
	4：3：3	9	12	15

†　この施肥配合は基肥・追肥・穂肥の割合を示す。

の3区の基肥量は，10：0：0 の3区とほぼ同じで，総N量の増加分は穂肥にまわつているのに対し，4：3：3 の3区は，基肥量の幅が前2者より狭く，追肥量の差を加えてはじめて前2者に近い水準幅になることがわかる。このようにして，実際の総施肥量も 4 kg から 15 kg まで種々の段階ができるにもかかわらず，これはA因子3水準（10：0：0, 7：0：3, 4：3：3）とB因子3水準（少，中，多）の組合せによる 3^2 計画であると考えられる。B因子の水準の幅は，A因子のどの水準においても 3 kg ずつであつて，ただ標準（これを中肥とすると，10：0：0 のとき 7 kg，7：0：3 のとき 10 kg，4：3：3 のとき 12 kg というように）がちがうだけなのである。このように水準をずらせると，(a) 通常の場合にくらべてAとBとの交互作用（後出）が小さくなる傾向があるので，後出のように「直交表による多因子計画」を採用するのが容易になる。さいごに，③「それが標示因子であるときには，現実に適用されている条件のなかから，その代表的なものをとつて水準とすればよい。」たとえば，生産力検定試験での施肥量の標準区と多肥区とは，その生検の結果を適用しようとする地域での標準施肥量と，同じくそこでの代表的な多肥地帯の施肥量をとればよい。

表 1.3　9区の施肥設計
(表 1.2 (b) の場合)

因子 A	因子 B	N施用量 (kg/a) 基肥	追肥	穂肥	計
10：0：0	少	4	0	0	4
〃	中	7	0	0	7
〃	多	10	0	0	10
7：0：3	少	4.9	0	2.1	7
〃	中	7.0	0	3.0	10
〃	多	9.1	0	3.9	13
4：3：3	少	3.6	2.7	2.7	9
〃	中	4.8	3.6	3.6	12
〃	多	6.0	4.5	4.5	15

〔注〕 表 1.2，1.3 に示したような総施肥量と施肥割合とを因子にとることが，いつも適切であるとは限らない。肥料の値段が高い時代（または国）では，総施用量をまずきめ，それをもつとも効率よく配分するしかたを知ることが重要であろうけれども，肥料代が問題にならないときには総施用量や施肥割合を考えるのではなく，各時期での最適施用量を知ればよいことになる。したがつてたとえば，表1.4のように3因子とその水準をえらぶことができ，その 3×2×2＝12 組合せは，表1.5 のようになる。この設計の方が，区の数はすこし増えたが，表1.3 よりも技術指導上はつきりした結論がえられる。この例からも因子と水準は，実験の目的をよく検討して慎重にきめねばならないことがわかる。

表 1.4　時期別施肥量因子とその水準

因子	水準 (N施用量) 1	2	3
	kg	kg	kg
A：基肥量	4	6	8
B：追肥量	0	3	
C：穂肥量	2	4	

表 1.5　3因子実験（12区）の時期別N施用量 (kg/10 a)

区番号	A 基肥	B 追肥	C 穂肥	計
1	4	0	2	6
2	4	0	4	8
3	4	3	2	9
4	4	3	4	11
5	6	0	2	8
6	6	0	4	10
7	6	3	2	11
8	6	3	4	13
9	8	0	2	10
10	8	0	4	12
11	8	3	2	13
12	8	3	4	15

2. 2^2 型実験における主効果と交互作用

前章では，「因子と水準のえらび方」について詳説した。その主な結論は，①なるべく多因子の要因実験をおこなうこと，②各因子の水準数は2または3でよいことであつた。しかしながら，すでに述べたように，もし5因子を取上げるなら，各2水準でも，その水準のすべての組合わせ数は $2^5=32$ となり，3 水準なら $3^5=243$ という尨大な数になる。この全部を Fisher の3原則（前号参照）に従つて反復したり，局所管理することは実際には非常に困難である。ところで，かりにそのような実験が行なわれたとすると，それからどういう情報が得られるか，得られた情報はすべて価値のある重要なものであるのか，を問うてみる必要がある。そのためには，「主効果」と「交互作用」という概念を明らかにしておかねばならないので，本章では，とくにわかりやすい2水準系の実験（n 因子がすべて2水準のとき 2^n 型実験という）についてそれらの定義を与える。

いま，A, B 2因子の水準をそれぞれ A_1, A_2 ; B_1, B_2 とするとき，その組合わせによつて得られる $2^2=4$ 個の処理は，表 2.1 (a) に示すような記号で表わされる。いま，特殊な場合としてこの2因子を，窒素（N）と燐酸（P）の施用量にとり，いずれについても，第1水準は無施用，第2水準は施用とし，施用区はそれぞれ n，p で表わすと，表 2.1(b) のようになる。ここで，np は窒素も燐酸も施用する区であり，1 はともに無施用の区である。無施用区は0とした方がよいようであるが，記号の掛算をするためには1の方が好都合なのである（たとえばN単用区はN施用・P無施用であるから $n\times1=n$ とかける）。

表 2.1　2^2 計画における処理組合せの記号

(a)　一般的表現

A ＼ B		B因子の水準 B_1	B_2
A因子の水準	A_1	A_1B_1	A_1B_2
	A_2	A_2B_1	A_2B_2

(b)　特殊の表現

A ＼ B	P無施用	P施用
N無施用	1	p
N施　用	n	np

しばらく，この窒素と燐酸についての 2^2 計画を例にとり，その組合わせで起こりうる値として，表2.2の3通りの場合を想定しよう。これらのいずれにおいても，無肥料区の収量は 40 kg/a とし，N単用区で 50 kg/a，P単用区で 44 kg/a とする。すなわち，Nの効果は ＋10 kg であり，Pの効果は ＋4 kg であるとする。

ここで (a) のときは np 区の収量は，無肥料区の 40 kg に，Nの効果＋10 kg とPの効果＋4 kg を加えたところの 54 kg になる。このように効果が加え合わされるので**相加作用**とよばれ，図2.1 に図示すると，Pの効果を示す右上りの直線は，Nの有・無による2つの場合

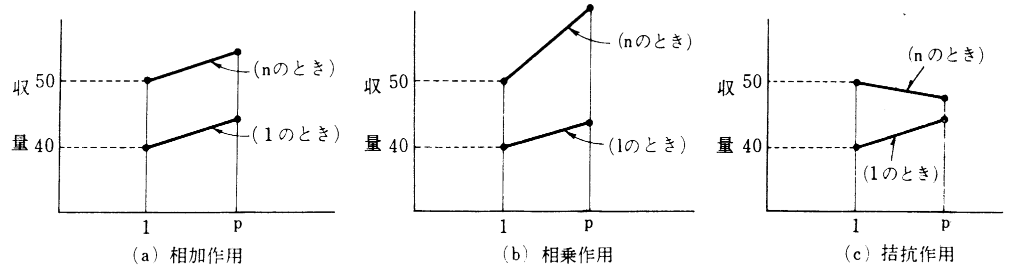


図 2.1 2^2 計画で起りうる場合の図表現

表 2.2 2^2 計画で起こりうる種々の場合
表中の数字は水稲収量 (kg/a) を想定する)

(a) 相加作用

	1	p
1	40	44
n	50	54

(b) 相乗作用

	1	p
1	40	44
n	50	62

(c) 拮抗作用

	1	p
1	40	44
n	50	48

で平行である。(b) のときの np 区は，NとPとの効果の和として得られる 54 kg よりもさらに 8 kg (62−54=8) も多い。よつて，これは，NとPとに**相乗作用**があるといい，図にかくと，2 つの直線は右の方で末拡がりになる。(c) のときの np 区はn区よりも成績がわるくなる。窒素と燐酸では，実際にこんな数字がえられることはまずないが，互いに効果を打消し合うような2種の薬剤を併用するときには起こることがあり，これは**拮抗作用**とよばれている。拮抗作用の効果としては，(a) の 54 kg になるべきところを 48 kg に引下げられたのであるから −6 kg といえる。

窒素と燐酸とか，2 種の薬剤の組合わせの場合には，上のような表現が適切であつても，施肥量と施肥割合とか，播種期と品種という場合には必らずしも適当ではない。それゆえ，統計学では「相乗作用」と「拮抗作用」とをそれぞれ，正および負の**交互作用**とよぶ。すると上の例では，Nの効果+10，Pの効果+4 は，3 つの場合に共通で，交互作用効果は (a) では 0，(b) では+8，(c) では −6 と考えることになる。

ところで，われわれが「Nの効果」というときは，それが燐酸を施こさないときの窒素の効果ばかりを想像するのではなく，Pを与えたときの「Nの効果」も考えていることが多い。そこで「Nの効果」の定義を，その両者の場合の平均とすることにする。すなわち，(a) の場合には

$$\text{Nの効果：}\begin{cases}50-40=10(\text{Pを与えないとき})\\54-44=10(\text{Pを与えるとき})\end{cases}\qquad(2.1)$$

となつて，両者は一致するから，平均をとつても同じく +10 kg/a となる。これを窒素 N の**主効果** main effect (または平均効果) という。(b) の場合には，

$$\text{Nの効果：}\begin{cases}50-40=10(\text{Pを与えないとき})\\62-44=18(\text{Pを与えるとき})\end{cases}\qquad(2.2)$$

となるから，

$$\text{主効果：N}=(10+18)/2=14\qquad(2.3)$$

を得る。(c) のときには

$$\text{Nの効果：}\begin{cases}50-40=10(\text{Pを与えないとき})\\48-44=\ 4(\text{Pを与えるとき})\end{cases}\qquad(2.4)$$

よつて，主効果：N=(10+4)/2=7 となる。いずれにせよ，処理記号がそのままデータを表わすとすると，

$$\text{主効果：N}=(np+n-p-1)/2\qquad(2.5)$$

とかけ，**主効果N**は，Nを施用した区(n と np) と施用しなかつた区(1 と p)の差の 1/2 であると定義される。†

同様のことをPの効果についても計算すると，次のようになる。

(a) のとき

$$\begin{array}{l}44-40=4\ (\text{Nを与えないとき})\\54-40=4\ (\text{Nを与えるとき})\\\hline\text{主効果：P}=(4+4)/2=4\end{array}\qquad(2.6)$$

(b) のとき

$$\begin{array}{l}44-40=4\ \ (\text{Nを与えないとき})\\62-50=12\ (\text{Nを与えるとき})\\\hline\text{主効果：P}=(4+12)/2=8\end{array}\qquad(2.7)$$

(c) のとき

$$\begin{array}{l}44-40=\ \ 4\ (\text{Nを与えないとき})\\48-50=-2\ (\text{Nを与えるとき})\\\hline\text{主効果：P}=\{4+(-2)\}=1\end{array}\qquad(2.8)$$

一般に，**主効果P**は，Pを施用した区と施用しなかつた区の差の 1/2 であると定義され，次のようにかける：

$$\text{主効果：P}=(np-n+p-1)/2\qquad(2.9)$$

つぎに，(b)，(c) の場合のNの主効果やPの主効果は，(2.2)，(2.7) に求めたそれぞれ 2 つの場合の効果を平均したものであるが，いまこれら 2 つの効果の差を求める。すなわち，“Pを与えたときのNの効果”から“Pを与えなかつたときの N の効果”を差引いて半分に

†後にこの定義式の 1/2 を改めて「主効果」と定義する。

すると，次のようになる：

$$(18-10)/2=4$$

同様に"Nを与えたときのPの効果"から"Nを与えなかつたときのPの効果"を差引いて半分にすると，

$$(12-4)/2=4$$

を得，上と一致する(次の式参照)。これから，この値を「NとPとの**交互作用**」とよび N×P で表わす。(2.2)，(2.7) に戻つてかくと

$$\text{交互作用}:\mathrm{N}\times\mathrm{P}=\left.\begin{aligned}&\{(62-44)-(50-40)\}/2\\&=\{(62-50)-(44-40)\}/2\\&=(62-44-50+40)/2=4\end{aligned}\right\}\quad(2.12)$$

となり，"NとPとを併用した区 (np) とどちらも与えなかつた区 (1) の和から，NまたはPのどちらか一方だけを施用した区 (n，p) の和を差引いて 1/2 にしたもの"になる。記号では

$$\mathrm{N}\times\mathrm{P}=(\mathrm{np}-\mathrm{n}-\mathrm{p}+1)/2 \qquad (2.11)$$

とかける。この定義から明らかなように，(a) の場合は N×P はゼロになる。(c) の場合では

$$\begin{aligned}\text{交互作用}:\mathrm{N}\times\mathrm{P}&=(48-50-44+40)/2\\&=\{(-2)-4\}/2=-3\end{aligned}\qquad(2.12)$$

を得る。

さて，(2.5)，(2.9)，(2.11) の3式の符号だけを取り出して表にすると，表2.3 になる。この表を，縦によめば (2.5)，(2.9)，(2.11) 式になる。これに追加した「一般平均」は，np，n，p，1 の4区のデータを加えて4で割れば得られるから，この列には全部 ＋ の符号が記入されている。この表は，次の2つの重要な性質をもつている：

表 2.3　2^2 計画を表わす直交表

処理組合せ	一般平均	要因効果		
		N	P	N×P
np	＋	＋	＋	＋
n	＋	＋	－	－
p	＋	－	＋	－
1	＋	－	－	＋

①各要因効果の列の係数の和はゼロである。――(＋を ＋1，－ を －1 とよめば，各列には ＋1 が2つと －1 が2つあるから，その和はゼロとなる)―― この性質を満足する処理の1次式は**比較** comparison または**対比** contrast とよばれる。

②任意の2つの列 (「一般平均」の列もふくめて) の係数の積和 (対応する係数を掛けて加えた値) はつねにゼロである――これも容易に確かめられる。この性質を満足する2つの要因効果は互いに**直交**するという。

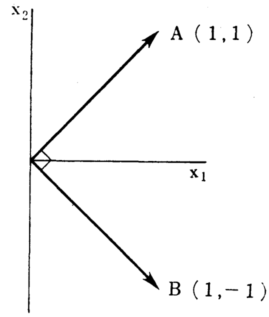
(注 1)　表2.3 の各列は，4次元空間でのベクトルを表わすとすれば，上の②の性質はその幾何学的な直交条件を与えるものになる。2つのベクトル $A=(a_1, a_2, a_3, a_4)$ と $B=(b_1, b_2, b_3, b_4)$ が直交するためには

$$a_1b_1+a_2b_2+a_3b_3+a_4b_4=0 \quad (2.13)$$

でなければならないことを，解析幾何学は教えている。図2.2には，2次元平面上で互いに直交するベクトルを示している。

(注 2)　主効果と交互作用の定義を，上の1/2 とし，(2.5)，(2.9)，(2.11) をかきなおし，一般平均 μ の式を追加する (括弧内は (b) の場合の値) と

$$\begin{aligned}\mu&=(\mathrm{np}+\mathrm{n}+\mathrm{p}+1)/4 &&(=49)\\ \mathrm{N}&=(\mathrm{np}+\mathrm{n}-\mathrm{p}-1)/4 &&(=7)\\ \mathrm{P}&=(\mathrm{np}-\mathrm{n}+\mathrm{p}-1)/4 &&(=4)\\ \mathrm{N}\times\mathrm{P}&=(\mathrm{np}-\mathrm{n}-\mathrm{p}+1)/4 &&(=2)\end{aligned}\qquad(2.14)$$



	要因効果	
	A	B
x_1	1	1
x_2	1	−1

図 2.2　2次元平面上での直交ベルトルと直交表

とかける。これは，表2.3 を縦によむと得られるが，これを np，n，p，1 について解くと，

$$\left.\begin{aligned}\mathrm{np}&=\mu+\mathrm{N}+\mathrm{P}+\mathrm{N}\times\mathrm{P}\\ \mathrm{n}&=\mu+\mathrm{N}-\mathrm{P}-\mathrm{N}\times\mathrm{P}\\ \mathrm{p}&=\mu-\mathrm{N}+\mathrm{P}-\mathrm{N}\times\mathrm{P}\\ 1&=\mu-\mathrm{N}-\mathrm{P}+\mathrm{N}\times\mathrm{P}\end{aligned}\right.\qquad(2.15)$$

が得られる。これは表2.3 を横によむことによつて，ただちに求められる。(2.15) を (b) の場合について表わすと，表2.4 (b) がえられる。表 2.4 (a) は，さいしよの考え方によるデータの分解を示す。

表 2.4　データの構造
(表 2.2 (b) の場合について)

(a)　常識的

	1	p
1	40	40＋4＝44
n	40＋10＝50	40＋10＋4＋8＝62

標準 (無肥料区) 40；N の効果 10；p の効果 4；相乗作用 8

(b)　統計学的 ((2.15) 式による)

	1	p
1	49−7−4＋2＝40	49−7＋4−2＝44
n	49＋7−4−2＝50	49＋7＋4＋2＝62

μ＝49；主効果 N＝7；主効果 p＝4；交互作用 N×P＝2

(2.15) 式は，各処理区の収量が，要因効果 (主効果と交互作用) によつてどのように構成されるかを示す**構造模型**または単に**モデル**とよばれる。要因効果を互いに**直交**するように定義し，それに基づいてモデルを構成したことは，のちに効率的な実験計画を立てるのに非常に役立つのである。

農学講座｜農学研究のための 試験設計法〔3〕

奥野忠一*・篠崎光夫**

前2講で，因子と水準のえらび方，および，2つの因子を同時に取上げたときの要因効果の表わし方について説明した。はじめの予定では，これにつづいて，L_8 直交表および L_{16} 直交表の使い方を解説するつもりであつたが，その前に，実際にどんな試験が行なわれているか，また，それからどのような結論が導かれているかをなるべく早く読者に示した方がよいと考えたので，今月と来月の2回にわたつて，神奈川県農業試験場で，昭和 43 年に行なわれた標題の試験を取上げる。この2回の叙述は，奥野と同試験場の篠崎との合作である。ここで，この試験の設計・実施・解析に終始立ち合われ，また，この発表をお許し下さつた同試験場蟻川浩一技師に深く謝意を表したい。

3. 移植水稲に対する窒素の施肥配分試験の設計

3.1 過去の技術情報の整理

神奈川県農試水田土壌は，灰褐色土壌・壌土型で，その理化学性は表 3.1 に示すとおりである。昭和36年から，早期・普通期乾田直播水稲の施肥法試験を6年間継続してきたので，一般に地力の消耗は著るしいと考えられ，ここで移植水稲に対する施肥配分試験を行なうには，基盤としての土壌改良対策が必要であると考えた。そこで，昭和 42 年の施肥配分試験では，地力増強対策の一方法として，活性汚泥[1]を 2.5 ton/10 a 運んで投入し，さらに，珪酸石灰 150 kg/10 a，平炉鉄粉 200 kg/10 a を施用した。そのとき用いた 15 の処理区の構成とその成績の概要は表 3.2 のようであつた。その成績書には次のような考察が述べられている。

「4200 区（標準）[2] の収量 44.4 kg/a に対して，6042 区は 16%，6040 区は 10%，4022 区は 8% の増収を示し，これらはすべて幼穂形成期追肥効果が大きく，とくに元肥多量区にその傾向が顕著であつた。穂肥施用効果は明

表 3.1 神奈川農試水田土壌の特徴

層位	採取部位	礫	砂	シルト	粘土	土性	T-C	T-N	C/N	腐植	塩基置換容量	塩基飽和度
	cm	%	%	%	%		%	%		%	me	%
1	0～18	5.85	64.4	19.0	16.6	SCL	1.55	0.16	9.7	2.7	27.21	97.4
2	18～33	8.02	68.3	18.5	13.2	FSL	1.28	0.13	9.8	2.2	26.26	99.5
3	33～57	8.87	60.7	24.9	14.4	L	1.21	0.12	10.1	2.1	28.94	98.3
4	68～100	5.46	24.8	40.9	34.3	LC	3.08	0.24	12.8	5.3	44.92	100.0

（注） 57～68 cm は川砂。

表 3.2 昭和 42 年度神奈川農試成績の概要

番号	施用窒素量 kg/10 a 元肥	分げつ期	穂肥	実肥	最高分けつ期茎数	稈長	穂長	穂数	有効茎歩合	わら重	精籾重	籾/わら ×100	精玄米重	千粒重	作物体分析結果（窒素含有率） 幼穂形成期 葉身	幼穂形成期 葉鞘	穂揃期 茎葉	穂揃期 穂	収穫期 茎葉	収穫期 穂
					本/m²	cm	cm	本/m²	%	kg/a	kg/a	%	kg/a	g	%	%	%	%	%	%
1	0	0	0	0		84.7	18.6	239	99	60.6	47.5	78	39.9	21.9			0.85	1.09	0.64	1.23
2	0	0	4	0	246	89.0	20.0	261	106	60.5	55.2	91	44.7	22.9	1.65	0.68	1.01	1.02	0.66	1.33
3	0	0	2	2		84.8	19.8	252	102	61.5	51.0	83	43.6	22.8			1.07	0.87	0.72	1.39
4	2	0	2	2	320	88.1	19.6	256	80	73.4	56.9	78	46.2	22.5	2.29	0.74	—	—	0.73	1.32
5	2	2	2	0	405	93.5	19.4	289	71	69.1	58.1	84	46.6	21.8	2.64	0.82	0.96	0.93	0.68	1.28
6	4	0	0	2		90.0	18.4	250	65	74.9	55.1	74	44.5	21.4			—	—	0.70	1.31
7	4	0	2	0	385	93.8	19.6	291	76	68.3	57.5	84	46.0	21.8	2.38	0.75	—	—	0.68	1.33
8	4	0	2	2		94.5	19.4	300	78	78.9	59.5	75	48.1	21.7			—	—	0.70	1.27
9	4	2	0	0	426	91.5	18.6	300	70	71.3	55.0	77	44.4	21.1	2.64	0.85	0.78	1.13	0.63	1.22
10	6	0	0	0		93.7	18.5	309	67	73.3	56.6	77	45.2	21.3			0.90	1.04	0.57	1.18
11	6	0	2	0		95.3	19.2	320	69	75.1	57.7	77	46.2	21.5			—	—	0.62	1.31
12	6	0	2	2	463	94.3	19.4	311	67	77.8	60.6	78	48.8	21.5	2.62	0.89	—	—	0.66	1.36
13	6	0	4	0		95.8	19.6	311	67	81.6	61.1	75	49.0	22.0			1.07	1.00	0.70	1.41
14	6	0	4	2		95.7	20.3	330	71	82.5	64.0	78	51.4	22.0					0.73	1.49
15	6	0	0	4		91.5	18.4	280	60	85.9	57.4	67	46.4	21.6			0.90	1.04	0.83	1.29

（注） 品種クサブエ，田植期 6 月 20 日，栽植密度 18.5 株/m² (30×18 cm)，1区面積 10.8 m² (3.6×3.0 m) 3連制，元肥 6 月 19 日，分けつ期追肥 7 月 17 日，穂肥（幼穂形成期），追肥8月5日，実肥 8 月 28 日，出穂期 8 月 24 日，窒素はすべて硫安を使用。りん酸，カリは 0.6 kg/a 過石，塩加で全量元肥施用時に均一施用。

* 農林省農業技術研究所　** 神奈川県農業試験場

1） 活性汚泥の主成分は，水分 80%，N 0.9%，P_2O_5 2.0%，K_2O 0.03%，CaO 1.2% である。

2） 窒素施用量（kg/10 a）を次の4時期に分けて示す：元肥，分げつ期，幼穂形成期，穂揃期。すなわち，4200 区とは元肥に 4 kg，分げつ期追肥 2 kg で穂肥，実肥はやらない区である。

らかに穂長を増大し，2 kg/10 a よりも 4 kg/10 a が優つているようであり，さらに実肥の効果は元肥多量区の穂長の増大を促したようであつた。」

このように成績書は取りまとめられたが，設計の段階で割愛せざるを得なかつた分げつ期追肥の効果（この時期に追肥をしたのは標準区 No.9 と No.5 だけであつた），穂肥時期をずらすことによる効果（ここでは幼穂形成期に施した），施用しながら結果の判然としなかつた実肥の効果，施用するのが良策と考えて全区に施用してしまつた珪酸石灰の効果，などについては，データを解析して具体的な結論を引き出すことができなかつた。さらに，幼穂形成期，穂揃期，収穫期には作物体の窒素分析を行なつたが，その結果（表 3.2 の右欄）からは，「幼穂形成期追肥多量区は穂の窒素含有率が高く，実肥施用はわら含有率を高めるようであつた」と結んでいるにすぎない。しかし，数多い試験区を用いるなら各時期の施肥の効果を種々の条件の下で的確に評価できる試験設計法を採用すべきであると考えた。

3.2 試験の目的と制約条件

昭和 43 年 4 月 20 日に，第 2 年目の施肥配分試験の設計を検討するための第 1 回会合を農研試験設計研究室でもつた。出席者は，神奈川県農試から蟻川・篠崎，農研側は村山登作栄科長と奥野・塩見正衛（試験設計研）であつた。出された資料は前年の成績と，本年使用できる圃場の面積，それに神奈川県の普通期水稲[3] の特徴に関する若干のデータであつた。前年度試験成績から神奈川農試側が期待したことは，表 3.2 にも現われているように，穂肥の効果が実際に穂長の増大をもたらすなら，これによつて暖地水稲の安定多収技術を確立し，せめて精籾重 (55〜60 kg/a) 位の玄米重を得たいということであつた。神奈川の普通期稲作は，出穂後の日照不足と台風の被害のために常に低いと言われている[4]。これを克服する技術の第一歩が「少穂，長穂，剛稈」ではないかと考えたのである。この考えは，高収量を得ている多くの成績が「多穂，短穂，短稈」を増収の条件としているのには反するものである。しかし，表 3.2 のデータを見れば，穂重型品種クサブエ[5] で，有効茎歩合を向上させて穂数 300 本/m² 位を確保し，かつ，稔実不良の籾を皆無に近くすれば，かなりの増収が期待できると推論した[6]。

3) 神奈川県の水田は約 14000 ha で，その 95% までが 6 月中〜下旬田植の普通期栽培である。

4) 神奈川県平均収量は 340〜360 kg/10 a である。

5) クサブエの品種特性：稈長 86.9 cm，穂長 19.3 cm，穂数 18.5 本/株，千粒重 21.9 g，倒伏中〜強，出穂 8 月 25 日，品質上。

他方，制約条件として供試できる水田面積は約 6.5 a (12 m×54 m)で，水路および番外を除くと，試験面積は約 5.3 a にすぎず，これをギリギリに利用しても，1 区面積を約 11 m² (5.25 m×2.10 m) とすると，50 区画の試験区しかとることができないことがわかつた。以上から，神奈川側の提案事項をまとめると，次のようになる。

① 試験区数は 50 が限度であること。

② 元肥窒素施用量は 4〜6 kg/10 a にしたいこと。

③ 分げつ期追肥量は 2 kg/10 a 位で一定にしたいこと。

④ 穂肥時期および量に重点をおき，前者では幼穂形成期（出穂 20〜25 日前）と穂孕期（出穂 10 日前位まで）の 2 時期の，施用量は 2 kg と 4 kg/10 a の 2 水準の比較をしたいこと。

⑤ 実肥（穂揃期）の効果を確認したいこと。

⑥ 「少穂・長穂」の稲作りで収量を上げるために，栽植密度を 1 方向のみ細かく (30 cm×15 cm) して，22.2 株/m² とし，前年より 20% の反収増をねらいたいこと。

3.3 種々の設計案の検討

まず，取上げたい制御因子の水準を個別に検討し，決定した。

(1) 元肥窒素量

これは 4 kg と 6 kg（10 a 当たり）の 2 水準に割合簡単にきまつた。しろうとの奥野は，九州や四国地方の県農試の試験成績を引用して 8 kg まで入れてはどうかという意見を出したが，神奈川の稲作では，夜間水温が高いこと，植付株数が多いことなどから，元肥量を多くすると過繁茂になる危険が大きい，また，同じ土壌型での農家の慣行は 6 kg/10 a 元肥全量で栽培されている例が多い，という神奈川側の説明によつて上のようになつた。結果的には，穂数が一般の高収田よりも少く，収量が 600 kg/10 a 程度になつたことから考えると，元肥量がもつと多かつたほうが，穂数確保により役立つたように思われる。しかし，当初は 600 kg/10 a もとれるとは考えていなかつたので止むを得なかつたのであるが，「少穂・長穂」の目的はじゅうぶん達せられたといえる。

(2) 分げつ期追肥

これも，0，2 kg/10 a の 2 水準をとることは比較的簡単にきまつた。分げつ期追肥（田植後 20〜30 日）は，元肥量が少ないときに心配される，分げつ数の過少を補なう目的をもつものである。この試験での施用時期は，試験の進行に伴ってきめることにした。

6) 1 穂登熟籾数平均 90 粒，穂数 300 本/m²，千粒重 22.0 g で，理論的には収量 590 kg/10 a が得られると計算した。

(3) **穂肥量と穂肥時期**

本試験で，その効果を知りたい最も主要な因子は，この穂肥量と時期であつた上，これらを2水準にとるか，3水準にとるかによつて，試験区数も変わるので，この決定に最も多くの時間を割いた。まず，村山氏の助言を得て次の案1が検討された。

＜設計案1＞ 穂肥時期を，幼穂形成期・同7日後・同14日後の3水準に，穂肥量を 2 kg と 5 kg，または，3 kg と 6 kg の2水準にとる。——ここで，穂肥量は，前年の試験で 2 kg と 4 kg が比較され，4 kg の方が成績が良かつたので，これよりも量をふやす方がよいと考えた。一方，穂肥時期の方は，幼穂形成期から出穂期までの 25 日間のどの時期の穂肥がどのような効果を及ぼすかを知るにはこの案は良いが，7日キザミの差を実際の農家の圃場で実現できるかどうかに疑問があるし，また，この第3水準 (14日後) のあとに実肥 (穂揃期) を入れると，その間が 10 日足らずしかない，というような難点がある。

＜設計案2＞ 穂肥時期を，幼穂形成期と穂孕期 (同10日後) の2水準，穂肥量を 3 kg と 6 kg の2水準にとる。——この案は，穂肥時期については神奈川原案どおりであり，かつ，3水準の因子をなくし，すべての因子を2水準系にとるという点で，試験設計の側からも歓迎された。しかし，穂肥量 6 kg に対しては神奈川側の抵抗が大きかつた。なぜなら，この水準を採用すると，(元肥) 6＋(分げつ期) 2＋(穂肥) 6＋実肥 (？) で計 14 kg/10 a 以上も施肥される区ができることになり，暖地の普通期水稲[7] ではあまりに多すぎ，倒伏の危険が考えられたからである。そこで，この 6 kg を分施することを考え，＜設計案1＞と同じ幼穂形成期 (8月1日～3日)・同7日後・同14日後の3回に分ける案も検討されたが，そのときは実肥 (穂揃期，8 月 25 日頃出穂) を加えて，8月中に4回も追肥しなければならないことになり，その施用効果がかりに大きくても現実には用いられないという結論になつた。そこで，これらを勘案して次の第3案が出された。

＜設計案3＞ 穂肥時期を (i) 幼穂形成期，(ii) 同 10 日後，(iii) 幼穂形成期と同 10 日後に 1/2 ずつ分施，の3水準にとり，施用量は 3 kg と 6 kg の2水準にする。——この設計によると，穂肥時期の第3水準は，幼穂形成期と同 10 日後 (穂孕期) に 1.5 kg ずつ，または 3 kg ずつ施用する区となる。このときでも幼穂形成期に 6 kg 投与する区が存在するので，前号§1.4 に述べた方法 (水準の組合せをずらせる——表 1.2 参照) に従つて，元肥量の多少により右表のように穂肥量を変えたらという提案も出されたが，結局，神奈川側が多少とも従来以上の収量を上げるには，穂肥量をおさえるわけにはいかないと決心して，この第3案どおりにきまつた。

		穂肥量	
		1	2
元肥	4kgのとき	3 kg	6 kg
	6kgのとき	2 〃	5 〃

(これは採用しなかつた)

7) 前年度試験の最高施肥区は 12 kg/10 a で，元肥・追肥の割合は 5：5 であつた。

(4) **実肥施用量 (と施用時期)**

実肥施用量は穂肥量との関係から 3 kg/10 a 施用と無施用の2水準をとるという線が早くにきまり，施用時期も前年と同様，穂揃期ということにした。

以上で，主要な制御因子とその水準を確定したので，**試験区数**の検討をはじめた。もし2水準系の因子ばかりなら 32 区または 64 区を供試するための既成の直交表が使えるが，上の案では，穂肥時期のような3水準の因子がふくまれるので，L_{16} 直交表 (次々回に説明する) を3つ用いるところの，計 48 区の試験をすることにした。すると，以上の5因子のうち，元肥量，分げつ期追肥量，穂肥量，実肥量はいずれも2水準，穂肥時期は3水準であるから，これらの水準のすべての組合せ——その総数は $2^4 \times 3 = 48$——が各1回ずつ実施できることになる。すなわち，**48処理の1反復実験**となる。さらに，これら5因子については，その3因子交互作用，4因子交互作用，5因子交互作用のすべてが試験誤差の範囲の大きさでしかない，すなわち，それらの存在は無視できると仮定するならば，1反復をする必要もなくなるから，もう1因子追加してはどうかという提案がなされた。その1因子としては，§1.1 で定義した「標示因子」をとればよい。それは，上述の5つの制御因子の効果をどういう条件の下で知りたいかによつてきまるわけで，「品種」と「珪酸石灰施用」の2つが候補に上つた。このうち，「品種」としては，良質のクサブエだけでやればよいが，「珪カル」の効果は昨年も見ていないので，これを採用することになつた。

(5) **珪酸石灰施用**—(標示因子)

無施用と 400 kg/10 a 施用の2水準とした。ただ，この施用と無施用を1区ごとにランダムに配置するのは作業上非常に厄介であるので，12 区ずつまとめて入れることにした。これは，分割区法 split-plot technique の採用である。また

(6) **ブロック因子**

を導入して供試圃場を南・北に2分割し，各ブロック内の地力はなるべく均一になるようにした。

3.4 最終案と圃場配置

決定した因子と水準を，表3.3にまとめる。ここには2水準の因子が5つ（珪酸石灰，元肥，分げつ期，穂肥，実肥）と3水準の因子が1つ（穂肥時期）あるので，これら6因子の水準のすべての組合せは $2^5 \times 3 = 96$ となる。実際には，この1/2である48区だけを実施する。その48区の構成は L_{16} 直交表3つを用いて，表3.4に示すとおりになつた。ここで，まず注目すべき点は，この48区はすべて異なる処理を受けていることである。これは，常識的な意味での反復がまつたくないことを意味する。しかし，それにも拘らず，各因子別にみると，次のような多数回の反復がなされている：

①元肥 4 kg と 6 kg という処理はいずれも 24 区で実施されており，これらの水準は 24 反復といえる。

②同様に，分げつ期追肥の有無，実肥（穂揃期）の有無はいずれも 24 反復である。

③幼形期と穂孕期を通じて，穂肥を 3 kg やる区と 6 kg やる区はいずれも 24 ずつある。

表 3.3　最終決定の因子と水準

因　子	記号	1水準	2水準	3水準
ブロック（1次因子）	R	R_1	R_2	—
珪酸石灰（2次因子）	S	0	400kg/10a	—
元　肥	B	4kg/10a	6kg/10a	—
分げつ期	T	0	2kg/10a	—
穂　肥	H	3kg/10a	6kg/10a	—
穂肥時期	D	幼・形・期	同10日後	幼・形・期 1/2 同10日後 1/2
実　肥	M	0	3kg/10a	—

表 3.4　48試験区の構成（時期別窒素施用量 kg/10a）

I						II						III						
区番号	元肥	分げつ期	幼形期	穂孕期	穂揃期	区番号	元肥	分げつ期	幼形期	穂孕期	穂揃期	区番号	元肥	分げつ期	幼形期	穂孕期	穂揃期	
1	4	0	3	0	0	1	4	0	0	3	0	1	4	0	1.5	1.5	0	
2	6	2	3	0	0	2	6	0	0	6	0	2	6	0	1.5	1.5	3	→R_1S_1
3	4	0	6	0	3	3	4	2	0	3	3	3	4	2	3	3	0	
4	6	2	6	0	3	4	6	2	0	6	3	4	6	2	3	3	3	
5	6	0	3	0	0	5	6	0	0	3	0	5	6	0	1.5	1.5	0	
6	4	2	3	0	0	6	4	0	0	6	0	6	4	0	1.5	1.5	3	→R_1S_2
7	6	0	6	0	3	7	6	2	0	3	3	7	6	2	3	3	0	
8	4	2	6	0	3	8	4	2	0	6	3	8	4	2	3	3	3	
9	6	0	3	0	3	9	6	0	0	3	3	9	6	0	3	3	0	
10	4	2	3	0	3	10	4	0	0	6	3	10	4	0	3	3	3	→R_2S_1
11	6	0	6	0	0	11	6	2	0	3	0	11	6	2	1.5	1.5	0	
12	4	2	6	0	0	12	4	2	0	6	0	12	4	2	1.5	1.5	3	
13	4	0	3	0	3	13	4	0	0	3	3	13	4	0	3	3	0	
14	6	2	3	0	3	14	6	0	0	6	3	14	6	0	3	3	3	→R_2S_2
15	4	0	6	0	0	15	4	2	0	3	0	15	4	2	1.5	1.5	0	
16	6	2	6	0	0	16	6	2	0	6	0	16	6	2	1.5	1.5	3	

（注）I，II，IIIは3組の L_{16} 直交表に対応する。R_1，R_2 は第1，第2ブロック，S_1，S_2 は珪カル無施用と施用を表わす。

④穂肥時期が，幼形期だけ，穂孕期だけ，両時期に半分ずつという区が，それぞれ 16 ずつある。

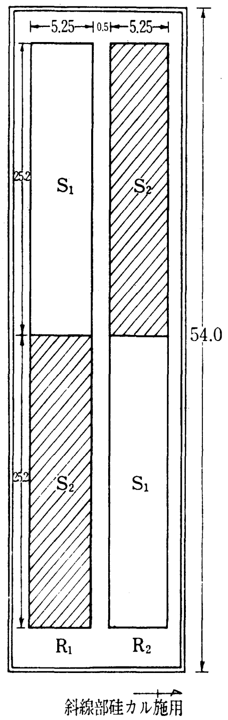


図 3.1　圃場配置

さて，この 48 区の圃場配置は図3.1のとおりであつた。すなわち，全供試圃場を南・北に2分してブロック R_1，R_2 とし，各ブロックを2分して，ここに S_1（珪カル無施用）と S_2（珪カル施用）の2水準をわりあてた。こうして得られた R_1S_1，R_1S_2，R_2S_1，R_2S_2 の各区画をいずれも 12 等分して，ここに，表3.4に示した各 12 区[8] を乱数表を用いてランダムに配置した。

この最終案が決定した後に，なお念のため，この 48 の各区の処理内容のうち技術的に見て納得のできないものがないかどうかを試験担当者に検討させた（その結果によつては，さらに設計変更を考慮しなければならないから）。そのとき，神奈

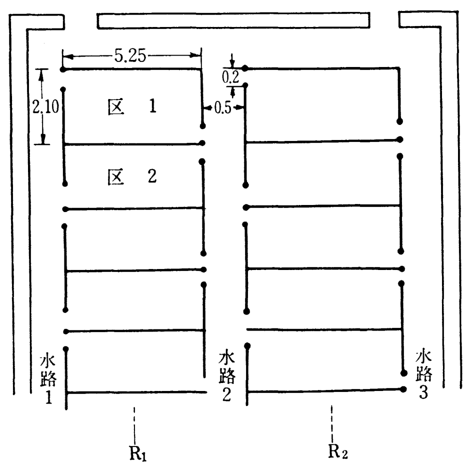


図 3.2　各区の水路

8）表3.4の区番号を用いると，R_1S_1 にはI-1〜I-4，II-1〜II-4，III-1〜III-4 の 12 区，R_2S_2 にはI-13〜I-16，II-13〜II-16，III-13〜III-16 の 12 区というように配置された。

川側から述べられた最大の不安は，最高 17 kg/10 a（元肥6，分げつ期2，穂肥6，実肥3）も窒素を施用する区がふくまれていることであつた。しかし，従来の常識外のことをしなければ新らしい知見は得られないという立場から，このまま実施することにきまつた。

3.5　試験の実施・栽培管理

耕起後畑状態で過燐酸石灰 80 kg/10 a，塩加 20 kg/10 a を均一に施用し，R_1S_2，R_2S_2 部分に珪酸石灰 400 kg/10 a を施用後再び耕起して入水し，区画した。各試験区の区画は板わくによつた。灌排水の条件をできるだけ均一にするため，図3.2のような水路 1，2，3 を設け，各区には 20cm の灌排水口をそれぞれ1箇所ずつおいた。5月8日に畑苗代に播種された苗を，6月21日に試験区に 30 cm×15 cm（22.2株/m²）の栽植密度で移植し，試験が開始された。

珪酸石灰の施用の有無は，区画が大きいので，圃場に立てば容易に判断がつくが，窒素（硫安）の施用法の差は，いちいち区配置図を参照しなければわからなかつた。そのため，追肥作業には常時3人の人間を配置し，1人は設計書のチェックに，1人は肥料の運搬に，残る1人が追肥作業にたずさわつた。また，分げつ期，幼穂形成期～登熟期の水管理を重視し，図3.2の水路2の中央部と水路 1，3 の両端に横板を入れる時期と，水路 1，3 の中央部と水路2の末端に横板を入れる時期とを，3～4 日の間隔で交互に行なつた。さらに，追肥施用後3～4 日は灌排水を実施せず，他の時期も午前中と夕方の入水とし，とくに夕方の入水を多くして水温の低下に努め，午後9時以降は落水し，その 3～4 時間後には地表面が見える位まで水位を下げて，夜間の地温の低下を期待した。9月上旬以降は，全区の板わくをはずし，掛け流しができるようにした。原則として，月曜～水曜は入水し，以後週末まで落水するという間断灌漑を実施し出穂後 25 日で落水した。これらの水管理は経験的なもので，必ずしも適正であつたといえないかもしれないが，水温はときに 20℃ 近くに低下し，結果的には，当初の「少穂，長穂，剛稈」という目的を達し得て，次講に解析する肥料の効果とも密接な関係があつたと考えられる。

農学講座｜農学研究のための試験設計法〔4〕

奥野忠一*・篠崎光夫**

本講では，前講でその設計について詳しく述べた，神奈川県農業試験場の標記の試験から得られたデータの解析とその結果の解釈について述べる。

4. 移植水稲に対する窒素の施肥配分試験の結果の解析

この試験では，前講表3.3に示したように，珪酸石灰S，元肥量B，分げつ期施肥量T，穂肥量H，穂肥時期D，実肥量Mの6つの因子を取上げ，Dは3水準に，他はすべて水準ずつに変えた。このように多数の因子の水準を組合わせ，表3.4に見たように，供試48区がすべて異なる処理を受ける試験のデータ解析は，まず，これら多数の要因——主効果と交互作用を総称して**要因**という——のうち，はつきりその効果の認められたものと，その効果が（もしあつたとしても）誤差に埋もれてしまつたものとを識別することから始めねばならない。そのためには，この試験の誤差の大きさ——**誤差分散**で表わす——を評価し，それに対決して各要因の効果の有無を検定するのに役立つ**分散分析表**を作成する必要がある。この分散分析に必要な計算は，48区ぐらいの規模の実験でも相当に厄介である上，人間が行なうと計算間違いをする恐れがあるので，これをコンピュータにゆだねることにした。

しかしながら，コンピュータを使うといつても，コンピュータ自身が計算方法を考えてデータを処理してくれるわけではなく，その計算方法を人間が考案してコンピュータにあらかじめ教えこんでおかねばならない。この作業を「プログラミング」または「命令手順を与える」という。現在，「農林研究計算センター」（本講座〔1〕p.23参照）では，種々の型の直交表——L_{16}，L_{32}，L_{64}，L_{27}，L_{81}——実験の解析のためのプログラムが開発され，そのライブラリーに登録されているが，本試験のように，L_{16}を3つ組合わせた（これを$L_{16} \oplus L_{16} \oplus L_{16}$とかく）試験データの解析プログラムは，あまり特殊であるため出来ていない（L_{16}を単純に2つ以上組合わせた場合については出来ているが，この実験はもつと複雑であつた）。そこで，穂肥時期Dの3水準のそれぞれについてのL_{16}試験の解析をコンピュータで行ない，それらを合成する計算は卓上電動計算機で行なつた。そのため，筆者の1人篠崎は，1ヶ月分の給料をさいて，西独製電動計算機の中古品を1台購入した（もちろん，これだけの労力をかけるなら，あらかじめコンピュータ用のプログラムを開発しておくべきであつたことは言うまでもない）。

4.1 精玄米重の分散分析

もつとも主要な形質として，精玄米重を取上げ，その解析手順を示す。これと同様の計算は，草丈・茎数・稈長・穂長・穂数・稔実粒数・節間長・わら重・千粒重・作物体N分析など20以上の調査項目について行なつた。

コンピュータによる，穂肥時期 D_1，D_2，D_3 別のアウトプットを表4.1に示す。

この表の計算と印刷（アウトプット）には，データを読みこんでから高々40秒しかかからない。この各数字の意味を次に説明しよう：

（i）**INPUT DATA**　コンピュータが読みこんだデータを印刷しているのである。D_1の第1行と第2行の各8つの数字は，表3.4のIの区番号1～16の精玄米重を表わす。D_2，D_3 についても同じであるから，この全部で，精玄米重についての48区の成績が示される。これを原データと対照して，パンチ・ミスとか読みこみのミスがなかつた否かを確かめることができる。

（ii）**BASIC TABLE**　各16区の合計と平均が，それぞれGRAND TOTAL，GENERAL MEANの欄に示される。これより D_1，D_2，D_3 での平均収量はそれぞれa当り 58.00 kg，50.54 kg，54.29 kg であることが知られる。その下には，補正項 CORRECTION FACTOR が示されている。

（iii）**TOTAL EFFECT**　ここがもつとも本質的な計算をしているところで，16個のデータは $16-1=15$ の自由度をもつから，それを自由度1ずつの要因効果の15個に分解して評価している。まず1番のRのTOTAL EFFECTは，2ブロックの収量計の差を示し，表3.4のIの区番号No. 1～8(R_1) の計からNo. 9～16(R_2) の計を差引いて求めた値である。すなわち，表4.1のINPUT DATAについてみると

$$R_1 \text{の計}: 51.3+60.6+53.9+60.4+58.1+53.5+60.3+57.6=455.7$$

$$R_2 \text{の計}: 56.4+61.5+58.7+60.9+54.3+58.3+60.3+61.9=472.3$$

$$\text{TOTAL EFFECT}(R)=(R_1\text{の計})-(R_2\text{の計})=455.7-472.3=-16.6$$

となる。同様にして，たとえば，4番のHについてみれ

* 農林省農業技術研究所
** 神奈川県総合農業研究所

表 4.1 コンピュータによるアウトプット

D₁

INPUT DATA　D_1

51.3000 60.6000 53.9000 60.4000 58.1000 53.5000 60.3000 57.6000
56.4000 61.5000 58.7000 60.9000 54.3000 58.3000 60.3000 61.9000

BASIC TABLE

GRAND TOTAL = 928.0000
GENERAL MEAN = 58.000000
CORRECTION FACTOR=53823.999996

	FACTOR	TOTAL EFFECT	MEAN EFFECT	SUM OF SQUARES
1	R	-16.6000	-1.037500	17.222500
2	S	-0.6000	-0.037500	0.022500
3	BT	-6.0000	-0.375000	2.250000
4	H	-20.0000	-1.250000	25.000000
5	M	2.6000	0.162500	0.422500
6	SH	11.8000	0.737500	8.702500
7	SM	-4.0000	-0.250000	1.000000
8	T	-21.4000	-1.337500	28.622500
9	SB	4.4000	0.275000	1.210000
10	ST	-24.8000	-1.550000	38.440000
11	B	-21.4000	-1.337500	28.622500
12	TH	-6.2000	-0.387500	2.402500
13	TM	4.4000	0.275000	1.210000
14	BM	-5.2000	-0.325000	1.690000
15	BH	-4.2000	-0.262500	1.102500
TOTAL SS				157.920000

INPUT DATA　D_2

42.0000 48.8000 46.6000 53.3000 53.1000 50.2000 53.9000 53.1000
48.8000 49.7000 53.0000 50.9000 47.0000 53.7000 52.1000 52.4000

BASIC TABLE

GRAND TOTAL = 808.6000
GENERAL MEAN = 50.537500
CORRECTION FACTOR=40864.622497

FACTOR	TOTAL EFFECT	MEAN EFFECT	SUM OF SQUARES
R	-6.6000	-0.412500	2.722500
S	-22.4000	-1.400000	31.360000
BH	-16.8000	-1.050000	17.640000
T	-22.0000	-1.375000	30.250000
M	-3.6000	-0.225000	0.810000
ST	-7.0000	-0.437500	3.062500
SM	-3.8000	-0.237500	0.902500
H	-15.6000	-0.975000	15.210000
SB	-4.0000	-0.250000	1.000000
SH	-9.0000	-0.562500	5.062500
B	-25.4000	-1.587500	40.322500
TH	-7.4000	-0.462500	3.422500
HM	11.4000	0.712500	8.122500
BM	1.2000	0.075000	0.090000
BT	-5.6000	-0.350000	1.960000
TOTAL SS			161.937500

INPUT DATA　D_3

46.4000 52.2000 54.2000 55.3000 53.8000 52.6000 57.5000 58.7000
54.4000 58.8000 53.8000 51.0000 58.3000 60.8000 45.3000 55.6000

BASIC TABLE

GRAND TOTAL = 868.7000
GENERAL MEAN = 54.293750
CORRECTION FACTOR=47164.980621

FACTOR	TOTAL EFFECT	MEAN EFFECT	SUM OF SQUARES
R	-7.3000	-0.456250	3.330625
S	-16.5000	-1.031250	17.015625
BM	-12.5000	-0.781250	9.765625
T	5.9000	0.368750	2.175625
H	-47.3000	-2.956250	139.830625
ST	-10.9000	-0.681250	7.425625
SH	8.7000	0.543750	4.730625
M	-21.3000	-1.331250	28.355625
SB	7.5000	0.468750	3.515625
SM	4.3000	0.268750	1.155625
B	-18.1000	-1.131250	20.475625
TM	-1.7000	-0.106250	0.180625
HM	-2.9000	-0.181250	0.525625
BH	-22.1000	-1.381250	30.525625
BT	7.9000	0.493750	3.900625
TOTAL SS			272.909375

ば，これは穂肥量 3 kg のときと 6 kg のときとの差であつて，表3.4のでの区番号と対応するデータから計算すると次のようになる。

H_1(3 kg)の計：51.3+60.6+58.1+53.5
　（区番号）　(1)　(2)　(5)　(6)
　　+56.4+61.5+54.3+58.3=454.0
　　(9)　(10)　(13)　(14)

H_2(6 kg)の計：53.9+60.4+60.3+57.6
　（区番号）　(3)　(4)　(7)　(8)
　　+58.7+60.9+60.3+61.9=474.0
　　(11)　(12)　(15)　(16)

TOTAL EFFECT(H)=(H_1の計)−(H_2の計)
　　=454.0−474.0=−20.0

これより穂肥 3 kg の区は 6 kg の区より，8 区計で 20.0 kg 少ないことがわかる。このようにして，ある 8 区の計と残りの 8 区の計との差が 15 通り計算される。

(iv) **MEAN EFFECT**　これは平均効果であつて，TOTAL EFFECT を16で割つた値である。もし 2 水準の（何れも 8 区の）平均値の差を求めたければ，8 で割るべきであるが，16 で割つたのは一般平均 GENERAL MEAN からの偏差にするためであつた。よつてたとえば，4 番の H（穂肥量）では，この平均効果 −1.25 と一般平均 58.0 を用いて，

H_1(3 kg)の平均：58.0+(−1.25)=56.75
H_2(6 kg)の平均：58.0−(−1.25)=59.25

を得る。これらは，先に計算した（H_1の計）454.0，（H_2の計）474.0 をそれぞれ 8 で割つた値にひとしい。

(v) **SUM OF SQUARES**　上に対応する「偏差平方和」を，$(\text{TOTAL EFFECT})^2/16$ または (TOTALEFFECT)×(MEAN EFFECT) として求める。たとえば

1. R $(-16.6)^2/16=(-16.6)\times(-1.0375)=17.2225$
4. H $(-20.0)^2/16=(-20.0)\times(-1.25)=25.0000$

となる。

さて，3 組の L_{16} について求められた，これらの TOTAL EFFECT と SUM OF SQUARES をこみにするための計算は，篠崎の考案した表の手順に従つて行なわれた。

そこでは各要因別に，D_1，D_2，D_3 の TOTAL EFFECT が合計され，その合計を 2 乗して 48 で割ることにより，3 つの穂肥時期を平均したときの各要因の平方和が求められる。次に，これを D_1，D_2，D_3 での SUM OF SQUARES の和から差引くことにより，各要因と穂肥時期 D との交互作用が求められる。ただし，ここでは，次号に説明する「直交表へのわりつけ」により D_1 での BT，D_2 での BH，D_3 での BM が 1 次誤差 e_1 になる。2 次誤差 e_2 は，3 水準因子 D とすべての 2 因子交互作用お

表 4.2　3組の L_{16} 実験結果の総括表

要因＼集計		TOTAL EFFCT D_1	D_2	D_3	計(A)	MEAN EFFECT (A)/48	平方和 $(A)^2/48$ =(B)	SUM OF SQUARES D_1	D_2	D_3	計(C)	Dとの交互作用 (C)−(B) =(E)
CORRECTION FACTOR (GRAND TOTAL)		928.0	808.6	868.7	2605.3	54.28	141385	53824	40865	47165	141854	(469)
	R	-16.6	-6.6	-7.3	-30.5	-0.64	19.38	17.22	2.72	3.33	23.27	3.89
主効果	S	-0.6	-22.4	-16.5	-39.5	-0.82	32.51	0.02	31.36	17.02	48.40	15.89
	B	-21.4	-25.4	-18.1	-64.9	-1.35	87.75	28.62	40.32	20.48	89.42	1.67
	T	-21.4	-22.0	5.9	-37.5	-0.78	29.30	28.62	30.25	2.18	61.05	31.75
	H	-20.0	-15.6	-47.3	-82.9	-1.73	143.18	25.00	15.21	139.83	180.04	36.86
	M	2.6	-3.6	-21.3	-22.3	-0.57	10.36	0.42	0.81	28.36	29.59	19.23
交互作用	SB	4.4	-4.0	7.5	7.9	0.16	1.30	1.21	1.00	3.52	5.73	4.43
	ST	-24.8	-7.0	-10.9	-42.7	-0.89	37.99	38.44	3.06	7.43	48.93	10.94
	SH	11.8	-9.0	8.7	11.5	0.24	2.76	8.70	5.06	4.73	18.49	15.73
	SM	-4.0	-3.8	4.3	-3.5	-0.07	0.26	1.00	0.90	1.16	3.06	2.80
											5.86	
	BT	(-6.0)[2)]	-5.6	7.9	2.3	0.07[1)]	0.17[1)]	(2.25)[3)]	1.96	3.90	31.63	5.69
	BH	-4.2	(-16.8)[2)]	-22.1	-26.3	-0.82[1)]	21.62[1)]	1.10	(17.64)[3)]	30.53	1.78	10.01
	BM	-5.2	1.2	(-12.5)[2)]	-4.0	-0.13[1)]	0.50[1)]	1.69	0.09	(9.77)[3)]		1.28
					(-35.3)[2)]		25.96				(29.66)[3)]	(3.70)[3)]
	TH	-6.2	-7.4	—	-13.6	-0.43[1)]	5.78[1)]	2.40	3.42	—	5.82	0.04
	TM	4.4	—	-1.7	2.7	0.08[1)]	0.23[1)]	1.21	—	0.18	1.39	1.16
	HM	—	11.4	-2.9	8.5	0.27[1)]	2.26[1)]	—	8.12	0.53	8.65	6.39

1)　この要因の計(A) は，D_1，D_2，D_3 のどれか2つから求められたので (A)/32，$(A)^2/32$ として計算する。

2)　2因子交互作用 BT(D_1)，BH(D_2)，BM(D_3) から算出，これが e_1 の平方和 $(-35.3)^2/48=25.96$ を与える。

3)　この計 29.66 は誤差に属するが，そのうち 25.96 は1次誤差 e_1 なので，残りは 3.70 となる。これにすべての3因子交互作用および R×D を (E) 欄の数字から拾つて加えると，2次誤差 e_2 の平方和 66.06 を得る。この求め方から，その自由度は，$(3-1)\times6+(2-1)\times6=18$ となることがわかる。

よびRとの交互作用として計算した（ここでの手順はやや難解である。初心者は後のくわしい説明を見た上で再び立戻つて検討されたい)。

以上の計算結果を表 4.3 の分散分析表にまとめる：

表 4.3　分 散 分 析 表

変動因		自由度	平方和	分散	F
ブロック	R	1	19.38		—
珪酸石灰	S	1	32.51		<2
1次誤差	e_1	1	25.96	25.96	
元肥	B	1	87.75		>20**
分げつ期追肥	T	1	29.30		8*
穂肥時期	D	2	469.00	234.50	>50**
穂肥	H	1	143.18		>30**
実肥	M	1	10.36		3†
S × B		1	1.30		—
S × T		1	37.99		>10**
S × D		2	15.89	7.95	2
S × H		1	2.76		—
S × M		1	0.26		—
B × T		1	0.17		—
B × D		2	1.67	0.84	—
B × H		1	21.62		>5*
B × M		1	0.50		—
T × D		2	31.75	15.88	>4*
T × H		1	5.78		<2
T × M		1	0.23		—
H × D		2	36.86	18.43	>5*
H × M		1	2.26		
M × D		2	19.23	9.62	3†
2次誤差	e_2	18	66.06	$\boxed{3.67}$	—

平均収量 54.28 kg，誤差の標準偏差 1.92 kg，CV=3.5%
† 印 10% 有意

ここで，1次誤差に対決して珪酸石灰Sの効果は有意であるとはいえず，2次誤差にくらべて，次の各要因が1%(**)または 5%(*)，10%(†) 水準で有意となつた：

主 効 果：元肥量B**，分げつ期追肥*，穂肥時期**，穂肥量H**，実肥量†

交互作用：S×T**，B×H*，T×D*，H×D*M×D†

2次誤差の変動係数CVは3.5%で，この種の水稲の試験としては標準(4〜5%)より小さいくらいで，非常に精度の高い試験であつたことがわかる。

4.2 精玄米重に与える要因効果

分散分析で有意と認められた要因効果についてのみその平均値差の具体的な内容を検討する。

（1）　他の条件の如何に拘わらずその効果の明確な因子：それをふくむ2因子交互作用より十分大きい分散をもつ主効果について，表 4.2 の平均効果の欄の数字と総平均収量 54.28 kg から次の各平均値を得る：

＜元　肥　量＞

B_1 (4 kg)	54.28−1.35 ≒ 52.9	差 2.7 kg
B_2 (6 kg)	54.28+1.35 ≒ 55.6	

＜穂　肥　量＞

H_1 (3 kg)	54.28−1.73 ≒ 52.6	差 3.4 kg
H_2 (6 kg)	54.28+1.73 = 56.0	

＜穂　肥　時　期＞　　(表 4.1 より)

D_1（出穂前 20 日)	58.0 kg/a
D_3（出穂前 20 日と 10 日に 1/2 ずつ)	54.3
D_2（出穂前 10 日)	50.5

(最小有意差) l.s.d.=1.4 kg/a

（2）　他の条件によってその効果の変わる因子：2因子交互作用の有意なものについては，その2因子についての2元表の各平均値を計算し（これは逆イェーツ算法で行なえる。後出)，それに最小有意差(これ以上の差があれば「有意」と考えてよい限界値) l.s.d. (least significant difference) を付ける。

次頁表 (a) から，珪酸石灰無施用で，かつ分げつ期追肥0の区だけ著しく収量が低いことがわかる。また表 (b) では，穂肥時期の差は顕著であつて，出穂前 20 日になるべく多くの肥料を与えるのがよいことは，上の (1) でも述べたとおりである。穂肥時期が同じ区のあい

（a）　珪酸石灰と分げつ期追肥　S×T

	T_1(0 kg)	T_2(2 kg)	平　均	備　考
S_1(無施用)	51.8	55.1	53.5	
S_2(400 kg)	55.2	55.0	55.1	
平　均	53.5	55.1	54.3	

l.s.d.=1.6

（b）元肥量，穂肥量，穂肥時期（B×H，H×Dが有意）

穂肥時期	D_1出穂期前 20 日		D_3出穂期前20日と10日		D_2出穂前 10 日		平均
穂 肥 量	H_1 (3 kg)	H_2 (6 kg)	H_1 (3 kg)	H_2 (6 kg)	H_1 (3 kg)	H_2 (6 kg)	
元肥 B_1(4kg)	55.2	58.2	48.8	57.5	46.9	50.9	52.9
元肥 B_2(6kg)	58.4	60.3	53.9	57.0	52.2	52.0	55.6
平　均	56.8	59.2	51.4	57.3	49.6	51.5	54.3

l.s.d.=2.0

だでは，┆┆でかこんだように，B_1 H_1 すなわち，元肥が少なく(4 kg)，穂肥も少ない（3 kg）区だけが，他の3区にくらべて，いつも収量が有意に低い。また，穂肥をいちどに施こす区（D_1, D_2）では，元肥 6 kg あれば，穂肥量は3kgでも 6 kg でもよいが，穂肥を2回に分けて施こすとき(D_3)は，元肥 6 kg 区でも，穂肥量は多い（3 kg＋3 kg）方が，少ない（1.5 kg＋1.5 kg）区よりも収量がふえている。

（c）　分けつ期追肥と穂肥時期 T×D

分けつ期追肥＼穂肥時期	D_1（出穂前20日）	D_3（20日と10日）	D_2（出穂前10日）
T_1 (0 kg)	56.7	54.7	49.1
T_2 (2 kg)	59.3	53.9	51.9
平　均	58.0	54.3	50.5
T_2-T_1	2.7*	−0.8	2.8*

l.s.d.=2.0

（d）　穂肥時期と実肥 D×M

実　肥＼穂肥時期	D_1（出穂前20日）	D_3（20日と10日）	D_2（出穂前10日）
M_1 (0 kg)	58.2	53.0	50.3
M_2 (3 kg)	57.8	55.6	50.8
平　均	58.0	54.3	50.5
M_2-M_1	−0.3	2.7*	0.4

分げつ期追肥の効果（表(c)）は，穂肥をいちどに施こすとき(D_1, D_2)に認められ，2回に分けるとき（D_3）にはこの時期の施肥効果は認められない。実肥の効果（表(d)）は，穂肥を2回に分けたときのみ現われる。

（3）　<u>最適条件の推定</u>：以上の解析結果に基づき，最高の収量を与える処理条件を推定し，かつ，それを採用したときに（神奈川農試と同じ土壌条件下で昭和 43 年と類似の気象条件の下で）期待される収量を計算すると次のようになる（この計算方法についても次講以下にくわしく述べる）：

a．穂肥1回施用のとき

最適条件：$B_2T_2D_1H_2$，元肥 6 kg，追肥 2 kg，穂肥 6 kg で出穂20日前施用（珪カルおよび実肥の施用はどちらでもよい）

期待収量：61.6±2.3＝59.3～63.9 kg（95％信頼区間）

b．穂肥を2回に分けるとき

最適条件：$S_2D_3H_2M_2$，珪カル施用，穂肥 6 kg を 3 kg ずつ出穂前20日と10日に分施，実肥 3 kg（元肥は 4 kg ないし 6 kg，分げつ期追肥はしてもしなくてもよい）

期待収量：59.4±2.7＝56.7～62.1 kg（95％信頼区間）

念のため，この試験成績が期待通りになつているかを表3.4と表4.1について当つてみよう（もちろん，上の信頼区間は真の値についてのものであるから，個々のデータがこの区間のなかに必らずはいるという保証はない）。

a．$B_2T_2D_1H_2$ という条件は，次の2区で採用されている。

Ⅰの No. 4 ……60.4 kg
Ⅰの No. 16……61.9 kg
} 上の区間にふくまれている

b．$S_2D_3H_2M_2$ という条件は，次の2区でとられている。

Ⅲの No. 8 ……58.7 kg
Ⅲの No. 14……60.8 kg
} 上の区間にふくまれている

この最適条件とすこし違う条件の区でも 60 kg 以上の収量のものがあるが，それはその区だけがたまたま高い収量になつたという偶然性もあつて，全 48 区をにらんでの結論は上のようになるのである。たとえば，b の最適条件からもし珪カル施用をおとすと，元肥 6 kg，分げつ期 2 kg の No. 4(Ⅲ) の区でも収量は 55.3 kg しかない。

農学講座｜農学研究のための 試験設計法〔5〕

奥野忠一*・篠崎光夫**・塩見正衛*

4.3 他形質の解析と結果の解釈(神奈川農試施肥配分試験のつづき)

前項では精玄米重に与える各要因効果を調べたが，このような効果は，生育途中および収穫物について測られている多くの形質に与える要因効果を通して現われるものと考えられるから，20有余の形質について玄米重と同様の解析をおこない，その結果の一部を図4.1に示す。

これから，おおよそ次のような判断ができた。

1) 珪カルの施用は，生育初期に草丈・茎数をともに抑えるが，7月下旬の最高分げつ期には，草丈に差は見られず，茎数増に寄与した。最終的には，わら重を増加させ，わら中のN%を上昇させたが，収量への影響はわずかであつた。ただ，珪カルの施用により，分げつ期追肥を省略してもよい場合があることがわかり，安定技術の第一条件の一部を珪カル施用が保証するように考えられた。

2) 元肥は多量(6 kg)区が，ほとんどどの形質でもまさり，増収に結びついたが，分げつ期追肥は下部節間を伸ばし，わら重を増加させたにもかかわらず，穂数増には関与せず，増収効果は顕著でなかつた。

3) 穂肥施用時期は，出穂20日前施用の増収効果が著るしく，これは，穂長・穂数・稔実粒数などのプラス効果が，籾摺歩合・千粒重・稔実歩合などのわずかのマイナス効果をはるかに上まわつたためである。出穂10日前施用は，わら重をふやしたが，穂数・穂長・稔実粒数の不足を克服できず，増収には結びつかなかつた。いずれの場合にも，穂肥施用量は多いものほど，穂数・稔実粒数を増加させ，増収に寄与した。

4) 実肥は，わら重の増加を促がし，穂肥を2回に分施した場合に増収効果が認められたが，2回分施区の平均収量が出穂20日前より低い理由が未だに明らかではなく，さらに検討を要する。

5) 作物体分析結果については，わら中のN%は，出穂10日前の穂肥で，籾中のN%は，10日前区と2回分施区で増加した。さらに，穂肥多量区および実肥施用は，わら，籾中のN%を上昇させ，同時にN吸収量を0.1kg/a 増加させた。

以上の結果をふまえて神奈川県内の水稲試験成績の伝達会議の席上では，本試験の概要を次のように要約した:

「水稲の収量構成要素である稔実粒数，穂数，千粒重のうち，前2者が著るしく良好であつた出穂20日前(幼穂形成期直後)追肥が平均 58.0 kg/a の収量で，出穂10日前(穂孕期)追肥は 50.5 kg/a，前記両時期に2分して施用する出穂20日前＋10日前追肥は 54.3 kg/a であつた。これらを統計的に解析した結果，本試験方法(品種クサブエ，栽植密度 22.2株/m² など)の条件下では目標収量によつて穂肥時期を考慮する必要があると考えられる。すなわち 50 kg/a 前後ならば穂孕期追肥で良く，これ以上の収量を期待する場合は幼穂形成期直後の追肥を必要とするであろう。穂肥を2回に分施する方法は8月の追肥が2回となり，時期を逸する恐れもあるので現実には無理と思われる。また，本県の気象条件は出穂後好天に恵まれることより，むしろ例年日照不足が問題にされていることと，稔実歩合，千粒重を高水準にすることは実肥によらず可能であることを本試験は示していることから，60 kg/a 前後の収量を期待する場合も実肥施用は必要はないと思われる。さらに現地指導者にあつては次のことを留意されたい。すなわち，有効茎確保に必要な元肥窒素量(3〜6 kg/10a)と珪酸石灰の施用で，いわゆる7月の中間追肥の省略を考えの中に入れて出穂20日前頃の追肥(3〜5 kg/10a)に重点をおき，さらに中干しを完全に行つて，出穂後間断灌漑を実施し根の健全化をはかる水管理を徹底することが，普通期水稲の安定技術の条件の1つであろう」

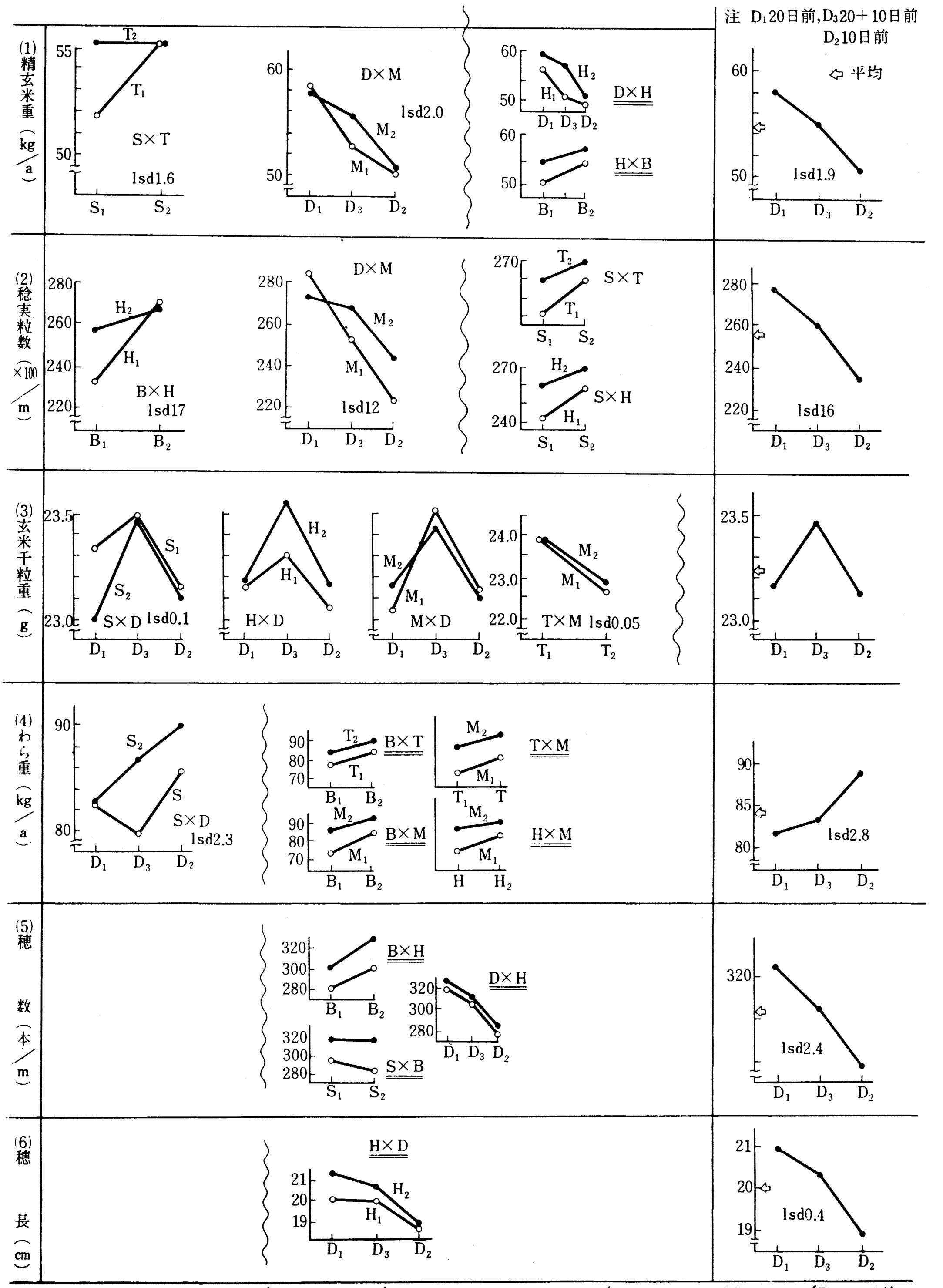
5. L_8 直交表の構成

直交表を用いる試験とはどのようなものであり，それからどのような情報が得られるかについての一例を，§3, §4 で説明したので，ここでは，再び基礎的な話に戻ろう。§2(本講〔2〕p.30〜32)では 2^2 型実験における主効果と交互作用を定義し，かつそれらを表わす直交表(表2.3)を示したので，以下では 2^3 型実験について，同様のことを，復習をかねて説明しよう。

5.1 2^3 型実験における要因効果

ここでは，窒素N，燐酸P，加里Kの3要素試験を想定し，各因子はいずれも2水準ずつにとるとする。簡単のために，第1水準を無施用，第2水準を施用とし，施用区はそれぞれ n, p, k とかくとすると，$2^3=8$ 個の組合せは表5.1のように表わせる(これは表2.1(b)の拡

* 農林省農業技術研究所
** 神奈川県総合農業研究所



(注) 因子及び水準　S珪カル $\left\{\begin{matrix}0\\400\end{matrix}\right.$　B元肥 $\left\{\begin{matrix}4\\6\end{matrix}\right.$　T分けつ期 $\left\{\begin{matrix}0\\2\end{matrix}\right.$　H穂肥 $\left\{\begin{matrix}3\\6\end{matrix}\right.$　M実肥 $\left\{\begin{matrix}0\\2\end{matrix}\right.$　D穂肥時期 $\left\{\begin{matrix}D_1 & 20日前\\D_2 & 10日前\\D_3 & 20日+10日前\end{matrix}\right.$

図 4.1　主要形質に与える有意な要因効果の図表示

表 5.1　2^3計画における処理記号

K無施用のとき

	P無施用	P施用
N無施用	1	p
N 施 用	n	np

K施用のとき

	P無施用	P施用
N無施用	k	pk
N 施 用	nk	npk

張である)。この8つの処理区で得られるデータ(あるいは,そこでの真の値)をも,同じ記号で表わすとすると,これら3因子の主効果および交互作用は次のように定義される。

（1）**主効果の定義**　窒素Nの効果として，P，K施用のいろいろな条件を考慮すると，次の4通りを求めることができる；

$n-1$　（P，K無施用のとき）　①

$np-p$　（Pのみ施用のとき）　②

$nk-k$　（Kのみ施用のとき）　③

$npk-pk$（P，Kともに施用のとき）　④

平均：$N=(n+np+nk+npk-1-p-k-pk)/4$　(5.1)

そこで，主効果Nとは，この4通りの窒素の効果の平均であると定義する。すなわち，**主効果とは平均効果のことである。**この式から明らかなように，主効果Nの定義式には，記号nをふくむ4区には＋，nをふくまない4区には－の符号が与えられている。

同様にして燐酸の主効果は，次の4通りの燐酸の効果の平均として定義される；

$p-1$（N，K無施用のとき）　⑤

$np-n$（Nのみ施用のとき）　⑥

$pk-k$（Kのみ施用のとき）　⑦

$npk-nk$(N，Kともに施用のとき)　⑧

平均：$P=(p+np+pk+npk-1-n-k-nk)/4$　(5.2)

これはpをふくむ4区を加え，pをふくまない4区を引いて，4で割つたものである。

加里の主効果が次式で定義されることは，もはや説明を要しないであろう。

$$K=(k+nk+pk+npk-1-n-p-np)/4 \quad (5.3)$$

（2）**2因子交互作用の定義**

前段に示した，4通りの窒素の効果から，Pを施用したときとしなかつたときの差を求めてみよう。

<P施用の有無によるNの効果のちがい>

②－①：$(np-p)-(n-1)$（K無施用のとき）⑨

④－③：$(npk-pk)-(nk-k)$（K施用のとき）⑩

平均：$N\times P=(np+npk+1+k-p-pk-n-nk)/4$　(5.4)

これも⑨⑩のように2通り計算されるが，その平均をとる。ここで，(5.4) 式は4区の計から，残りの4区の計を差引いているので，主効果のときと同様，4で割る。

次に，4通りの燐酸の効果が，Nの施用・無施用によつてどの位ちがうかを表わしてみよう；

<N施用の有無によるPの効果のちがい>

⑥－⑤：$(np-n)-(p-1)$（K無施用のとき）⑪

⑧－⑦：$(npk-nk)-(pk-k)$（K施用のとき）⑫

平均：$N\times P=(np+npk+1+k-n-nk-p-pk)/4$　(5.4)′

ここで注目すべきことは，(5.4) と (5.4)′ 式(あるいは，⑨と⑪，⑩と⑫) がまつたく同じであることである。すなわち，

（P施用のときのNの効果）－（P無施用のときのNの効果）
＝(N施用のときのPの効果)－（N無施用のときのPの効果）

が成り立つのであり，よつて，これを「NとPとの交互作用」とよび，$N\times P$ で表わすことにする（掛算の記号で結ぶと便利なことはあとでわかる)。また，(5.4)式を見ると，nとpについて対称であることがわかる。すなわち，記号kを無視すると「nとpをともにふくむか，どちらもふくまない」区を加え，「nとpのどちらか一方だけをふくむ」区を差引いているのである。

NとPとの交互作用のもつ上の性質が明らかになつた以上，次の2つの2因子交互作用の定義式も容易に理解されるであろう。

$$N\times K=(nk+npk+1+p-n-np-k-pk)/4 \quad (5.5)$$

$$P\times K=(pk+npk+1+n-p-np-k-nk)/4 \quad (5.6)$$

(5.5) 式は，n，kを偶数個（0または2）ふくむ区が＋で，奇数個ふくむ区が－であり，(5.6) 式は p，k について同様のことがいえる。

（3）**3因子交互作用の定義**

2因子交互作用 $N\times P$ は，同じ内容を表わす⑨，⑩(または，⑪，⑫) の2つの式の平均として求めた。いま，この2つの食違いを表わす量として次を求める。

<2因子交互作用$N\times P$の，Kの有無によるちがい>

⑩－⑨；$N\times P\times K$

$$=[\{(npk-pk)-(nk-k)\}-\{(np-p)-(n-1)\}]/4$$
$$=(npk+k+p+n-pk-nk-np-1)/4 \quad (5.7)$$

もしこれと同様に，2因子交互作用 $N\times K$ を，Pの施用・無施用別に求めてその差をとつても，また，2因子交互作用 $P\times K$ をNの施用の有無によつて比較しても，(5.7)と同じ式が得られることが確かめられるであろう，実際，この式は，記号 n, p, k に関して対称で，これら

を奇数個（1または3）ふくむ区が＋で，偶数個（0または2）ふくむ区が－になつている。この(5.7)式が，3因子交互作用 $N\times P\times K$ を定義する。

以上に定義した，7つの要因効果の符号だけを取出して表にまとめると表5.2を得る。

表 5.2 2^3型実験における要因効果

処理組合せ	記号	N	P	$N\times P$	K	$N\times K$	$P\times K$	$N\times P\times K$
		要因効果						
3要素区	npk	＋	＋	＋	＋	＋	＋	＋
K 欠 区	np	＋	＋	＋	－	－	－	－
P 欠 区	$n\ \ k$	＋	－	－	＋	＋	－	－
N単用区	n	＋	－	－	－	－	＋	＋
N 欠 区	pk	－	＋	－	＋	－	＋	－
P単用区	p	－	＋	－	－	＋	－	＋
K単用区	k	－	－	＋	＋	－	－	＋
無 肥 区	1	－	－	＋	－	＋	＋	－

(5.1)～(5.7)の定義式は，各要因効果ごとに，この表を縦によみ，左欄の処理記号にそれぞれの列の符号をつけて加えればえられる。また，それらの定義式にいちいち立ち返らなくても，たとえば，「$N\times P$ の列の符号は，Nの列の符号とPの列の符号の積として求められる」というまい関係がある。交互作用を掛算の記号を用いて表わしたのはこのためである。

この表は §2 で述べた，**直交・比較**として次の性質；

① 各列の係数の和はゼロである――「比較」，

② 任意の2列の係数の積和はゼロである――「直交」，

を満足している。

それゆえ，表5.2は，2^3型計画を表わす直交表ということができる。

5.2 $L_8(2^7)$ 直交表

表5.2は，元来 2^3 型計画における要因効果を表わすためのものである。しかし，こんご，試験区数は8であるが，n個の因子を取上げる 2^n 型実験の設計に用いるには，この表の＋，－の符号はふさわしくない。そこで，＋，－を1，2にかきかえ，基本になつた要因効果はN, P, K のような具体的なものはやめて，a, b, c(大文字にしないのは，実際にわりつける因子と区別するため）とし，表の下段に「**列名**」(初期は「成分記号」とか「基本表示」とか呼んだが，これに統一する)として記入する。こうして得られたのが表5.3であり，これを **$L_8(2^7)$ 直交表**，あるいは，簡単に，L_8 直交表とよぶ。この L は Latin square の頭文字で，直交表がラテン方格法から展開されたものであることを示す。添字の8は，実験の規模（ここでは8区の試験）を，2は各列に1と2しかないことを，7は7列あることを示している。前節の終りに述べた性質を，2^n 型直交表の場合に一般化して，ほんやくすると，次のようになる；

① どの列にも，数字1と2が同数回(ここでは4回)ずつ現われる。

② どの2列をとつても，(1, 1), (1, 2), (2, 1), (2, 2) の4つの組合せが同数回（ここでは2回）ずつ現われる。

さらに，次の2つの性質を追加しておこう。

表 5.3 $L_8(2^7)$ 直交表

No.＼列番	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
1	1	1	1	1	1	1	1
2	1	1	1	2	2	2	2
3	1	2	2	1	1	2	2
4	1	2	2	2	2	1	1
5	2	1	2	1	2	1	2
6	2	1	2	2	1	2	1
7	2	2	1	1	2	2	1
8	2	2	1	2	1	1	2
列名	a	b	a b	c	a c	b c	a b c
群	1群	2群		3群			

③ 任意の2列の積（要因でいえば交互作用）の列を求めるときに，＋，－について成立していた関係は，1, 2 については次のようになる。

表 5.2 では		表 5.3 では
$(+1)\times(+1)=+1$		$1\times1=1$
$(+1)\times(-1)=-1$	←→	$1\times2=2$
$(-1)\times(+1)=-1$		$2\times1=2$
$(-1)\times(-1)=+1$		$2\times2=1$

この最後の $2\times2=1$ だけは常識外である。

④ 任意の2列(列名をX, Yとする)の積の列は，列名の掛算によつて求められる。ただし，ベキの数字は法2(mod. 2) で計算する。法2とは，2で割つた剰余におきかえることで，たとえば，$2\equiv0$(mod. 2)，$3\equiv1$(mod. 2) などとなる。いま，$X=a$, $X=b$ なら $XY=ab$ は明らかであるが，$X=ab$, $Y=abc$ とすると，

$$XY=ab\cdot abc=a^2b^2c\equiv a^0b^0c=c \qquad \cdots\cdots(4)列$$

となる。実際に，(3)列 ab と(7)列 abc の数字の掛算を行なうと，上から順に　1, 2, 1, 2, 1, 2, 1, 2

となり，これは(4)列にほかならない。

このことから，列名は，もともと 2^3 計画に対応するものとして与えられたが，L_8 直交表をこんご活用するときは(1)～(7)列は上記①～④の性質を満足する，まつたく平等の7列であると考えることができる。いいかえると，8区の試験を行なえば，その全変動は自由度 $8-1=7$ をもつが，これが各2水準（自由度 $2-1=1$）の7つの互いに直交する要因に分解されることを，この表は示している。

農学講座｜農学研究のための　試験設計法〔6〕

奥野忠一*・塩見正衛*

5.3　L_8 直交表における Yates 算法

前回の§5.1では，2^3型実験における要因効果——主効果と交互作用——を求める式((5.1)～(5.7))を得，その式の係数＋，－を表5.2にまとめた。表5.3の$L_8(2^7)$直交表は，表5.2の＋，－をそれぞれ1，2におきかえただけであるから，その各列の効果は，その列の数字1に対応するデータの計から，2に対応するデータの計を差引いて，4で割れば求められる。ところで，これを各列ごとに行なうと，拾い間違いをする恐れがある上，たとえば，No.1とNo.2のデータの和は，(1)，(2)，(3)のいずれの列効果を求めるときにも計算する，という重複が随所に生じる。そこで，同じ計算は一度したら2度は行なわないで，このすべての列効果をいちどに求めるような算法が，ロザムステッド農業試験場の前統計部長F. YATES（イエーツ）によつて考案された[1]。

この算法は，元来，2^n 型計画の解析のために作られたものであるから，ここでも，§5.1のN，P，Kの施肥試験の処理記号を用いて表わし，これに，対応する直交表の列番を付記する（表5.4）。

この計算手順は次の通りである：

（i）　表の左欄に示す「処理記号」に対応するデータをこの順に記入する。これをYates算法の[0]列と呼ぶことがある。

（ii）　第[1]列の上半分には，[0]列のデータの上下に相並ぶ2つずつをとつて加えた結果を記入する。その下半分には，同じ2つずつのデータの対の差（上から下を引く）を求めて記入する。

（iii）　第[2]列は，第[1]列の数字に(ii)とまつたく同じ操作を施こして求める。

（iv）　第[3]列は，第[2]列の数字に(ii)とまつたく同じ操作を施こして求める。

（v）　一般に 2^n 型計画においては，このようにして第[n]列まで求める。この例は2^3計画であるから第[3]列まで求めればよい。

表 5.4　2^3 計画における Yates 算法

処理記号	Yates 算法 [1]	[2]	[3]	対応する要因効果	直交表の列名	列番
npk	⊕ $npk+np$	⊕ $npk+np+nk+n$	⊕ $npk+np+nk+n+pk+p+k+1$	(総計)		
np	⊕ $nk+n$	$pk+p\ +\ k+1$	$npk-np+nk-n+pk-p+k-1$	K	c	(4)
nk	$pk+p$	$npk-np\ +\ nk-n$	$npk+np-nk-n+pk+p-k-1$	P	b	(2)
n	$k+1$	$pk-p\ +\ k-1$	$npk-np-nk+n+pk-p-k+1$	$P\times K$	bc	(6)
pk	⊖ $npk-np$	⊖ $npk+np-(nk+n)$	⊖ $npk+np+nk+n-(pk+p+k+1)$	N	a	(1)
p	⊖ $nk-n$	$pk+p-(k+1)$	$npk-np+nk-n-(pk-p+k-1)$	$N\times K$	ac	(5)
k	$pk-p$	$npk-np-(nk-n)$	$npk+np-nk-n-(pk+p-k-1)$	$N\times P$	ab	(3)
1	⊖ $k-1$	$pk-p-(k-1)$	$npk-np-nk+n-(pk-p-k+1)$	$N\times P\times K$	abc	(7)
計	$2(npk+nk+pk+k)$	$4(npk+pk)$	$8npk$			

さて，こうして得られた第[3]列の値は，その一番上が8処理区の総計を表わすほかは，いずれも「4区の計」から「4区の計」を差引いたものになつている。この括弧をほどいて検討すると，これらはまさに(5.1)～(5.7)式に示した要因効果（の4で割る前の値）を示しており，その要因記号は，表の右から2番目の欄に示されている。このようにして，7つの要因効果は，それぞれ別々に計算する代りに，このYates算法により，いちどに求めてしまうことができる。これにより，必要な足し算，引き算の回数は圧倒的に少なくなる[2]。しかし，各段階での数字に＋，－が混じるので，計算間違いをおかしやすい。検算の規則は表5.4の下段に示してある。すなわち，

① 第[1]列の計は，npk，nk，pk，k というように1つおきにとつたデータの和の2倍になる。

② 第[2]列の計は，npk と pk の和の4倍である。

③ 第[3]列の計は，npk（最上段）のデータの8倍である。

この検算が合つていることは，必要条件であつて，十分

* 農林省農業技術研究所

1)　ここに説明する方法は直交表実験の解析に便利なように工夫したもので，本来のYates算法とは，次の点で異なる。①表5.2での処理組合せの並べ方が，上下転倒している。②要因効果の列の順序も変えてある。③Yatesは相並ぶ下の数字から上の数字を引いたが，ここでは，上の数字から下の数字を引いている。

2)　2^n 計画のとき，各要因効果ごとに求めると $2^n(2^n-1)$ 回の加減算が必要であるが，Yates算法では $2^n\times n$ 回となり，その比は $(2^n-1)/n$ となる。$n=3$ の本文の場合には56回が24回に減る。

表 6.1 $L_{16}(2^{15})$ 直交表の構成と列効果の計算

No. ＼ 列番	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	データ
1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	51.3
2	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	60.6
3	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	53.9
4	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	60.4
5	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	58.1
6	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	53.5
7	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	60.3
8	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	57.6
9	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	56.4
10	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	61.5
11	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	58.7
12	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	60.9
13	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	54.3
14	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	58.3
15	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	60.3
16	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	61.9
列名	a	b	a b	c	a c	b c	a b c	d	a d	b d	a b d	c d	a c d	b c d	a b c d	
群	1	2		3				4								
要因	*R*	*S*	*B* *T*	*H*	*M*	*S* *H*	*S* *M*	*T*	*S* *B*	*S* *T*	*B*	*T* *H*	*T* *M*	*B* *M*	*B* *H*	
1水準の計	455.7	463.7	461.0	454.0	465.3	469.9	462.0	453.3	466.2	451.6	453.3	460.9	466.2	461.4	461.9	928.0
2水準の計	472.3	464.3	467.0	474.0	462.7	458.1	466.0	474.7	461.8	476.4	474.7	467.1	461.8	466.6	466.1	総計
差	−16.6	−0.6	−6.0	−20.0	2.6	11.8	−4.0	−21.4	4.4	−24.8	−21.4	−6.2	4.4	−5.2	−4.2	

条件ではない。これらがすべて正しくても，各要因効果が正しいという完全な保証にはならない。このほかに，次節で述べる「平方和」に関するチェックをするべきである。

対応する要因効果を，さらに，L_8 直交表での列名・列番におきかえた結果が表の最右欄に示されている。列名の順序は a→b→c の代りに c→b→a として次々に構成したものに一致する。

6. L_{16} 直交表の利用

6.1 L_{16} 直交表の構成

まず，$L_{16}(2^{15})$ 直交表の構成について述べよう。この直交表は，元来，4因子各2水準の 2^4 計画の要因効果を求めるために作られたもので，$2^4=16$ 個の実験結果からは，$16-1=15$ 個の要因効果が得られるから，表6.1 に示すように，実験 No. は 1〜16，列の数は 15 である。この表は，§5.2 の $L_8(2^7)$ 直交表についてあげた4つの性質をすべて満足している。列番 (1)〜(7) は，No.1 と 2，No.3 と 4 というように2つずつまとめると L_8 とまったく同じであり，列番 (8) に「列名」d がはいると，(9)〜(15) 列の数字は d 列と (1)〜(7) 列の積として求められる。

表の右欄に，前3回にわたつて引用した，神奈川県農試の窒素施肥配分試験の D_1 区 (出穂 20 日前穂肥施用区) の精玄米重のデータを示す。(この数字は，本講座〔4〕，p.39 の表 4.1 にコンピュータのアウトプットとして，すでに示した。この 16 個のデータは L_{16} 直交表の No. の順に与えられており，その 15 列にわりつけた要因は表6.1 の下から2段目に再録してある。このコンピュータの計算結果を，ここで手計算により確かめてみようとするのである。) このデータを用い，各列ごとに，その1水準に対応する8つの計と，2水準に対応する8つの計が，表の最下段に示されている。たとえば第(1)列では

1水準の計(No.1〜8)：$51.3+60.9+\cdots+57.6=455.7$

2水準の計(No.9〜16)：$56.4+61.5+\cdots+61.9=472.3$

その差(1水準−2水準)：$455.7-472.3=-16.6$

となり，また，第(3)列では，

1水準の計 (No.1〜4，13〜16)：

$51.3+60.6+53.9+60.4+54.3+58.3+60.3+61.9$
$=461.0$

2水準の計 (No.5〜8，9〜12)：

$58.1+53.5+60.3+57.6+56.4+61.5+58.7+60.9$
$=467.0$

その差：$461.0-467.0=-6.0$

を得る。これでは，計算回数が多くて大変なので，実際には，手計算のときも，コンピュータを用いるときも，次節の Yates 算法に従う。

6.2 Yates 算法による計算例

§5.3 の表 5.4 に示した算法を，L_{16} 直交表の場合に適用する。その結果を表 6.2 に示す。

ここで，2，3の例をあげて説明しよう。

(i) 第[1]列の上半分・下半分の8つずつの数字

表 6.2　Yates 算法による計算

No.	データ [0]	Yates の計算 [1]	[2]	[3]	[4]	平均効果 [4]/16	平方和 [4]²/16	列　名	列番	要　因
1	51.3	111.9	226.2	455.7	928.0	58.00	53824.00			(補正項)
2	60.6	114.3	229.5	472.3	−21.4	−1.34	28.62	d	(8)	T
3	53.9	111.6	237.5	− 8.5	−20.0	−1.25	25.00	c	(4)	H
4	60.4	117.9	234.8	−12.9	− 6.2	−0.39	2.40	c d	(12)	TH
5	58.1	117.9	−15.8	− 8.7	− 0.6	−0.04	0.02	b	(2)	S
6	53.5	119.6	7.3	−11.3	−24.8	−1.55	38.44	b d	(10)	ST
7	60.3	112.6	− 7.3	− 0.9	11.8	0.74	8.70	b c	(6)	SH
8	57.6	122.2	− 5.6	− 5.3	− 5.2	−0.33	1.69	b c d	(14)	BM
9	56.4	−9.3	− 2.4	− 3.3	−16.6	−1.04	17.22	a	(1)	R
10	61.5	−6.5	− 6.3	2.7	4.4	0.28	1.21	a d	(9)	SB
11	58.7	4.6	− 1.7	−23.1	2.6	0.16	0.42	a c	(5)	M
12	60.9	2.7	− 9.6	− 1.7	4.4	0.28	1.21	a c d	(13)	TM
13	54.3	−5.1	− 2.8	3.9	− 6.0	−0.38	2.25	a b	(3)	BT
14	58.3	−2.2	1.9	7.9	−21.4	−1.34	28.62	a b d	(11)	B
15	60.3	−4.0	− 2.9	− 4.7	− 4.0	−0.25	1.00	a b c	(7)	SM
16	61.9	−1.6	− 2.4	− 0.5	− 4.2	−0.26	1.10	a b c d	(15)	BH
	計	906.6	880.4	861.6	820.8		53981.90			

（注）　データの2乗和＝53981.92

は，第［0］列の数字から，次のようにして求めた：

51.3＋60.6＝111.9，53.9＋60.4＝114.3，……

……，54.3＋58.3＝112.6，60.3＋61.9＝122.2

51.3−60.6＝−9.3，53.9−60.4＝−6.5，……

……54.3−58.3＝−4.0，603−61.9＝−1.6

（ii）　第［2］，［3］，［4］列もまったく同様にして求められる。たとえば，第［2］列の上の2つと第9，10番目は，

111.9＋114.3＝226.2，　　111.6＋117.9＝229.5

111.9−114.3＝−2.4，　　111.6−117.9＝−6.3

となる。

（iii）　L_{16} 直交表は 2^4 計画から求められたものであるから，第［4］列まで計算する必要がある。

（iv）　検算：①第［1］列の計は，第［0］列の奇数番目のデータの和の2倍である。

2(51.3＋53.9＋58.1＋60.3＋56.4＋58.7

＋54.3＋60.3)＝906.6

②　第［2］列の計は，No.1，5，9，13 のデータの和の4倍である：

4(51.3＋58.1＋56.4＋54.3)＝880.4

③　第［3］列の計は，No.1 と No.9 のデータの和の8倍である：

8(51.3＋56.4)＝861.6

④　第［4］列の計は，No.1 のデータの16倍である：

16×51.3＝820.8

さて，こうして求められた第［4］列の数字は，表 6.1 の最下段の数値と完全に一致する（ただし，順序は入り乱れているので，「列名」または列番により，対応する列を見つけねばならない）。また，この結果は先に引用した，コンピュータのアウトプットにおける TOTAL EFFECT と一致する。

つぎに，各要因の平均効果を計算するには，式(5.1)〜(5.7)の定義を拡張して考えると，ここでは「8区の計」から「8区の計」を引いているから，8で割ればよいことになる。しかし，後の計算の便宜のために，それをさらに2で割つた値を，以後，平均効果 MEAN EFFECT とよぶことにする。よつて，ここでは 16 で割ることになる。この「平均効果」は，1水準と2水準での平均値の差の 1/2 にあたるから,「1水準平均の総平均からの偏差」を表わすことになる。それゆえ，これを総平均に加えると，第1水準の平均値が，これを総平均から引くと，第2水準の平均値が求められる。たとえば，第（1）列の平均効果 −1.04 と総平均 58.00（「平均効果」の列の一番上の数字）を用いると，

1水準の平均：58.00＋(−1.04)＝56.96

2水準の平均：58.00−(−1.04)＝59.04

となる。平均値がこのようになるのは，表 6.1 の「各水準の計」を8で割つて確かめることができる：

455.7/8＝56.96,　　472.3/8＝59.04

各列効果に対応する平方和（各列はいずれも自由度1だから，これは分散にひとしい）は，周知の計算法[3]により，第［4］列の数字の2乗を 16 で割つて求める。この「平方和」の列の合計が，第［0］列のデータの2乗和に等しい[4]とき，この計算は，完全に誤りなく遂行されたことがわかる。また，この合計から，一番上の「補正項」を引いた値が，自由度 15 の「全体の平方和」S_0 とよばれるものになる。ここでは

S_0＝53981.92−53824.00＝157.92

となる。これらの「平均効果」,「平方和」も，表 4.1 のコンピュータのアウトプットと一致する。ただし，コンピュータの方は，列番・列名とももとの直交表の順になつている。実際，Yates のアルゴリズム(算法)は非常に効率のよいものなので，現在「農林研究計算センター」

3)　一般に共通の誤差分散 σ^2 をもつデータ X_1，X_2，…，X_n の1次式 $T=\Sigma\, l_i X_i$（l_i は任意の係数）に伴なう分散は $V[T]=(\Sigma l_i^2)\sigma^2$ で与えられる。それゆえ，T の期待値が0という帰無仮説の下で T^2 から σ^2 の不偏推定値を求めるには，係数の2乗和 $\Sigma\, l_i^2$ で割ればよいことがわかる。ここでは，l_i は +1 または −1 であるので，Σl_i^2＝16 となる。

4)　ここではデータの2乗和 53981.92 は「平方和」の列の計 53981.90 と四捨五入の誤差しかちがわない。各「平方和」の値を小数点以下4ケタまでとれば，コンピュータのアウトプットのように完全に一致する。

にあるプログラムも，コンピュータの中でこの計算法に従うよう組まれているが，アウトプットは，表6.2の右欄の順では見にくいから，ちやんともとの順に戻してある。

さいごに，Yates 算法の第[4]列には「列名」のどういう順に結果が出てくるかを，表6.1の場合の類推から考えると，表6.2の右から3番目の欄に示したように，

$$d \to c \to b \to a$$

の順で，かつ，ある文字がはいると，それと，それまでにはいつていたすべての「列名」との積が全部現われてから次の新らしい文字がはいるという規則になつている。よつて，d，c の次に cd が来，次に b がはいると，b と d，c，cd との積が一通り現われ，そのあとに a がはいる，という順になつている。対応する列番も示しておいたが，この順序は覚えにくく，間違いやすいので「列名」で同定する方がよい。

6.3 要因のわりつけ

神奈川農試の施肥配分試験で，出穂20前の穂肥 (D_1) を与えた 16 区のもつ処理条件は，L_{16} 直交表の 15 列に与えた要因によつて定まるが，それらは表6.1の下から2段目の欄に示されている。ここでは，次の5つの制御因子 (§1.2，本講座〔1〕p.25 参照) とブロック因子が取上げられた。

〈制御因子〉S：珪カル施用の有無，B：元肥量，T：分げつ期追肥の有無，H：穂肥量，M：実肥の有無——いずれも2水準

〈ブロック因子〉R：2枚の水田

それゆえ，この実験は $2^5=32$ の 1/2 実施を，8区ずつの2ブロックに分けて行なうことになる。これらの因子の主効果は，次の各列にわりつけられたが，どうしてこのような決定がなされたかについては，次講以下で論じる。しかし，ひとたび，このわりつけがきまると，これら5因子の2つずつの交互作用がどの列に現われるかは「列名」の掛算によつてただちに求めることができる。(ブロック因子 R は，他の因子と交互作用をもたない——§1.2 参照)

因子	R	S	B	T	H	M
列番	(1)	(2)	(11)	(8)	(4)	(5)
列名	a	b	a b d	d	c	a c

$S\times B \longrightarrow$ b·abd=ab²d≡ad⁰d $\longrightarrow$ (9)列

$S\times T \longrightarrow$ b·d=bd $\longrightarrow$ (10)列

$S\times H \longrightarrow$ b·c=bc $\longrightarrow$ (6)列

$S\times M \longrightarrow$ b·ac=abc $\longrightarrow$ (7)列

$B\times T \longrightarrow$ abd·d=abd²≡abd⁰=ab $\longrightarrow$ (3)列

$B\times H \longrightarrow$ abd·c=abcd $\longrightarrow$ (15)列

$B\times M \longrightarrow$ abd·ac=a²bcd≡bcd $\longrightarrow$ (14)列

$T\times H \longrightarrow$ d·c=cd $\longrightarrow$ (12)列

$T\times M \longrightarrow$ d·ac=acd $\longrightarrow$ (13)列

$H\times M \longrightarrow$ c·ac=ac²≡ac⁰=a $\longrightarrow$ (1)列

これらの結果も表6.1に示すとおりであるが，ただ $H\times M$ だけは，第(1)列の R とぶつかるのでそこには記載されていない。しかし，このわりつけ結果からわかるように，15 列のすべてがなんらかの要因で占められていて $H\times M$ を R ときりはなしてわりつけようとしても空いた列はないのである。実際，2^5 計画では，5つの主効果と ${}_5C_2=10$ 個の2因子交互作用とで，5+10=15 列が一杯になるから，ブロック因子 R は2因子交互作用のどれか1つをつぶしてわりつける以外にはない。このようにして「1つの列に 2つの要因がわりつけられるとき，これら2要因は互いに，**別名 alias** である」といい，2要因の一方が，ブロック因子のときは，とくに「ブロック因子と**交絡する confounding**」という。この実験では $R=H\times M$ となり，2因子交互作用 $H\times M$ がブロックと交絡されていることになる。このような交絡要因については，その効果の正確な評価ができない。実際 H と M をわりつけた(4)列と(5)列の数字の積を求めると，上から順に (2×2=1 に注意して!)，

1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 2, 2, 2, 2, 2, 2, 2, 2と

なり，これは(1)列にほかならない。ゆえに，(1)列の第1水準と第2水準との差 −16.6 を求めると，それはブロック R_1 と R_2 の差と，$H\times M$ という交互作用効果との和を評価することになり，それぞれがその何%ずつを占めるかは不明となる。それゆえ，このような交絡要因としては通常は，最も重要でないものを採用する。しかし，この実験では，D_1 の16区だけを用いたのではなく，穂肥時期の異なる D_2，D_3 区も設定して，合計48区を用いた。そこで，ブロック R と交絡する要因を，D_2，D_3 では $T\times M$，$T\times H$ と順次変えることにより，たとえば，$H\times M$ についての情報は D_2，D_3 での L_{16} から求めるようにした。従つて，$H\times M$，$T\times M$，$T\times H$ という3つの2因子交互作用は，いずれも，D_1，D_2，D_3 での各 L_{16} 実験のうちの2つで評価できるように組まれたから，それについての情報量は，他の要因の2/3であると考えられる。このような手法を**部分交絡法 partial confounding** とよび，農業試験において，しばしば用いられる。

それはともかく，以上の考察は「3因子以上の交互作用は存在しない」という前提に立つている。もし3因子交互作用が存在するなら，それはどの列に現われるかを

2，3の例であたつてみよう：

$S \times B \times T \longrightarrow \mathrm{b \cdot abd \cdot d = ab^2d^2 \equiv a} \longrightarrow$ (1)列

$S \times H \times M \longrightarrow \mathrm{b \cdot c \cdot ac = abc^2 \equiv ab} \longrightarrow$ (3)列

しかるに(1)，(3)列には，すでに，$R=H\times M$，$B\times T$ がわりつけられている。よつて，

$$\left.\begin{array}{l} SBT=R=HM \\ SHM=BT \end{array}\right. \qquad (6.1)$$

というような別名（交絡）関係が存在する。このRをいま別にすると，3因子交互作用は，その3因子以外の2因子の交互作用といつも別名になる。さらに，4因子交互作用をしらべると，たとえば，

$S \times B \times T \times H = \mathrm{a \cdot c = ac} \longrightarrow$ (5)列

となり，これは主効果Mと別名になる。すなわち，

$$SBTH=M \qquad (6.2)$$

この場合も2乗はつねに1である（$M^2 \equiv M^0 = 1$ のように）とすると，(6.1)，(6.2) をまとめて，

$$1=SBTHM \qquad (6.3)$$

が得られる。すなわち5因子交互作用 $SBTHM$ を1とし，それを2つの部分に分けると，それらは互いに別名になるのである。よつて，

$$S=BTHM, \quad SB=THM, \quad SBM=TH$$

などなどが得られる。このとき，(6.3) 式 $1=SBTHM$ を，この1/2実施を規定する**定義対比 defining contrast** とよぶ。こうして，1/2 実施のときは，各列に必らず2つの要因がわりつけられ，それらは互いに別名になる。

この $\mathrm{D_1}$ での結果だけを，分散分析表に要約すると，表6.3になる。ここで交互作用のなかには $S\times T$，$S\times H$ しか大きいものがないので，S をふくまない交互作用はすべての誤差にプールすると，これに対決して，主効果 B，T，交互作用 $S\times T$ は1%水準で，穂肥 H とブロック R は5%水準で有意となる。これらは，$\mathrm{D_1}$，$\mathrm{D_2}$，$\mathrm{D_3}$ を通じて，§4.2（本講〔4〕p.40～41）に解析した結果と，その傾向においてほぼ一致している。

表 6.3 分散分析表
（出穂 20 日前穂肥 $\mathrm{D_1}$ のとき）

変動因	自由度	平方和	平均平方	F
全体	15	157.90		
ブロック R	1	17.22		9.95*
珪カル S	1	0.02		——
元肥 B	1	28.62		16.5**
追肥 T	1	28.62		16.5**
穂肥 H	1	25.00		14.5*
実肥 M	1	0.42		——
$S\times B$	1	1.21		——
$S\times T$	1	38.44		22.2**
$S\times H$	1	8.70		5.03
$S\times M$	1	1.00		——
$B\times T$	1	2.25		
$B\times H$	1	1.10		
$B\times M$	1	1.69		
$T\times H$	1	2.40		
$T\times M$	1	1.21		
誤差 e	(5)	(8.65)	1.73	

農学講座｜農学研究のための **試験設計法〔7〕**

奥野忠一*・塩見正衛*

6.4 L_{16}直交表へのわりつけ方

前3項（§6.1〜6.3）においては，神奈川農試の施肥配分試験を例にして，L_{16} 直交表の構成，それへの要因のわりつけ，Yates 算法による計算法を示した。この試験は L_{16} 直交表を用いるものとしては，かなり複雑な設計であつたために，読者の理解を困難にした恐れがあるので，本節では，もつとも簡単な設計から順を追つて解説することにする。

6.4.1 2^4 計画の1回実施――完全無作為化法

4因子各2水準の要因計画（4因子の水準のすべての組合せを実験する計画）では，その**1回実施 single replication** に，$2^4=16$ の試験区が必要である。$L_{16}(2^{15})$ 直交表は，16 区の試験のわりつけに用いるためのものであるから，まず，このわりつけを考えよう。

例として，1968 年に，農事試験場作業技術部第1研究室で実施された，田植機の植付性能に関する試験の一部を借用しよう。そこでは，表 6.4 に示す6因子が取上げられたが，本小節では，そのうちの A, B, C, D 4因子だけを考える。

表 6.4　田植機の植付性能試験の因子と水準
（農事試験場作業技術部）

因子	水準 1	水準 2
A：代かき後日数	3 日	1 日
B：水深	1〜2 cm	4〜5 cm
C：播種密度	30 g/m²	90 g/m²
D：作業速度	0.5 m/sec	0.3 m/sec
E：爪の種類	大（4〜5 号）	小（3〜4 号）
F：苗をつかむ位置	低	高

さて，4因子 A, B, C, D を，L_{16} 直交表の 15 列のどれにわりつければよいか。もつとも常識的には，表 6.5 で，列名a, b, c, d をもつところの，(1), (2), (4), (8) 列にわりつけることになる（そもそも，L_{16} 直交表の列名は，2^4 計画の各主効果，2因子交互作用，3因子交互作用，4因子交互作用を表わしていたのだから，これは当然である）。その上で，これら4因子から2つずつ取出して得られる6つの2因子交互作用の列を，対応する「列名」から求める。ところで「3因子以上の交互作用は，一般には無視できる」という仮定に立つて，残りの列はすべて「誤差」を示すと考える（表 6.5①-a）。上の仮定は，次の2つの根拠に基づいている。

① §5.1 で定義した 主効果，2因子交互作用，3因子交互作用は，まず，各1因子ごとに平均的な効果を求め，次に2因子の組合せにおけるそれらからの**ふれ**を，さいごに3因子の組合せにおける，それまでに説明されなかつた部分を，それぞれ定義しているので，この順にそれらの効果は小さくなる傾向がある。それゆえ，水準のえらび方に注意すれば，一般には，3因子以上の交互作用は誤差のなかに埋没すると考えてよい。

② 2因子交互作用の効果は，1つの因子の効果が他の因子の条件によつて，どのように変わるかを示すものとしてその技術的解釈は，明確かつ重要であるが，3因子以上の交互作用になると，その意義づけがだんだん困

表 6.5　L_{16} 直交表への種々のわりつけ

列番	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
列名	a	b	ab	c	ac	bc	abc	d	ad	bd	abd	cd	acd	bcd	abcd
①-a	A	B	AB	C	AC	BC	e	D	AD	BD	e	CD	e	e	e
①-b	CD	e	A	e	B	AB	e	AD	AC	C	D	e	e	BD	BC
②-a	A	B	AB	C	AC	BC	R	D	AD	BD	e	CD	e	e	e
②-b	R	A	BC	B	AC	AB	C	D	e	AD	e	BD	e	e	CD
②-c	R	A	e	B	e	AB	CD	C	e	AC	BD	BC	AD	e	D
③-a	$A=(BCDE)$	$B=(ACDE)$	$AB=(CDE)$	$C=(ABDE)$	$AC=(BDE)$	$BC=(ADE)$	$DE=(ABC)$	$D=(ABCE)$	$AD=(BCE)$	$BD=(ACE)$	$CE=(ABD)$	$CD=(ABE)$	$BE=(ACD)$	$AE=(BCD)$	$E=(ABCD)$
③-b	CD	BE	A	AE	B	AB	E	AD	AC	C	D	DE	CE	BD	BC
④	$R=BC$	A	DE	B	C	AB	AC	D	AE	AD	E	BD	CD	CE	BE
⑤-a	A	B	$AB=DE$	C	$AC=DF$	$BC=EF$	e	D	$AD=BE=CF$	$BD=AE$	E	$CD=AF$	F	e	$CE=BF$
⑤-b	A	B	AB	C	e	EF	e	D	BE	AE	E	AF	F	e	BF

* 農林省農業技術研究所

難になる。

L_{16} 直交表に4因子をわりつけるには，表6.5①-bに示すような，(3)，(5)，(10)，(11)列を用いても差支えない。このときも6つの2因子交互作用は，それぞれ異なる列にわりつけられ，残りの5列が「誤差」列となる。このわりつけからも A, B, C, D の $2^4=16$ 組合せがそれぞれ1回ずつ得られることを，前講表6.1 (p.47) の直交表を用いて，読者は確かめられたい。実際の試験では，この16区は無作為に配置される。この分散分析表における自由度の分割は表6.6①に示すとおりである。

6.4.2　2^4 計画の1回実施――2ブロック乱塊法

実際の試験では，16区をランダムに並べるとか，あるいは，ランダムな順序に実施するのは困難であつたり，「誤差」を大きくしたりすることが多い。そこで，この16区の試験を8区ずつの2ブロックに分け，実験条件は，各ブロック内では，できるだけ均一になるようにする。これは，2水準のブロック因子 R を導入した乱塊法実験というべきであろう。このような実験を行なうためには，L_{16} 直交表のどれか1つの列に，R 因子をわりつければよい（ブロック因子は他の因子と交互作用をもたないから）。その列としては，表6.5①-aで「誤差」e の列のどれかをとればよいから，かりに第(7)列をとるとする（表6.5②-a）。すると，表6.1 (p.47) で第(7)列が1の区は No. 1, 2, 7, 8, 11, 12, 13, 14 と読めるから，これら8区をブロック R_1 で，残りの8区をブロック R_2 で実験すればよいことがわかる。その実験配置を図 6.1（a）に示す。

ところで，R_1 にはいる8区と，R_2 にはいる8区が，直交表の No. 順でこのようにトビトビでは，拾い間違いをする恐れもあるので，ブロック因子 R を第(1)列にわりつけることができれば，No. 1～8 を R_1 に，No. 9～16 を R_2 に入れればよいことになつて，大へんわかりやすい。しかし，このときは，4因子 A, B, C, D を入れるべき列を検討しなおさなければならない。まず(2)列に A をわりつける。B を(3)列にいれると，$AB \to \mathrm{b \cdot ab = ab^2} \equiv \mathrm{ab^0 = a} \to$ (1)列となつて，$R=AB$，すなわち，2因子交互作用 AB が R と交絡することになりまずい。そこで，B は(4)列に入れ，AB は(6)列 bc にわりつけることにする。つぎに，因子 C を(5)列に入れると，前と同じく，$R=BC$ となつてまずいので，C は(7)列に入れることにする。そこで C との交互作用列を求めると，表6.5②-bに示すようになり，(1)～(7)列はすべて重要な要因がわりつけられたことになる。さいごに D を(8)列にわりつけた結果が同じ表に示されている。このわりつけに基づく実験配置を図 6.1（b）に示す。これは図 6.1（a）とまつたく同じであるが，R を(1)列にわりつけたこの場合の方が，書きおろすのに便利であることがわかるであろう。

ブロック R_1					ブロック R_2				
(7)の1	列番 (1)	(2)	(4)	(8)	(7)の2	列番 (1)	(2)	(4)	(8)
No.	A	B	C	D	No.	A	B	C	D
1	1	1	1	1	3	1	1	2	1
2	1	1	1	2	4	1	1	2	2
7	1	2	2	1	5	1	2	1	1
8	1	2	2	2	6	1	2	1	2
11	2	1	2	1	9	2	1	1	1
12	2	1	2	2	10	2	1	1	2
13	2	2	1	1	15	2	2	2	1
14	2	2	1	2	16	2	2	2	2

図 6.1(a)―ブロック因子 R を(7)列に入れたときの実験配置

ブロック R_1					ブロック R_2				
(1)の1	列番 (2)	(4)	(7)	(8)	(1)の2	列番 (2)	(4)	(7)	(8)
No.	A	B	C	D	No.	A	B	C	D
1	1	1	1	1	9	1	1	2	1
2	1	1	1	2	10	1	1	2	2
3	1	2	2	1	11	1	2	1	1
4	1	2	2	2	12	1	2	1	2
5	2	1	2	1	13	2	1	1	1
6	2	1	2	2	14	2	1	1	2
7	2	2	1	1	15	2	2	2	1
8	2	2	1	2	16	2	2	2	2

図 6.1(b)―ブロック因子 R を(1)列に入れたときの実験配置

R を(1)列にわりつけたとき，4因子 A, B, C, D をどこへ入れればよいかは，上述のように試行錯誤的に求めるよりは，Rに何を交絡させるかによつて決める方がよい。上の2つ（表6.5②-aと②-b）は，ともに $R=ABC$ となつていることがすぐにわかるであろう。3因子交互作用より4因子交互作用の方がより小さいと予想されるから，どうせ交絡させるなら $R=ABCD$ とする方がよい。このわりつけを求めるには，列名が1ケタの文字である(1)，(2)，(4)，(8)列に，順に R, A, B, C をわりつけた後に，D をわりつけるべき列の列名 x を上の等式から解けばよい。すなわち，両辺に bcd を掛けると，

$$\begin{array}{l} R = A\,B\,C\,D \longrightarrow \mathrm{a \cdot bcd = b^2c^2d^2}x \\ \downarrow\quad\ \downarrow\ \downarrow\ \downarrow\ \downarrow \qquad\qquad\quad \equiv \mathrm{b^0c^0d^0}x = x \\ \mathrm{a}\quad\ \mathrm{b\ c\ d}\ x \qquad\qquad\quad \therefore\ \ x = \mathrm{abcd} \end{array} \tag{6.4}$$

を得る。ゆえに，因子 D は列名 abcd の(15)列にわりつければよいことになる。この結果を表6.5②-cに示す。

以上，本小節のいずれの場合にも，その分散分析表における自由度の分割は表6.6②のようになる。

6.4.3　2^5 計画の1/2実施――完全無作為化法

さて，いよいよ L_{16} 直交表を用いて，5因子以上をわりつける場合を考える。各因子がいずれも2水準のとき5因子要因計画では $2^5=32$ の区数が必要となる。しかし，いま，その適当な1/2だけを選び出して実施し，しかも各主効果と重要な2因子交互作用については，偏りのない評価をしたいとする。どのような16区を取出せばよいか——この問題に答えるのに L_{16} 直交表が役立つ。なぜなら16区の試験なら因子数がいくつであつても，この直交表によつてわりつけが可能だからである。

表 6.6　L_{16} 直交表を用いる種々の場合の自由度の分割

変動因	自由度 ①	②	③	④
全　体	15	15	15	15
ブロックR		1		1
A	1	1	1	1
B	1	1	1	1
C	1	1	1	1
D	1	1	1	1
E			1	1
$A\times B$	1	1	1	1
$A\times C$	1	1	1	1
$B\times C$	1	1	1	—
$A\times D$	1	1	1	1
$B\times D$	1	1	1	1
$C\times D$	1	1	1	1
$A\times E$			1	1
$B\times E$			1	1
$C\times E$			1	1
$D\times E$			1	1
誤　差　e	5	4	0	0

まず，因子 A, B, C, D を表6.5の①-aのようにわりつける。それから2因子交互作用の列もきめると，空いているのは(7), (11), (13), (14), (15)の5列のみである。そこで，第5番目の因子Eを(7)列に入れてみる。Eと他の因子との交互作用についての情報もほしいとすると，このわりつけでは，

$$\begin{aligned} AE &\longrightarrow \mathrm{a\cdot abc=a^2bc\equiv a^0bc=bc} \quad \therefore\ AE=BC \\ BE &\longrightarrow \mathrm{b\cdot abc=ab^2c\equiv ab^0c=ac} \quad \therefore\ BE=AC \\ CE &\longrightarrow \mathrm{c\cdot abc=abc^2\equiv abc^0=ab} \quad \therefore\ CE=AB \end{aligned} \qquad (6.5)$$

となつて，2つの2因子交互作用が互いに別名になり，それぞれの効果を独立に評価することができない。そこで，代案としてEを(11)列に入れてみる。しかし，このときも上と同様にして

$$AE=BD,\ BE=AD,\ DE=AB \qquad (6.6)$$

という別名関係が生じることがわかる。Eを(13), (14)列に入れた場合も同様である。Eを(15)列 abcd にわりつけたときだけ，そのような別名関係を生じない（表6.5③-a）。このとき，Eとの交互作用の現われる列は，次のようにしてきまる。

$$\left.\begin{aligned} AE &\longrightarrow \mathrm{a\cdot abcd=a^2bcd\equiv bcd} \cdots\cdots (14)列 \\ BE &\longrightarrow \mathrm{b\cdot abcd=ab^2cd\equiv acd} \cdots\cdots (13)列 \\ CE &\longrightarrow \mathrm{c\cdot abcd=abc^2d\equiv abd} \cdots\cdots (11)列 \\ DE &\longrightarrow \mathrm{d\cdot abcd=abcd^2\equiv abc} \cdots\cdots (7)列 \end{aligned}\right\} \qquad (6.7)$$

このようにして，非常にうまく空いた列に1つずつはめこまれる。

このわりつけにおいては，何の別名関係もないのかというとそうではない。ここでは，その存在を無視したところの3因子交互作用や4因子交互作用のわりつけられるべき列をさがすと，同じ表③-aに括弧づきで示すように，どの列にも2つずつの要因がわりつけられていることがわかる。たとえば，(15)列が $ABCD$ の列であることはすぐわかるが，他の列の要因についても，列名の掛算によつてただちに求められる。その上，興味深いことはどの列でも互いに別名になつている2つの要因の記号を掛け合わせると $ABCDE$ となる。これは§6.3で述べたように，この1/2実施計画をきめる**定義対比**は

$$1=ABCDE \qquad (6.8)$$

であることを示している。別の言葉でいえば，5因子交互作用 $ABCDE$ の定義式で，その＋の符号をもつ16区だけを実験し，－の符号をもつ16区を削除したことを意味する。その証拠に表6.1で(1), (2), (4), (8), (15)列だけを取出し，この16区の構成をしらべると，表6.7のようになり，各区は1水準が奇数個あるものばかりとなつている（§5.1での3因子交互作用の定義式(5.7)を思いおこせ）。

表 6.7　2^5 の1/2実施計画
($1=ABCDE$)

No. ＼ 列番 因子	(1) A	(2) B	(4) C	(8) D	(15) E	1水準をもつ因子による表現
1	1	1	1	1	1	a b c d e
2	1	1	1	2	2	a b c
3	1	1	2	1	2	a b d
4	1	1	2	2	1	a b e
5	1	2	1	1	2	a c d
6	1	2	1	2	1	a c e
7	1	2	2	1	1	a d e
8	1	2	2	2	2	a
9	2	1	1	1	2	b c d
10	2	1	1	2	1	b c e
11	2	1	2	1	1	b d e
12	2	1	2	2	2	b
13	2	2	1	1	1	c d e
14	2	2	1	2	2	c
15	2	2	2	1	2	d
16	2	2	2	2	1	e

ひとたび定義対比がわかると，各列で互いに別名になつている2つの要因の一方から他方はすぐにわかる。たとえば，(3)列 AB の別名要因はこれに定義対比をかけることによつて，

$$AB\cdot ABCDE=A^2B^2CDE\equiv A^0B^0CDE=CDE$$

である。このようにして1/2実施計画ではどの列にも2つの要因がわりつけられるが，その一方を必らず3因子以上の（無視できる）交互作用になるようにとれば，その列は他方の要因の効果を表わす列として取扱うことができる。

定義対比を用いれば，因子 A, B, C, D が上のように標準的な列にわりつけられていなくても，Eをわりつけるべき列が容易にきめられる。たとえば，表6.5①-bのように A, B, C, D がわりつけられているときは，

$$1=\underset{\substack{\mathrm{a}\\ \mathrm{b}}}{A}\,\underset{\substack{\mathrm{a}\\ \mathrm{c}}}{B}\,\underset{\substack{\mathrm{b}\\ \mathrm{d}}}{C}\,\underset{\substack{\mathrm{a}\\ \mathrm{b}\\ \mathrm{d}}}{D}\,\underset{x}{E} \Longrightarrow x=\mathrm{a^3b^3cd^2\equiv abc} \qquad (6.9)$$

より，列名 abc の(7)列にEをわりつければよいことがわかる（表 6.5 ③-b)。

この計画を採用すると，L_{16} 直交表の 15 列全部が，5つの主効果と 10 個の2因子交互作用によつて占められ，「誤差」を評価する列は1つもとれない。この分散分析表での自由度の分割は表 6.6 ③のようになる。そこで，もし検定をする必要があれば，誤差分散を別の実験から推定するか，または§6.3 の神奈川農試の試験例で行なつたように，技術的判断に基づいて一部の2因子交互作用を「誤差」にプールしなければならない。

6.4.4 2^5計画の1/2実施——2ブロック乱塊法

§6.4.3 の 2^5 計画の 1/2 実施を8区ずつの2ブロックに分けて行なう場合を考える。§6.4.2 のときに確かめたように，ブロック因子Rは(1)列にわりつける方が便利である。とすると，5因子 A, B, C, D, E はどの列に入れるべきであろうか。前小節で見たように，定義対比 $1=ABCDE$ をとると，空き列は1つもないのであるから，Rは，一番重要でない2因子交互作用と別名にするほかはない。その候補として，たとえば BC をとると，

$$\begin{cases} R=BC \\ 1=ABCDE \end{cases} \qquad (6.10)$$

によつて，わりつけるべき列がきまる。この2つの条件だけではまだ自由度が大きいので，

$R \longrightarrow$(1)列 a，$A \longrightarrow$(2)列 b，$B \longrightarrow$(4)列 c

とすると，(6.10) の上の式より，

$C=RB \longrightarrow$ a·c=ac……(5)列

を得る。つぎに，DとEについてまだ自由度があるので，Dを(8)列 d に入れると，(6.10) の下の式から，

$E=ABCD \longrightarrow$ b·c·ac·d=abc²d≡abd……(11)列

を得る。この結果は表 6.5 ④に示されており，その分散分析における自由度の分割は表 6.6 ④のとおりとなる。前講 p.47 の表 6.1 に示した神奈川農試の試験はこのわりつけであつて，ここでの A, B, C, D, E の代りに，S, H, M, T, B が用いられていた。

6.4.5 2^6計画の1/4実施——完全無作為化法

L_{16} 直交表で，5因子の実験をすれば，主効果と2因子交互作用で 15 列全部が占められ，空いた列はひとつもなくなる。しかし，表 6.4 にあげた田植機の試験では6因子を取上げている。これを 16 区で実施すると，$2^6=64$ 区の 1/4 実施となる。このように貪欲な試験では，すべての2因子交互作用に関して的確な情報を得ることは不可能である。しかし，すべての主効果については，偏りのない情報を得たい。そこで，次のような条件の下で，最も効率の高い計画を探すことになる。

① 3因子以上の交互作用は無視する——この前提の下で，直交表の列にただ1つの要因だけが割りつけられるとき，その要因は**推定可能 estimable** であるという。

② すべての主効果を推定可能とする。

③ できるだけ多くの2因子交互作用を「推定可能」とする。

この条件の下で検討すると，2^6 の 1/4 実施では，すべての2因子交互作用は，推定不可能であることがわかつた。その経過はつぎのとおりである。

(i) 定義対比の決定：1/2 実施をするには，1つの定義対比が必要であつた。1/4 実施をするには，いくつの定義対比が必要であるか。1/4 実施とは，$2^6=64$ 区を 16 区ずつの4ブロックに分けたとき，その1ブロックだけを実施することを意味する。この4ブロックを定義するには，その自由度 $4-1=3$ に相当する数の要因効果（各自由度1）が必要である。それゆえ，3つの定義対比を用意しなければならないが，これらは互いに独立ではなく，たとえばX, Yという2つの要因効果をきめれば，その交互作用XYが第3の要因効果となる。それゆえ，独立に2つをえらべはよい。

さて，2^5 の 1/2 実施のときは定義対比として $X=ABCDE$ を採用して成功した。第6の因子の記号をFとすると，第2の定義対比として何をとればよいか。そのいくつかの候補と，それから自動的に求まる第3の定義対比を次に示す。

$$\begin{cases} Y=BCDEF \longrightarrow XY=AF \\ Y=CDEF \longrightarrow XY=ABF \\ Y=DEF \longrightarrow XY=ABCF \end{cases}$$

ここで，定義対比が2因子交互作用 AF ということは，$1=AF \longrightarrow A=A^2F\equiv F$ で，因子Fは因子Aと同じ列にわりつけよということを意味し，主効果AとFが別名になつてしまう。これは上の条件②に反する。$1=ABF \longrightarrow F=AB$, $A=BF$, $B=AF$ となり，これは主効果が2因子交互作用と別名になることであつて，これも条件②に反する。従つてこれらはすべて失格し，$X=ABCDE$ というような5因子交互作用を採用する限り条件②を満足する計画が得られないことがわかる。

定義対比の1つとして，$X=ABCDEF$ という6因子交互作用をとると，Yに何をとつても，YかXYのどちらかに3文字以下のものがはいり，上と同じ理由により，条件②を満足する計画が得られない。

そこで，定義対比としてX, Yとも4因子交互作用をとることにし，かりに $X=ABDE$ とする。2, 3 の場合

を検討すると次のようになる。

$$\begin{cases} Y=ABCF \longrightarrow XY=CDEF \\ Y=ABDF \longrightarrow XY=EF \\ Y=ACDF \longrightarrow XY=BCEF \end{cases}$$

これからXとYが2つの文字を共有するような4因子交互作用をとると，XYは両者に共通でない4文字をもつ交互作用になることがわかる。4因子交互作用が定義対比である限り，主効果は3因子交互作用と別名になつて，②の条件を満足するが，2因子交互作用同志が互いに別名になる。たとえば，次のようになる。

$$1=ABDE \longrightarrow A=BDE,\ B=ADE$$
$$AB=DE,\ AD=BE \text{ となる。}$$

（ii） 直交表の列へのわりつけ：いま，3つの定義対比を次のようにとり，かつ，A, B, C, D を列名 a, b, c, d の列にわりつける。

$$1=ABDE=ACDF(=BCEF)$$

E, F をわりつけるべき列を x, y とすると，この恒等式から，

$$\begin{array}{llll} E=A\,B\,D & & F=A\,C\,D & \\ \downarrow\ \ \downarrow\downarrow\downarrow & & \downarrow\ \ \downarrow\downarrow\downarrow & \\ x=\mathrm{a\ b\ d}\cdots\cdots & \text{(11)列} & y=\mathrm{a\ c\ d}\cdots\cdots & \text{(13)列} \end{array}$$

とすればよいことがわかる。こうすると自動的に，

$$BCEF \longrightarrow \mathrm{b\cdot c\cdot abd\cdot acd}=\mathrm{a^2b^2c^2d^2}\equiv 1$$

となる。このわりつけを表6.5⑤-aに示す。このとき，2因子交互作用はすべて互いに別名になつてしまう。

ところで，これら6因子が，「欠株率」というような特性値に与える効果，とくにそれらの交互作用の有無については，技術的にある程度の予測をすることができる。すなわちC：播種密度，D：作業速度の欠株率に与える効果はそれほど大きくなく，かつ，これらは他の因子とあまり大きな交互作用をもたないと考えられたと仮定する（この判断がもし誤まつたときにも，この試験全体から得られる情報をかく乱しないような予防手段をとる必要があるが，それは後述)。すると，C, Dとの交互作用をすべて消すと，同じ表の ⑤-b のわりつけが得られる。この試験はこのほかに(5)列のACを加えて出発した。

6.4.6 2^8計画の1/16実施——完全無作為化法

前小節で，L_{16}直交表に6因子をわりつけたとき，主効果はすべて「推定可能」にできたが，2因子交互作用はいずれも他の1つまたは2つの2因子交互作用と別名になつて，単独では推定できないことになつた。しかるに，このわりつけ（表6.5⑤-a）では，第(7)列と(14)列が空いていて，ここは「誤差」eとされた。そこで この空いた列に新らしい因子G，Hを入れても，上の条件（とくに その②）が満足されるかどうかを 表6.8で確かめてみよう。

表 6.8　L_{16} 直交表へ8因子をわりつけるとき

列番	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
列名	a	b	ab	c	ac	bc	abc	d	ad	bd	abd	cd	acd	bcd	abcd
要因のわりつけ	A	B	AB=DE=FG=CH	C	AC=DF=EG=BH	BC=BF=DG=AH	H	D	AD=BE=CF=GH	BD=AE=CG=FH	E	CD=AF=BG=EH	F	G	CE=BF=AG=DH

この表から明らかなように，2因子交互作用（全部で${}_8C_2=28$個ある）は4つずつ組になつて7つの列にわりつけられ，主効果とは別名にならない。よつて2^8の1/16実施というような計画を採用しても，主効果に関する限りは，信頼のおける推論ができることがわかる。

この1/16実施を定義する対比は 16−1=15 個存在する。それらは，表6.8での別名関係から独立なもの（他から誘導できないもの）4つをえらび，そのあらゆる組合せの積として求められる。

それらは次の15に個なる。

(最初にえらんだもの)	(左の2つずつの積)	(最初の3つずつの積)	(最初の4つの積)
1=ABDE	=DEFG	=ABCDEFGH	=BEGH
=ABFG	=CDEH	=ACEG	
=ABCH	=CFGH	=AEFH	
=ACDF	=BCEF	=ADGH	
	=BCDG		
	=BDFH		

今回述べたような操作を各試験ごとに行なうのではない。いろいろのわりつけのなかで best と思われるものがすでに「表」にされているから，実際にはそれを用いればよいのである。その「表」については次回に述べる。

農学講座 | 農学研究のための 試験設計法〔8〕

奥野忠一*・塩見正衛*

7. L_{16}直交表のわりつけ表と線点図

7.1 一部実施計画の必要性

前講§6.4では，L_{16}直交表を用いて，2^5計画の1/2実施，2^6計画の1/4の実施，および2^8計画の1/16実施の構成法について述べた。「このような**一部実施計画** fractional factorial design を採用する必要がどこにあるか」をしばらく考えてみよう。

いま，§6.4.6であげた2^8計画のすべての処理組合せを実施するとすると，これに要する試験区数は$2^8=256$となる。もしこれを，1区20 m^{2}の圃場試験に適用すると所要面積は50 a を超え，現在の試験場の圃場ではまず実施できないであろう。また，もしこの計画を，1日に1点ずつしか行なえない分析実験に適用すれば，一通りが終るのに1年近い日数を要し，現実性に乏しい。このように，256個の異なる処理をふくむ実験などは実現の見込はまずないが，かりにこれが実施されたとしても，それから得られる情報の内容は次のとおりとなる。

256個のデータの「全体」の変動はよく知られているように，自由度256−1=255の偏差平方和で表わされる．これを，8つの因子A, B, C, D, E, F, G, H（各2水準）の主効果および交互作用効果の自由度に分割した結果を表7.1に示す。すなわち，各因子はそれぞれ自由度1の主効果をもつから，主効果全部で8となる。各2因子ずつの交互作用は，$AB, AC, \cdots, GH$とあり，その数は8つのものの中から2つを選び出すときの組合せ数 ${}_8C_2=8!/(6!2!)=28$ 個であり，各々の自由度は1であるから，2因子交互作用の全部で28となる。同様にして，3因子交互作用（その定義式は§5.1の(5.7)式である）の自由度は ${}_8C_3=8!/(3!5!)=8\times7\times6/3\times2\times1=56$ となる。このようにして，8因子交互作用までその自由度をかぞえると，その合計は255となり，「全体」の自由度と一致する。

表 7.1 2^8要因計画の自由度の分割

変動因	自由度
全体	255
主効果 (A, B, C, D, E, F, G, H)	${}_8C_1=8$
2因子交互作用 ($AB, AC, \cdots\cdots, GH$)	${}_8C_2=28$
3因子交互作用 ($ABC, ABD, \cdots\cdots, FGH$)	${}_8C_3=56$
4因子交互作用 ($ABCD, ABCE, \cdots\cdots, EFGH$)	${}_8C_4=70$
5因子交互作用 ($ABCDE, \cdots\cdots, DEFGH$)	${}_8C_5=56$
6因子交互作用 ($ABCDEF, \cdots\cdots, CDEFGH$)	${}_8C_6=28$
7因子交互作用 ($ABCDEFG, \cdots\cdots, BCDEFGH$)	${}_8C_7=8$
8因子交互作用 ($ABCDEFGH$)	${}_8C_8=1$

さて，このようにして，256区の試験から得られる情報はいかなる要因効果に分解されるかがわかつたのであるが，これらはすべてどうしても必要な情報であろうか。これについては，前講§6.4.1でも触れたように，次の2点が指摘できる：

① 主効果は各因子の平均的な効果を示し，2因子交互作用は，2つの因子の組合せにおいて，当該2因子の主効果では説明されない部分を示し，3因子交互作用は3因子の組合せにおいて，関係する因子の主効果と2因子交互作用では説明しきれない部分を示す……というように，次々に平均的な効果を取除いた残差 residual の部分を定義しているので，多因子交互作用の効果（分散）は因子数がふえるほど小さくなる傾向がある。

② 多因子交互作用については，その技術的解釈が困難である（筆者の知る限りでは，試験の成績書に記されている「考察」で，2因子の組合せにおける効果について述べている例は多いが，3因子以上の組合せについて述べたものはほとんどない。これは，農業技術者は3因子以上の交互作用を無視していることを示す）。

以上の2点に注意すると，表7.1の255の自由度のうち取出す必要のある情報は，主効果の8と2因子交互作用の28の自由度に対応するものだけで，それら以外はすべて無駄な情報であるということになる。もちろんこれらの効果の分散の値がわかれば，それらをプールして，「誤差分散」の推定値として用いることはできるが，しかしそれだけのために256区もの大規模な試験をするよりは，試験の規模を縮少して効率を高めた方がよいのはいうまでもない。8因子を取上げても，必要な情報は8+28=36自由度の要因効果に集約されるなら，これらを偏りなく推定するには理論的には37個以上のデータがあればよいことになる。実際それは適当に選んだ64区（2^8計画の1/4実施）を用いて達成できる。

さらに，「2因子交互作用の存在は否定できないが，そ

* 農林省農業技術研究所

れに関する情報は今回は得られなくてもよい，ただし，主効果の自由度に相当する情報だけは正しく評価したい」という場合には，すでに前講の終り（§6.4.6）に示した 2^8 計画の 1/16 実施が可能になる。これはたつた 16 区だけの試験であるが，各因子の2水準はいずれも8回ずつ反復されているのである。

これを要するに，取上げる因子の数が多くなればなるほど，それらの水準のすべての組合せを実施する要因計画では，所要試験区数も各因子の水準の反復数も幾何級数的に増大するが，それからは膨大な量の無駄な情報が得られることになるので，一部実施法の採用を考慮すべきであることがわかつた。なお，一部実施法のわりつけには後述のように，直交表が役に立つのである。

7.2 わりつけ表の構成とその使い方

7.2.1 外国の研究との差異

要因計画 factorial design と**一部実施計画** fractional factorial design は，元来英国 Rothamsted 農業試験場で，前者は主として前統計部長 F. YATES[1] により 1930 年代に，後者は，現 Edinburgh 大学統計学教授で，農業研究会議 Agricultural Research Council の統計部長である D. J. FINNEY[2,3,4] に依り 1945 年頃に考案された。それが米国にわたり，工業方面への利用を意図して，米国標準局 National Bureau of Standards[5] が 1957～61 年に沢山の計画を集録した3つの表にまとめた。

ところで，これらの論文および表に共通の特徴は，いかなる場合にも，その水準のすべての組合せ（要因計画）から出発し，そのどの一部を実際に試験するか，という設定になつていることである。たとえば，2^8 計画の 1/16 実施では，まず $2^8=256$ 個の処理組合せを考え，その中からいかにして適当な 1/16 を選ぶかという問題になる。そしてその選び方は，各因子の第2水準を1，第1水準をそれぞれ a, b, c, d, e, f, g, h としてこれらの記号の組合せ演算に依つている。このため，供試すべき 16 区の処理条件を定めるのが煩雑で，熟練した統計家の協力を得なければできず，その適用はごく少数の特殊の試験に限られている。これが，筆者が 1967 年秋に Rothamsted，Edinburgh などを訪れたときの所見である。

一方わが国においては，秤量問題から出発した PLACKETT & BURMAN[6] 流の直交表を用いた実験計画法が，田口玄一[7]，島田正三[8] 氏等によつて工業方面に広く普及された。この方法では，もし 16 区の試験をするならば，いくつの因子を取上げる場合でも $2^4(=16)$ 計画の要因効果を表わす L_{16} 直交表から出発し，その 15 列に必要な要因効果（たとえば8因子の各々についての主効果）をわりつけるのである。したがつて，直交表の列への要因効果のわりつけ方さえ理解できれば（それは通常“線点図”によつて教えられる），16 区の処理内容は誰でも，L_{16} 直交表からただちに読みとることができる。

以上を，もつと簡略には次のようにもいえる：

（1） 一部実施計画（英国流）では，まず取上げるべき因子の数が与えられ，次に個々の場合の実験の規模（所要区数）に応じて，要因計画の何分の一実施になるかがきまり，それにより供試すべき処理組合せをえらぶ。

（2） 直交表による実験（わが国流）では，まず試験の規模（所要区数，したがつて用いるべき直交表）が定まり，これこれの条件なら何因子まで入れられるかが定まる。同時に各区の処理組合せが直交表から読みとれる。

さて，わが国工業界で広く用いられている直交表実験は，それが要因計画の一部実施であることをまつたく無視するので，主観的に（もちろん，十分な技術的検討を加えた上で，と断つているが）いくつかの因子の主効果と，ごく少数の2因子交互作用を要因とし，それら以外のすべての2因子交互作用および3因子以上の交互作用などはまつたく存在しないと仮定するのである。筆者らはもう 10 年も前から，このような仮定が崩れた場合には，その試験から得られるべき重要な要因効果に偏つた推定値が与えられると警告してきた。それゆえ直交表の利点は用いるけれども，そのような危険を最少限に食いとめるために，一部実施計画としての定義対比や別名関係を明確に考慮に入れるわりつけを採用すべきであると提唱した。その線に沿つて現在採用している原則は，§6.4.5 でも述べたように，次のとおりである．

① 3因子以上の交互作用は一応無視する。

② すべての主効果は，2因子交互作用と同じ列にわりつけない（別名にならないようにする）。

③ なるべく多くの2因子交互作用を，他の2因子交互作用と別名にならないようにする。

この原則は，D. J. FINNEY や米国標準局で採用しているものとほぼ同じであり，これに基づいて筆者らが構成したわりつけ表[9] と線点図[10] は，文献[5] よりもすぐれた（情報量の多い）計画をいくつか含んでいる。こうして直交表を用いることによつて，一部実施計画のわりつけを簡単にしたために，わが国の農業試験においては，英国よりもはるかに多くの実施例を見ることができるようになつたと考えている。

7.2.2 1ブロック（完全無作為化法）のとき

表 7.2 に，L_{16} 直交表への要因のわりつけ表を示す。これは，現在考えうるベストな計画をあつめたもので，文献 9)，10) と同じか，よりくわしい。本小節ではブロック数が1の場合，すなわち，全 16 区が完全にランダ

表 7.2 L_{16} 直交表への要因のわりつけ表

ブロック数	因子数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	定義対比（ブロック交絡）
群番号		1	2		3				4								
列名		a	b	ab	c	ac	bc	abc	d	ad	bd	abd	cd	acd	bcd	abcd	
1	4	A	B	AB	C	AC	BC		D	AD	BD		CD				
	5							DE				CE		BE	AE	E	1=ABCDE
	6	A	B	AB=DE	C	AC=DF	BC=EF		D	AD=BE=CF	BD=AE	E	CD=AF	F		CE=BF	1=ABDE 1=ACDF
	7			=FG		=EG	=DG				=CG		=BG		G	=AG	1=BCDG
	8			=CH		=BH	=AH	H		=GH	=FH		=EH			=DH	1=ABCH
2	4	R	A		B		AB	CD	C	AC	BD		BC	AD		D	R=ABCD
	5	R=AB	A	B	C	DE	AC	BC	D	CE	AD	BD	CD	E	BE	AE	R=AB 1=ABCDE
	6	R	A	BC=EF	B	AC=DF	AB=DE	C	D	CE=BF	AD=BE=CF		BD=AE	F	E	CD=AF	R=ABC 1=ABDE 1=ACDF
	7			=DG		=EG	=FG			=AG		G	=CG			=BG	1=BCDG
	8	R=AB=DE=FG=CH	A	B	C	H	AC=DF=EG=BH	BC=EF=DG=AH	D	E	AD=BE=CF=GH	BD=AE=CG=FH	CD=AF=BG=EH	CE=BF=AG=DH	F	G	R=AB 1=ABDE 1=ACDF 1=BCDG 1=ABCH
4	4	R^1	R^2	R^3=AD	A	BC		D	B	AC	CD		AB	C		BD	R^1=ABC R^2=BCD
	5	R^1=AB	R^2=AC	R^3=BC	A	B	C	DE	D	CE	BE	AE	AD	BD	CD	E	R^1=AB R^2=AC 1=ABCDE
	6	R^1	R^2	R^3=AD=BE=CF	A	BC=EF	CE=BF	D	B	AC=DF	CD=AF	E	AB=DE	C	F	BD=AE	R^1=ABC R^2=BCD 1=ABDE 1=ACDF
	8	R^1=AB=DE=FG=CH	R^2=AC=DF=EG=BH	R^3=BC=EF=DG=AH	A	B	C	H	D	E	F	G	AD=BE=CF=GH	BD=AE=CG=FH	CD=AF=BG=EH	CE=BF=AG=DH	R^1=AB R^2=AC 1=ABDE 1=ACDF 1=BCDG 1=ABCH
8	8	R^1=AB=DE=FG=CH	R^2=AC=DF=EG=BH	R^3=BC=EF=DG=AH	R^4=AD=BE=CF=GH	R^5=BD=AE=CG=FH	R^6=CD=AF=BG=EH	R^7=CE=BF=AG=DH	A	B	C	H	D	E	F	G	R^1=AB R^2=AC R_4=AD 1=ABDE 1=ACDF 1=BCDG 1=ABCH

〔注：$R, R^1, R^2, \cdots\cdots, R^7$ はブロック因子〕

ムに配置される場合を取扱う。まず「列名」の欄のすぐ下は，因子数4のとき（2^4 の1回実施）のわりつけを示し，4因子 A, B, C, D は列名 a, b, c, d の列に，2因子交互作用もそれぞれ対応する列にわりつけられ，空白の列は「誤差」列であると考える（3因子以上の交互作用は存在しないという前提であるから）。

次に5因子をわりつけるときは，定義対比として，$1=ABCDE$ がとられているので，$E=ABCD\to$ abcd より E は(15)列にわりつけられ，E との交互作用も同じ行にしるされている。4因子の行との境界を破線で示したのは，5因子のわりつけのときは，上の行もいつしよに考えよということを示す。ところで6因子のときは，前号§6.4.5で検討したように，5因子のときと同じ定義対比を用いることができなかつた（従つて，E をわりつける列が変つた）ので，境界を実線とし，因子 A, B, C, D をふくめて改めて各列にわりつけるべき要因を記入した。こんどはその定義対比からもわかるように，いくつかの2因子交互作用が互いに別名になつており，しかも第(7)，(14)列は空いている。7因子および8因子をわりつけるときは，この空いた列に，因子 G, H を順に入れれば（順序は逆転させても差支えない），それらとのどの2因子交互作用も主効果とは別名にならないようにできる。

前講表6.5に示した ①-a，③-a，⑤-a および表6.8のわりつけはすべてこの表にふくまれる。L_{16} 直交表には上の条件を満足してわりつけうる因子数は8までである。一般に2水準系の直交表 $L_N(2^{N-1})$ では，因子数は $N/2$ が限度である。

7.2.3　2ブロック（乱塊法）のとき

2水準のブロック因子を導入するときは，全16区が8区ずつの2ブロックに分けて実施される。このときブロック因子 R は(1)列にわりつけることにきめる。すると，4因子のとき　R と交絡する要因を4因子交互作用 $ABCD$ にとると，$D=RABC\to$abcd より D は(15)列にわりつけるべきことがわかる。ところが，5因子のときは，「1ブロック」のときのわりつけ表からわかるように，15列

全部が塞つていて，ブロック因子Rを入れるべき余裕がない。それで2因子交互作用の1つであるABと交絡させたのである。以下同様であるが，6，7因子（1ブロック）のときは空いている列 abc があるので，この ABC をブロック交絡要因とした。8因子のときは空列がなくなつたので，また $R=AB$ とした。ここでとくに注意したいのは，因子数が同じ（従つて何分の1実施も同じ）ものは，1ブロックのときも2ブロックのとき（以下4，8ブロックも同様）も同じ定義対比を用いたということである。もちろん第(1)列にRが入つたために，わりあてられる列は非常に変つているけれども。

7·2·4 4ブロック（乱塊法）のとき

全16区を4区ずつの4ブロックに分けて実施したいときは，ブロック因子Rは4水準となり，その変動の自由度は4−1=3となる。L_{16} 直交表のどの列も数字1と2ばかりで，各列は自由度1の要因に対応する。それゆえ，4水準のブロック因子に対しては，3列がわりあてられねばならない。これは図7.1に示すように，4水準因子Rを，各2水準の2つの擬因子R^1, R^2（添字は上につける）の水準の組合せによつてできると考えれば，全体の自由度3は，2つの主効果R^1, R^2とその交互作用 $R^3=R^1R^2$ に分解されることになる。これを，第(1)，(2)およびその交互作用の(3)列にわりつけたのが，表7.2 の4ブロックのときである。ここでも，定義対比は前とまつたく同じとした。このときには4因子の場合でも，どれか1つの2因子交互作用がブロックと交絡する。また，7因子の場合をトバしてあるけれども，これは8因子のときの表で，HおよびHをふくむ2因子交互作用をすべて削除したものとして得られる。

		R^2: 1	R^2: 2
R^1	1	R_1	R_2
	2	R_3	R_4

図7.1 4水準因子の分解

このようにして，各要因効果をわりつけるべき列がきまると，4水準のブロック因子の各水準は次表のようにきめる（図 7.1 参照）。たとえば，擬因子 R^1 の第2水準と R^2 の第1水準の組合せは R_3 であることがわかる。これより，直交表の行番号No.で上から順に 1〜4，5〜8，9〜12，13〜16の4組が出来，これらが4ブロックを構成する。このとき，R^3 の列(3)はまつたく利用する必要はない。R^1 と R^2 の水準がきまれば，R^3 の水準は自動的にきまるからである。また，R^1 と R^3 の列を用いて4ブロックを作つてもまつたく同じ結果になる。

列番 要因	(1) R^1	(2) R^2		(ブロック) R
水準	1	1	$\longrightarrow$	R_1
	1	2	$\longrightarrow$	R_2
	2	1	$\longrightarrow$	R_3
	2	2	$\longrightarrow$	R_4

7·2·5 8ブロック（一対比較法）のとき

16区を8ブロックに分けると，各ブロックは2区ずつしかふくまないことになる。これは対(ツイ)にして比較すること，すなわち**一対比較法** paired comparison とよばれるものである。ブロック因子の自由度は8−1=7となるから，各自由度1の7列R^1，R^2，$R^3=R^1R^2$，R^4，$R^5=R^1R^4$，$R^6=R^2R^4$，$R^7=R^1R^2R^4$ が必要となる。すなわち R^1, R^2, R^4 の3つだけを独立に指定すれば，他はこれら3種の積として得られる。具体的に8つのブロックに分けるには，図7.2の配列から次のその下の表のようにすればよい。

R^3の1水準

		R^2: 1	R^2: 2
R^1	1	R_1	R_2
	2	R_3	R_4

R^3の2水準

		R^2: 1	R^2: 2
R^1	1	R_5	R_6
	2	R_7	R_8

この8ブロックの実験では，因子数が4であつても，2因子交互作用はすべてブロックと交絡する。それゆえ列をあけておくのは無駄であるからなるべく多くの因子をわりつけるのがよい。因子数が多すぎるなら $H, G, F, E\rightarrow$ の順に当該記号およびそれらとの交互作用を抹消すればよい。

図 7.2 8水準のブロック因子の分解

(1)列 R^1	(2)列 R^2	(4)列 R^4		ブロック R
1	1	1		1
1	1	2		2
1	2	1	⇨	3
1	2	2		4
2	1	1		5
2	1	2		6
2	2	1		7
2	2	2		8

引用文献

1) F. YATES (1937) : The Design and Analysis of Factorial Experiments, Imperial Bureau of Soil Science, Tech. Comm. No. 35
2) D. J. FINNEY (1945) : The fractional replication of factorial experiments, Ann. Eng., 12, pp. 291〜301
3) D. J. FINNEY (1946) : Recent development in the design of experiments. III. Fractional replication, Jour. Agric. Sci., 36, pp. 184〜191
4) D. J. FINNEY (1960) : An Introduction to the Theory of Experimental Design, Univ, of Chicago Press.
5) National Bureau of Standards (U. S. Dept. of Commerce):
(i) Fractional factorial experiment designs for factors at two levels (1957), Applied Math. Series, No. 48
(ii) Fractional factorial experiment designs for factors at three levels (1959), Applied Math. Series, No. 54
(iii) Fractional factorial designs for experiment with factors at two and three levels (1961), Applied Mathematics Series, No. 58
6) R. L. PLACKET and J. P. BURMAN (1946) : The design of optimum multifactorial experiments, Biometrika 33
7) 田口玄一 (1957, '67)：実験計画法上下，丸善
8) 島田正三 (1958)：やさしい直交配列の話，日本規格協会
9) 奥野忠一・塩見正衛 (1964)：直交表による多因子計画のわりつけ，農技研報告A第12号，pp. 23〜76
10) 奥野忠一・芳賀敏郎 (1969)：実験計画法，培風館，新統計学シリーズ2

農学講座｜農学研究のための 試験設計法〔9〕

奥野忠一*・塩見正衛*

7.3 線点図の構成とその使い方

前講では，L_{16} 直交表への要因のわりつけを，表 7.2 に示した「わりつけ表」を用いて行なう方法を述べた。そこでは，主効果をどの 2 因子交互作用とも別名にならない（これを「推定可能」とよんだ）ようにするとともに，2 因子交互作用もできるだけ多く「推定可能」にする，という原則に従つた。本号では，それと基本的な考え方は同じであるが，少し異なつたわりつけを与えてくれる線点図の利用のしかたを述べる。実際，2 因子交互作用のなかには，その情報を必らず取出したい重要なものと，それについての情報はぎせいにしてもよいものとがある。このような場合に適当な計画は，表 7.2 で，不要な 2 因子交互作用を抹消し，また，要因記号の入れかえを行なえば，試行錯誤的に見出すこともできるけれども，図 7.3 の線点図を利用した方が便利なことが多い。

7.3.1 線点図の構成

線点図† はその名のとおり，「点」と「線分」で構成されており，各「点」にはそれぞれ直交表の「列名」が対応させてある。「線分」にはなんの記号も付されていないが，これは，両端の「列名」の積（要因としては，2 因子交互作用）を示す。この「線点図」へのわりつけは次のとおりとなる。

① 各「点」には 1 つの因子の主効果をわりつけることができる。「線分」には主効果をわりつけることができない†。

② 「線分」の表わす 2 因子交互作用は「推定可能」である。

③ 「線分」で結ばれていない 2 つの因子の交互作用は「推定できない」。——この種の 2 因子交互作用がいくつか互いに別名になる。

④ 括弧づきの点（列名）には主効果をわりつけることができない（もしわりつけると，その因子と別の因子との交互作用が他の主効果と別名になつて，ここでの原則に反することになる）。よつて，この列は「誤差」とするほかはない。

7.3.2 線点図 (1) の使い方

線点図 (1) の 5 角形の頂点 $a, b, c, d, abcd$（直交表の列番では，(1)，(2)，(4)，(8)，(15) にあたる）に，5 因子 A, B, C, D, E をわりつける（これより多くの因子はわりつけられない）。どの 2 つの頂点も「線分」で結ばれているから，すべての 2 因子交互作用は「推定可能」である。このわりつけは，表 7.2 の「1 ブロック・5 因子」計画そのものである。

ここでもし 4 因子しか取上げないときは，$abcd$ の列を「誤差」と考え，これとの交互作用 $a\cdot abcd\equiv bcd$, $b\cdot abcd\equiv acd$, $c\cdot abcd\equiv abd$, $d\cdot abcd\equiv abc$ も同じく「誤差」とすれば，表 7.2 の「1 ブロック・4 因子」計画となる。また，5 因子をわりつけた上，さらにブロック因子 R をわりつけたいとしても，空いた「点」はないから不可能である。主効果をブロックと交絡させないとすれば，どれか 1 つの 2 因子交互作用をぎせいにする他はない。「線分」ab がえらばれたとすると，これは上の原則①に違反するが，$R=AB$ という，表 7.2 の「2 ブロック・5 因子」計画と実質的に同じわりつけになる。

7.3.3 線点図 (2) の使い方

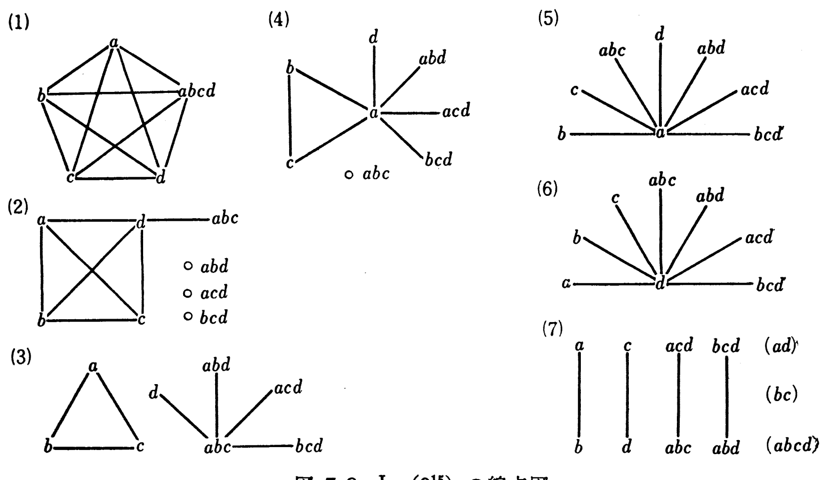


図 7.3 $L_{16}(2^{15})$ の線点図

〔注〕（ ）内の列名には，誤差を割り付け，主効果を割り付けてはいけないことを示している。

† この「線点図」は，奥野・芳賀（前講文献10）の考案したもので，市販の類書のものとは異なる。

* 農林省農業技術研究所

こんどは，４因子相互の間の２因子交互作用はすべて必要であるが，第５番目の因子は上の１つとの交互作用だけが推定できればよい場合を考える。このときは，４因子を a, b, c, d に，第５の因子を abc にわりつければよいことをこの線点図は示している。さらに，他の因子との交互作用は無視できると考えられる因子（その因子の水準の幅が小さいときには仮定できる）なら，上のほかに３つまで採用することができ，それらは「列名」abd, acd, bcd にわりつければよいことがわかる。このわりつけも，表 7.2（前講）の「1 ブロック・8因子計画」(1-8 計画と略称) から求めることができる。すなわち，A, B, C, D をはじめの４因子，abc にわりつけたHを第５因子として，HはDとだけ交互作用をもつとし，残りの E, F, G 因子については，それをふくむ交互作用はすべて抹消すればよい（表7.3（a）参照)。

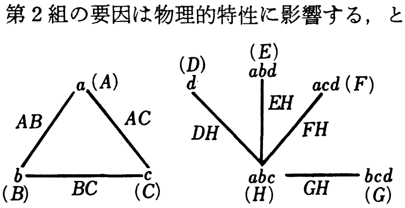
あるいはまた，“ブロック因子Rは，他の因子と交互作用をもたない” という前提であつたから，abd, acd, bcd のどれか１つにRをわりつければ，「2 ブロック・7 因子計画」(2-7 計画) がえられる。これは，表7.2に示したものと実質的に同じである。

表 7.3　線点図を利用した種々のわりつけ

列番	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
列名	a	b	ab	c	ac	bc	abc	d	ad	bd	abd	cd	acd	bcd	abcd
(a) 表 7.2 の 1-8 計画	A	B	$AB(=DE=FG=CH)$	C	$AC(=DF=EG=BH)$	$BC(=EF=DG=AH)$	H	D	$AD(=BE=CF=GH)$	$BD(=AE=CG=FH)$	E	$CD(=AF=BG=EH)$	F	G	$(CE=BF=AG=)DH$
線点図 (2)	A	B	AB	C	AC	BC	H	D	AD	BD	E	CD	F	G	DH
(b) 線点図 (3)	A	B	AB	C	AC	BC	H	D	GH	FH	E	EH	F	G	DH
(c) 線点図 (4)	A	B	AB	C	AC	BC	$H(R)$	D	AD	AE	E	AF	F	G	AG
(d) 線点図 (7)	A	B	AB	C	GH	e	F	D	e	EF	H	CD	E	G	e
(e) 同上（4水準）	A^1	A^2	A^3	B^1	D^1	E^1	C^1	B^2	E^2	C^2	D^2	B^3	C^3	D^3	E^3
(f) §7,3,8 の例 1（好ましくないわりつけ）	A	$B(=EF)$	AB	C	$AC=(DF)$	BC	(DE)	D	$AD(=CF)$	BD	(CE)	$CD(=AF)$	$F(=BE)$	(AE)	$E(=BF)$
(g) 同例2 のわりつけ（線点図(4)より）	A	B	$AB=FG$	C	AC	BC	H	D	AD	$AE=FH$	E		F	G	
$E\longleftrightarrow G$の入れ $F\longleftrightarrow H$かえ	A	B	AB	C	AC	BC	F	D	AD	FH	G	FG	H	E	AE
田口氏の線点図によるわりつけ	$A(=GH)$	$B(=DG)$	AB	$G(=BD=CE=AH)$	$H(=AG)$	$D(=BG)$	AD	$C(=EG)$	AC	BC	F	$E(=CG)$	AE	FH	FG

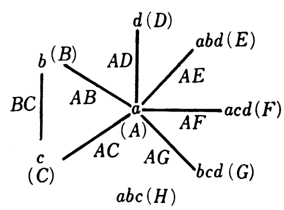
7.3.4　線点図 (3) の使い方

これになると，表7.2からは到底思い浮ばない計画である。要因が２組に分かれていて，第１組の A, B, C ３因子のあいだではそれらの交互作用を考える必要があり，第２組の D, E, F, G, H についてはHと他の因子との交互作用だけを考えればよく，さらに第１組の因子と第２組の因子の間の交互作用は存在しないと考えられる場合に用いられるのである。第１組の要因は土壌の化学的特性に影響し，第２組の要因は物理的特性に影響する，というような場合に考えられる。このわりつけは右図のようにすると，表7.2の1-8計画と同じになり，そこで必要な２因子交互作用だけを残すと表7.3(b）のわりつけとなる。



7.3.5　線点図 (4) の使い方

７因子 A, B, C, D, E, F, G については，Aとの交互作用は全部推定したい，その上 $B\times C$ の情報もほしい，そのほかに主効果だけを問題にすればよい因子を１つ(H) 入れたい，こういう場合に用いられるわりつけである。右図のようにわりつけると，表7.3(c)の結果を得る。



ここで，H因子としてブロック因子Rをとれば，$R=ABC$ となつて，これは表7.2 の「2 ブロック・7 因子計画」と実質的に同じになる。“実質的に同じ” という表現は，上にも何回か述べたが，くわしい解説をしていないので，以下これについてすこし検討する。まず，表7.3(c) で各主効果をわりつけた「列名」をあげ，その下に，Rを第 (1) 列 (a) に，A, B, D を第 (2)，(4)，(8) 列 ((b), (c), (d)) にわ

表 7.4 「列名」の入れかえ

因　　子	R	A	B	C	D	E	F	G
表7.3(c)(または線点図)	abc	a	b	c	d	abd	acd	bcd
	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓
表7.2の「2-7 計画」	a	b	c	abc	d	bcd	acd	abd

りつけた場合の「列名」を求める (表 7.4)。ここで, C因子の列は $R=ABC$ から定まる。すなわち

$C=RAB \longrightarrow a\cdot b\cdot c=abc$…(7) 列

つぎに, E, F, G の列は, 表 7.3(c) または表 7.2 から読みとれる「定義対比」によつてきまる。すなわち

$1=ABDE$ より $E=ABD \longrightarrow b\cdot c\cdot d=bcd$…(14) 列

$1=ACDF$ より $F=ACD \longrightarrow b\cdot abc\cdot d\equiv acd$…(13) 列

$1=BCDG$ より $G=BCD \longrightarrow c\cdot abc\cdot d\equiv abd$…(11) 列

これが, 表7.2の「2-7 計画」と一致する。

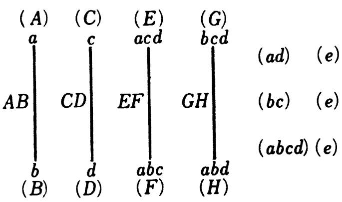
以上では, とにかく8因子をわりつけたが, もし7因子・6 因子と少ない場合には, まず線点図の孤立点(abc のような)にわりつけた因子を除けばよい。また bcd のような「線分」の端の因子を取除いたときは, その「線分」の表わす交互作用も除いて, ともに「誤差」項とする。たとえば, 上の図あるいは表7.3(c)でG因子を除くときは, Gと AG をわりつけた (14), (15) 列が同時に誤差列となるのである。

7.3.6 線点図(5), (6)の使い方

これらについては, もはや説明するまでもないであろう。ただ1つの因子との交互作用だけを問題にする場合にこれらが用いられる。(5) と (6) の2本立てにしたのは, 分割区法のときに, その最重要な因子が, 1 次因子(a)であるときと, 2 次または3次因子(d)であるときがあると考えたからである。もちろん, その代りに(b)や(c)を中心に据えても差支えない。

7.3.7 線点図(7)の使い方

これは, 各2つずつの因子の4要因群が考えられる場合に用いうる。これに右図のように因子をわりつけた結果が, 表7.3(d)に示されている。



ここで「誤差」e をわりつけた3列も, その2つの積が第3のものになつているから, たとえば, ad と bc に2因子 M, N をわりつければ, $abcd$ はその交互作用 $M\times N$ となる。しかるに, 線点図にこれを明示しなかつたのは, もしそうすれば $M=AD,\ N=BC$ という別名関係が生じ, 本講のはじめに述べたこの線点図構成の原則に反するからである。すなわち, ADやBCという交互作用を推定することはあきらめても, それらが主効果と別名になることだけは用心して避けたのである。

表 7.5 L_{16} 直交表へ4水準因子のわりつけ

因子 / 列番	行番号 $A^1A^2\to A$ (1)(2)	列番号 $B^1B^2\to B$ (4)(8)	ラテン $C^1C^2\to C$ (7)(10)	ギリシャ $D^1D^2\to D$ (5)(11)	片カナ $E^1E^2\to E$ (6)(9)
1	1 1　1	1 1　1	1 1　1	1 1　1	1 1　1
2	1 1 → 1	1 2 → 2	1 2 → 2	1 2 → 2	1 2 → 2
3	1 1　1	2 1　3	2 1　3	2 1　3	2 1　3
4	1 1　1	2 2　4	2 2　4	2 2　4	2 2　4
5	1 2　2	1 1　1	2 2　4	1 2　2	2 1　3
6	1 2 → 2	1 2 → 2	2 1 → 3	1 1 → 1	2 2 → 4
7	1 2　2	2 1　3	1 2　2	2 2　4	1 1　1
8	1 2　2	2 2　4	1 1　1	2 1　3	1 2　2
9	2 1　3	1 1　1	2 1　3	2 2　4	1 2　2
10	2 1 → 3	1 2 → 2	2 2 → 4	2 1 → 3	1 1 → 1
11	2 1　3	2 1　3	1 1　1	1 2　2	2 2　4
12	2 1　3	2 2　4	1 2　2	1 1　1	2 1　3
13	2 2　4	1 1　1	1 2　2	2 1　3	2 2　4
14	2 2 → 4	1 2 → 2	1 1 → 1	2 2 → 4	2 1 → 3
15	2 2　4	2 1　3	2 2　4	1 1　1	1 2　2
16	2 2　4	2 2　4	2 1　3	1 2　2	1 1　1

⇓

行番号 \ 列番号	1	2	3	4
1	$A\alpha$ イ	$B\beta$ ロ	$C\gamma$ ハ	$D\delta$ ニ
2	$D\beta$ ハ	$C\alpha$ ニ	$B\delta$ イ	$A\gamma$ ロ
3	$C\delta$ ロ	$D\gamma$ イ	$A\beta$ ニ	$B\alpha$ ハ
4	$B\gamma$ ニ	$A\delta$ ハ	$D\alpha$ ロ	$C\beta$ イ

図 7.4 グレコ・ラテン・仮名方格

なお, この線点図は 4×4 のグレコ・ラテン方格法の構成に用いることもできる。§ 7.2.4 で述べたように, 4水準因子は2つの列とその積の列 (計3つ) にわりつけられるから, それはここでの1つの「線分」とその両端の「点」に対応する。ゆえに, この線点図の4本の「線分」に, 4 水準因子 A, B, C, D を対応させ (それぞれを構成する3列には, たとえば A^1, A^2, A^3 という擬因子を適当な順序でわりつけた), 残りの ad —— bc には同じく4水準のEをわりつけた。その結果を表7.3(e)に示す。つぎに, このわりつけられた列の水準を表6.1の L_{16} 直交表からかきうつし, それから4水準を作つた結果を表7.5に示す。これら5つの4水準の列が互いに直交することは, 任意の2列で, (1, 1), (1, 2), (1, 3), (1, 4), (2, 1), (2, 2), (2, 3), (2, 4), (3, 1), (3, 2), (3, 3), (3, 4), (4, 1), (4, 2), (4, 3), (4, 4) という 16 組合せが1回ずつ現われることからも肯ける。つぎに, この5因子 A, B, C, D, E は, この順に, 行番号・列番号・ラテン文字・ギリシャ文字, 片仮名を示すとして, これを4×4の方格にはめこむと, 図7.4の配置を得る。ここで直交表の No. 1～16 の試験区は方格の第1行から順に右の方向へ番号づけられている。これで A, B 両因子と行番号・列番号が正しく対応することがわかる。つぎに, C, D, E 因子については, それぞれの 1, 2, 3, 4 水

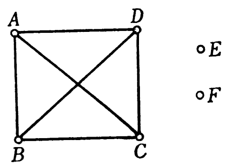
準が，ラテン文字の A, B, C, D, ギリシャ文字が α, β, γ, δ, 片仮名がイ，ロ，ハ，ニに対応するとしてかきこんだのが，図7.4である。この方格は，いわば「グレコ・ラテン・仮名方格」Graeco-Latin-Japanese square とよんでもよいであろうが，一般には，超方格 Hyper-square とよばれている。

この方格は16人の女学生を4列縦隊に並べるときの，その並べ方の数をしらべる数学遊戯にも使える。16人の女学生は，4学年各4人ずつに分かれ，同じ学年の4人はすべて組がちがつていた。さらに4人ずつ異なる色の制服を着ていたが，同じ色の制服の4人は学年も組もちがつていた。この16人を4列に並べるとき，各行（横方向）・各列（縦方向）に並ぶ4人は，いずれも，学年もちがい，組もちがい，制服の色もちがうようにするにはどうすればよいか。これに答えるには，学年をラテン文字，組をギリシャ文字，制服の色を片仮名として，図7.4のとおりに並べればよいのである。

7.3.8 他の線点図との比較

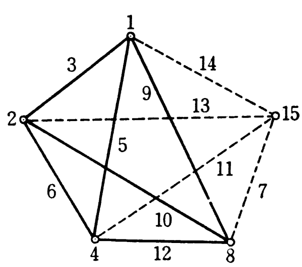
田口氏は「直交表と線点図」を丸善から出版している。いま2つの例についてこれとの比較を行なつてみよう。

〔例 1〕 6因子 A, B, C, D, E, F を L_{16} 直交表へわりつけたいが，E と F はその水準差が小さいので，これらと他の因子との交互作用は無視できるものとする。この問題は，右図のような線点図を見つけることになる。



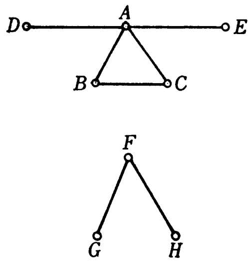
筆者らの線点図（図7.3の(2)）によれば，A, B, C, D をそれぞれ列名 a, b, c, d に E, F を abc, abd, acd, bcd のうちの任意の2つにわりつければよいことになる（読者これを試みよ）。

一方，田口氏の線点図には4角形を含むものがないので，その1(a)の5角形で第(15)列の因子を外すことにする。(1), (2), (4), (8) 列に A, B, C, D を入れれば，その限りでは上と同じである。E と F とを，たとえば(15)列と(13)列に入れると，その結果は表7.3の(f)に示すようになる。



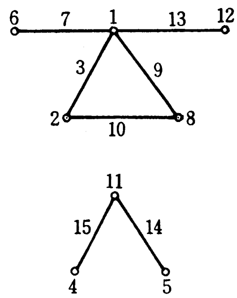
そこでは明らかに主効果 B, E, F が2因子交互作用と別名になつており，われわれの原則に反する。

〔例 2〕 作物の生育条件を表わす因子 A, B, C, D, E と生産物の測定方法に関する因子 F, G, H があつて，下図に示すような交互作用について情報を得たいとする。残念ながら，筆者らの線点図にはこれにあたるものはない。



そこで，ひとまず線点図(4)(§7.3.5)に従つて因子をわりつけ，必要な2因子交互作用の現われる列を調べてみる。表7.3(g)に見るように，$AB=FG$, $AE=FH$ となつてこれでは困る。しかし，その表の(a)の要因を見ながら試行錯誤的に因子名を入れかえると，(g)表の中段に示すわりつけを得る。まず E と G の入れかえにより，AE は(15)列に移り，次に F と H を交換することにより，FG を(12)列に移したのである。これにより必要な交互作用は全部「推定可能」になつた。

一方，田口氏らの線点図の3(a)は右のとおりであつて，これに上図のとおりの因子をわりつけた結果は，表7.3の(g)の最下段に示される。

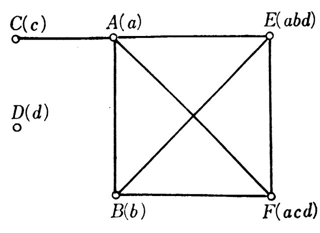


この場合，必要な要因はすべて15列のそれぞれに1つずつわりあてられているが，無視した2因子交互作用のはいる列をしらべて行くと，表に示したように，主効果 A, B, C, D, E, H は1つの，G に至つては3つの2因子交互作用と別名になつている。それゆえ，これらの2因子交互作用のどれかが予想に反して無視できない効果をもつときは，これらの主効果の推定に偏りがもちこまれるという重大な事態になるのである。それゆえ，このような危険の起こりやすい生物学の研究に携わる人々には，筆者らの考案したわりつけ表と線点図を用いることをお勧めするのである。

7.4 適用例

7.4.1 田植機の試験

さきに§6.4で引用させて頂いた田植機の植付性能試験（本講座〔7〕p.51と54）は図7.3の線点図を用いたものではないが，右図からもわかるように，結果的には，その(2)の線点図と同じものである。



この試験は，より大きな試験の一部分であるが，欠株率についての解析結果を表7.6に示す。そこでの検定に用いた「誤差分散」は，そのより大きな試験

から求めた値である。

この結果，有意になつた要因は，主効果 B, F と交互作用 $A \times B$ のみであつた。表7.7に結果の要約を示す。これから次のことがわかる。

① 「苗をつかむ位置」は低い (F_1) ほど欠株率は小さくなる。 ②代かき後3日目 (A_1) に深水（水深 4～5 cm) (B_2) して田植機を使うと欠株は著しく増えるが，代かき後1日目 (A_2) のときは却つて深水 (B_2) の方がよいように見える。

7.4.2 水稲直まき試験

鹿児島農試では 1966 年に表7.8に示す因子と水準をもつ L_{16} 直交表実験が行なわれた。4つの制御因子 C,

表 7.6 田植機の試験――Yates の計算と分散分析――

欠株率 〔0〕	イエーツ算法 [1]	[2]	[3]	[4]	効果 [4]16	分散 $[4]^2/16$	列名	要因
7.6	17.7	30.9	59.5	143.9	9.0	1,294.2	—	補正項
10.1	13.2	28.6	84.4	24.7	1.5	38.1	d	D
9.4	11.8	73.1	18.5	−8.3	−0.5	4.3	c	C
3.8	16.8	11.3	6.2	50.1	3.1	156.9	c d	AF
8.5	33.4	3.1	−0.5	64.1	4.0	256.8*	b	B
3.3	39.7	15.4	−7.8	−3.1	−0.2	0.6	b d	AE
13.5	4.9	7.7	−13.1	4.7	0.3	1.4	b c	EF
3.3	6.4	−1.5	63.2	37.5	2.3	87.9	b c d	—
31.6	−2.5	4.5	2.3	−24.9	−1.6	38.8	a	A
1.8	5.6	−5.0	61.8	12.3	0.8	9.5	a d	BE
8.8	5.2	−6.3	−12.3	7.3	0.5	3.3	a c	AC
30.9	10.2	−1.5	9.2	−76.3	−4.8	363.9**	a c d	F
4.9	29.8	−8.1	9.5	−59.5	−3.7	221.3*	a b	AB
0.0	−22.1	−5.0	−4.8	−21.5	−1.3	28.9	a b d	E
0.0	4.9	51.9	−3.1	14.3	0.9	12.8	a b c	—
6.4	−6.4	11.3	40.6	−43.7	−2.7	119.4	a b c d	BF
計 143.9	168.6	210.4	313.6	121.6	誤差 →	$\boxed{36.05}$⊕ df=12		

⊕ 同時に行なわれた他の試験から推定された誤差分散。

表 7.7 主効果と交互作用の表 (%)

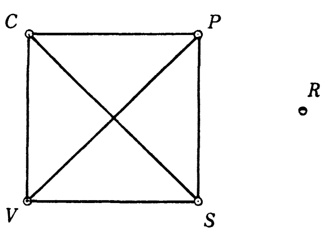
（1） 主効果

水　　準	1	2
代かき後日数 A	6.4	10.6
水　深 B	13.0	5.0
播種密度 C	8.5	9.5
作業速度 D	10.5	7.5
爪の種類 E	7.7	10.3
つかむ位置 F	4.2	13.8

（2） 交互作用

	A_1	A_2
B_1	7.7	7.1
B_2	18.3	2.9

V, P, S とブロック因子 R について線点図を画けば下図のようになる。



このようなときの割付けは，図7.3の線点図(1)を用いても，(2)を使つてもよい。(1)からは列名a, b, c, d に C, V, P, S を

表 7.8 普通期水稲直まき栽培の収量要因に関する試験（鹿児島農試 1966）

因　子		水	準
1	栽培法 C	たん水直播	乾田直播
2	品　種 V	タチカラ	センダイ
3	種子量 P	0.4 kg/a	0.8 kg/a
4	栽植様式 S	30 cm×(条播)	30cm×15cm (点播)
5	ブロック R	1	2

それぞれ割り付け，abcd に R を入れればよい。また(2)のときは，同じく a, b, c, d に4つの制御因子をわりつけるが，R は abc, abd, acd, bcd のどこへ割り付けてもよい。さらに，ブロック因子 R を第(1)列aに入れるためには，上の割付けから，表7.4に示したような「列名」の入れかえを行なうか，または，表7.2（前講 p.59）の「わりつけ表」を直接利用すればよい。このあとの場合は，「2ブロック・4因子」計画としてあげられており，R を(1)列aに，4つの制御因子を列名b, c, d, abcd に対応する列に入れることになる。(これは線点図（1)の割付けで列の入れかえを行なつたものと一致する。)以上の結果を表 7.9 に示す。

ところで，実際には，C_1 と C_2 はまつたく異なる栽培法であるために，図7.5に示すように，これを完全に分離し，その各々の中で2ブロックを導入した。この計画の直交表へのわりつけは，表7.9の最下段に示すとおりであつたが，C_1 でのブロックと C_2 でのブロックとにはなんの対応もなかつた。

表 7.9 水稲直まき試験の L_{16} へのわりつけ

列　番	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
列　名	a	b	ab	c	ac	bc	abc	d	ad	bd	abd	cd	acd	bcd	abcd
線点図(1)による	C	V	CV	P	CP	VP	e	S	CS	VS	e	PS	e	e	R
線点図(2)による	C	V	CV	P	CP	VP	e	S	CS	VS	e	PS	e	R	e
表7.2の2-4計画	R	C	e	V	e	CV	PS	P	e	CP	VS	VP	CS	e	S
実際のわりつけ	C	R (e_1)	e_1	V	CV	e_2	PS	P	CP	e_2	VS	VP	e_2	CS	S

C_1(たん水直まき)

ブロック1	ブロック2
(2) 122	(8) 222
(1) 111	(7) 211
(3) 212	(5) 112
(4) 221	(6) 121
No. $V\ P\ S$	No. $V\ P\ S$

C_2(乾田直まき)

ブロック1	ブロック2
(11) 211	(13) 111
(10) 121	(15) 212
(12) 222	(16) 221
(9) 112	(14) 122
No. $V\ P\ S$	No. $V\ P\ S$

図 7.5 圃場配置図

農学講座｜農学研究のための 試験設計法〔10〕

奥野忠一*・柴田和博**

前講までで，16区を用いて行なう実験の L_{16} 直交表によるわりつけ方についての解説は終つた。話の順序としては，次に，32区を用いて行なう実験の L_{32} 直交表によるわりつけ方を論じるべきであるが，そうしていると，本年度の試験設計において読者に参考にして頂きたい事例を紹介する時機を失するので，ここでは，順序を変更して，標題の上川農試の実験に登場してもらうことにする。

「直交表の実験は主として，圃場試験に用いられる」というような誤解があるので，多くの要因の効果を効率的に比較したいと考えるなら，どのような実験にもそれが有効であることを示すために，この上川の例を取上げた。人工気象箱のように，高価な装置で，その個数にも制限があるような場合には，とくに，慎重な計画の下に，実験を実施する必要があろう。

8. 人工気象箱による水稲の温度反応実験の設計

8.1 人工気象箱の設置

昭和42年に上川農試（農林省水稲育種指定試験）に，約3千万円の予算で耐冷性品種育成のための人工気象箱が設置されることになつた。年々物価が上昇しているので直接の比較は出来ないが，約10年前に出来た新庁舎や約5年前に出来た世代短縮温室の2～3倍の予算であつた。つまり，個々の施設単位に見れば，上川農試80年の歴史の中で最大級の金額であつた。科学技術の進歩のめざましい今日，またわが国の飛躍的高度経済成長下で，この位の予算は驚くに当らぬ，といえばそれまでの話であるが，試験場職員にとつては，やはり緊張させられるに充分な額であつた。また，それまで“物差し”と“はかり”にしかなじんでいなかつた者にとつては，金額もさることながら機械を扱うことに自信がなく，その上圃場作業との労力配分をどうすべきかなどの問題もあつて一層緊張させられた。

まずすでに人工気象箱を使用している札幌，東京，鴻巣，平塚，藤坂などの試験研究機関や大学を何回か見学させて戴き，その性能や型式を比較調査した上で発注した。幸いに付帯工事も順調に進み，かなり精度の高いものが完成した。しかし，完成は12月に入つたので，実験の開始は翌昭和43年5月からとなつた。それまでには，冷凍機，ヒーター，温度制御機，記録計，揚水ポンプ等の多少の調節や操作がどうやら出来るようになつて安心したものであつた。人工気象箱の概要は表8.1に示すとおりである。

表 8.1　人工気象箱の概要

項目	内容
台数	10台（各台の処理室の長×幅×高＝約2.0m×2.0m×1.8m）
気温	制御範囲 5～35℃（精度±0.4℃）
水温	〃　5～35℃（〃 ±0.2℃）
水槽	各台に4個あり，5台では個別に，残り5台では2個宛対にして温度制御が出来る。
その他	空気は床から吹上げる方法で，秒速約0.7m，加湿器あり。

8.2 試験設計

どんな立派な施設も使い方が悪ければ意味がない。この使い方の良否を決定するのは試験設計の良否である。

（1）**台数の配分**　人工気象箱設置の目的が育種事業にあるのは最初に述べた通りであるが，耐冷性の検定方法はその全ぼうが明らかにはされていないので，検定方法の確立に力を入れることにした。そこで，第1年目は10台のうちの2台は既知の気温と処理日数で，既知の生育ステージに処理し，早晩生の差を利用するなどしてなるべく多数の材料を次々と入れかえて，主として不稔の発生（障害型耐冷性）について検定するのに当て，残りの8台は，耐冷性既知の少数の材料を用いて耐冷性検定方法の改善に当てることにした。

（2）**考えうる因子**　ここからが本当の試験設計となる。検定方法改善のためにどんな設計にするかは，研究調査の立場からは最も重要で同時に楽しみもある問題である。したがつて，予算折衝の当時から実際使用までの1年間以上，機会あるたびに各地の諸先輩の意見を拝聴した。とくに農研の奥野研究室とは何回も直接間接に連絡をとつた。

水稲の冷害に関する研究は歴史が古く，数多くあり，気温，水地温，処理日数（継続時間），日照などの自然的要因と各種栄養，水深，品種などの人為的要因（栽培的要因）の効果が認められている。しかも，気温，水温は昼夜に分けて考えると，その効果を評価すべき因子の

* 農林省農業技術研究所
** 北海道立上川試験場（現北海道農業試験場）

数はたちまち10個を超えてしまう。過去の実験のほとんどは精々3〜4因子以下について，しかもその水準の組合せも特定のものを選んだ場合が多く，その上北海道で現実に起こるような低温までは含まれていないことが多い。したがつて，各因子の単独の効果はともかく，多くの2因子交互作用の評価は明らかでなかつたし，北海道の場合にも当てはまるかどうか明らかでないものが多いと判断した。

一方，関係研究員に対しては，どのような設計にすべきかの案を募集したが，それらはいずれも，過去の実験のように比較的少数の因子を取上げ，その水準を若干変更した程度のものにすぎなかつた。そこで，「一部実施法」について柴田の知つている限りの説明をし，第1年目は，以下に述べるような，2水準系の64区の実験と3水準系の81区の実験の2段構えで実施することを納得してもらつた。

（3）**2^n型実験の設計**　この実験では，実行可能な範囲で出来るだけ多数の因子を取上げ，その主効果と2因子交互作用を調べることにした。そのため，各因子はいずれも2水準系として，表8.2に示すような，8因子を取上げ，2^8の1/4実施計画を立てた。後述のように，64ポットをそれぞれの処理内容に応じて4台の人工気象箱に入れることができるとわかつたので，わりつけにはL_{64}直交表を用いた。さらに，これを，生育時期別（移植期・分けつ初期・分けつ後期・幼形期・減数分裂期・開花期）に6回実施した。

ここで取上げなかつた因子は，栄養素（N, P_2O_5, K_2O, MgOなど）である。これらは数も多いし，その各々について施用時期の問題も絡み，また，取上げた因子に比較すれば実際場面での効果は相対的に大きくはないと推定されたので，第1年目は省くことにした。なお取上げた光因子については，この場合は任意に調節する装置を持たないので，「自然」と「遮光」の2水準しか設けられなかつた。もし自然状態が曇りの連続であれば，この差は明らかではなくなる所であつたが，この年は幸いに比較的日照が多く，ほぼ所期の目的を果せた。

表8.2からわかるように，この設計での処理条件は過去の多くの実験に比較して，不良な組合せ（光と温度について）が多い。水準をこのように設定した理由は，北海道の自然条件を考慮して，このような条件下での主効果や2因子交互作用を調べるのが適当と判断したためである。

さて，このように64通りも処理条件の異なるポット実験が，僅か4台の人工気象箱を用いて実施できたのである。すなわち，表8.2の8因子のうち，水深F，日数G，品種Hの水準はいずれも各ポットごとにその条件を設定することができる。したがつて，これら3因子については問題がない。しかし，光Aと気温B，D因子の水準は気象箱ごとに，また水温C，Eは水槽ごとにしか変えることができない。このうち，B，CとD，Eは昼・夜別であるから，ポットを日出時と日没時に各気象箱から出し入れすれば，別々に制御できる。それゆえ，昼はA，B，C 3因子について$2^3=8$通り，夜はD，F 2因子について$2^2=4$通りの条件に調節できればよい。人工気象箱の水槽は2対にして2段階に調節できるものを用いると，8通りの条件は4台の気象箱で実現できることになる。このとき，気象箱，水槽，ポットをそれぞれ

表8.2　2^8の1/4実施実験の因子と水準（64区）

因子	水準 1	水準 2	備考
A（光）	自然	25%遮光	クレモナ寒冷紗で気象箱全体を覆つた。
B（昼気温）	26℃	18℃	26℃は最適に近い温度として，18℃は昼間は明らかに不適であるが，夜間としてはさほど不適ではない温度として，10℃は明らかに生育停止に近い温度として設定した。
C（昼水温）	26〃	18〃	〃
D（夜気温）	18〃	10〃	〃
E（夜水温）	18〃	10〃	〃
F（水深）	3.5〜5.0cm	6.0〜15.0cm	処理時期の生育を考慮して動かした。
G（日数）	6日	12日	過去の実験や自然の低温持続日数から適当に設定。
H（品種）	栄光	豊光	出穂期がほぼ同じで，障害型と遅延型耐冷性について稍強—弱（栄光）と弱—稍強（豊光）を選定。

表8.3　3^5の1/3実施実験の因子と水準（81区）

因子	水準 1	水準 2	水準 3	備考
A（昼気温）	26℃	20℃	14℃	稲作期間中全期に出現可能な最高気温。圃場では気温より夜は3℃，晴天の昼には5〜6℃も高いのが普通だが，気温との相対効果比較を容易にするため同じにした。
B（昼水温）	26〃	20〃	14〃	
C（夜気温）	20〃	14〃	8〃	
D（夜水温）	20〃	14〃	8〃	
E（日数）	3日	6日	9日	各種形質にほとんど差が出ないと推定される3日間から明らかに差が出ると推定される9日間迄。

1次単位，2次単位，3次単位とする多段分割区法となるが，気象箱の性能が良く，また頻繁に調節も行なつたので，1次，2次，3次誤差をプールして，あたかも完全無作為化法によつて行なつたようにしてわりつけた。

（4） **3^n型実験の設計**　この実験では，耐冷性検定に従来最も重要とされてきた5つの因子（表 8.3 参照）だけにしぼり，その代りこれらの因子はいずれも3水準にとつて，それらに対する各形質の反応曲線（応答曲線）response curve をえがくことを目的にした。供試品種も栄光に統一した。

この場合の温度範囲（8～26℃）も北海道の自然条件を考慮して決めた。8℃ という温度は移植期頃には頻繁に起こるし，盛夏の候でも時々出現する温度である。26℃は盛夏に地帯により 10～30 日間程度続く平均最高気温である。

供試ポット数は $3^5=243$ 組合せの 1/3 にあたる 81 とした。このとき後に解説する L_{81} 直交表を用いると，5つの主効果と，10 個の2因子交互作用（いずれも自由度 4）の全部を評価できるようなわりつけが存在する。

この実験には，水槽を個別に独立に調節できる気象箱3台を当てた。各台の中では，3個の水槽を用いてそれぞれ条件を変え，残りの1個には別な材料を入れて品種差を検定した。各気象箱および水槽の温度管理条件を図 8.1 に示す。一番西側の気象箱の昼・夜温は 20～14℃ ときまつているが，ポットごとには昼に 20℃，夜には中央の気象箱に移して 8℃ にするというものもあつて，昼夜温のあらゆる組合せがポットの移動によつて実現できる。さらに，処理の終了したポット（最長の9日間のものが終了するまで，3日あるいは6日処理のポットは処理後一定の条件の下で管理しなければならない）を収容するために，別に1台の気象箱を用意した。これは処理以外の外気温による影響を避けるためである。その昼気温は 26℃，夜気温は 20℃ とし，水槽は使用しなかつた。26～20℃ という条件が最適か否か不明ではあつたが，過去の多くの実験例から見て，少なくとも，明らかな高低温害を生じない温度と推察された。

図 8.1 の各気象箱内で，東西には約 2 m に4列であるから光条件の差はほとんどないと考えられたが，南北には風速と光条件で差があつたので，これを消すために朝・晩のポット入れ換え時に各ポットの位置を移動させた（8.3の（1）参照）。64 ポットあるいは 81 ポットを朝晩移動するので，間違いを犯す心配がある。そこで9日間×朝・晩＝18 枚のポット配置図（図 8.2 参照）をあらかじめ作製して各人に渡し，それを見ながら移動したので，混乱は全く起こらなかつた。

いま，気象箱内の移動は別として，気象箱間の移動をしないとすると，光と気温は箱単位にしか変えられないので，2^n 実験では 2^3（光，昼気温，夜気温各2水準）＝8台，3^n 実験では 3^2（昼気温，夜気温各3水準）＝9台，合計 17 台の気象箱が必要となり実行不可能になる所であつた。

（5） **水準幅**　気水温の水準幅は，L_{64} 実験で 8℃，L_{81} 実験で 6℃ である。後者では，自然圃場での昼夜気温の幅を想定しそれを半分にして求めた。この幅が適切かどうかを考える上で参考となるデータはほとんどなかつたが，このままでも昼夜を考えればいろいろな組合せがあるし，万一不都合な組合せが出るとしてもそれは少ないであろうと推定した。また，毎日の観察から極端に萎凋して回復しないような区が多く出る場合は，全体的に処理日数を短縮しようと考えていた（例えば，L_{81} での 3，6，9 日を 2，4，6 日とする）。幸いに，夜気水温が 8℃，昼気水温が 26℃ のような区でも温度切換後1時間以内で萎凋が回復したので，表 8.3 のままで実行した（この程度のことは，自然条件下でも，前日夕方まで曇天で北風があり，その後快晴無風となつた翌日に見られる）。

（6） **実験材料**　苗の時代から草丈，葉数，分けつ数等のなるべく揃つたものをポットに移植した

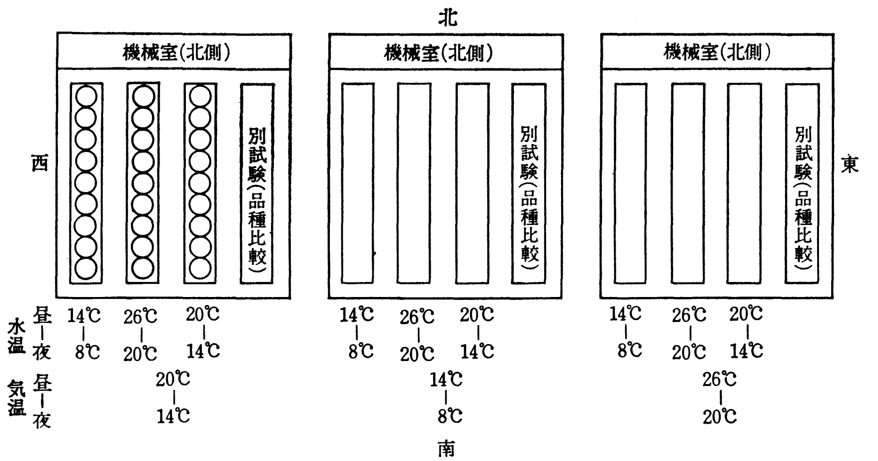


図 8.1 L_{81} 実験の気象箱の配置（平面図）

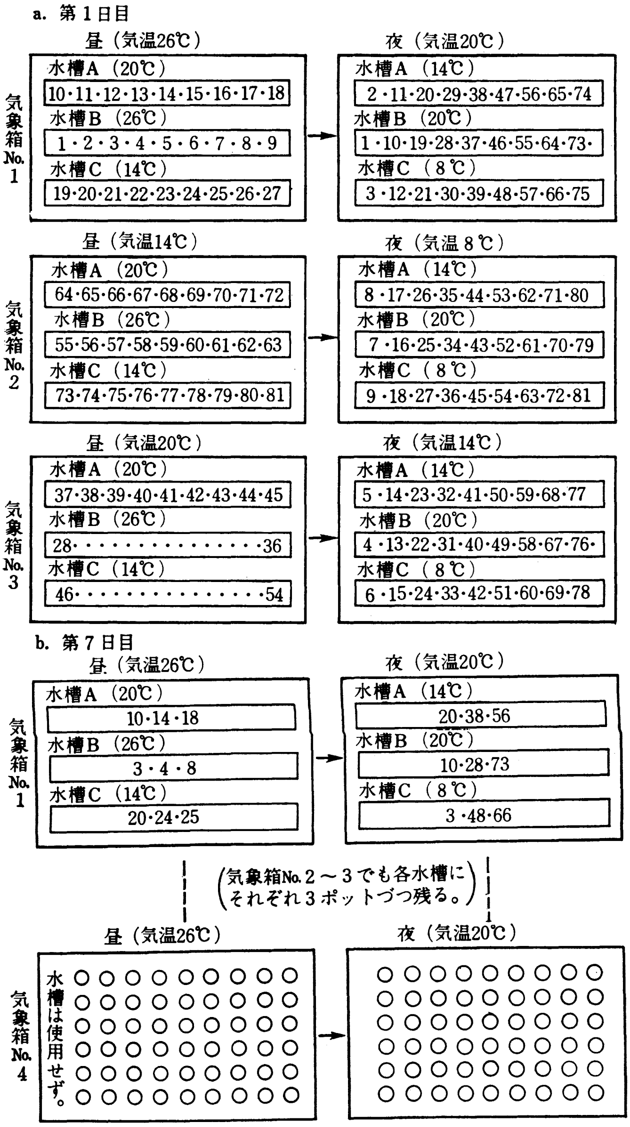


図 8.2　気象箱のポット配置図

が，それでも不明の原因でその後の生育（葉数，分けつ数，幼形期，出穂等）に差が出て来る。それで，たとえば 81 個体必要なら 100 個体位準備しておき，その中から処理開始時に揃つているものを選んで使つた。

8.3　実施上の問題

（1）　**ポットの並べ替え**　図8·2のように，同一気象箱内には，昼夜で異なる処理が入つている。最初の 3 日間は同じことが繰返される。ただし，先に述べたように，風速と光条件の差を消すために，例えば図 8·2 a の気象箱 No. 1 の水槽Bの第2日目の昼は，「6·4·5·9·7·8·3·1·2」のよう並べた。第 4 日目以降は 1/3 のポット，第 7 日目以降は 2/3 のポットが処理を終了して予備の気象箱 No. 4 に収容した。この気象箱 No. 4 の中の各ポットも毎日配置替えして，風速と光が公平に当るようにした。

（2）　**昼夜時間**　昼夜切換時にはポットの移動をしなければならず，それを短時間で行なうには L_{64} と L_{81} の両実験に 2 人ずつ計 4 人は必要であつた。ポットの入れ換えには 4 人で朝・晩 15～20 分ずつかかつた。この間は，正確には処理の休止時間である。昼夜を 12 時間ずつとすれば最も自然に近いのであるが，休日なしの 12 時間は 8 時間制度下のサラリーマンには仲々厳しい。近くに住んでいればまだ良いが，住宅が離れている者が多かつたし，夏中ゆつくり紅燈の巷をさまようことが出来なくなつてしまうので，昼間を 9 時から 17 時までの 8 時間とした。実際には，こうしても，ポットの入れ換えの他にも各機械部分の調節等のため，朝は 8 時半には出て，夕方には 19 時頃までかかることが多かつた。この実験の専業であれば，この位は大して気にもならぬのであるが，9 時から 17 時の間は圃場を歩き回らねばならぬので止むを得ない所であつた。

（3）　**ポット内の泥の流亡防止**　水地温を変える場合に，静止した水中であれば濁つても短時間で沈むが，水を循環させながら所定の温度に保つているので，濁りが多いと循環がまづくなり，温度調節が不正確になる。水中に沈めたポットの土を流さないために，土面上に綿などを詰めることも聞いていたが，これを毎回 60 以上ものポットに行なうのは大変なので全員で思案の末ゴム板を使うことにした。厚さ 3 mm 程度のパッキン用ゴム板をポットの形の大きさに切り，稲の植えられる部分を切抜いた(図 8·3)。これでも，株際は多少空いているので若干の泥は出るが極めて少なく，水の循環には全く影響しなかつた。また，稲の分けつ等への影響も全くないと見られた。

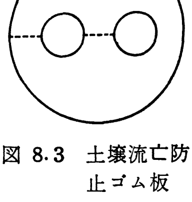


図 8.3　土壌流亡防止ゴム板

注）点線の部分に切込みを入れ，取付け取はづしを容易にした。

さて，以上のようにして第1年目の実験は無事終了した。多額の金と労力を使つてどんな結果（情報）を得たかが最も肝心な所であるが，それについては次講に述べる。

農学講座｜農学研究のための 試験設計法〔11〕

奥野忠一*・柴田和博**

前講に記したような設計で，生育の各時期に実験が行なわれたが，ここではそのうちの減数分裂期処理の不稔歩合についての結果を紹介する。分散分析，主効果の各水準の平均値，有意な2因子交互作用の水準組合せ別平均値などの計算はすべて，「農林研究計算センター」に依頼して行なつた。

8.4 L_{64} 実験の結果の解析例

（1） 分散分析　通常，低温による不稔歩合の最も増加しやすいのは，正常稲の出穂前 12 日目頃を中心とした時期であるとされている。この実験の処理開始は出穂前 11～12 日目頃であつたので，ほぼこの時期に相当するものと思われる。まず，分散分析表を表8·4にしめす。この表から，主効果はすべて有意であり，そのうちでも夜気温（D），夜水温（E），日数（G），品種（H）などの効果が特に大きいことがわかる。この時期には，幼穂の位置がかなり上つているので，水温の効果が認められないのが普通であるが，この実験では水深（F）の水準を 5cm と 20cm として相当な深水区も設けたので水温の効果が大きくなつたのであろう。同時に，ここで供試された材料の稈長が，圃場栽培のものより約 15cm も短かかつたことも関係があろう。

交互作用が有意となつた項は7つあるが，そのうちでは，昼水温×水深（$C\times F$），夜気温×水深（$D\times F$），夜水温×水深（$E\times F$），および光×品種（$A\times H$），の効果が特に大きい。$A\times H$ のような効果は，従来あまり知られていなかつたという点で興味を起こさせるものであり，その他の交互作用はいずれも水深（F）と関係している。

（2） 要因効果の推定　以上の分散分析で有意となつた主効果と交互作用の各水準別の平均値を表8·5と8·6に示す。

表8.5で，どの因子も第1水準の方が不稔歩合が小さい。しかし，これらの主効果の意味を解釈できるのは，その因子をふくむ交互作用がすべて有意でないとき，または，有意であつても，その平均平方が主効果のそれよりはるかに小さい（1/4～1/5）ときのみである。この例では，A は $A\times H$ より C, F は $C\times F$ より，その平均平方は小さいので，A, C, F の効果は，表8·6から読みと

表8·4 L_{64} 実験の分散分析表（減数分裂期処理の不稔歩合）

変動因	自由度	平方和	平均平方	F	変動因	自由度	平方和	平均平方	F
光 (A)	1	775.1		9.59**	$B\times H$	1	8.1		—
昼気温(B)	1	1,351.3		16.7***	$C\times D$	1	4.0		—
昼水温(C)	1	971.5		12.0**	$C\times E$	1	102.6		1.27
夜気温(D)	1	4,797.6		59.4***	$C\times F$	1	1,771.6		21.9***
夜水温(E)	1	3,236.1		40.0***	$C\times G$	1	74.4		—
水 深(F)	1	389.6		4.82*	$C\times H$	1	23.4		—
日 数(G)	1	2,815.8		34.8***	$D\times E$	1	108.3		1.34
品 種(H)	1	7,729.0		95.6***	$D\times F$	1	1,593.0		19.7***
$A\times B$	1	133.4		1.65	$D\times G$	1	543.1		6.72*
$A\times C$	1	86.5		1.07	$D\times H$	1	525.3		6.50*
$A\times D$	1	92.9		1.15	$E\times F$	1	2,501.4		31.0***
$A\times E$	1	131.7		1.63	$E\times G$	1	109.1		1.35
$A\times F$	1	48.5		—	$E\times H$	1	226.3		2.80
$A\times G$	1	60.6		—	$F\times G$	1	3.2		—
$A\times H$	1	835.7		10.34**	$F\times H$	1	59.8		—
$B\times C$	1	4.8		—	$G\times H$	1	25.9		—
$B\times D$	1	21.0		—	e	27	2,182.2	80.8	
$B\times E$	1	35.6		—					
$B\times F$	1	504.3		6.24*					
$B\times G$	1	22.6		—					

注 1） 不稔歩合は逆正弦変換値を使用した。
2） 自由度が1の要因の平均平方は平方和と同じだから記入しなかつた。
3） *, **, *** 印はそれぞれ5%，1%，0.1%水準での有意性を示す。

表 8·5 主効果の水準別平均値（不稔歩合%）

要因	水準の内容 1	水準の内容 2	水準 1	水準 2
光 (A)	自然 (100%)	遮光 (25%)	43.1	55.2
昼気温 (B)	26°C	18°C	41.2	57.1
昼水温 (C)	26°C	18°C	41.6	55.9
夜気温 (D)	18°C	10°C	34.3	64.1
夜水温 (E)	18°C	10°C	36.9	61.5
水深 (F)	5cm	20cm	44.8	53.5
日数 (G)	6日間	12日間	37.7	60.6
品種 (H)	栄光	豊光	30.5	67.9

（注） この不稔歩合は，その逆正弦変換値について平均し，それをもとの%に戻したものである。

表 8·6 交互作用のある2因子の水準組合せ別平均値（　　%）

水深	昼水温 26°C	昼水温 18°C	夜気温 18°C	夜気温 10°C	夜水温 18°C	夜水温 10°C
5cm	47.2 (43.4)	42.5 (40.7)	22.6 (28.4)	68.2 (55.7)	43.4 (41.2)	46.3 (42.9)
20cm	37.6 (37.8)	68.9 (56.1)	47.1 (43.3)	59.8 (50.6)	30.6 (33.6)	75.5 (60.3)

光＼品種	栄光	豊光
自然	19.8 (26.4)	68.1 (55.6)
遮光	42.4 (40.6)	67.7 (55.4)

注）1） 逆正弦変換値（括弧内）についての l.s.d.（5%）のはどの表でも 6.5 であつた。
2） 交互作用が1%または 0.1%有意のものだけを拾つた。

* 農業技術研究所
** 北海道立上川農業試験場（現，北海道農業試験場）

るべきことがわかる。また$E \times F$は主効果Eと比肩するほどの大きさであるから，Eの効果もFの水準との関連で述べるべきである。それゆえ，表8·5からただちに言えることは，次の3つだけになる。

① 昼気温（B），夜気温（D）が低くなると不稔がふえる。

② 当然のことながら，処理日数が長いほど不稔はふえる。

③ 品種間差違としては，栄光の方が減数分裂期の低温の影響を受けにくく，不稔が少ない。

つぎに，表8·6における2因子の組合せを見よう：

1）**光と品種**――栄光は遮光によつて明らかに不稔が増加しているが，豊光は遮光をしなくても不稔が多く，ために遮光の影響がほとんどない。このような不稔に対する光効果の品種差は今までに十分には調べられておらず，今後の冷害の研究上興味深い点である。

2）**昼水温と水深**――昼水温が26℃では水深による差は有意ではないが，昼水温が18℃では水深の深い方が明らかに不稔を増加させている。これを水深からみると，浅いとき（5 cm）には昼水温の影響がほとんどないが，深いとき（20 cm）には昼水温が低いと不稔を増加させている。この結果は，この時期の幼穂の位置（地上からの高さ）を考えれば当然といえる。

3）**夜気温と水深**――夜気温が高い（18℃）ときには水深が深いと不稔が増加し，低い（10℃）ときには有意差はないが，むしろ逆の傾向さえ感じられる。この結果は一般に奨励されている技術（この時期に低気温となつた場合に，深水によつて不稔増加を防止する技術）を半分は肯定し，半分は否定している。表中の4個の数字の各々は夜水温18℃と10℃の各8区，計16区の平均値であることを考えると，このことは納得できる。すなわち，今，便宜的に各区の平均夜水温をとると14℃であるから，夜気温18℃の場合は水深が浅いと幼穂は18℃の空気の中にあり，水深が深いと平均14℃の水の中にあることになり，水深の深い方で不稔が多発し，夜気温10℃の場合はその逆になる，と考えられる。この後者の場合，すなわち気温よりも水温が高いときは，一般の深水による不稔防止技術と矛盾していない。

4）**夜水温と水深**――この交互作用は2）の昼水温と水深の関係と類似しており，3）の夜気温と水深の効果と表裏の関係にある。

以上のように，この実験で取上げた因子の主効果はすべて有意であり，有意な交互作用は，光と品種以外は昼夜・気水温と水深に関したものが主であることが，大まかな傾向として知られた。昼気温と夜気温，昼水温と夜水温などの交互作用が有意でないことから，水深を一定にして大まかに温度と不稔発生の関係をみる時には，昼夜変温を行なわなくても良いものと判断される。また，この時期の不稔発生の品種差を調べるのが主目的ならば，光と気温の2因子を取上げるのが良さそうである（より詳細な検討は省略）。

8.5　L_{81}実験の結果の解析例

（1）**分散分析**　ここでも前記L_{64}実験と同じ生育時期から処理を開始した場合の不稔発生の結果を例とする。前講に記したように，過去の実験で最も良く調べられている昼夜気水温と処理日数の5因子だけにし，各々を3水準にとり，それらの主効果と2因子交互作用をより詳しくみようとしたものである。表8·7に分散分析表を示す。

表8·7　L_{81}実験の分散分析表（減数分裂期処理の不稔歩合の逆正弦変換値（品種：栄光）

変動因	自由度	平方和	平均平方	F
昼気温(A)	2	2,454.8	1,227.5	63.4***
昼水温(B)	2	185.9	93.0	4.80*
夜気温(C)	2	8,359.3	4,179.6	215.8***
夜水温(D)	2	60.0	30.0	1.55
日　数(E)	2	2,604.4	1,302.2	67.2***
$A \times B$	4	113.9	28.5	1.47
$A \times C$	4	527.6	131.9	6.81***
$A \times D$	4	113.9	28.5	1.47
$A \times E$	4	425.3	106.3	5.49**
$B \times C$	4	300.6	75.2	3.88*
$B \times D$	4	301.4	75.3	3.89*
$B \times E$	4	75.2	18.8	—
$C \times D$	4	113.9	28.5	1.47
$C \times E$	4	1,235.7	308.9	15.95***
$D \times E$	4	91.4	22.9	1.18
e	30	581.1	19.4	

注）*, **, *** は各々5, 1, 0.1%水準で有意。

（2）**要因効果の推定**　主効果の全部と，分散分析で1％有意となつた交互作用について，それぞれの水準平均値を表8·8，8·9に示す。

1）**主効果**……表8·7から，昼気温，夜気温，日数の効果は顕著に有意であり，昼水温に5％水準での有意性が認められるが，夜水温は有意でない。大まかにみれば，気温と日数の効果が大きく，水温の効果は小さいと

表8·8　主効果の水準別平均値（不稔歩合と同指数）

要　因	水準の内容			水準別不稔歩合（同指数）		
	1	2	3	1	2	3
昼気温(A)	26℃	20℃	14℃	11.2 (19.55)	13.8 (21.81)	28.4 (32.19)
昼水温(B)	〃	〃	〃	15.9 (23.53)	15.7 (23.36)	20.1 (26.66)
夜気温(C)	20℃	14℃	8℃	5.7 (13.78)	13.6 (21.62)	38.2 (38.15)
夜水温(D)	〃	〃	〃	18.8 (25.72)	16.7 (24.08)	16.2 (23.75)
日　数(E)	3日間	6日間	9日間	9.1 (17.56)	17.3 (24.54)	27.2 (31.45)

注 1）不稔指数は不稔歩合の逆正弦変換値。
　 2）l.s.d.（5%）=2.44

表 8·9 気温と日数の2元表における水準組合せ別平均値（不稔歩合と同指数）

因子と水準		昼気温 26°C	昼気温 20°C	昼気温 14°C
夜気温	20°C	3.4 (10.58)	5.8 (13.94)	8.4 (16.82)
	14°C	8.8 (17.23)	9.1 (17.60)	25.3 (30.20)
	8°C	26.3 (30.84)	31.1 (33.88)	58.2 (49.74)

因子と水準		昼気温 26°C	昼気温 20°C	昼気温 14°C
日数	3日間	6.7 (15.04)	8.5 (16.90)	12.6 (20.75)
	6日間	9.6 (18.01)	12.1 (20.37)	33.3 (35.24)
	9日間	18.7 (25.61)	22.3 (28.16)	42.3 (40.59)

因子と水準		夜気温 20°C	夜気温 14°C	夜気温 8°C
日数	3日間	4.0 (11.48)	8.8 (17.28)	16.4 (23.92)
	6日間	5.5 (13.55)	11.7 (20.02)	41.4 (40.05)
	9日間	7.9 (16.32)	21.4 (27.54)	59.5 (50.49)

注 どの表でも l.s.d. (5%)=4.23 （括弧内の不稔指数について）

いえる。前項の L_{64} 実験と違い，水深は全区浅水(4cm)としたので昼夜水温の不稔発生に及ぼす効果が小さいのは当然と思われる。

2) **交互作用**……主効果の大きかつた3因子の間の3つの2因子交互作用はすべて1%水準以上で有意となつた（表 8·7)。それら以外では，昼水温×夜気温，昼水温×夜水温が5%水準で有意となつたが，上記の3つの2因子交互作用に比較するとその効果が小さく，またいずれも水温と関係していて，地下部を通じての幼穂への間接効果（水分の収支バランスなど）とみられるので，ここではこれらは考えないことにする。

表 8·10 日数別の昼夜気温の水準組合せ別不稔指数

処理日数	昼気温	夜気温	不稔指数	不稔歩合 (%)
3日間	26°C	20°C	8.57	2.2
		14°C	16.65	8.2
		8°C	19.90	11.6
	20°C	20°C	11.80	4.4
		14°C	15.66	7.3
		8°C	23.22	15.5
	14°C	20°C	14.08	5.9
		14°C	19.54	11.2
		8°C	28.63	23.0
6日間	26°C	20°C	11.04	3.7
		14°C	14.69	6.4
		8°C	28.30	22.5
	20°C	20°C	14.28	6.1
		14°C	14.86	6.6
		8°C	31.97	28.0
	14°C	20°C	15.33	7.0
		14°C	30.52	25.8
		8°C	59.86	74.8
9日間	26°C	20°C	12.15	4.4
		14°C	20.35	12.1
		8°C	44.32	48.8
	20°C	20°C	15.75	7.4
		14°C	22.27	14.4
		8°C	46.45	52.5
	14°C	20°C	21.06	12.9
		14°C	39.99	41.3
		8°C	60.70	76.0

注 1) 不稔指数は不稔歩合の逆正弦変換値。
2) 各値は該当する処理を受けた3区平均値。

表8·9の3つの2元表には，気温同志および気温と日数の組合せが示され，昼夜の気温がともに低いとき，あるいは気温が低く日数が長いとき，急速に不稔指数が増大することを示している。これら3因子のいずれの2つの間にも有意な交互作用があるので，この結果を解釈するには，日数別に昼気温と夜気温の効果を示した3元表を求めるのがよい。表 8.10 に，日数別に昼気温と夜気温の水準組合せの平均不稔指数とそれをもとに戻した不稔歩合を算出し，また，昼夜気温の組合せに対する不稔等高線を図 8·4～6 のように描いた。

（3） **不稔指数に対する応答曲面の検討** 処理日数別の不稔指数（y）と昼気温（x_1)，夜気温（x_2）の関係式は次の通りである。なお，図8·4～6は，この y を%に戻して描いてある。

3日間処理：

$$y=43.475-8.473^{**}x_1-9.405^{**}x_2+1.002x_1^2+0.417x_2^2+0.805x_1x_2$$

6日間処理：

$$y=182.071-99.631^{**}x_1-75.989^{**}x_2+19.458^{**}x_1^2+6.774^{**}x_2^2+33.230^{**}x_1x_2-6.603^{**}x_1^2x_2$$

9日間処理：

$$y=124.087-30.976^{**}x_1-44.293^{**}x_2+4.938^{*}x_1^2+5.868^{**}x_2^2+1.868x_1x_2$$

ここで，x_1（昼気温）は 26°C, 20°C, 14°C を 3.0, 2.0, 1.0 とし，x_2（夜気温）は 20°C, 14°C, 8°C を 3.0, 2.0, 1.0 としてあり，*, ** 印をつけた係数は，t-検定でそれぞれ 5%, 1% 水準で有意であつた，すなわち，これらの係数はゼロではないことを示している。

A：3日間処理の場合（図8·4)……推定式の x_1 と x_2 の1次の項のみが有意であることからもわかるように，不稔等高線は直線に近い。不稔5%の線は日平均温度 19°C の線と，同 10% の線は日平均温度 15°C の線とほぼ一致している。つまり，不稔発生は日平均温度に支配されていて，昼夜の温度較差には影響されない（これは，x_1 と x_2 の係数がほぼ等しいことから容易に想像できる）ことが解る。

B：6日間処理の場合（図 8·5)……推定式の昼夜気温の1次，2次および1次×1次，2次×1次の各項が有意となり，不稔等高線は楕円状になつた。したがつて，3日間処理の場合と明かに異なり，昼夜気温の較差

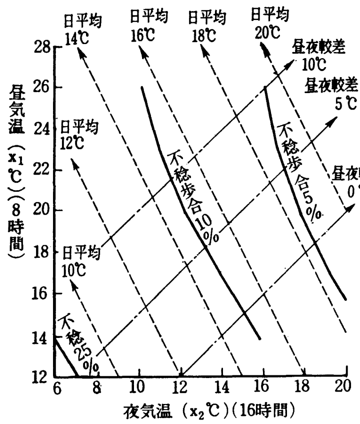


図 8·4

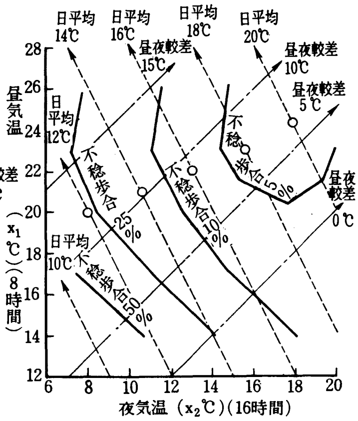


図 8·5

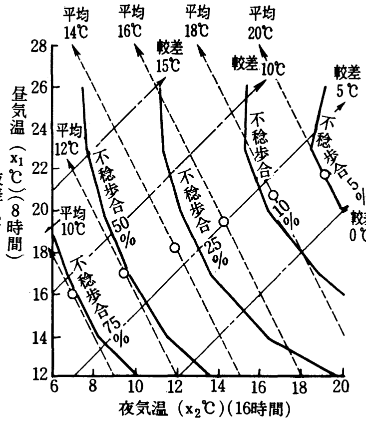


図 8·6

効果が現われている。たとえば，日平均気温が同じ14℃でも，昼一夜温の組合せが 26〜8℃ と 14〜14℃ ではともに不稔歩合が 25%であるが，21〜10.5℃ では不稔歩合が約 15% である。図中の○印の点は，このような同一平均温度の線上で不稔発生の最も少ない所（同一平均温度での不稔最少点）を示したものである。各平均温度のこのような点は，図から見取れるように直線上に並んでいて，平均温度が低くなるほど昼夜気温の較差の大きい所に同一平均温度での不稔最少点が移動している。たとえば，平均気温 20℃ では昼夜気温の較差が 6℃ 位，同じく 12℃ では較差も 12℃ 位の所に不稔最少点がある。逆にいえば，昼夜気温の組合せに対して不稔を最少にする最適較差が存在し，その大きさは日平均気温が低いほど大きくなる傾向がある，といえる。このような最適較差を明確に推定した例は過去にはほとんどないようである。自然状態の観察，あるいは比較的低い平均温度で行なつた実験結果から，夜温が低くても昼温が高ければ不稔は増加しない（つまり，気温較差が大きいほど良い），という意見も出されているが，ここでの結果から考えると較差が大きすぎても不稔が増加すると見るのが正しい。平均気温を一定とすれば，昼気温が高くなるほど夜気温はより低くなるのであるから，昼間のプラス効果と夜間のマイナス効果との差引勘定の最も大きい所，すなわち最適較差が存在するのは当然であろう。ただし，実際圃場での最適較差はこの実験の結果より若干大きい所にあるかも知れない。その理由は，自然条件下では昼気温が高いほど水地温も上り，夜気温が下つても水地温が高いことによる多少の直接効果や間接効果（水稲群落への微気象的効果）が予想されるからである。しかし，それにしても最適較差は存在するであろう。なお，図8·5の実験範囲全体の不稔最少点は昼気温 24℃ —夜気温 18℃ 付近にあり，そこでの不稔歩合は約3%と推定され，実測値（表 8.10）とほぼ一致している。

C：9日間処理の場合（図 8·6）……大きな傾向は6日間処理と類似していて，やはり昼夜気温の較差効果がみられる。処理日数が長いので，同一平均温度での不稔歩合は増加している。たとえば，平均気温 16℃ の時，6日間処理で不稔歩合は 10% 以下のことが多いが，9日間処理のそれは 20% を越えることが多くなつている。

各処理日数を通じて，平均気温が低くなるほど次第に急速に不稔が増加している。たとえば，9日間処理で平均気温を 20℃ から 18℃ へ2度下げたときの不稔増加は約5%であるが，同じ2度でも 12℃ から 10℃ へのときの不稔増加は約 25% と5倍の差がある。これらの現象を明確に知り得たことも，この実験からの重要な情報の1つと考えている。

以上，不十分ではあるが，直交表を用いた一部実施計画を人工気象箱実験に適用した場合の一例を紹介した。高価なために台数の制限される気象箱実験に，多数の要因を組み入れて，出来るだけ効率を上げたい場合の参考にして戴ければ幸いである。しかし，多額の金と労力に加えて，コンピューターの利用という投資に対して，収支バランスのとれるだけの結果（情報）を得た，といえるかどうかの最終的判断は読者にお任せしよう。

農学講座 農学研究のための 試験設計法〔12〕

奥野忠一*・篠崎光夫**

この講座を始めてからほぼ1年を経過した。その間には，実施例として引用させて頂こうと思つていた試験がすでに古いものとなり，新しい構想で次年度の試験が設計され，その結果の解析が完了したものも出てきている。それどころか，この試験法は，昭和37年にはじめて採用されてからごく最近まで，主として水稲の安定多収栽培法試験に用いられてきたが，いまや，米の増産は禁句とさえなつてしまつた。

しかし，この試験設計法は，なにも増産だけを指向しているのではない。「投下労働と費用に対して最大の利益を得る」という原則は，ただちに「一定の利益を得るためのコストを最小にする」という原則におきかえうる。イナ作がなお日本農業の中心を占める以上，この原則に答えるための研究は続けられねばならないであろう。また，収量のほかに，食味・検査等級・たん白含量などをも特性値とした解析結果も現われてきている。これらはいずれ紹介しゆくつもりである。さらに，果樹やそ菜の試験，あるいは農機具の試験，動物実験に適用した例も，まだ少ないけれども，順次取上げてゆきたい。

農学の研究者の間でよくいわれる台詞に，「いま，これこれの試験をしているけれども，3年分データが集まつたらまとめたい」というのがある。3年間はデータをとることだけに専心し，なんの考察も加えなければ，まして，設計変更や調査項目の変更など考え及びもしない，という例がある。実際，気象条件は年々異なるのだから，少なくとも3年ぐらいはやつてみなければ本当のことは判らない，というのが先人の教えであつた。それで「直交表を用いる試験も，3年間は同じ設計でやるのですか」という質問をよく受ける。この3年の壁を打破つて「1年でよい」などとは筆者もいう自信はない。

しかし，同じ設計を3辺くりかえすのは，どう考えても愚のような気がする。直交表の試験では**標示因子**（本講座〔1〕p.25）というものを積極的に導入するから，1年の試験で2年分，3年分の情報に近いものが得られるように配慮してある。従つて，3年くりかえすとしても，処理組合せの一部分（1/2，1/4 または 1/3，1/9）だけを，年をまたがつて共通にし，基幹部分の設計は，前年の試験で得られた情報に基づいて，より有効かつ重要な組合せに変更して行くべきであると考えている。このような取扱い方の例を，さきに本講座〔3〕，〔4〕，〔5〕（p.33，38，42）で詳しく引用させて頂いた神奈川県農試の「普通期水稲の施肥配分試験」の第2年度分を借用して述べたい。

* 農業技術研究所
** 神奈川農業総合試験場

9. 普通期水稲の施肥配分試験（第2年度）の設計と解析

9.1 前年の技術情報の整理

昭和43年度の試験で取上げた因子と水準は，表9.1に再録するとおりで，これは，穂肥時期に重点をおいてこれを3水準に変え，そのほかの窒素の施用法として，

表 9·1 前年試験の因子と水準

因子	記号	1水準	2水準	3水準
ブロック	R	R_1	R_2	—
（1次因子）珪酸石炭	S	0	400 kg/10a	—
（2次因子）元肥	B	4 kg/10a	6 kg/10a	—
分けつ期	T	0	2 kg/10a	—
穂肥	H	3 kg/10a	6 kg/10a	—
穂肥時期	D	幼・形・期（20日前頃）	幼・形・期 1/2 同10日後 1/2（20日前+10日前）	幼・形・期 10日後（10日前頃）
実肥	M	0	3 kg/10a	—

元肥量，分けつ期追肥の有無，穂肥量，実肥の有無，および珪酸石灰の有無，の5因子を各2水準ずつにとつた。この全部の組合せ $3\times2^5=96$ の 1/2 実施を，L_{16} 直交表3つを組合わせてわりつけた48区で試験したのである。この設計は窒素の施肥法について，かなり「目のあらい網」を張つたともいえよう。実際，収量構成要素などいくつかの形質について，穂肥時期3水準の平均値（それぞれ16区の平均）を示すと，表9.2のとおりで，これらの間に顕著な差が認められる。

この試験の一応の結論としては，「珪酸石灰 150～200 kg/10a 施用し，土壌・栽培条件に応じて元肥窒素量を 4～6 kg/10a とし，分けつ期追肥を省略し，穂肥を出穂20日前頃 3～4 kg/10a 施用すれば，550 kg/10a 前後の収量を得ることができる。この場合，実肥の必要は認めない」ということであつた。この条件は，普通期水稲の過繁茂を回避し，神奈川県におけるもつとも安定した施

表 9·2　各穂肥時期における調査項目平均値 (1968)

穂肥時期＼項目	精玄米重	わら重	稈長	上部節間長	下部節間長	穂長	穂数	玄米千粒重	稔実粒数	N (%)		N吸収量 (kg/a)		
										わら	籾	わら	籾	計
	kg/a	kg/a	cm	cm	cm	cm	本/m^2	g	$\times 10^2/m^2$					
出穂 20 日前	58.0	81.8	84.9	72.7	12.1	20.9	323	23.2	276	0.65	1.26	0.41	0.78	1.19
出穂20日前 〃 10日前 } 分施	54.3	83.5	83.6	71.3	12.4	20.3	304	23.5	261	0.69	1.35	0.40	0.78	1.18
出穂 10 日前	50.5	88.5	80.6	67.7	12.9	18.9	278	23.1	231	0.73	1.35	0.46	0.73	1.19
平均値	54.3	84.6	83.0	70.6	12.4	20.0	302	23.3	257	0.69	1.32	0.42	0.76	1.19
l.s.d.	1.9	2.1	1.6	1.3	1.8	0.4	24	0.2	16	0.04	0.05	0.04	0.04	0.07

肥体系であると考えた。

しかしながら，この結論にも，いくつかの批判と疑問点が残されている。つぎに，その二，三をあげよう：

1)　分けつ期追肥省略は，天候不順のときに，茎数確保に難をきたし，低収の原因にならないか。

2)　穂肥時期を，出穂 20 日前と 10 日前の 2 水準にしたことは，その幅が広すぎて，差の出るのは当然ではなかつたか。

3)　出穂 20 日前の穂肥施用は，万一農家がその時期を 4～5 日早めたら，倒伏の危険があるのではないか。

4)　出穂 10 日前穂肥施用区をふくめて実肥の検討をしたことは，実肥の効果を出にくくしたのではなかつたか。

このような疑問に対しても，43 年度の成績から，ある程度の答をひき出せるのであるが，それらを実証するためにも，さらに因子と水準の検討をして，44 年度の試験設計の立案にとりかかつた。

9.2　第 2 年目の試験設計

因子は，前年とほぼ同じものを採用することにしたが，その水準の決定は，重要な因子から順におこなつた。

(1)　穂肥施用時期について

農家技術としてもつとも安全で容易な施肥法を考えるなら，穂肥施用回数は 1 回とすることが望ましい。前年度成績で，出穂 10 日前施用は，他の条件をどのように変えても，効果の小さいことがわかつたので，今回は，出穂前 20 日を中心に検討した。まず，18 日前と 25 日前の 2 水準が候補にあがつたが，前年すばらしい成績を示した幼穂形成期追肥が普通期水稲に与える反応をいまいちど確認したいという気持と，農家技術でこの時期を 4～5 日早まつて判断したときに起こる結果も知りたいという考慮から，穂肥施用時期を出穂 20 日前と 25 日前の 2 水準に決定した。

(2)　穂肥量について

前年同様，6 kg と 3 kg/10a の 2 水準とした。前年は，穂肥時期を出穂 20 日前と 10 日前の 2 回に分けた区が存在し，そこでは穂肥 1 回量が 3 kg と 1.5 kg になつたため，結果の解釈にやや困難を感じたが，本年度は穂肥は 1 回施用の区だけにしたから，水準はこのままでよいと考えた。

(3)　穂肥供試肥料について

この因子は新らしく導入したもので，農家が慣行的に穂肥に使用しているＮＫ化成のほかに，もし緩効性肥料を穂肥に施用したらいかなる結果が得られるかをもこの機会に知りたいと考えた。実際には IB 50% ＮＫ化成を用いた。問題として残つたのは，緩効性肥料を供試したときも，穂肥量を 6，3 kg/10a の 2 水準にとつてよいかという点であつた。とくに，3 kg の場合の IB 50% ＮＫ化成では，速効性窒素は 1/2 の 1.5 kg/10a しか施用されないことになり，過去の成績から判断して，穂肥施用量としては少なすぎるという不安があつた。そこで，速効性窒素だけで 6，3 kg/10a にとることも考えた。このときは，IB 50% NK 化成区では，穂肥の 1 回量が全窒素として最高 12 kg/10a となり，普及性が少ないこと，また仮りに，全窒素で 9，6 kg/10a とすれば，速効性だけの 1 回量は 4.5，3 kg/10a となるが，これは前年の 1.5，3.0，6.0 kg/10a とは対応せず比較が複雑になることなどから，結局，緩効性肥料を施用の場合にも，穂肥量にとくに差をつけないことにした。そして，穂肥施用時期になつて，もし速効性窒素をもつと多量に与えるべきであると判断されたら，増量することにした。このように設計段階では，水準の具体的な量などは未定にしておき，生育の状態を見て決定するというやり方は，非常に実際的で有効である。この試験では，結局，当初予想の 6，3 kg/10a の 2 水準で実施した。

試験結果によれば，IB 50% ＮＫ化成で 3 kg/10a 施用区はやはり収量が低く，速効性窒素 1.5 kg/10a では少ないことがわかつた。と同時に，諸形質の解析から高温時における緩効性肥料の反応についていくつかの知見が得られた。

(4)　実肥について

前年どおり 3，0 kg/10a の 2 水準にとり，施用時期は穂揃期（出穂後 3 日頃）とした。前年の成績では，実肥は必要ない（ただし，穂肥を出穂前 20 日と 10 日の 2 回に分けたときは実肥の効果は有意であつた）ということであつたが，今回の穂肥施用時期から実肥までは 28～23 日の日数があり，茎葉中の窒素濃度がかなり低くなる可能性があるので，いまいちど実肥効果を検討することにした。なお，実肥施用時期を 4 水準に変えて比較する L_{16}

表 9.3　第2年目試験の因子と水準*

因子＼水準	記号	1 水 準	2 水 準	備　考
ブ ロ ッ ク	R	1	2	
CDU(kg/10a)	C	10	0	荒代時全層施用
元肥(kg/10a)	B	6	4	
穂肥(kg/10a)	H	6	3	
穂肥施用時期	D	出穂25日前	出穂20日前	8月2日と8月6日実施（出穂期は8月25日）
穂肥供試肥料	F	NK化成	IB.50％ NK化成	NK化成(16-0-16) IB50％ NK化成(15-4-15)
実肥(kg/10a)	M	3	0	穂揃期8月28日に実施

* 品種：クサブエ，田植期：6月19日，栽培密度：30×15cm (22.2株/m²)，転炉滓200kg/10a 均一施用，中干し：7月17～19日，7月28～31日の2回，出穂後追肥直後を除いて間断かんがい実施

直交表実験を別個に設計し，この試験の結果とあわせて判定することにした。

（5） 元肥量とCDU単体の施用について

前年成績で珪酸石灰を施用すれば，分けつ期追肥省略が可能であることがわかつたが，それなら，元肥窒素量は，前年の6，4 kg/10a より増した方がよいかどうか迷つた。実際，関東他県の普通期水稲の施肥法試験では，大体9，6 kg/10a がとられている。しかし，前年の6，4 kg/10a でも出穂20日前の穂肥の効果的施用により，かなりの収量をあげることができたこと，および，従来，元肥施用量が多いことによつて種々のマイナス要因を産み出していたことなどを思い起こして，結局，前年どおりとした。

しかし，分けつ期追肥省略によつて万一茎数確保に失敗し，総体的に低収になることを恐れた。そこで，東北地方で増収効果をあげている CDU 単体施用を考えた。普通期水稲に対するこの効果については，過去2年間も検討していたが，種々の異なる施肥条件の下で，CDU 単体が水稲の生育相，収量構成要素に与える影響については調べていなかつたので，茎数確保困難のときの補償作用とあわせて，それも検討することにした。施用量は10，0 kg/10a の2水準にとつた。

9.3 最終決定試験設計と試験区の構成

以上の考察の結果，最終決定された因子と水準を表9.3に示す。これは $2^6=64$ の処理組合せをもつが，その1/2に当たる32区だけをさらに2ブロックに分けて実施することにし，$L_{32}(2^{31})$ 直交表を用いてそのわりつけを行なつた。このわりつけ法と32区の処理内容は次講に示す。

9.4 試験結果の概要

調査した23形質のデータは，「農林研究計算センター」のプログラムにより，同所のコンピュータによつて解析た。計算所要時間は全部で，5分 47 秒（1形質当り約15秒）であつた。

精玄米収量についての分散分析の結果は，表9.4に示すとおりで，穂肥量，元肥量の効果が圧倒的に大きく，CDU 施用と穂肥供試肥料の間には後に検討するような交互作用があり，一方，期待どおり穂肥時期と実肥にはなんの効果も認められなかつた。また，その他の交互作用では，元肥量と穂肥量，穂肥供試肥料と実肥，の交互作用が10％水準で有意であつたほかは，どれも認められなかつた。誤差分散は5.82，よつて，実験誤差の標準偏差は2.41で，平均収量54.99 kg/a に対し，c.v. は4.4％であつた。

表 9.4　精玄米重の分散分析

変　動　因	自由度	平方和	平均平方	F
R：ブロック	1	119.93		20.6**
C：CDU	1	38.43		6.61*
B：元肥量	1	141.50		24.3**
H：穂肥量	1	210.07		36.1**
D：穂肥時期	1	0.04		—
F：穂肥供試肥料	1	73.66		12.7**
M：実肥	1	1.00		—
$C\times B$	1	3.89		—
$C\times H$	1	0.66		—
$C\times D$	1	2.78		—
$C\times F$	1	54.42		9.36*
$C\times M$	1	0.21		—
$B\times H$	1	22.36		3.84†
$B\times D$	1	2.57		—
$B\times F$	1	11.08		1.90
$B\times M$	1	12.49		2.15
$H\times D$	1	1.60		—
$H\times F$	1	14.01		2.41
$H\times M$	1	2.70		—
$D\times F$	1	0.96		—
$D\times M$	1	1.24		—
$F\times M$	1	23.14		3.98†
e：誤差	9	52.35	5.82	

* 5％ 有意，† 10％ 有意

これは，十分小さい誤差と考えられる。

主要形質について，各因子の主効果を示す一覧表を，表9.5に与える。また，精玄米重について5％有意であつた $C\times F$ 交互作用について，CとFの2元表を表9.6に示す。分散分析で$C\times F$のF-値が2.0以上であつたところの穂数，全重，精玄米重，わら重についてのみコンピュータのアウトプットが得られていたので，そこではこれら4形質の結果のみを示す。以上から導出される各要因効果の技術的解釈を以下に示す。

（1） CDU 単体施用は，草丈，茎数，稈長と穂数増に関与し，茎数確保に難のあつた場合の補償作用の役割は果したが，直接玄米収量の増大には結びつかなかつた。実際，表9.6の2元表からわかるように，CDU 施用の利いたのは，F_2 すなわち，穂肥に IB 50％ NK化成のような緩効性肥料を与えたときのみである。

（2） 元肥多量（6 kg/10a）の増収効果（4.2±1.9 kg/a）は大きく，これは穂数の増に主として由来するが，全重の増 15.5±5.8 kg/a の僅か1/3以下である。後に見るように，元肥 4 kg/10a でも，穂肥増施によつて，55.0 kg 以上の収量をあげることができる。

（3） 穂肥の多量施用による増収効果は大きく(5.1±1.9kg/a)これは，穂数・穂長・稔実粒数の増を直接反映している。

（4）　穂肥施用時期については，出穂25日前と20日前の差は，穂揃期調査の止葉長と茎葉N％（25日前の方が止葉長は大きくなるが茎葉N％は少ない）のみに現われ，心配された稈長には関与せず，全重，精玄米重にはほとんどなんの影響も与えなかつた。従つて，穂肥施用時期を出穂 20 日前とする施肥体系は，それが数日早くなつても差支えないという意味で，非常に安定性のあることがわかつた。

表 9.6　CDUと穂肥供試肥料についての2元表
（$C\times F$ の F-値が 2.0 以上の形質について）

	穂数		全重		精玄米重		わら重	
	C_1	C_2	C_1	C_2	C_1	C_2	C_1	C_2
F_1	366	347	139.4	138.1	56.3	56.7	70.3	68.8
F_2	357	**305**	140.1	**127.3**	55.9	**51.1**	71.7	**64.8**
l.s.d.	37		8.2		2.7		5.0	

（5）　穂肥供試肥料の比較では，速効性のNK化成の方が緩効性の IB 50％ NK化成よりも，穂揃期止葉長，茎葉N％および穂長で大きいが，穂数，全重，精玄米重，わら重については，表 9.6 からわかるように，CDU 無施用で IB 50％ NK化成施用区の収量が低くなつている。それゆえ，穂肥に緩効性肥料を用いたいときは，窒素不足にならないようあらかじめ CDU を施用しておくか，または速効性窒素もじゆうぶん与えておく必要がある。

（6）　実肥の施用効果については，わら重を 4.0±3.6 kg/a 増したが，玄米重の増収にはほとんど結びつかなかつた。

以上の結果から，普通期水稲の安定施肥法として，次のいくつかの体系が考えられ，それぞれの期待収量が計算された。

（a）　CDU 施用，元肥 6 kg，穂肥 6 kg（穂肥時期 20～25 日前，NK化成または IB 50％ NK化成，実肥なし）：――

$$\text{期待収量}=\underset{(\text{平均})}{55.0}+\underset{\binom{\text{CDU}}{\text{効果}}}{1.1}+\underset{\binom{\text{元肥}}{\text{効果}}}{2.1}+\underset{\binom{\text{穂肥}}{\text{効果}}}{2.6}=60.8$$

$$\text{誤差分散}\ s_e{}^2=\frac{1+1+1+1}{32}\times 5.82=0.73$$

$$\text{信頼幅}=t(9\,;\,0.05)s_e=2,262\times\sqrt{0.73}=1.92$$

よつて，　$60.8\pm1.9=\underline{58.9\sim62.7}$ kg/a

（b）　CDU 施用，元肥 4 kg，穂肥 6 kg（他の条件は a と同じ）：――

$$\text{期待収量}=55.0+1.1-2.1+2.6=56.6$$

よつて　$56.6\pm1.9=\underline{54.7\sim58.5}$ kg/a

（c）　CDU 無施用，元肥 4 kg，穂肥 6 kg，NK化成（穂肥時期 20～25 日前，実肥なし）

$$\text{期待収量}=55.0+\underset{(\text{CDU なし，NK 化成})}{(56.7-55.0)}-2.1+2.6=57.2$$

$$s_e{}^2=\frac{1+3+1+1}{32}\times 5.82=1.09$$

$$\text{信頼幅}=2.262\times\sqrt{1.09}=2.35$$

よつて　$57.2\pm2.4=\underline{54.8\sim59.6}$ kg/a

これらを総合して，元肥 4～6 kg/10a，出穂 20～25 日前に穂肥 6 kg/10a を施用すれば，実肥なしで，大体 55～60 kg/a の収量が得られることがわかつた。

表 9.5　各因子の主効果

項目	最高分けつ期 草丈 (cm)	最高分けつ期 茎数 (本/m²)	穂揃期 止葉長 (cm)	穂揃期 茎葉N (％)	稈長 (cm)	穂長 (cm)	穂数 (本/m²)	全重 (kg/a)	精玄米重 (kg/a)	わら重 (kg/a)	稔実粒数 (×10³/m²)	稔実歩合 (％)
平均	66.3	449	31.1	1.23	79.1	19.9	344	136.2	55.0	68.9	237	88.2
c.v.	1.5	5.5	6.5	8.1	3.0	1.7	9.5	5.3	4.4	6.5	7.0	2.5
l.s.d.	0.74	20	1.5	0.08	1.9	0.3	26	5.8	1.9	3.6	13	1.8
CDU C 1	66.7	460	31.2	1.22	80.4	19.9	362	139.7	56.1	71.0	243	87.5
CDU C 2	65.9	437	31.0	1.23	77.8	19.8	326	132.7	53.9	66.8	230	88.9
差 (1−2)	0.8*	23*	0.2	−0.01	2.6*	0.1	36*	7.0*	2.2*	4.2*	13*	−1.4
元肥 B 1	68.7	506	31.1	1.22	81.5	19.7	364	144.0	57.1	74.2	245	87.3
元肥 B 2	63.9	391	31.1	1.23	76.6	20.0	323	128.5	52.9	63.6	228	89.0
差 (1−2)	4.8**	115**	0.0	−0.01	5.9**	−0.3*	41**	15.5**	4.2**	10.6**	17*	−1.7†
穂肥 H 1	—	—	31.3	1.35	79.9	20.4	362	141.8	57.5	71.1	249	87.0
穂肥 H 2	—	—	30.8	1.11	78.2	19.3	326	130.7	52.4	66.7	223	89.4
差 (1−2)	—	—	0.5	0.24**	1.7†	1.1**	36*	11.1**	5.1**	4.4*	26**	−2.4*
穂肥時期 D 1	—	—	33.3	1.18	79.0	19.8	350	137.9	54.9	70.5	236	88.0
穂肥時期 D 2	—	—	28.9	1.28	79.2	19.9	338	134.6	55.0	67.3	236	88.3
差 (1−2)	—	—	4.4**	−0.10*	−0.2	−0.1	12	3.3	−0.1	3.2†	0	−0.3
穂肥肥料 F 1	—	—	32.0	1.28	79.6	20.0	356	138.8	56.5	69.5	246	88.1
穂肥肥料 F 2	—	—	30.2	1.18	78.6	19.7	331	133.7	53.5	68.3	226	88.2
差 (1−2)	—	—	1.8*	0.10*	1.0	0.3*	25*	5.1†	3.0*	1.2	20*	−0.1
実肥 M 1	—	—	—	—	78.5	19.9	346	138.3	55.2	70.9	237	88.8
実肥 M 2	—	—	—	—	79.7	19.9	341	134.1	54.8	66.9	236	87.5
差 (1−2)	—	—	—	—	−1.2	0.0	5	4.2	0.4	4.0*	1	1.3
注				DおよびFの効果は他の条件によつて変わる				CおよびFの効果はお互いの条件によつて変わる			Fの効果はBおよびHによつて変わる	CとDに交互作用がある

農学講座｜農学研究のための 試験計設法〔13〕

奥　野　忠　一*

10.　L_{32} 直交表の構成とわりつけ表

前講で例示した，神奈川県農試の「移植水稲に対する窒素施肥配分試験」は，それぞれ異なる処理を受けた 32 区を用いて実施された。この 32 区の処理内容は L_{32} 直交表を用いて決めたので，ここではこの直交表の構成，その「列」への要因のわりつけ方，などを解説する。

10.1　$L_{32}(2^{31})$ 直交表の構成

この直交表は 32 区の試験で，取上げた因子の水準数がすべて 2 または 4 のもののわりつけに用いる。これを表 10.1 に示す。その 32 行の No. は処理区の順番を，31 列はそれぞれ自由度 1 の要因効果を示す。この数は 32 個のデータのもつ「全体」の自由度 32−1=31 に対応する。この表は $L_8(2^7)$，$L_{16}(2^{15})$（本講座〔5〕p.45,〔6〕p.47）と同様に，次の諸性質をもつている。

① どの列にも，数字 1 と 2 が 16 個ずつ現われる。

② どの 2 列をとつても，組合せ (1, 1)，(1, 2)，(2, 1)，(2, 2) が 8 回ずつ現われる。

③ 任意の 2 列（その「列名」を X, Y とする）の積の列は，「列名」の掛算によつて求められる。ただし，ベキの数字は法 2 (mod. 2) で計算する。——これは，2 つの列にわりつけられた要因の交互作用の列をさがすのに用いられる。たとえば

$X=a$,　$Y=b \longrightarrow XY=ab$……(3) 列

$X=ac$,　$Y=bcd \longrightarrow XY=abc^2d \equiv abc^0d=abd$…(11)列

となる。ここで，$c^2 \equiv c^0=1$ (mod. 2) とおいた。

④ 任意の 2 列の積の列の数字は，次の掛算の規則によつて求められる。

$1\times1=1,\qquad 2\times1=2$

$1\times2=2,\qquad 2\times2=1$

この L_{32} 直交表のはじめの 15 列は L_{16} 直交表の 15 列と同じ「列名」をもち，前者の各列は，後者の各列の数字 1，2 をすべて 2 つずつつづけて並べたものである。

表 10.1　$L_{32}(2^{31})$ 直交表

群番号	1	2		3				4								5															
No.＼列番号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)
1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
3	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2
4	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1
5	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2
6	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1
7	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1
8	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2
9	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2
10	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1
11	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1
12	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2
13	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1
14	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2
15	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2
16	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1
17	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2
18	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1
19	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1
20	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	1	2	1	2
21	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1
22	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2
23	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2
24	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1
25	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1
26	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2
27	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2
28	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	1	2	2	1
29	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2
30	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1
31	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1
32	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2
列名	a	b	ab	c	ac	bc	abc	d	ad	bd	abd	cd	acd	bcd	$abcd$	e	ae	be	abe	ce	ace	bce	$abce$	de	ade	bde	$abde$	cde	$acde$	$bcde$	$abcde$

* 農業技術研究所

表 10.2 L_{32} 直交表を用いる種々の（最良）計画

列番号		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)	定義対比
ブロック数	因子数 ＼ 列名	a	b	ab	c	ac	bc	abc	d	ad	bd	abd	cd	acd	bcd	abcd	e	ae	be	abe	ce	ace	bce	abce	de	ade	bde	abde	cde	acde	bcde	abcde	
1	5	A	B	AB	C	AC	BC		D	AD	BD		CD				E	AE	BE		CE				DE								
	6															EF								DF				CF		BF	AF	F	1=ABCDEF
	(6)	A	B	AB	C	AC	BC		D	AD	BD		CD	EF			E	AE	BE		CE	DF			DE	CF			AF	F		BF	1=ACDEF
	7			FG											EG								DG				CG		BG		G	AG	1=BCDEG
	8					GH	FH					EH								DH						BH	AH	H				CH	1=ABDEH
	9			CI		BI	AI	I								DI								EI		GI	FI		HI				1=ABCI
	(6)	A	B	AB	C	AC	BC		D	AD	BD		CD	EF			E	AE	BE		CE	DF			DE	CF			AF	F		BF	1=ACDEF
	(7)			FG											EG								DG				CG		BG		G	AG	1=BCDEG
	(8)					GH	FH					EH								DH						BH	AH	H				CH	1=ABDEH
	(9)							EI		GI	FI		HI							CI		BI	AI	I								DI	1=ABCEI
	10							DJ				CJ		BJ	AJ	J		GJ	FJ		HJ				IJ							EJ	1=ABCDJ
	(6)	A	B	AB	C	AC	BC		D	AD	BD		CD			EF	E	AE	BE		CE			DF	DE			CF		BF	AF	F	1=ABCDEF
	(7)			CG		BG	AG	G								DG								EG	FG								1=ABCG
	(8)			DH						BH	AH	H	GH			CH					FH							EH					1=ABDH
	(9)					DI	HI			CI	GI		AI	I		BI			FI											EI			1=ACDI
	(10)			IJ		HJ	DJ			GJ	CJ		BJ		J	AJ		FJ													EJ		1=BCDJ
	11			EK									FK					BK	AK	K	GK			CK	HK			DK		JK	IK		1=ABEK
	12					EL	KL				FL							CL	GL		AL	L		BL	IK			JL		DL	HL		1=ACEL
	13			LM		KM	EM			FM								GM	CM		BM		M	AM	JM			IM		HM	DM		1=BCEM
	14						FN			EN	KN		LN			MN		DN	HN		IN			JN	AN	N		BN		CN	GN		1=ADEN
	15			NO		FO				KO	EO		MO			LO		HO	DO		JO			IO	BO		O	AO		GO	CO		1=BDEO
	16			FP		NP	OP			LP	MP		EP			KP		IP	JP		DP			HP	CP			GP	P	AP	BP		1=CDEP
列番号		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)	

列番号		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)	定義対比
2	5	R	A	BC	B	AC	AB	C	D		AD		BD			CD	E		AE		BE			CE	DE								R=ABC
	6									EF								DF								F		AF		BF	CF		1=ABCDEF
	(5)	R	A	BC	B	AC	AB	C	D		AD		BD			CD	E		AE		BE			CE	DE								R=ABC
	(6)													EF								DF				BF	CF			F		AF	1=ACDEF
	7						FG					EG								DG						AG		G	CG			BG	1=BCDEG
	8			FH		GH									EH								DH			CH	BH		AH		H		1=ABDEH
		R																															R=AB
	(6)	AB	A	B	C		AC	BC	D		AD	BD	CD		EF		E		AE	BE	CE		DF		DE		CF		AF	BF	F		1=ACDEF
	(7)	FG														EG								DG				CG	BG	AG		G	1=BCDEG
	(8)						GH	FH		EH								DH								H	BH	AH		CH			1=ABDEH
	9	CI				I	BI	AI						DI								EI					GI	FI	HI				1=ABCI
		R																															R=AB
	(6)	AB	A	B	C		AC	BC	D		AD	BD	CD		EF		E		AE	BE	CE		DF		DE		CF		AF	BF	F		1=ACDEF
	(7)	FG														EG								DG				CG	BG	AG		G	1=BCDEG
	(8)						GH	FH		EH								DH								H	BH	AH		CH			1=ABDEH
	(9)					EI					GI	FI	HI					CI				I	BI	AI						DI			1=ABCEI
	10					DJ				CJ				J	BJ	AJ			GJ	FJ	HJ				IJ					EJ			1=ABCDJ
4	5	R^1	R^2	R^3	A	BC			B	AC			AB	C	DE		D			CE	AD		BE		BD		AE			CD	E		R=ABC, BCF
	6			AF				F			CF					BF								DF		EF							1=ACDEF
	7			BG			CG					G	FG			AG						EG						DG					1=BCDEG
		R^1	R^2	R^3																													R=AB, AC
	(6)	AB	AC	BC	A	B	C		D		EF		AD	BD	CD		E		DF		AE	BE	CE		DE		F		CF		AF	BF	1=ACDEF
	(7)	FG										EG								DG								G		CG	BG	AG	1=BCDEG
	8		GH	FH						EH								DH								H			BH	AH		CH	1=ABDEH
	9	CI	BI	AI				I								DI								EI					GI	FI	HI		1=ABCI
		R^1	R^2	R^3																													R=AB, AC
	(6)	AB	AC	BC	A	B	C		D		EF		AD	BD	CD		E		DF		AE	BE	CE		DE		F		CF		AF	BF	1=ACDEF
	(7)	FG										EG								DG						H		G		CG	BG	AG	1=BCDEG
	(8)		GH	FH						EH								DH											BH	AH		CH	1=ABDEH
	(9)							EI					GI	FI	HI			CI	BI	AI				I								DI	1=ABCEI
	10							DJ		CJ	BJ	AJ									GJ	FJ	HJ		IJ							EJ	1=ABCDJ
列番号		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)	

L_{32}の「列番」(16)(列名 e)は 1，2 を交互に並べた列であり，そのあとの「列番」(17)～(31) はそれぞれ (16) 列と，はじめの (1)～(15) 列との積になつている。これは「列名」からすぐに理解できるが，数字 1，2 の並び方が，上の規則④のとおりになつていることによつても確かめられる。この規則がよく理解されれば，基本列 (1)，(2)，(4)，(8)，(16)(それぞれ「列名」a, b, c, d, e に対応)から，L_{32} 直交表のすべての列を自分で容易にかきおろすことができる。

この表 10.1 では，従来とはちがつて，群番号を上にしるした。群 1，2，3，4，5 に属する列は，数字 1 と 2 がそれぞれ 16，8，4，2，1 個ずつまとまつて現われる。この性質が，「分割区法」のわりつけに役立つ。

10.2 L_{32}直交表への要因のわりつけ表

表 10.2 に L_{32} 直交表を用いた種々の計画を示す。これらの計画は，本講〔8〕p.57 で述べた原則に従つて求めた最良のものである。それらを逐次説明しよう。

10.2.1 1ブロック(完全無作為化法)のとき

供試 32 区全部をランダムに配置したり，ランダムな順序で実験したりすることはまず起らないから，このわりつけはあまり用いられない(実用的には 2 ブロックの乱塊法の方がよい)。しかし，わりつけた要因間の交絡関係をしらべるには，この場合の方がわかりやすい。

まず，因子数 5(各因子 2 水準)のときは，$2^5=32$ で，処理のすべての組合せが **1 回実施** できる。このときは，「列名」a, b, c, d, e の列に，5 因子 A, B, C, D, E をわりつければよい。表には，その結果得られる 10 個の 2 因子交互作用の列も示されている。

6 因子のときは，$2^6=64$ の **1/2 実施** となる。第 6 番目の因子 F は，「列名」が 4 文字または 5 文字のどの列にわりつけてもよい(この理由が理解できないなら，実際にわりつけてみよ)が，ここでは(3 因子交互作用の存在をも考慮して)5 文字の列 (31) にわりつけた。この結果，定義対比は $1=ABCDEF$ となる($\because ABCDE=F$)。6 因子のときのこの計画は，表では 5 因子のときにすでにわりつけられた要因を再録していないから，その 2 行分をまとめて見られたい。

7 因子については 2^7 の **1/4 実施** となるが，上述の 6 因子計画に新らしい因子 G を追加する形では，良い計画が得られない。なぜなら，上の 6 因子計画で空いているのは「列名」が 3 文字の列ばかりである。いま，その 1 つ，たとえば acd の列に，第 7 番目の因子 G をわりつけると，これより別名関係は $ACD=G$ となり，定義対比は $1=ACDG$ となる。ところが 1/4 実施では，4−1=3 個の定義対比が生じ，この第 3 のものは，上の 2 つの積であることが知られている。それゆえ，この計画では，$1=ABCDEF=ACDG=BEFG$ となる。実際，このわりつけを表 10.3 の①に示すと，これらの定義対比から自動的に得られる別名関係 $AC=DG$，$AD=CG$，$AG=CD$，$BE=FG$，$BF=EG$，$BG=EF$ が現われ，全部で ${}_7C_2=21$ 個の 2 因子交互作用のうち，12 個の情報が失われてしまうことになる。それでは，もつと良い計画はないであろうか。それは表 10.2 の因子数 (6)，7 の行に示されている。この計画では，第 6 番目の因子 F をあらかじめ 4 文字の列，たとえば $acde$ の (29) 列に，また第 7 番目の因子 G も同じく 4 文字 $bcde$ の (30) 列にわりつけている。こうすると，2 つの定義対比は，

$$1=ACDEF=BCDEG$$

となり，この積は $1=ABC^2D^2E^2FG\equiv ABFG$ となる。これから別名関係になるのは，この第 3 の定義対比から得られる $AB=FG$，$AF=BG$，$AG=BF$ の 3 列だけとなる。これは前の計画よりはるかに良い。新しく加えた F または G 因子と A，B 両因子との 2 因子交互作用が大きくないとか，その効果を評価する必要がないとかい

表 10.3 いくつかの計画(①②は最良ではない，③は神奈川農試のわりつけ)

列番	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)
列名	a	b	ab	c	ac	bc	abc	d	ad	bd	abd	cd	acd	bcd	$abcd$	e	ae	be	abe	ce	ace	bce	$abce$	de	ade	bde	$abde$	cde	$acde$	$bcde$	$abcde$
①	A	B	AB	C	$AC=DG$	BC		D	$AD=CG$	BD		$CD=AG$	G		$EF=BG$	E	AE	$BE=FG$		CE			DF	DE			CF		$BF=EG$	AF	F
②	A	B	$AB=FG$	C	$AC=GH$	$BC=FH$	DI	D	AD	BD	$EH=CI$	CD	$EF=BI$	$EG=AI$	I	E	$AE=GI$	$BE=FI$	DH	$CE=HI$	DF	DG		DE	$CF=BH$	$CG=AH$	H	$AF=BG$	F	G	$BF=AG=CH=EI$
③	R	C	BH	B	CH	CB	H	D	FM	CD	e	BD	e	e	HD	F	DM	CF	e	BF	e	e	HF	DF	M	e	CM	e	BM	HM	e

う場合には，この計画が使える。2^7 の 1/4 実施では，これよりさらに良いすなわちどの2因子交互作用も「推定可能」となるような計画は実在しないのである。

つぎに，**8因子**, **9因子**を導入するときは，一旦別名要因のはいつた列には新らしく交絡要因を入れ，いままで別名要因のはいつていなかつた列（ここでは，D, E との交互作用列）にははいらないようにした。まず因子 H を4文字 $abde$ の (27) 列に，次いで I を3文字 abc の（7）列に入れた。ここで I を4文字 $abcd$ の (15) 列（または $abce$ の (23) 列）にいれるとどうなるかを表 10.3 の②に示す。「推定可能」（他と別名関係にない）な2因子交互作用は $DI, AD, BD, CD, DH, DF, DG, DE$ の8つである。他方表 10.2 の最良計画では，$AD, BD, EH, CD, EF, EG, DI, AE, BE, DH, CE, DF, DG, EI, DE$ の15個ある。これらは，図 10.1 の線点図で実線で結んだ構造をもつ。2^9 の 1/16 **実施計画**で「推定可能」な2因子交互作用の数はこれが最大である。

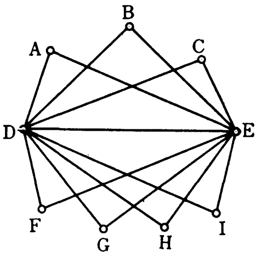


図 10.1　2^9 の 1/16 実施計画で推定可能な2因子交互作用（実線で結んだもの）

10因子をいれるときには，上の9因子計画で空き列はもはや1つもないから，そのわりつけ方を変えねばならない。上で求めた表 10.3 の②では，第 (23) 列だけが空いている。ここに J 因子を入れればよい。表 10.2 では，I 因子を (23) 列に入れたので，J 因子は入れかわりに (15) 列にはいつている。いずれにしても，10因子をいれると，2因子交互作用はすべて互いに別名関係になつてしまう。

因子数を**11以上**に増すためには，わりつけ方をまたすつかり変えねばならない。表 10.2 に示すようにすると，16 因子まではいることになり，それだけ入れても，主効果はすべて「推定可能」となる。この 16 因子計画は，16 個の因子を，第 (16)～(31) 列にわりつけても得られる。第5群の2列の積を求めると「別名」の文字 e は $e^2 \equiv e^0 = 1$ となり，すべて第 1～4 群の列になる。それゆえ，これらの主効果がすべて「推定可能」であることがただちにわかる。

10.2.2　ブロック因子を導入する（乱塊法）とき

16 区ずつを収容する 2 ブロックに分けて試験するときの計画は，表 10.2 の下半分に与えられている。因子数8までは，上の完全無作為化法の計画で空いている列（ここでは ABC の列）にブロック因子 R を入れた上，R が第（1）列に来るように列番を入れ替えて求めた。また，9因子以上の計画では空き列がなかつたから，R を交互作用 AB と別名にした。さらに，4水準のブロック因子の導入も同様の規準で行なつた。これらすべての場合を通じて，定義対比はいつも不変としたのである。

10.3　神奈川の試験のわりつけ

この試験は 2^6 の 1/2 実施，2ブロックであるから，表 10.2 の該当する計画を用いた。前号に示した因子記号に合わせるため，$A \to C$, $B \to B$, $C \to H$, $D \to D$, $E \to F$, $F \to M$ とおきかえた結果を，表 10.3 の③に示す。

この計画で，主効果をわりつけた列だけを拾い出し（表 10.1 に従つて），32 区の処理内容を明記したのが，表 10.4 である。この表には，玄米重量 (kg/a) の実測値と前号で解析した結果に基づく各区の期待収量（コンピュータで求めた）とを付記した。

表　10.4　神奈川農試の区とその収量調査結果

列	名	(1)	(2)	(4)	(7)	(8)	(16)	(25)	収量 (kg/a)	
区番号	No. ＼ 因子	R	C	B	H	D	F	M	実測値	期待値
22	1	1	1	1	1	1	1	1	60.12	59.18
9	2	1	1	1	1	1	2	2	58.05	58.48
6	3	1	1	1	1	2	1	2	54.00	55.88
5	4	1	1	1	1	2	2	1	58.92	58.38
16	5	1	1	2	2	1	1	1	47.81	49.92
14	6	1	1	2	2	1	2	2	50.11	49.07
12	7	1	1	2	2	2	1	2	51.27	49.12
10	8	1	1	2	2	2	2	1	46.22	46.47
15	9	1	2	1	2	1	1	1	56.90	57.47
21	10	1	2	1	2	1	2	2	49.08	48.90
18	11	1	2	1	2	2	1	2	54.27	54.16
20	12	1	2	1	2	2	2	1	51.05	48.80
23	13	1	2	2	1	1	1	1	58.89	55.81
7	14	1	2	2	1	1	2	2	49.09	52.39
19	15	1	2	2	1	2	1	2	54.28	55.01
11	16	1	2	2	1	2	2	1	47.31	49.79
35	17	2	1	1	2	1	1	2	57.89	57.62
39	18	2	1	1	2	1	2	1	57.01	57.47
44	19	2	1	1	2	2	1	1	60.45	60.92
28	20	2	1	1	2	2	2	2	56.27	57.57
41	21	2	1	2	1	1	1	2	59.19	58.47
48	22	2	1	2	1	1	2	1	60.56	58.47
25	23	2	1	2	1	2	1	1	59.65	59.27
43	24	2	1	2	1	2	2	2	59.83	61.06
38	25	2	2	1	1	1	1	2	58.48	60.17
31	26	2	2	1	1	1	2	1	56.64	57.45
32	27	2	2	1	1	2	1	1	62.05	63.47
47	28	2	2	1	1	2	2	2	62.28	57.55
46	29	2	2	2	2	1	1	2	53.86	53.41
30	30	2	2	2	2	1	2	1	44.67	45.55
33	31	2	2	2	2	2	1	1	54.39	54.21
42	32	2	2	2	2	2	2	2	47.57	48.14

（注）区番号は別の L_{16} の試験と共に 48 区をランダムに配置した結果を示す。

注）これらの数字はもちろん実測値と非常によく一致しているが，ただ区番号 47，直交表の No. 28 の区だけは

$$62.28 - 57.55 = 4.73 \text{ (kg/a)}$$

とかなり大きい差を示している。この区は茎数多く，わら重は全 32 区中最高であつた。圃場配置図を取出して調べると，この区は排水口の近くに位置していたために，C_2F_2(CDU なし，IB 50% NK 化成）という一般的には悪い条件を与えられていたにもかかわらず，期待以上の収量をあげたのだと考えられる。

農学講座　農学研究のための

試験設計法〔14〕

奥野忠一*・御子柴 穆**

前講では L_{32} 直交表への要因のわりつけ方を述べたので，今回は，そのわりつけ表を用いて実施された，長野県農業試験場の水稲施肥試験の設計について，同農試の御子柴技師に解説していただくことにする。なお，この試験の設計と実施に当つては，同農試農芸化学部長飯田一郎氏の終始変らぬ御指導と御援助を得た。また，農研試験設計研究室塩見正衛技官には，直交表へのわりつけ，電子計算機センターへ送るコントロール・カードの記入，計算機からのアウトプットの解読などについて種々御苦労を願つた。ここに記して，両氏に深甚の謝意を表する（奥野記）。

11. 長野農試における水稲の窒素施肥試験について

11.1 過去の試験設計と情報の整理

まず，直交表を用いる以前（昭和42年まで）に行なつていた窒素施肥配分試験の設計と，そこから得られた情報について紹介する。

施肥法は土壌条件により応答の仕方がことなることを予測して，長野本場と三郷試験地の2ヶ所で同じ設計で行なつた。両試験場所の土壌の理化学性を表 11.1 に示す。三郷試験地は本場に比べて粘土含量に大差はないが，置換容量の小さい土壌である。しかし，全窒素含量ならびに地力窒素の発現量は高く一般的な見方をすれば窒素的地力に富む土壌といえる。また，生産力についても，三郷試験地の方が高いことが知られていた。

その設計は，一定量（12 kg/10 a）の窒素肥料を元肥，穂肥（−25日と−18日），実肥に，どのように配分してやつたら最も効果的であるかという観点に基ずいて立てられた。その区の構成と成績の概要は表 11.2 に示すとおりで，これから次の考察がなされた：

① 両試験地いずれも元肥重点的な区に比べて，元肥量を減らして穂肥量を増加することにより増収する。しかし，窒素的地力に乏しい長野本場においては，元肥窒素を 6 kg/10 a 以下に減ずれば増収を期待できない場合

表 11.1 供試圃場の土壌の理化学的性質

試験場所	層位 cm	砂合計 %	シルト %	粘土 %	土性	全窒素 %	全炭素 %	置換容量 m.e.	NH_4-Nの生成量 湿潤土 30℃ mg	湿潤土 40℃ mg	風乾土 30℃ mg	乾土効果 mg	地温上昇効果 mg
長野本場	0～15	32.01	42.13	25.86	LiCL	0.15	1.33	21.74	2.3	5.4	4.5	2.2	3.1
	15～45	33.76	41.05	25.19	LiCL	0.10	0.76	23.46					
三郷試験地	0～16	40.44	34.12	25.44	CL	0.30	2.66	12.28	2.5	9.6	14.5	12.0	7.1
	16～40	42.70	32.38	24.92	CL	0.13	0.85	8.72					

（注） NH_4-N の生成量は3週間インキュベイトによる。粒径粗組成は国際法による。

表 11.2 昭和42年の試験設計と成績の概要

番号	施用N量 (kg/10a) 元肥－穂肥(−25－−18)－実肥	長野本場 穂肥直前の茎数	稈長	穂長	穂数	有効茎歩合	籾/わら	玄米重	千粒重	玄米重指数	三郷試験地 穂肥直前の茎数	稈長	穂長	穂数	有効茎歩合	籾/わら	玄米重	千粒重	玄米重指数
		本/m²	cm	cm	本/m²	%		kg/a	g		本/m²	cm	cm	本/m²	%		kg/a	g	
1	0－0－0－0	326	77	21.6	267	81.9	1.06	43.9	20.6	65	404	72	16.7	324	80.2	1.28	58.6	20.7	94
2	12－0－0－0	600	90	20.6	422	70.3	1.07	68.1	20.6	100	445	76	17.0	354	79.6	1.34	62.2	20.1	100
3	10－2－0－0	540	90	21.5	407	75.4	1.13	69.9	20.5	103	485	81	17.9	435	89.7	1.51	75.9	20.0	122
4	8－4－0－0	504	90	23.0	378	75.0	1.22	69.8	20.9	103	465	82	18.4	435	93.5	1.61	77.1	19.9	124
5	6－6－0－0	482	89	22.8	371	77.0	1.24	71.6	21.4	105	435	82	19.6	405	93.1	1.75	80.3	20.0	129
6	4－8－0－0	459	88	23.1	378	82.4	1.27	69.4	21.7	102	404	78	19.5	445	110.1	1.73	80.5	20.1	129
7	6－0－6－0	482	87	22.1	348	72.2	1.17	65.4	21.5	96	435	81	18.9	405	93.1	1.73	78·1	20.6	126
8	6－4－2－0		90	23.1	378	78.4	1.28	73.1	21.6	107		80	19.1	435	100.0	1.70	80.3	20.2	129
9	6－4－0－2		85	22.5	356	73.9	1.16	68.5	21.2	101		79	18.9	445	102.3	1.57	81.3	19.9	131
10	6－0－4－2		87	22.2	348	72.2	1.12	65.3	21.3	96		78	18.3	354	81.4	1.48	73.6	20.5	118

（注）

	長野本場	三郷試験地
品種	ほたか（やや晩生，偏穂重型）	しなのひかり（中生，中間型）
田植期と栽密	5月 25 日，30×15cm，2本植	5月 19 日，33×15cm，2本植
1区面積と反復	10.43m²，3連制	14.85m²，2連制
使用肥料	N―硫安，P―過石，K―塩加	N―硫安，P―過石，K―塩加
施肥時期	元肥5月24日，穂肥(―25日)7月17日，穂肥(―18日)7月24日，実肥 8月11日	元肥5月12日，穂肥(―25日)7月10日，穂肥（―18日）7月16日，実肥8月3日
水管理	7月上旬に軽い中干を行なつた。	6月上旬と7月上旬に軽い中干を行なつた。

* 農業技術研究所　** 長野県農業試験場

が多いが，地力に富む三郷試験地においては元肥窒素量を 4 kg/10 a まで減じても増収が期待できる。

② 穂肥時期については，元肥 6 kg 区で比べると，長野本場では出穂 25 日前（以下—25 日と記す）追肥区の収量指数 105 に対して出穂 18 日前（以下—18 日）は 96 で，その差が大きいのに対し，三郷試験地ではその差の小さいことから，穂肥時期は地力窒素の発現量や発現様式との間に密接な関係のあることが推定される。

③ 実肥の効果については，穂肥を十分施用してある条件下ではその施用効果は期待できない。

④ 穂肥の施用により有効茎歩合，籾／わら，穂長，玄米千粒重の増大は認められる。

このような結論が出されてはいるが，そこにはなお次のような疑問点も生じてきた。

① この試験結果は全施肥窒素量 12 kg/10a という枠内での結果であつて，(元肥窒素適量)＋(穂肥適量)＋(実肥適量）という考え方をすれば，はたして 12 kg/10a が全施肥適量であろうか。また，その場合，元肥量と穂肥量の割合や実肥の効果についても前述のような結論が得られるであろうか。

② 施肥法といういくつかの因子を組合せた技術では，因子間に交互作用があるのではないか。窒素だけにしぼつてみても元肥量，中間追肥，穂肥，実肥の適量はそれぞれが単独で存在するはずがなく，これらの因子間の交互作用や他の因子，たとえば地力差や肥料の形質などとの関連のうえでなければ適切な結論を引出せない場合が多いのではないか。

これらは，実際普及指導上の重要なアナになる恐れがあつた。たまたま，筆者の一人御子柴は茨城農試の石川部長（早くから直交表による試験方法に着目していた）のすすめにより，農研試験設計研究室を訪れたのが，これから述べる試験の発端である。

11.2 試験の目的と制約条件

試験設計の立案にあたつては，農研試験設計研究室からは奥野，塩見が，長野農試からは飯田と御子柴が出席した。まず，長野農試側から長野県の水稲に対する施肥法の問題点やこれまでに行なつてきた試験の経過と，これからの試験の目的について農研側に理解を求めた。その概要を紹介すると，長野県下の従来の窒素の施肥法は全量元肥か，または砂質で肥持ちの悪いところでは分施をしてもせいぜい元肥 8 に対して穂肥 2 位の割合で元肥重点的な施肥法がとられてきた。このように元肥に重点をおいた施肥法のため過繁茂，いもち病の発生，倒伏などをおそれて，天候不順の年などは僅かな穂肥もひかえるようなことがあつた。したがつて，生育後半の窒素栄養の面に欠陥をまねき，それが収量停滞の一因をなしている。長野農試では昭和 37 年頃からこの点に着目し，窒素の施肥配分試験を行なつてきたところ，効果の大きい穂肥を十分施用できるような元肥窒素量に減らすべきであるという結論に達しているということである。これらの試験は表 11.2 に示したような設計で試験されているため，前述のような重要な疑問点の残されていることが農研側からあらためて指摘された。

本試験の目標収量としては，長野本場では 700 kg/10 a，三郷試験地では 750 kg/10 a を期待する。

制約条件としては，次があげられた：

① 頭初述べたように施肥法は立地条件（土壌，気象条件）によつて応答の仕方が異なるであろうから，これらの条件のことなる 2 ケ所で試験をしたい。その 1 ケ所は試験場内なのでどのような管理もできるが，他の 1 ケ所は農家を選定することになるから，そこでやれるような規模の試験にしなければならない。この農家としては，昭和 41, 42 の両年，表 11.2 の試験を担当して下さり，試験圃場の管理に経験のある南安曇郡三郷村の西沢満司氏が引受けて下さつた。

② 次に，供試圃場の大きさについてである。予定した圃場の面積は約 5 a なので，1 区面積 15 m² 内外としても試験の区数は最大 32 区までである。

③ 求める情報はできるだけ多くを望むわけであるが上述の試験の規模によつて制約される。したがつて，取上げるべき因子は元肥窒素の量，元肥窒素の種類，穂肥量，穂肥時期，実肥，栽植様式の 6 つにしぼつた。その代り，2 つの因子相互間の交互作用はすべて求めようということになつた。

④ 設計の打合せ会で当初長野側が一番抵抗を感じた点は因子の水準数のきめ方であつた。当時，直交表の概念について理解に乏しかつた長野側は，元肥窒素量や穂肥量について，できれば 3〜4 水準とりたいと主張した。しかし，農研側は，32 区の規模で 3 水準以上の因子をいれると，6 因子全部の主効果とそれらの 2 因子交互作用を的確に推定することはできないこと，また，2 水準でもこの試験の目的を果すことのできることを説明した。かりに，元肥量と穂肥量をそれぞれ 3〜4 水準にして，その圃場での窒素適量を正確に推定しても，極端なことをいうと一枚一枚の田の性質が異なる以上，その数字をそのまま広範囲の水田に適用することは出来ないであろう。とすれば，ここでは，元肥窒素量は少量，多量という 2 水準，元肥窒素の種類（速効，緩効）や穂肥量という因子も 2 水準とし，これらを組合せることにより，因子間の交互作用と試験実施圃場の土壌条件ならび

に生育の過程などを総合的に考察して，とりあえず利用範囲の広い結果を得るようにした方がよい。因子の水準をさらにこまかくとるのはこの次の段階でもよいではないかということになつて，全因子ともに2水準で設計を立案することになつた。

11.3 試験設計についての討論

（1） **元肥窒素量** 元肥窒素の水準は結果的には両試験地ともに 6 kg と 9 kg/10 a の2水準に決まつた。ここで問題になつたことは，長野本場と三郷試験地を同一水準量で設計すべきか，またはそれぞれの土壌条件に応じて水準量を変えるべきかという点である。この場合，たしかに両試験地間には窒素的地力差はあるが，これらの地力差と元肥窒素量との関係を知るためには，同一水準量で試験を実施した方が都合がよい。この場合の第1水準 6 kg/10 a は地力に乏しい長野本場において穂肥を適切に行なえば，目標収量をあげるに必要な穂数確保のための最少元肥窒素量と考えた。一方，第2水準の 9kg/10 a は地力の高い三郷試験地においては最高限度と思われる水準であつた。

この水準幅 3 kg は，交互作用を検出するには 2 kg では不十分で，3 kg 位にした方がよいというこれまでの経験に照らしても適当なものであつた。

（2） **元肥窒素の種類** 第1水準に速効性[1]を第2水準に緩効性[2]の肥料を選んだ。この設計からは当然，速効性肥料と緩効性肥料の優劣を知ることもできるが，ここでこの因子を組入れた大きな理由は，制約条件の項でも述べたように，元肥窒素量を 6 kg と 9 kg の2水準しかとらなかつたため，元肥窒素量の補足的な意義をもたせることができること，および，地力窒素の発現様式のことなる広範囲の水田に対して試験成績の利用が可能になると考えたことである。この目的からすると，速効性肥料は形質の面から最も速効性の硫安，過燐酸，塩化加里の単肥配合肥料を，緩効性肥料は現在市販されている数多くのもののなかから，最も緩効度合の強いと思われる IB 化成1号を用いることが適当と考えた。

（3） **穂肥量** 水準幅は既往の経験から 2 kg/10 a 位の幅をもたせたいので，第1水準は 3 kg，第2水準は 6 kg とした。第1水準の 3 kg は従来行なわれてきた穂肥量より若干多めの量である。したがつて，第2水準の 6 kg（一度に施用する）は本試験が行なわれるまでは到底考えられなかつた多量であるが，すでに表 11.2 の試験結果が得られていたので，本設計のときは抵抗を感じなかつた。第2水準の 6 kg の穂肥を分けて施用する方法も話し合いの中にでてきたが，まとめて 6 kg 施用する方が結論がはつきりすると予想されたので，このような水準のとり方に落ち着いた。

（4） **穂肥時期** 穂肥時期は −25 日と −18 日の1週間の水準幅をもたせた。−25 日と −18 日の穂肥時期の相違は穂肥以前の処理が同一の場合は，収量ならびにその構成要素におよぼす影響のことなることは多くの研究者によつて究明されている。すなわち，−25 日の穂肥はえい花の退化防止による1穂籾数の増加，有効茎歩合の増大や登熟期の窒素栄養の富化があげられる。一方，−18 日の穂肥は1穂籾数や有効茎歩合の増大については −25 日ほど期待はできないとされている。

しかし，穂肥前の因子（元肥量，元肥窒素の種類，土壌の肥沃度）の組合せのことなる場合の穂肥時期の意義について検討することは極めて興味ある点と考えた。

（5） **実肥** 既往の試験では実肥の効果は明らかではなかつたが，実肥までの施肥条件のいかんによつては，その効果もあるものと考え，実肥0水準と 3 kg/10a 水準を設けた。実肥の施用時期は穂揃期とした。

（6） **栽植様式** 以上5つの制御因子のほかに標示因子の性格をもつ栽植様式をとり入れてみることにした。第1水準は，普通並木植とし，第2水準は二条並木チドリ植を採用することにした（図 11.1 参照）。二条並木チドリ植は過繁茂をさけることを目的としていたので，栽植密度は普通並木植とほぼ同じ株数として比較することにした。しかし，栽植様式の検討を行なうときは，さらに栽植密度の因子も加える（本設計では6因子入つているので，さらに栽植密度の因子が加わると全因子間の交互作用は求められないが）か，または二条並木チドリ植の栽植密度を高めるべきであつたと反省している。

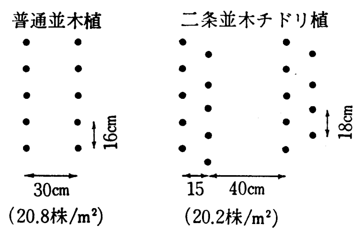


図 11.1 栽植様式の水準

試験の実施に当つて，栽植様式を1区ごとにランダムに配置することは作業上厄介であるため8区ずつまとめて配置（分割区法）することとした。

11.4 最終試験設計と試験区の構成

これまで述べたような検討の結果，最終的に決定した因子と水準を表 11.3 に示す。因子数は 6，水準数はい

1） 硫安，過燐酸，塩化加里の単肥配合
2） IB 化成1号（全窒素量に対して IB 態Nを 80% 含有）

表 11.3　因子と水準

因子＼水準	記号	1水準	2 水 準	備考 長野本場	備考 三郷試験地
ブロック	R	1	2		
栽植様式	K	普通並木植	二条並木チドリ植		
元肥N量	B	6 kg/10 a	9 kg/10 a	5 月28日	5 月14日
元肥N種類	F	速 効 性	緩 効 性		
穂肥量	E	3 kg/10 a	6 kg/10 a	7 月19日	7 月22日
穂肥時期	T	−25 日	−18 日	7 月26日	7 月28日
実肥	H	0	3 kg/10 a		

（注）

	（長野本場）	（三郷試験地）
品　　種：	ほたか	ほたか
田 植 期：	5 月 29 日	5 月 16 日
水 管 理：	7 月 6 日～10日中干	7 月15日～20日中干
出 穂 期：	8 月 13 日	8 月 15 日

ずれも 2 水準であるから，そのすべての組合せ数は $2^6=64$ となるが，実際には，この 1/2 である 32 区を 2 つのブロックに分けて，各ブロック内の地力はなるべく均一になるようにして実施した。

前講表 10.2 (p.78) の種々の（最良）計画の表で 2 ブロック・6 因子のわりつけを採用した。因子名をおきかえた結果，表 11.4 に示したわりつけが得られた。これに基づいて 32 通りの処理内容のことなる区が構成された。ここで，各区の処理内容について，技術的に納得のできないものがないかを試験担当者に検討させた。長野側が不安を感じた点の一つは，施肥量だけにしぼつて整理してみると，元肥窒素の種類が速効性水準，緩効性水準いずれの場合も左のような施肥量の組合せの区がふくまれていることであつた。全施肥量の最高区は 18 kg/10 a にも達している。既往の試験のなかではこのような多量の窒素施用は倒伏をまねくことになり，到底考えられない施肥量であつた。しかし，18 kg/10 a の内訳けをみると，9 kg を元肥に，6 kg を穂肥に，3 kg を実肥にというように分施するので，あるいはいけるのではないかというあわい期待が持てたことと，また，試験の途中で水稲の生育状況を観察して，予定した施肥量を投入することにより，試験結果が攪乱されるおそれがあると判断する場合は，その時点以後の処理因子や水準の変更を当然行なうべきであるという農研側の説明により長野側の納得が得られた。（実際には当初の設計案どおり実施して好結果が得られた。）

元肥	穂肥（−25日）＋（−18日）	実肥	全施肥窒素量 (kg/10a)
6	3	0	9
6	3	3	12
6	6	0	12
6	6	3	15
9	3	0	12
9	3	3	15
9	6	0	15
9	6	3	18

長野側が感じたいまひとつの不安は，この 32 区の中には同一処理は 1 つずつしかないことであつた。いままでの試験方法は同一処理を 2～3 反復（2～3 連）しているので，もし不測の事故が生じたときは他の残つた同一処理区で考察を補うことができるという安易な気持ちを持ち勝ちであつたため，本設計ではその点不安をいだかざるを得なかつた。しかし，よく考えてみると，各因子の 2 水準はいずれも 16 反復されており（分割区法でまとめた K 因子の水準だけは 2 反復），もし，不幸にして事故の生じたときは，欠測値補充の計算も可能であることを聞いて試験担当者はやや肩の荷をおろすことができた。

11.5　試験の実施と栽培管理

秋耕をした試験田に堆肥（三郷試験地は生わら秋施用），珪カルを全区まとめて施用し，再び耕起した。その後，入水し代かき（小型トラックター，ロータリ）を行なつた。代かき直後，板で区劃を作り所定の元肥（燐酸，加里は全量元肥）を施肥し，引続いてレーキで肥料と土壌を攪拌（深さ約 7 cm）した。施肥，代かきの翌日田植を行なつた。これまでの作業手順と留意点は従来の試験方法と特にことなる点はなかつた。

生育中の葉色，出穂期，倒伏状況，病害虫などの観察や生育調査，分析用の水稲体の抜取りはいままでの試験と同様に行なつた。しかし，試験の経過にともなつて因子の処理が重なつてくると，観察による比較検討がしにくくなつてきた。そこで，葉色や倒伏，生育調査の集計を容易にするため，日本規格協会発行の L_{32} 直交表用のパンチカードを使用した。この詳細については次号で述べる。

表 11.4　直交表へのわりつけ

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)
a		a		a		a		a		a		a		a		a		a		a		a		a		a		a		a
	b	b			b	b			b	b			b	b			b	b				b			b	b			b	b
			c	c	c	c					c	c	c	c							b	c					c	c	c	c
							d	d	d	d	d	d	d	d					c	c	c		d	d	d	d	d	d	d	d
															e	e	e	e	e	e	e	e	e	e	e	e	e	e	e	e
R	K		F			H	B								E									T						
		F		K	K			E	K	e	F	e	e	H		B	K	e	F	e	e	H	B		e	K	e	F	H	e
		H		H	F			T	B		B			B		T	E		E			E	E			T		T	T	

農学講座｜農学研究のための 試験設計法〔15〕

奥野忠一*・御子柴 穆**

本講は，解析結果について述べるのが主題であるが，前講ではみ出した部分をまず取上げる。

11.5 **試験の実施と栽培管理**（つづき）

ここでは，前講で予告したとおり L_{32} 直交表用のパンチカードの使用法について述べる。このカードは，1試験区に1枚ずつ対応するので，全部で32枚が1組になつている。1例として，直交表の行の No. 30 のカードを取上げ，その表面を図 11.2 に，裏面を図 11.3 に示す。この図からわかるように，各カードの上欄には，直交表の列番（1）～(31) が示されており，各列の水準1に対しては，孔がそのままであるが，水準2のところは，あらかじめ外から切られている。これは，列ごとに，1水準のカードと2水準のカードをふるいわけるのに用いられる。その下には水準1と2が明記されており，これは直交表の No. 30 の行そのままを表わしている。実験者がなすべきことは，主効果がわりつけられた列に対して，因子名と，そのカードの区のとる水準の具体的内容をかきこむことである。たとえば，このカードの（4）列には，「元肥の種類」という因子がわりつけられ，この区（No. 30）はその第2水準である緩効性肥料を用いるべきであることが示される。

また，カードの左あるいは右にある孔を用いて，圃場にランダムにわりつけたときの区番号を表わす。この図は，そのようになつていないが，ふつうは，左欄の SF, 1, 2, 4, 7 の孔を用いれば，1ケタの数字がわりつけられる。すなわち，1, 2, 4, 7 はそれぞれ対応する孔を切ればよいが，3は1と2，5は1と4，6は2と4，8は1と7，9は2と7，というようにいずれも2カ所切ればよい。切つた孔の数をいつも2個にするために，1, 2, 4, 7 のときだけ SF の孔も切る。つぎに，この例のように，区番号が 25 という2ケタのときは，SF, 1, 2, 4, 7 の上側を1位の数字（ここでは5），下側を10位の数字（ここでは2）に対応させて切ればよい。

さて，このようにしてカードが出来上ると，これを次の2つの目的に用いる。

①このカードを直接圃場に持出して野帳代りに使う。そのときには．区番号の孔の10位を 2, 1 の順に．次に1位を 7, 4, 2, 1 の順にソートして（あみ棒のよう

各因子の水準別ふるい分けのとき用いる

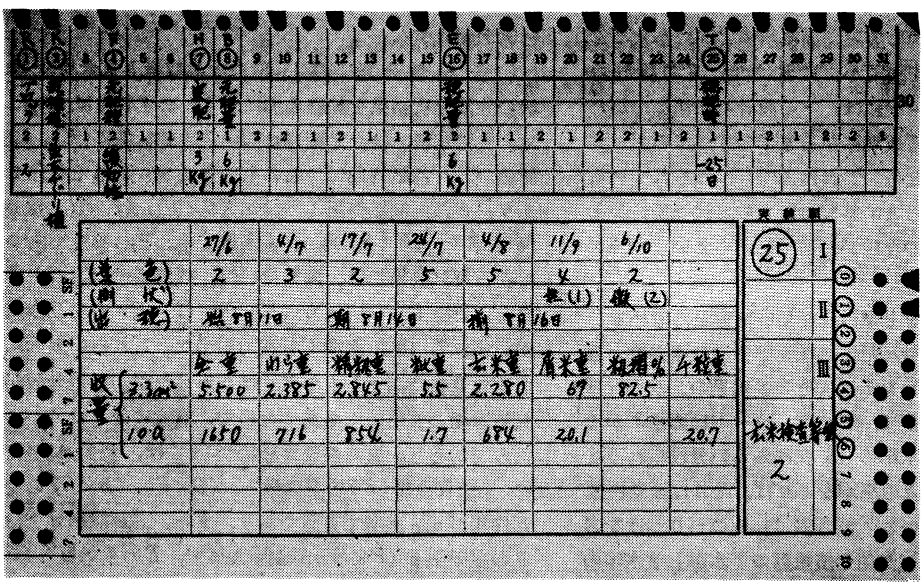


図 11.2 パンチカード（表面）の記載例

* 農業技術研究所　** 長野県農業試験場

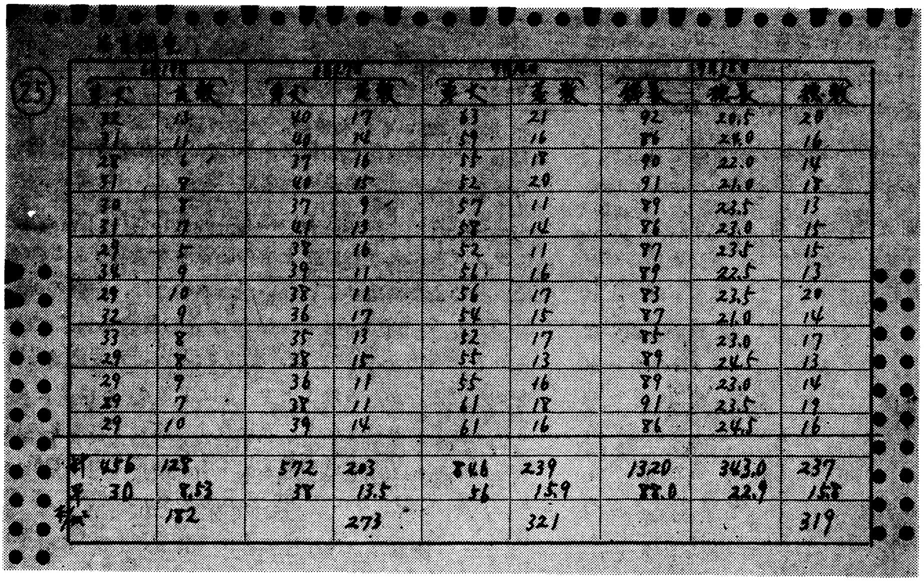


図 11.3 パンチカード (裏面) の記載例

なものを各孔に通せばよい)，毎回落ちたカードは，落ちなかつたカードのうしろにその順序を崩さないようにしてくつつけると，この6回のソーティングの後には，32枚のカードが，区番号の1から32の順にキチンと並ぶ。これを圃場に持出して，区番号の1から調査や作業をはじめればよい。こうすれば，穂肥や実肥をやるときに，水準の拾い違いをしないですむ。また，観察事項や生育調査のデータを図の表裏両面に示すようにかきこんでゆく。どの欄に何をかくか，これはカードの設計の問題となる。このカードには，その設計の如何にかかわらず，各区の生育から成熟に至るまでのすべてのデータがふくまれることになる。これはふつうに作られている野帳のように，形質ごとに整理したものと比べて，ひとつの区の生育の歴史の全貌が一目でわかるという利点がある。

②次に各要因効果を上欄の孔を用いて容易に求めることができる。すなわち，たとえば元肥窒素の速効性と緩効性を比較しようとおもえば，その主効果のわりつけられた上欄 (4) 列に棒をつつこめば，カードは因子Fが1水準の16枚と，2水準の16枚にふるい分けられる。その各組ごとにデータの平均をとれば，それは速効性区と緩効性区の平均となる。前号表 11.4 のわりつけを参照すれば，2因子交互作用や誤差列の1水準と2水準の差からその変動を計算することもできる（もちろん，これらは面倒になるから，コンピュータにゆだねるのがふつうである)。

このカードは既製品を用いたが，こんご圃場試験に多く用いられるならば，それに適当な調査項目欄をあらかじめ印刷したものを作つておくと，一層便利になるであろう。

11.6 玄米重と検査等級の解析

この試験からは，生育調査や収量調査の特性値のほかに，生育時期別の水稲体の乾物重や器官別の吸収窒素の形態，収量構成要素，葉色，倒伏など全部で116個の特性値を得た。これらの分散分析や主効果・2因子交互作用の計算は，データがまとまつた都度，前後4回に分けて，「農林研究計算センター」に依頼して行なつた。その結果のうち，ここでは，精玄米収量と検査等級(米質)を，また，次節で，水稲葉身全窒素含有率の時期別推移の解析例を紹介する。

（1） **分散分析** 表 11.5 に玄米収量と玄米検査等級の分散分析結果を試験地別に示す。まず収量については，長野本場では，元肥N量(B)，元肥N種類(F)，穂肥量(E)，穂肥時期(T)の各主効果が5%水準で有意であり，また，交互作用 ($B\times F$)，($B\times T$)，($F\times H$) は5%水準で，($F\times E$) は10%水準でそれぞれ有意であつた。三郷試験地では，穂肥量(E)，栽植様式(K)の主効果と，($B\times F$)，($B\times T$)，($F\times T$)，($F\times H$) の交互作用がいずれも10%水準で有意であつた。これらの要因による収量差は必ずしも小さくはなかつたが，誤差分散が長野本場の2倍以上もあつたので，有意になりにくかつたのであろう。玄米検査等級については，長野本場では，元肥N種類(F)の主効果と，($B\times F$)，($B\times E$) の交互作用が5%水準で有意であり，また，三郷試験地ではFの主効果と ($F\times H$) が5%水準で，Eの主効果と ($F\times E$) が10%水準でそれぞれ有意差がみられた。このように玄米重と検査等級だけにしぼつてみても，両試験地で共通の傾向が認められた因子と，異なつた傾向を示し

表 11.5 玄米重と検査等級の分散分析

要因	自由度	長野本場		三郷試験地	
		玄米重平均平方	玄米検査等級平均平方	玄米重平均平方	玄米検査等級平均平方
R:ブロック	1	7,503**	0.03	7,200*	0.13
B:元肥N量	1	9,248**	0.28	91	0
F:元肥N種類	1	44,402**	3.78**	1,301	4.50**
E:穂肥量	1	5,356*	1.53	6,216†	1.13†
T:穂肥時期	1	3,445*	0.28	800	0.50
H:実肥	1	903	0.03	55	0.50
K:栽植様式	1	481	0.03	6,216†	0.13
$B \times F$	1	5,995**	2.53**	4,140†	0.50
$B \times E$	1	2	0.78*	91	0.13
$B \times T$	1	3,570*	0.28	5,725†	0
$B \times H$	1	41	0.28	465	0.50
$B \times K$	1	1,176	0.03	136	0.13
$F \times E$	1	2,312†	0.28	313	1.13†
$F \times T$	1	66	0.28	4,005†	0
$F \times H$	1	3,281*	0.28	4,325†	2.00*
$F \times K$	1	45	0.03	1	0.13
$E \times T$	1	1,250	0.03	968	0.13
$E \times H$	1	190	0.03	190	0.13
$E \times K$	1	5	0.28	1,540	0
$T \times H$	1	1,250	0.28	1,625	0
$T \times K$	1	741	0.03	1,800	0.13
$H \times K$	1	365	0.03	120	0.13
e	9	528	0.17	1,288	0.24

** 1% 有意. * 5% 有意, † 10% 有意

た因子のあることがうかがえる。なお，表 11.5 で有意であつた主効果の中には，その因子を含む交互作用の分散と比べて同程度または高々2倍位の大きさしか示さない因子（長野本場の玄米重の B, E, T と検査等級の F）があり，これらの因子の効果は相手側の因子の水準ごとに判定しなければならないことがわかる。(主効果として判断してはいけないという意味である)。

（2） **要因効果の推定** 全部の主効果の各水準の平均値と F 値2以上の2因子交互作用に対応する水準組合せ別平均値（2元表）もコンピュータによつて計算された。その結果を整理して表 11.6 に示す。まず長野の玄米重について説明する。元肥N量(B)の主効果は分散分析では1% 水準で有意であるが，交互作用 ($B \times F$), ($B \times T$) の分散が B のそれと比肩するほど大きいので，B の効果は F や T の水準ごとに述べるべきことになる。すなわち，表の下の l. s. d.＝26.0 を目安にして判定すると，元肥N種類速効性水準 (F_1) のときは元肥N量 6 kg よりも 9 kg のときの方が 62±26(kg/10 a) 多収になるが，緩効性水準 (F_2) のときは元肥N量の水準間に有意差が認められなかつた。B と T の交互関係については，T の効果のところで述べる。同様にして，穂肥量 (E)，穂肥時期(T)，実肥(H)の効果は，それぞれの因子と交互作用をもつ他の因子の水準との関連で示す。すなわち，穂肥量(E)の効果は F_1（速効性)のとき，穂肥時期(T)の効果は B_1(元肥N少) のとき，実肥(H) の効果は F_2(緩効性) のとき，それぞれ有意であることが認められた。次に，元肥N種類(F)の効果についてのみは，($F \times B$), ($F \times H$), ($F \times E$) が有意ではあるが，F の平均平方はこれらの交互作用のどの平均平方にくらべても数倍以上大きいので，交互作用を無視して，速効性水準(F_1) より緩効性水準 (F_2) の方がいつも玄米重は高く有意であるといえる。

三郷の玄米重については，元肥N量(B)の主効果は，

表 11.6 各因子の要因効果 （2元表は交互作用の F 値2以上のものについて）

記号	因子	水準	長野本場 玄米重 (kg/10a)	長野本場 玄米検査等級	三郷試験地 玄米重 (kg/10a)	三郷試験地 玄米検査等級
B	元肥N量		F_1 F_2 T_1 T_2	F_1 F_2 E_1 E_2	F_1 F_2 T_1 T_2	F_1 F_1 H_1 H_2
		(1) 6 kg/10a	540 642 612 570	1.9 2.0 1.9 2.0	687 723 713 697	2.5 3.0 3.0 2.5
		(2) 9 kg/10a	602 649 625 626	1.5 2.8 1.8 2.5	707 697 682 720	2.3 3.3 2.8 2.8
F	元肥N種類			B_1 B_2	B_1 B_2 T_1 T_2 H_1 H_2	H_1 H_2
		(1) 速効性	571**	1.9 1.5	687 707 703 691 687 707	2.8 2.0
		(2) 緩効性	646	2.0 2.8	723 697 694 726 723 697	3.0 3.3
E	穂肥量		F_1 F_2	B_1 B_2		F_1 F_2
		(1) 3 kg/10a	550 641	1.9 1.8	689†	2.0 3.1
		(2) 6 kg/10a	593 650	2.0 2.5	717	2.8 3.1
T	穂肥時期		B_1 B_2		B_1 B_2 F_1 F_2	
		(1) −25 日	612 625	1.9	713 682 703 694	2.9
		(2) −18 日	570 626	2.1	697 720 691 726	2.6
H	実肥		F_1 F_2		F_1 F_2	B_1 B_2 F_1 F_2
		(1) 0	576 630	2.0	687 723	3.0 2.8 2.8 3.0
		(2) 3 kg/10a	566 661	2.1	707 697	2.5 2.8 2.0 3.3
K	栽植様式	(1) 普通並木	604	2.0	717†	2.8
		(2) 二条並木チドリ	612	2.1	687	2.7
総平均			608.3	2.03	703.3	2.75
C. V.			3.8	20.3	5.1	17.8
l. s. d. (主効果)			18.4	0.33	28.7	0.39
l. s. d. (交互作用)			26.0	0.47	40.6	0.55

分散分析では有意でなかつたが，Bを含む交互作用（$B \times F$），$(B \times T)$ が有意であることから，元肥N量はたとえば速効性を使うときは多い方が，緩効性を使うときは少ない方が良いというような傾向が認められた。同様にして，元肥N種類(F)の効果はB, T, Hの水準によつて穂肥時期(T)の効果は B, F の水準によつて，実肥(H)の効果はFの水準によつて逆向きになることが示された。穂肥量(E)は多い方が，栽植様式(K)は普通並木の方が，他の因子の条件にかかわらず，多収になることがわかつた。

玄米検査等級について，まず，長野では元肥N量(B)をふくむ交互作用($B \times F$)，($B \times E$) が有意である。したがつて，Bや穂肥量(E)の効果は，それぞれの交互作用をもつ因子の水準別に比較することとした。また，元肥N種類(F)は主効果が有意ではあるが，($F \times B$) の交互作用の効果が大きいので，Bの水準別に検討すると，B_2 のときだけその効果が認められた。次に，三郷の検査等級では，元肥N量(B)はFやHとの間に弱い交互作用がみられるがそれらは 10% 水準でも有意ではなく，元肥N種類 (F) は主効果が有意で，かつ $F \times E$, $F \times H$ も有意であつた。なお，穂肥量 (E) の効果も実肥 (H) の効果も F_1 (速効性) のときのみ有意であつた。

（3） **要因効果の技術的解釈**　こんどは，これらの各要因効果を横断的に見て，その技術的解釈を示そう。長野と三郷の土壌条件の相違は前号に記したとおりであるが，これらの反応を要因別に検討しよう。

1） 元肥N量と玄米重の関係　両試験地とも元肥N種類との関連で述べる必要がある。窒素的地力(以下地力)が低い長野本場では，速効性N肥料のときは元肥N量 6 kg を 9 kg にすると，その増施効果は顕著であつた。しかし緩効性Nでは両水準間に大差が認められない。一方，地力が高い三郷では，緩効性N肥料の 9 kg 水準は 6 kg 水準に比べてN過剰（倒伏と登熟不良に有意差あり）による減収がみられた。以上の結果は，当然ながら元肥Nの適量は元肥Nの形質や地力を考慮して定める必要性を示している。元肥N量と玄米検査等級との関係　長野では緩効性N肥料を元肥に多量施用したとき，または，元肥N量と穂肥量をそれぞれ多量に施用（全施肥N量の増加）したときに等級の低下がみられた。三郷でも元肥N量と検査等級との間には，その効果は小さかつたが長野とほぼ同じ傾向が見られた。

2） 元肥N種類と玄米重との関係　長野では元肥量のいかんにかかわらず緩効性水準の方が勝るが，この傾向は元肥N量少水準においてとくに顕著であた。しかし，これら両因子間に交互作用が有意であるので，元肥N量をさらに増加することにより元肥N種類の差異は減少するか逆転するとも考えられる。また，三郷では元肥少水準において緩効性水準が勝るが，元肥N量多水準下では有意差はなかつた。これらの結果から，緩効性肥料は地力が低い土壌では有利であり，また，地力が高い土壌では減肥する必要性が認められた。元肥N種類と検査等級　両試験地ともに緩効性は元肥N多肥の条件で等級の低下がみられた。

3） 穂肥量と玄米重との関係；長野では元肥N種類速効性のときは穂肥量は多水準（6 kg）の方が勝り，元肥N緩効性のときは穂肥量 3 kg と 6 kg の間に有意差は認められなかつた。一方，三郷では本試験で取扱つた他の因子の影響のいかんにかかわらず穂肥多水準の方が増収した。穂肥量と検査等級　長野では元肥N量少水準（6 kg）のときは穂肥量を増加（6 kg）しても等級の低下はみられなかつたが，（元肥N量多水準）+（穂肥量多水準）の条件ではその低下がみられた。また，三郷では元肥N種類速効性のときに穂肥の増加が米質の低下をもたらしている。

4） 穂肥時期と玄米重の関係　長野では元肥N量少肥水準（6 kg）のときの穂肥時期は（−25日）が勝り，元肥N量多水準のときは穂肥時期の水準間（−25日と−18日）に差は認められなかつた。一方，三郷では元肥N量少水準のときは長野と同様に穂肥時期は（−25日）の方が勝る傾向がみられたが，元肥N量多水準の場合や，元肥緩効水準のときは穂肥時期は（−18日）の方が明らかに勝つていた。両試験地の地力差を考慮に入れてこの結果を考察すると，長野のように地力が低い土壌では元肥N量を減肥したとき往々にして穂肥前に肥切れ状態を示すが，このような場合は，穂肥を（−25日）に施用することにより有効茎歩合の増加に伴う穂数増と1穂籾数増による増収が期待できることが推定できた。なお，三郷のような穂肥時まで地力窒素の発現量の多い土壌で，しかも，元肥N量を増加したときや，元肥に緩効性N肥料を用いたときは，穂肥前までの茎数確保が容易なので，穂肥時期はむしろ籾粒数増に影響の少ない（−18日）を狙うことの方が登熟に好影響をおよぼし増収効果の大きいことが認められた。

5） 実肥と玄米重　長野では元肥に緩効性N肥料を施用したとき実肥施用（3 kg）の効果が認められているが，三郷では元肥に速効性N肥料を用いたときは実肥の効果が認められるのに対して，緩効性肥料のときは実肥の施用によつてむしろ減収が認められた。このように実肥の効果については両試験地でその内容がことなるが現段階では技術的解釈が困難である。実肥と検査等級　三郷で

は元肥量少肥水準のときと，元肥N種類速効性のときは実肥の施用により等級の向上が認められたことは興味ある点で今後さらに検討を重ねる必要がある。

6) 栽植様式　長野では玄米重，等級ともに栽植様式の効果は認められなかつた。しかし，三郷では普通並木植の方が二条並木チドリ植に比べ増収した。二条並木チドリ植は栽植密度を普通並木植と同レベルに揃えたためか，期待した結果が得られなかつた。栽植様式の因子の検討は栽植密度の因子を組合せて試験する必要を感じた。

(4) 最適条件の推定

以上の要因効果から，長野本場における施肥についての最適条件を検討してみる。

まず，玄米重についてみれば，元肥N種類緩効性水準は顕著な主効果を示しているので，緩効性肥料を用いたときの期待値を求めてみると次の2つがあげられる。

(a) $F_2B_2H_2$：元肥N緩効性，元肥N量 9 kg，実肥施用（これらの条件のときは穂肥量，穂肥時期，栽植様式の各水準間に有意差がないので，どの水準をとつてもよい）。

期待収量：608＋(649－608)＋(661－646)＝664
(平均)　(F_2B_2 の効果)　(F_2 における H_2 の効果)

誤差分散：$s_e^2=\dfrac{1+3+2}{32}\times 528=99.0$

信頼幅：$t(9\,;\,0.05)s_e=2.262\times\sqrt{99.0}=23$

よつて，664±23＝641～687 kg/10 a

(b) $F_2B_1T_1H_2$：元肥N緩効性，元肥N量 6 kg，穂肥時期 －25日，実肥施用，（これらの条件のときは穂肥量，栽植様式はどちらの水準をとつてもよい）

期待値：608＋(642－608)＋(612－608)
(平均)　(F_2B_1の効果)　(B_1T_1の効果)
＋(661－646)－(591－608)＝678
(F_2 における H_2 の効果)　(B_1の効果)

誤差分散：$s_e^2=\dfrac{1+4+3}{32}\times 528=129.9$

信頼幅：$t(9\,;\,0.05)s_e=2.262\times\sqrt{129.9}=26$

よつて，678±26＝652～704 kg/10 a

となる。さらに上述の2通りの要因組合せの場合の検査等級（米質）について計算すると次のとおりである。

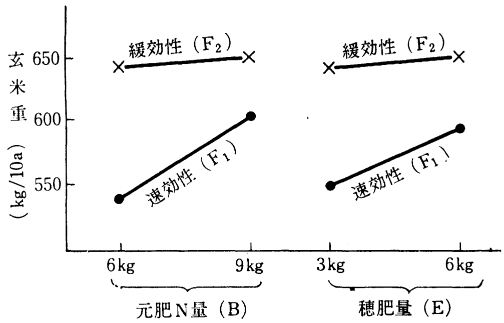


図 11.4　元肥N種類と元肥N量，元肥N種類と穂肥量についての2元表（F 値 2.0 以上）

(a) $F_2B_2E_2$：元肥緩効性，元肥N量 9 kg，穂肥 6 kg，（穂肥時期，栽植様式の水準はどちらでもよい）

期待値：2.0＋(2.8－2.0)
(F_2B_2の効果)
＋(2.5－2.0)－(2.1－2.0)＝3.2
(B_2E_2の効果)　(B_2の効果)

誤差分散：$s_e^2=\dfrac{1+3+2}{32}\times 0.17=0.032$

信頼幅：2.262×$\sqrt{0.032}$＝0.4

よつて，　3.2±0.4＝2.8～3.6

(b) $F_2B_1E_2$：元肥緩効性，元肥N量 6 kg，穂肥量 6 kg，（他の条件は a と同じ）

期待値：2.0＋(2.0－2.0)
＋(2.0－2.0)－(1.9－2.0)＝2.1

よつて，　2.1±0.4＝1.7～2.5

以上の計算結果から，玄米重と米質について両面からみると，元肥に緩効性窒素肥料を用いたときの元肥N量は，6 kg と 9 kg の水準間の収量差が極めて少ないことと，9 kg 水準は倒伏による受光態勢の低下と，それが起因してか検査等級の期待値も明らかに劣る。したがつて元肥緩効性のときは，その施用N量は 6 kg/10 a 前後が好ましいものと思われる。なお，この場合の穂肥時期は －25 日が効果的である。

次に，元肥N種類速効性肥料を用いたときは，本設計のなかのどの因子との組合せをみても緩効性に劣るが，図 11.4 でみられるように（元肥N種類×元肥N量），（元肥N種類×穂肥量）の交互作用があるので，速効性肥料を用いるときは元肥N量や穂肥量をさらに増加することにより増収の見通しがあり，今後，それぞれの水準を上げて試験を行なう余地がある。

農学講座｜農学研究のための　試験設計法〔16〕

奥野忠一*・御子柴　穆**

本講は，§11.8，11.9に示した手法を解説するのが目的であるが，前講で述べた長野農試の窒素施肥試験の解析について，一，二補足すべきことをまず述べる。

11.7　水稲葉身全窒素含有率の時期別推移の解析

生育状況や養分吸収量については，その時期別の値の推移を把握することが重要である。ここでは，水稲葉身中の全窒素濃度を，最高分けつ期（7月7日），穂肥直前（7月16日），実肥直前（8月22日），および成熟期（10月7日）の4回測つた結果を例にとる。その化学分析値の分散分析の結果確認された，各要因の効果とその最小有意差 l.s.d. を表11.7に示す。表の空白の部分，すなわち，7月7日と7月 16 日の穂肥量や実肥の効果の欄

表 11.7　葉身中窒素含有率の時期別要因効果
（2元表は交互作用のF値2以上のものについて）

記号	因子	水準	7月7日（最高分けつ期）		7月16日（穂肥直前）		8月22日（実肥直前）	10月7日（成熟期）
			F_1	F_2	F_1	F_2		
B	元肥N量	(1) 6kg/10a	3.79	4.03	2.90	3.15	2.23	0.85
		(2) 9kg/10a	3.75	4.45	3.09	3.61	2.31	0.93
			B_1	B_2	B_1	B_2		
F	元肥N種類	(1) 速効性	3.79	3.75	2.90	3.09	2.13	0.82
		(2) 緩効性	4.03	4.45	3.15	3.61	2.41**	0.97**
E	穂肥量	(1) 3kg/10a	—		—		2.16	0.87
		(2) 6kg/10a					2.38**	0.92
H	実肥	(1) 0	—		—		—	0.83
		(2) 3kg/10a						0.96*
総平均			4.00		3.18		2.27	0.89
C. V.			6.5		7.2		6.5	13.1
l.s.d.（主効果）			0.19		0.17		0.11	0.09
l.s.d.（交互作用）			0.27		0.24		0.16	0.13

は，それらがまだ処理されていないのだから，その影響がないことを示している。8月 22 日の実肥の欄も同様である。

まず7月7日と16日における，元肥N量（B因子）と元肥N種類（F因子）の効果を見ると，前者よりも後者の効果の方が大きいことがわかるが，それよりも交互作用 $B\times F$ が非常に大きい。その内容は，緩効性肥料(F_2)の方が速効性肥料(F_1)よりも，葉身中のN濃度を高くするが，それはとくに元肥多水準（9kg）(B_2F_2)のときに顕著である。表の下段の l.s.d.（交互作用）を物差しにすると，両時期とも B_2F_2 だけが圧倒的に大きい。すなわち，緩効性で 9kg 施肥のときは，葉身中のN濃度は非常に高くなるのである。

しかしながら，8月22日（実肥直前）や10月7日（成熟期）になると，交互作用 $B\times F$ は消滅し，元肥N量の主効果も，ないとはいえないが，5% 有意になるにはすこし足りない。ただし，緩効性肥料の方が高いという傾向はさいごまで残り，成熟期でその効果は 0.15±0.13（%）である。一方，8月22日には，穂肥量の効果が有意となるが，これも 10 月7日の成熟期にはほとんど消えてしまい，成熟期では実肥の効果が 0.13±0.13% 残る。結果的には，元肥N種類の緩効性肥料の効果が一貫して大きいようである。

図 11.5 には，葉身中N含有率の推移を，元肥N量の水準 (B_1, B_2) 別に，各因子 F, E, H の効果を表わすようにグラフ化した。この図からも，さいごまでその効果の残るのは，元肥N種類の緩効性であることがわかる。

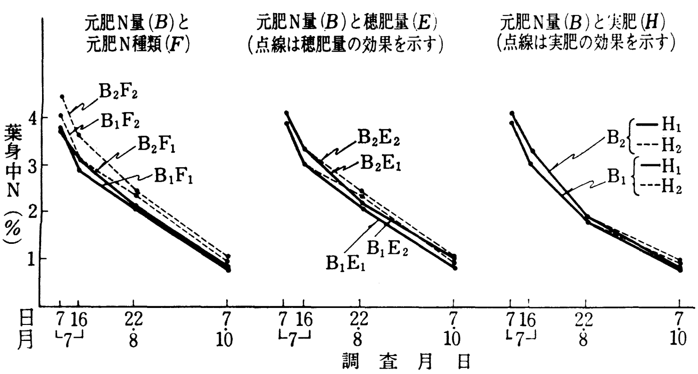


図 11.5　葉身窒素含有率の時期別推移

（注）　この図をえがくときにすこし困難があつた。それは，「農林研究計算センター」の現在のプログラムでは，2つの因子（たとえばBとF）の組合せによつてできる2元表での各処理平均の推定値は，その2因子の交互作用（$B\times F$）のF値が2以上の場合しかアウトプットされない（全部印刷すると，計算時間と紙の浪費となる）。ところが，この交互作用のF値は，8月22日や10月

* 農業技術研究所　** 長野県農業試験場

7日では2より小さかつたのである。しかし図 11.5 では，7月7日と16日では，B_1F_1, B_1F_2, B_2F_1, B_2F_2 別に打点したのであるから，あとの2時期でも同様の取扱い方をしたい。それで，次のような計算によりその値を求めた。

まず右表の周辺に，F_1, F_2 の平均と B_1, B_2 の平均，および，総平均を，アウトプットからうつす。すると，B因子の効果は，

B_1 : 2.23−2.27＝−0.04

B_2 : 2.31−2.27＝0.04

	F_1	F_2	平均
B_1	2.09	2.37	2.23
B_2	2.17	2.45	2.31
平均	2.13	2.41	2.27

であることがわかる。この値を，F_1 : 2.13 と F_2 : 2.41 に加減すれば，表中の4つの数字を得る。交互作用を無視できるときは，このようにして，各処理組合せの平均を求めればよいのである。

11.8 異常値の取扱い方

前講 (p.87) の表 11.5 の分散分析によれば，玄米重についての自由度9の誤差平均平方は，長野本場で 528，三郷試験地で 1288 であつた。この平方根をとり，総平均で割ると，各試験の精度を表わす変動係数 C. V. が求められ，その結果は表 11.6 (p.87) の下から3行目に示した 3.8% と 5.1% になる。三郷の方が誤差が大きいために，三郷では5% 有意になる要因はブロックR だけで，他は辛うじて 10% 有意になるだけなのであろう。そこで，三郷のアウトプットで，直交表の各列の平方和をしらべると，自由度9の誤差の要素となつている，(13)，(21)列はその平均平方が 4000 に近い。表 11.5 からわかるように，4000 に近い値は 10% 有意になるものである。このようなときに採りうる処置としては次の2つが考えられる。

① 誤差列の平均平方のなかで，異常に大きいもの(ここでは(13)，(21)列) については，そこに何か重要な3因子交互作用がふくまれていないかを探る。その結果，技術的に考えうるような要因が見つかれば，それを「誤差」から外して，計算しなおす。

② 実測値と推定値 (F 値が2以上の要因効果を合成して求めた，各区の値の推定値で，コンピュータのアウトプットのさいごに示されている) の差の異常に大きいものをさがし，そのような差を生じる何らかの理由がみつかれば，これをデータからはずし，その区を欠測値として再計算する。

この例で，まず①の方法に準拠すると，(13)列には，3因子交互作用 $KBH=FET$ が，(21)列には，$KEH=BFT$ がはいつている (列名の掛算でこうなつていることを確かめよ) ことがわかるが，この，どの3因子交互作用をとくに重視すべきかについては技術的判断が出来なかつた。ただ，BFT について元表を求めると，

	F_1		F_2	
	B_1	B_2	B_1	B_2
T_1	694	712	733	655
T_2	680	701	713	739

次のとおりになり，$B_2F_2T_1$ がとくに減少することがわかる。

つぎに②の方法について検討してみると，実測値と推定値の差は次の3区を除いてどの区も 30 (kg/10 a) 以下であつた。

直交表の No.	実測値	推定値	差
7	783	728	+55
24	702	752	−50
31	558	611	−53

これら3区が現実の圃場でいかなる条件の下にあつたかをしらべるために圃場配置図を取寄せると，筆者の1人御子紫がただちに気付いたのは，No.31 の区のすぐ横にはくるみの木があつて，日当りがわるく，試験区として用いるのを気づかつていたということであつた。この区の収量は，とくに低く，そこにわりつけられた処理条件で期待される収量 (推定値) に比べても 53 kg/10a も低かつたのは，くるみの木の所為であると考えられる。残念ながら，同様の解釈は他の2区についてはできなかつたので，ここでは，No.31 の区だけを欠測とし，そこに推定値 611 kg/10 a を代入して，そのようなデータについて改めて，コンピュータによる分散分析をおこなつた。その結果を表 11.8 に示す。このときの No.31 の区の実測値と推定値がもし一致すれば，この近似計算はこれで収束するのであるが，この場合には，実測 611 に対し推定値は 631 であつた。それゆえ，No. 31 の区はもつと高い収量が期待されるとして，次には631 を代入して計算する。このように L_{32} の分散分析を何回かくりかえして収束するまで行なう

表 11.8 玄米重の分散分析
(No. 31区を修正した，三郷試験地)

変動因	自由度	平均平方
R : ブロック	1	5,991*
B : 元肥N量	1	0
F : 元肥N種類	1	2,068
E : 穂肥量	1	4,820†
T : 穂肥時期	1	356
H : 実肥	1	4
K : 栽植様式	1	4,820†
$B\times F$	1	3,018
$B\times E$	1	359
$B\times T$	1	4,389†
$B\times H$	1	960
$B\times K$	1	5
$F\times E$	1	734
$F\times T$	1	2,902
$F\times H$	1	3,175
$F\times K$	1	102
$E\times T$	1	471
$E\times H$	1	19
$E\times K$	1	890
$T\times H$	1	954
$T\times K$	1	1,090
$H\times K$	1	2
e : 誤差	8	1,169

のが，直交表実験における欠測値補充法である。

表11.8は欠測値補充法の中間結果であり，表11.5に比べて全般的に平均平方は小さくなつているが，有意なものは，5% 水準で R，10% 水準で E, K, $B\times T$ のみとなり，傾向としては前とほぼ同じ結果を示している。ここで注意すべきことは，「誤差」の自由度が1小さくなつて8となつていることである。これはこの解析に用いたデータの総数は No.31 を除いた31区分であつて，その「全体」の自由度は 31−1=30 であり，その減少分は「誤差」項から差引くほかにはないからである。一方このことは，この計算を収束するまで行なうと，No. 31 での（実測値）−（推定値）の値ははじめからゼロになるように仕組んでいることからも理解できるであろう。

11.9　期待収量とその信頼幅の求め方

前講（p.89）で，（4）最適条件の推定として，同趣旨の計算結果を示した。しかしそこでは説明不足の気味があつたので，改めて，この問題を長野本場における玄米重と検査等級（品質）について考えてみよう。

（i）最適条件の決定

「玄米等級は 2.0 を割らない」という前提の下で，玄米収量の最高になる条件を，次の2つの場合に分けて考える（前講（p.87）の表 11.5, 11.6 を参照しながら見てください）。

a．緩効性肥料(F_2)を用いるとき——玄米重で，因子Fと交互作用をもつものは，B, E, H である。BとFの2元表で，F_2 のときはB_1, B_2 の平均収量はそれぞれ 642, 649 で有意差はないからどちらを採用してもよい。しかし玄米等級では，前講で検討したとおり B_2F_2 で 2.8 と非常に下がるので，B_1 を採用したい。そこで F_2B_1 が確定した。FとEとの2元表で，F_2 のときは，E_1 と E_2 に差がないし，検査等級にも B_1 のときは E_1 と E_2 に差が認められないので，穂肥量Eは 3 kg でも 6 kg でもよいことにする。穂肥時期については，B_1 のときは T_1 でなければならず，このときは等級も相対的に良い。つぎに，実肥は F_2 のときは施した方が収量が増えており，品質には顕著にわるい影響が認められないからこれを採用する。その結果 $F_2B_1T_1H_2$ を最適条件とする。これは，元肥N緩効性，元肥N量 6 kg，穂肥時期 −25日，実肥施用となり，前講(4)のbにあたる（前講(4)のaの $F_2B_2H_2$ は，検査等級を考慮に入れないときに到達した最適条件であつた)。

b．速効性肥料(F_1)を用いるとき——まず，玄米収量について見ると，元肥N量は B_2 でなければならず，穂肥量は E_2 の方が収量は高くなるが，B_2E_2 では検査等級が 2.5 とわるくなるので，E_1 を採用することにする。穂肥時期Tは B_2 の下では差なく，実肥の効果も F_1 では差が明らかではない。ゆえに，B_2E_1 をとる。これは，元肥N速効性，元肥N量 9 kg，穂肥量 3 kg を指す。

（ii）期待収量とその信頼幅の求め方

a．$F_2B_1T_1H_2$ のとき——関与する要因効果は，主効果 F, B, T, H と交互作用 $B\times F$, $B\times T$, $F\times H$ である。交互作用のあるものについては，その2元表での組合せにおける平均値と総平均との差をその組合せの効果とする。たとえば $B\times F$ については

(B_1F_2 の効果)＝(B_1F_2 における平均)−(総平均)

として計算される。この組合せ効果は，2つの因子の主効果とその交互作用効果の和であるから，同じ主効果が何度かぞえられるかを考慮して式をつくる必要がある。この場合には，

$$
\begin{aligned}
&(F_2B_1T_1H_2\text{ の期待値})=(\text{総平均})\\
&\quad+\underbrace{[(F_2\text{ の効果})+(B_1\text{ の効果})+(F_2\times B_1\text{ の効果})]}_{(F_2B_1\text{ の組合せ効果})}\\
&\quad+\underbrace{[(B_1\text{ の効果})+(T_1\text{ の効果})+(B_1\times T_1\text{ の効果})]}_{(B_1T_1\text{ の組合せ効果})}\\
&\quad+\underbrace{[(F_2\text{ の効果})+(H_2\text{ の効果})+(F_2\times H_2\text{ の効果})]}_{(F_2H_2\text{ の組合せ効果})}\\
&\quad-(B_1\text{ の効果})-(F_2\text{ の効果})
\end{aligned}
$$

となる。ここで，(B_1 の効果）と（F_2 の効果）を差引いているのは，その上の3通りの組合せの効果のなかで，それらは2回ずつ数えられているからである。この期待値の推定値を $\hat{\mu}$ で表わすと，

$$
\begin{aligned}
\hat{\mu}_{F_2B_1T_1H_2}&=608+(642-608)+(612-608)+(661-608)\\
&\quad-(591-608)-(646-608)\\
&=642+612+661-591-646=678
\end{aligned}
$$

を得る（前講では，右辺第1式のアンダー・ラインをした2項をまとめて，「F_2 における H_2 の効果」と簡略化したがわかりにくいので，上の一般方式に従うのがよい)。

また，この推定値の誤差分散 s_e^2 は次の一般式から求められる：V_e を分散分析表での誤差分散とすると，

$$
s_e^2=\frac{\text{推定に用いた母数効果の自由度の和}}{\text{実験の大きさ}}V_e
$$

$$
=\frac{1+4+3}{32}\times 528=129.9
$$

となる。ここで，$\mu_{F_2B_1T_1H_2}$ の推定に用いた母数は，総平均の1つと，主効果 F, B, T, H の4つと交互作用 $B\times F$, $B\times T$, $F\times H$ の3つであつて，いずれも自由度は1であるから，上式の分子の係数 1, 4, 3 を得たのである。

これから 95% 信頼幅を計算すると

$$
t(9:0.05)s_e=2.262\times\sqrt{129.9}=26
$$

を得，$F_2B_1T_1H_2$ の下では

$$678 \pm 26 = 652 \sim 704 \text{ kg/10 a}$$

が期待されることになる。

ついでながら，この場合の検査等級の期待値を求めると，この推定に関与する要因は，F, B, $B \times F$ だけとなる。前にふれなかつたが，交互作用が有意のときは，それをつくる2つの主効果は有意でなくても，自動的に推定に取り込まねばならない（主効果が定義されない限り，交互作用は定義できないのだから）。これより

$$\begin{aligned}\mu_{F_2B_1} &= (\text{総平均}) + (F_2\text{ の効果}) + (B_1\text{ の効果}) \\ &\quad + (F_2 \times B_1\text{ の効果}) \\ &= (\text{総平均}) + (F_2B_1\text{ での組合せ効果}) \\ &= (F_2B_1\text{ での平均値})\end{aligned}$$

となるから，

$$\hat{\mu}_{F_2B_1} = 2.0$$

$$s_e^2 = \frac{1+2+1}{32} \times 0.17 = 0.021$$

を得る。よつて，

$$2.262 \times \sqrt{0.021} = 0.3$$

から期待等級は $2.0 \pm 0.3 = 1.7 \sim 2.3$ と推定される。

b. $F_1B_2E_1$ のとき——玄米重についてこの条件に関与する交互作用は，$B \times F$ と $F \times E$ の2つである。上と同じルールで期待値を求めると，

$$\begin{aligned}\mu_{F_1B_2E_1} &= (\text{総平均}) + (F_1B_2\text{ の組合せ効果}) \\ &\quad + (F_1E_1\text{ の組合せ効果}) - (F_1\text{ の効果})\end{aligned}$$

となるから，

$$\begin{aligned}\hat{\mu}_{F_1B_2E_1} &= 608 + (602-608) + (550-608) \\ &\quad - (571-608) = 581\end{aligned}$$

を得る。また，この推定値に伴なう誤差分散は，推定に用いた母数が3つの主効果と2つの交互作用であるから

$$s_e^2 = \frac{1+3+2}{32} \times 528 = 99.0$$

となり，信頼幅は $2.262 \times \sqrt{99.0} = 23$ となる。よつて，$F_1B_2E_1$ 条件下では $581 \pm 23 = 558 \sim 604$ kg/10 a が期待されることになる。

この玄米等級には $F \times B$ と $B \times E$ が関与するので，

$$\begin{aligned}\mu_{F_1B_2E_1} &= (\text{総平均}) + (F_1B_2\text{ 組合せの効果}) \\ &\quad + (B_2E_1\text{ 組合せの効果}) - (B_2\text{ の効果})\end{aligned}$$

となり，その推定値は

$$\begin{aligned}\hat{\mu}_{F_1B_2E_1} &= 2.0 + (1.5-2.0) + (1.8-2.0) \\ &\quad - (2.2-2.0) = 1.1\end{aligned}$$

となる。この誤差は

$$s_e^2 = \frac{1+3+2}{32} \times 0.17 = 0.032$$

であるので，信頼幅は $2.262 \times \sqrt{0.032} = 0.4$ を得，95% 信頼区間は $1.1 \pm 0.4 = 0.7 \sim 1.5$ となる。

以上から，緩効性肥料を使つた場合に比べて，速効性肥料のときは収量は約 100 kg/10 a 落ちるが，検査等級は前者の2.0前後に比べて1等級良くなることがわかる。

実験計画法というのは，要因の効果，ひいては，各因子の水準組合せ間の差，を効率的に検出するための手法であつて，ある条件の下での「期待収量」を求めるためのものではない。実際，期待収量を求めてみたところで，気象条件が変り，土壌条件が異なるところでは，そのとおりに実現するという保証はない。上で設けている信頼区間も，この実験を行なつたと同じ気象，同じ土壌の下で，もしくりかえしくりかえし実験ができるとすれば，その 95% の収量はこのなかにはいるであろうと言つているにすぎず，気象や土壌が異なる場合まで保証しているのではない。これに反して，要因効果は相対的なものであつて，絶対収量が環境条件でどのように変つても，緩効性肥料と速効性肥料の収量差は表 11.6 によれば，$75 \pm 18 = (57 \sim 93)$ kg/10 a であるといえる。もちろん，この所説も，この要因と環境条件の変化の間に交互作用が生じれば成り立たなくなる。ひとつの普遍的な結論を述べるときに，どの範囲まで環境条件を変えることが許されるかは，ひとつひとつの実験からでは明らかにできず，時と場所を変えて同種の実験をくりかえすか，または，特性値（形質）相互の間の関係から技術的に類推するほかはない。

それゆえ，もし標準の処理組合せといつたものが想定できるときは，最適条件として求められたものと標準との差を推定するほうが実際的である。たとえば，この例で，緩効性の最適条件 $F_2B_1T_1H_2$ と速効性の最適条件 $F_1B_2E_1$ の差を問題にするときは，それぞれで規定されていない水準は，他方の水準に一致しているとして計算すると，$F_2B_1T_1H_2E_1$ と $F_1B_2T_1H_2E_1$ の差を出すことになる。両者に同じ水準であつても，交互作用のある場合は，これを相殺することはできない。その推定値は，F_2-F_1 と B_2-B_1 が交互作用のところで重複してかぞえられているから，その分を際いて，

$$\begin{aligned}&(F_2B_1-F_1B_2) + (B_1T_1-B_2T_1) + (F_2E_1-F_1E_1) \\ &\quad + (F_2H_2-F_1H_2) - 2(F_2-F_1) - (B_1-B_2) \\ &= (642-602) + (612-625) + (641-550) \\ &\quad + (661-576) - 2(646-571) - (591-626) = 88\end{aligned}$$

を得る。その誤差には，2つの主効果 (F, B) と4つの交互作用が考慮されるから，次のようになり，

$$\frac{2 \times (2+4)}{32} \times 528 = 199$$

結局2つの条件の差は 88 ± 32 kg/10 a と推定される。

奥野忠一*・塩見正衛*

12. 4水準因子のL_{32}直交表へのわりつけ

本講座の§1.4（本講座〔2〕，p.28～29）では，量的因子の水準数を，2または3にとるべきことを推奨し，4水準以上にすることはほとんど無意義であると述べた。しかし，ひとつの試験で取上げたいと考える因子のすべてが，2水準であればよいとか，すべてが3水準でなければならないというのではない。ふつうは，2水準のものと3水準のものがまじつてはいつてくる。このときは次のような取扱いをする。

（1） 大多数の因子が2水準なら，2水準系の直交表L_{16}，L_{32}，L_{64}などを用い，

a. 3水準の因子は，擬水準（次講で説明する）を導入して，4水準とし，本章の方法に従つてわりつける。または，

b. L_8またはL_{16}直交表を3つ併用する——この例は，§3.4（本講座〔3〕，p.36）の神奈川県農試（1968年度）の試験に見られる。

（2） 大多数の因子が3水準なら，3水準系の直交表L_{27}，L_{81}を用い，2水準因子は，擬水準法を用いて，3水準にする。

そこで，本章では，4水準因子を2水準系の直交表にわりつける方法を述べる。

12.1 4水準因子の主効果の分解

2水準系の直交表の各列は，数字1と2から構成され，各数字（水準）に対応するデータの平均値（和）の差として，自由度1の要因効果が求められることは，すでに周知のとおりである。4水準因子の主効果は，自由度4−1=3をもつから，もしこれを2水準系の直交表にわりつけるとすれば，その3列分を必要とする。しかも，その3列は任意に選べるのではなくて，その2つを自由にえらぶと，第3のものはその交互作用（「列名」では積）として自動的に定まる。このことは，因子Xの4水準を表12.1(a)のように，2×2の方格にかき表わし，その行および列の効果をそれぞれA，Bとかくと，Xの主効果の平方和（2×2表での全体の平方和）は，Aの主効果，Bの主効果，および交互作用$A\times B$に分解されることから明らかである。主効果A，Bや交互作用$A\times B$は，便宜的に定義しただけのものであるから，これらを**擬因子** quasi-factor とよび，それぞれX^1，X^2，$X^3=X^1X^2$というように，もとの因子記号Xの右肩に1，2，3をつけて示す。X^3はX^1とX^2の交互作用にならなければならないことは上の導出から明らかである。

こうして，2つの擬因子X^1とX^2の水準の組合せとして，表12.1(a)の行・列がきまれば，それによつて，因子Xの4水準がきまる。X^3の水準は，X^1とX^2の水準の積として定まるから，Xの水準を定めるときに考慮する必要はない。しかし，X因子を直交表の列にわりつけたり，その要因効果を計算するときには，もちろん取上げねばならない。

表12.1 4水準因子主効果の擬因子への分解

(a)

$B(X^2)$ ＼ $A(X^1)$	$B_1(X^2_1)$	$B_2(X^2_2)$
$A_1(X^1_1)$	X_1	X_2
$A_2(X^1_2)$	X_3	X_4

$\longleftrightarrow$

(b)

擬因子 X^1	擬因子 X^2	擬因子 (X^3)	因子 X
1	1	(1)	1
1	2	(2)	2
2	1	(2)	3
2	2	(1)	4

以上から各擬因子の効果は，次の対比から求められることも明らかである（表12.1(a)参照。X_1，X_2，X_3，X_4の並べ方は任意である。それに応じて各擬因子の定義が変わるだけである。）：

擬因子	対　比
$X^1(A)$	$(X_1+X_2)-(X_3+X_4)$
$X^2(B)$	$(X_1+X_3)-(X_2+X_4)$
$X^3(A\times B)$	$(X_1+X_4)-(X_2+X_3)$

(12.1)

12.2 $2^3\times4$計画のわりつけ

4水準因子を取扱う，ひとつの実験例として，神奈川県農業総合研究所土壌肥料科で，今年（1970）度実施中

表12.2 $2^3\times4$計画の因子と水準（神奈川，1970）

因子	水準 1	水準 2	水準 3	水準 4
ブロックR	1	2		
栽植密度D	23.8株/m² (30×14cm)	16.0株/m² (30×20cm)		
元肥N B	8kg/a	6kg/a	4kg/a	2kg/a
穂肥N H	4kg/a 8kg/a	2kg/a（B_1, B_2に対し） 6kg/a（B_3, B_4に対し）		
実肥N M[1)]	M_1 kg/a	M_2 kg/a		

1） 実肥Mの窒素量の2水準は，その時期の生育の状態に応じて適切に決定することにする。その時期に実肥を施こす必要が認められなければ，これを取止めて，代りに別の因子を導入してもよいという考えで出発する。

* 農業技術研究所

の「移植水稲に対する追肥効果判定のための試験」を借用する。その因子と水準は，表 12.2 のとおりである。

今年度は，水稲に対する元肥量 B の水準を幅広くとり，その各々に対応して追肥量 H, M の水準も変えるときの，その反応如何を知ることを目的とした。もちろん元肥量についての試験はむかしから数多く行なわれてきたが，それに対応して追肥量も変えるということが少なかつたので，この計画が採用されたのである。最初の計画では，Bは3水準でよいということであつたが，2水準系の直交表を用いるのだから，4水準とした。また，栽植密度Dは，8区ずつまとめた1次単位にわりつけることにした（分割区法）。

この試験は，$2^3\times4$ 計画の1回実施（全部で 32 区）を，16 ずつの2ブロック(R)に分けて実施するものである。古典的な命名法では，これは **交絡法** confounding と呼ばれる。このような試験のわりつけも，直交表を用いて容易に決めることができる。32 区を供試するのであるから，L_{32} 直交表を用い，その 31 個の列への要因のわりつけは，表 12.3 に示すようにする。これは，L_{32} 直交表へのわりつけ（本講座〔13〕の表 10.2, §10.1, p.78）の (5.1.2) 計画から出発する。(5.1.2) とは 2^5 の1回実施，2ブロック計画とする。$2^3\times4$ 計画は，本質的には 2^5 計画と同じと見られる。そのわりつけに従つて，この実験での因子 R, D, B^1, B^2, H, M をそれぞれ (1), (2), (4), (8), (16), (31) 列にわりつける。§12.1 で述べたように，4水準因子Bは，擬因子 B^1, B^2, $B^3=B^1\times B^2$ に分解されるが，B^3 は B^1 と B^2 のわりつけられた(4)列と(8)列の積，すなわち，

$$\mathrm{c}\cdot\mathrm{d}=\mathrm{cd} \longrightarrow (12)\text{列}$$

にはいることになる。2因子交互作用の現われる列も，(5.1.2) 計画の示すとおり，または，2つの列の積を求めることによつて容易にわかるが，(5.1.2) 計画との相違は，B^3 との交互作用の列も求めねばならない点だけである。B^3 と他の因子との2因子交互作用の列は(5.1.2)計画では3因子交互作用にあたるので，誤差 e の列とされているものである。こうして(14)列の B^3D, (19)列の B^3M, (28)列の B^3H が取出される。こうして，この場合には，容易に $2^3\times4$ 計画のわりつけができたが，一般にはそう簡単ではない。なぜなら，4水準因子Xを導入したとき，その X^3 との2因子交互作用がもとの計画の誤差列ではなく，主効果や他の2因子交互作用の列に一致することが多いからである。そのために，§12.3 で述べるような検討が必要となる。なお，この試験でのブロック交絡要因は (5.1.2) 計画でのそれからわかるように，$R=DB^3HM$ という4因子交互作用である。

表 12.4　神奈川 (1970 年度) の 32 区の処理組合わせ

列番・因子名 / 直交表 No.	(1) R	(2) D	(4) B^1	(5) B^2	→ B	(16) H	(31) M	試験区 No.
1	1	1	(1)	(1)	1	1	1	7
2	1	1	(1)	(1)	1	2	2	2
3	1	1	(1)	(2)	2	1	2	3
4	1	1	(1)	(2)	2	2	1	5
5	1	1	(2)	(1)	3	1	2	1
6	1	1	(2)	(1)	3	2	1	6
7	1	1	(2)	(2)	4	1	1	8
8	1	1	(2)	(2)	4	2	2	4
9	1	2	(1)	(1)	1	1	2	11
10	1	2	(1)	(1)	1	2	1	16
11	1	2	(1)	(2)	2	1	1	9
12	1	2	(1)	(2)	2	2	2	15
13	1	2	(2)	(1)	3	1	1	13
14	1	2	(2)	(1)	3	2	2	10
15	1	2	(2)	(2)	4	1	2	12
16	1	2	(2)	(2)	4	2	1	14
17	2	1	(1)	(1)	1	1	2	20
18	2	1	(1)	(1)	1	2	1	21
19	2	1	(1)	(2)	2	1	1	19
20	2	1	(1)	(2)	2	2	2	17
21	2	1	(2)	(1)	3	1	1	22
22	2	1	(2)	(1)	3	2	2	18
23	2	1	(2)	(2)	4	1	2	24
24	2	1	(2)	(2)	4	2	1	23
25	2	2	(1)	(1)	1	1	1	29
26	2	2	(1)	(1)	1	2	2	28
27	2	2	(1)	(2)	2	1	2	25
28	2	2	(1)	(2)	2	2	1	30
29	2	2	(2)	(1)	3	1	2	26
30	2	2	(2)	(1)	3	2	1	27
31	2	2	(2)	(2)	4	1	1	31
32	2	2	(2)	(2)	4	2	2	32
分割区	ブロック	1次単位				2次単位		

このわりつけに対する，各ブロックでの処理組合せは表 12.4 のように書きおろせる。表の最右欄には，各ブロック内での1次単位，各1次単位内での2次単位のランダムな配置をきめる乱数が与えられている。これに基づいて行なつた実際の配置を，図 12.1 に示す。

12.3 4水準因子が1つある場合のわりつけ方 (1)

4水準因子が1つある場合のわりつけ方は，前節の例

表 12.3　L_{32} 直交表への要因のわりつけ

列番	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
列名	a	b	ab	c	ac	bc	abc
神奈川農試 (1970) $2^3\times4$ 計画	R	D	e_1	B^1	e_2	B^1D	e_2

列番	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
列名	d	ad	bd	abd	cd	acd	bcd	abcd
神奈川農試 (1970) $2^3\times4$ 計画	B^2	e_2	B^2D	e_2	B^3	e_2	B^3D	HM

列番	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)
列名	e	ae	be	abe	ce	ace	bce	abce
神奈川農試 (1970) $2^3\times4$ 計画	H	e_2	DH	B^3M	B^1H	e_2	e_2	B^2M

列番	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)
列名	de	ade	bde	abde	cde	acde	bcde	abcde
神奈川農試 (1970) $2^3\times4$ 計画	B^2H	e_2	e_2	B^1M	B^3H	DM	e_2	M

試験区 No.	直交表 No.			直交表 No.	試験区 No.		
1	5	$B_3\ H_1\ M_2$	$B_2\ H_2\ M_1$	4	5	D_1	R_1
2	2	$B_1\ H_2\ M_2$	$B_3\ H_2\ M_1$	6	6		
3	3	$B_2\ H_1\ M_2$	$B_1\ H_1\ M_1$	1	7		
4	8	$B_4\ H_2\ M_2$	$B_4\ H_1\ M_1$	7	8		
9	11	$B_2\ H_1\ M_1$	$B_3\ H_1\ M_1$	13	13	D_2	
10	14	$B_3\ H_2\ M_2$	$B_4\ H_2\ M_1$	16	14		
11	9	$B_1\ H_1\ M_2$	$B_2\ H_2\ M_2$	12	15		
12	15	$B_4\ H_1\ M_2$	$B_1\ H_2\ M_1$	10	16		
25	27	$B_2\ H_1\ M_2$	$B_1\ H_1\ M_1$	25	29	D_2	R_2
26	29	$B_3\ H_1\ M_2$	$B_2\ H_2\ M_1$	28	30		
27	30	$B_3\ H_2\ M_1$	$B_4\ H_1\ M_1$	31	31		
28	26	$B_1\ H_2\ M_2$	$B_4\ H_2\ M_2$	32	32		
17	20	$B_2\ H_2\ M_2$	$B_1\ H_2\ M_1$	18	21	D_1	
18	22	$B_3\ H_2\ M_2$	$B_3\ H_1\ M_1$	21	22		
19	19	$B_2\ H_1\ M_1$	$B_4\ H_2\ M_1$	24	23		
20	17	$B_1\ H_1\ M_2$	$B_4\ H_1\ M_2$	23	24		

図 12.1　神奈川 (1970 年度) 試験の圃場配置

のように，2水準因子ばかりのときのわりつけから導出できるが，それを次のような規準で行なうことにする。

1°　4水準因子の記号をX（2つ以上あるときは，Y, Z… とする）とし，2水準因子はA, B, C…で表わす。

2°　3因子以上の交互作用は，従来通り，無視する。

3°　すべての主効果はどの2因子交互作用とも別名にならないようにする。すなわち主効果はすべて「推定可能」とする。

4°「推定可能」な2因子交互作用の数を最大にする。

5°　互いに別名になる2因子交互作用は，2水準因子同志のものとし，4水準因子との交互作用はなるべく別名にならないようにする。もし，後者を交絡するときは，X^3 をまず取上げ，次いで，X^2, X^1 の順とする。(これは4水準因子を最も重要と考え，またその3つの要因効果のなかでは $X^3 \to X^2 \to X^1$ の順に重要であると考えるからである。4水準因子が重要でない場合のわりつけは，4水準のブロック因子を採用する場合を流用すればよい。)

6°　分割区法を実施する場合，4水準因子が1次単位のような大きな区にわりつけられるときと，2次あるいは3次単位のような小さな区に配置されるときがあるので，前者の場合をI型，後者を II 型とよび，それぞれについて最適な計画を探究する。

この規準に従い，本稿ではI型について得られた主要な結果を，表 12.5(a) に示す。この表では1ブロックのときを考え，4水準因子の X^1, X^2, X^3 を第 (1), (2), (3) 列にわりつけた。2水準因子の数mが 3 のときは1回実施であるから，わりつけは簡単である。$m=4$ のときは，2^6 型での定義対比$1=ABCDEF$ ([13] の表10.2) の任意の2つを X^1, X^2 におきかえれば，5因子交互作用 X^3ABCD の形のものが定義対比になる。

$m=5$ すなわち $2^5\times 4$ 計画の 1/4 実施になると，事は面倒になる。これに相当するところの 2^7 計画の 1/4 実施での定義対比は〔13〕の表 10.2 で，

$$1=ACDEF=BCDEG=ABFG \qquad (12.2)$$

ととられていた。すなわち，2つの5因子交互作用と，その積にあたる4因子交互作用である。いま，$A\to X^1$, $B\to X^2$ にとると，$ABFG\to X^1X^2FG=X^3FG$ となり，3因子交互作用が定義対比となる。これは $X^3=FG$, $F=X^3G$, $G=X^3F$ という，主効果と2因子交互作用との別名関係を生じ，上の規準 3° に反する。それゆえ，定義対比 $ABFG$ のなかの2つの因子を X^1, X^2 または X^3 にあてることはできないことがわかる。

そこで，$A\to X^1$, $C\to X^2$ (したがって $AC\to X^1X^2=X^3$) にとつてみよう。このとき (12.2) は，

$$1=X^3DEF=X^2BDEG=X^1BFG \qquad (12.3)$$

となる。これは X^1 および X^3 との2因子交互作用の多くが推定不可能になるが，X^2 との2因子交互作用はすべて「推定可能」であることを示す。このように定義対比は，5因子交互作用1つと4因子交互作用2つになるのはやむをえないのであろうか。ここで，起こりうるすべての場合を考えると，次の2通りしかないことがわかる。

① X^1, X^2 として，(12.2)の2つの5因子交互作用に共通にふくまれる因子 (C, D, E) のなかからえらぶ。いま，$X^1\to C$, $X^2\to D$ としたとすると，

$$1=X^3AEF=X^3BEG=ABFG \qquad (12.4)$$

となり，3つとも4因子交互作用となる。

② X^1, X^2 として，(12.2)の2つの5因子交互作用に共通にふくまれる因子を1つと，その一方にだけふくまれるものを1つとる。たとえば $X^1\to C$, $X^2\to B$ とすると，

$$1=X^1ADEF=X^3DEG=X^2AFG \qquad (12.5)$$

となる。これは，(12.3) と本質的に同じであり，交絡要因のなかに，X^1 をふくまないから，上の規準 5° の意味では，この方が(12.3)式より優れていることになる。

③ X^1, X^2として，(12.2)の2つの5因子交互作用のどちらか一方にしかふくまれていない因子 (A, F, B, G) をとる。このときは，しかし，$ABFG$ が X^3 をふくむ3因子交互作用に転化し，規準 3° に反することはすでに述べたとおりである。

とすると，①と②のどちらが規準 4° の意味で最適か？これは，明らかに②の方がよい。なぜなら，定義対比にふくまれる4因子交互作用の数は，②では2つであるが，①では3つとも4因子交互作用になるからであ

表 12.5(a)　$2^m \times 4$ 計画の L_{32} 直交表へのわりつけ—I 型，1 ブロック

列番		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)	定数対比
ブロック数	2水準因子数 m ＼ 列名	a	b	ab	c	ac	bc	abc	d	ad	bd	abd	cd	acd	bcd	abcd	e	ae	be	abe	ce	ace	bce	abce	de	ade	bde	abde	cde	acde	bcde	abcde	
1	3	X^1	X^2	X^3	A	X^1A	X^2A	X^3A	B	X^1B	X^2B	X^3B	AB				C	X^1C	X^2C	X^3C	AC				BC								—
	4															CD								BD				AD	X^3D	X^2D	X^1D	D	$1=X^3ABCD$
	5	X^1	X^2	X^3	A	X^1A	X^2A $=CE$	X^3A	B	X^1B	X^2B	X^3B $=DE$	AB	CD			C	X^1C	X^2C $=AE$	X^3C	X^2E $=AC$	X^3E $=BD$	E	X^1E	BC	AD			X^1D	D	X^3D $=BE$	X^2D	$1=X^1ABCD$ $=X^2ACE$ $(=X^3BDE)$
	(6)							$=DF$			$=CF$		$=EF$						$=BF$						$=X^2F$	$=X^3F$	F	X^1F			$=AF$		$=X^3ADF$ $(=ABEF)$ $(=X^2BCF)$
	(5)	X^1	X^2	X^3	A	X^1A	X^2A	X^3A $=BD$ $=CE$	B	X^1B	X^2B	X^3B $=AD$	X^3D $=AB$	X^2D	X^1D	D	C	X^1C	X^2C	X^3C $=AE$	X^3E $=AC$	X^2E	X^1E	E	BC $=DE$							BE $=CD$	$1=X^3ABD$ $=X^3ACE$ $(=BCDE)$
	6											$=CF$	$=EF$							$=BF$	$=DF$				$=X^3F$	X^2F	X^1F	F				$=AF$	$=X^3BCF$ $(=X^3DEF)$ $(=ABEF)$ $(=ACDF)$
	7							$=FG$				$=EG$	$=CG$							$=DG$	$=BG$				$=AG$				G	X^1G	X^2G	$=X^3G$	$=X^3CDG$ $(=X^3AFG)$ $(=X^3BEG)$ $(=ABCG)$ $(=ADEG)$ $(=BDFG)$ $(=CEFG)$

る。ただし，②では X^2, X^3 ともにその 2 因子交互作用の一部が交絡されるが，①では X^3 との交互作用および 2 水準因子相互の交互作用の情報が失なわれるが，X^1, X^2 との交互作用はすべて「推定可能」であるという利点がある。表 12.5(a) の $m=5$ のところには，②の場合を先に示し，①の場合は $m=7$ の計画を導くときの前段階として，因子数 $m=(5)$ として示した。実際「推定可能」な 2 因子交互作用の数は

②の場合——X^1A, X^1B, X^1C, X^1D, X^1E ; X^3A, X^2B, X^3C, X^2D ; AB, CD, BC, AD の 13 個

①の場合——X^1A, X^1B, X^1C, X^1D, X^1E ; X^2A, X^2B, X^2C, X^2D, X^2E の 10 個

である。

これが，$m=6$ になると，②の場合から導いた方が「推定可能」な 2 因子交互作用の数が減る。定義対比のなかの 4 因子交互作用の数は，②のときの方が少ないのであるが，交絡している列の大部分は，2 つの要因しか別名になつていないのに反し，①の場合は，どの交絡列にも 3 つの要因が交絡されているのである。その結果，「推定可能」な 2 因子交互作用は，次のとおりとなる：

②の場合——X^1A, X^1B, X^1C, X^1D, X^1E, X^1F ; X^2D, X^3C ; CD の 9 個

①の場合——X^1A, X^1B, X^1C, X^1D, X^1E, X^1F ; X^2A, X^2B, X^2C, X^2D, X^2E, X^2F の 12 個

それゆえ，表 12.5(a) では，前者を括弧つきで $m=(6)$ とし，後者を $m=6$ とした。このことは，最適なわりつけを得るのに，統一的な原則で進められず，試行錯誤的にやらざるを得ない事情を説明している。

$m=7$ のときは，この①の場合の発展として求めれば，X^1, X^2 と他の因子とのすべての交互作用（全部で 14 個）が「推定可能」となる。②の場合からは，そんなに多くの「推定可能」な 2 因子交互作用を求めることは不可能である。

ブロック因子 R を導入するときも，上の各 m に対応する定義対比は，すべて不変とした。$m=3, 4, 5, 6$ のときは，上で空いている列に R をわりつけ，その上で，R が第（1）列に来るように列を入れかえた。$m=7$ では，すでに空き列がなかつたので，$X^3E=AC=BG=DF$ のはいつている交絡列に，ブロック因子 R をわりつけた後，R が第（1）列に来るように，列の順序を入れかえた（この結果は次講表 12.5(b) に示す）。

以上に求めた諸計画は，わりつけの規準 4°——「推定可能」な 2 因子交互作用の数を最大にする——を満足している，と思われる。少なくとも，筆者らの試行では，これより良い計画は存在しなかつた。

農学講座｜農学実験のための　**試験設計法**〔18〕

奥野忠一*・塩見正衞*

12.4 4水準因子が1つある場合のわりつけ方（2）

前講表12.5(a)（p.97）では，$2^m \times 4$ 計画の L_{32} 直交表へのわりつけのI型・1ブロックの場合を示した。ここに，I型とは，前講§12.3の規準6°（p.96）にしるしたように，ただ1つの4水準因子を1次単位のような大きな区にわりつけるときを指す。つぎの表12.5(b)には，この場合で2ブロックのときのわりつけを示す。このときのブロック因子 R および定義対比の選び方は前講の終（p.96）に述べたとおりである。

わりつけのII型とは，ただ1つの4水準因子の水準をもっとも小さい区に配置する場合である。一般に，4水準もとる因子はきわめて重要なものであろうから，これを最小単位の区に配置するのは，目的に適うことである．このときの最適なわりつけを表12.5(c)に示す。まず，そのわりつけを定める定義対比は，I型の場合とまつたく同じにした。ただし，X^1, X^2, X^3 を第4群（列番(8)～(15)）と第5群（列番(16)～(31)）にわりつけた。この3つを全部第5群にわりつけることが不可能であるのは，第5群の2列の列名の積はeの項が消えて，必らず第4群またはそれより左の群にはいることから明らかである。1ブロックのときは，(1), (2), (4)列に因子 A, B, C を，(8), (16), (24)列に X^1, X^2, X^3 を固定し，その他の因子はその計画の定義対比に従つてわりつけた。2ブロックのときのブロック交絡要因（ブロック R と別名になる要因）は，I型のそれ（表12.5(b)）となるべく同じになるようにした。また4ブロックのときのわりつけも，ブロックの主効果 $R^1, R^2, R=R^1R^2$ を (1), (2), (3)列に，A, X^1, X^2, X^3 をそれぞれ (4), (8), (16), (24) 列にわりつけ，残りを定義対比およびブロック交絡要因から求めた。読者はこれらの表を参考にすることにより，いつも最適な計画を採用することができる。

12.5 $2^3 \times 4$ (II型) 計画，4ブロック実験の例

茶業試験場の深津・原**は，茶の貯蔵条件が茶の品質

表 12.5(b)　$2^m \times 4$ 計画の L_{32} 直交表へのわりつけ—I型（つづき）

ブロック数	2水準因子の数 m ＼ 列番	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
	列名	a	b	ab	c	ac	bc	abc	d	ad	bd	abd	cd	acd	bcd	abcd	e
2	3	R	X^1		X^2		X^3		A		X^1A		X^2A		X^3A	BC	B
	4	R	X^1		X^2	CD	X^3	AB	A	X^3B	X^1A	X^2B	X^2A	X^1B	X^3A	B	C
	5									$=DE$			$=CE$				
	(6)							$=EF$				$=CF$			$=DF$		
	(5)	R	X^1		X^2		X^3	$BE=CD$	A	$BC=DE$	X^1A		X^2A		$X^3A=BD=CE$		B
	6							$=AF$		$=X^3F$		X^2F		X^1F		F	
	7	$R=X^3E=AC=BG=DF$	X^1	X^2E	X^2	X^1E	X^3	E	A	C	X^1A	X^1C	X^2A	X^2C	$X^3A=BD=CE=FG$	$X^3C=AE=BF=DG$	B

ブロック数	2水準因子の数 m ＼ 列番	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)	定義対比
	列名	ae	be	abe	ce	ace	bce	abce	de	ade	bde	abde	cde	acde	bcde	abcde	
2	3		X^1B		X^2B		X^3B	AC	AB	X^3C		X^2C		X^1C		C	$R=X^3ABC$
	4	X^2D	X^1C	X^3D	X^2C	D	X^3C	X^1D	AC		BD			AD		BC	$R=X^3AB$ $1=X^1ABCD$
	5			$=BE$	$=AE$				$=X^2E$		$=X^3E$		E		X^1E		$=X^2ACE$ $(=X^3BDE)$
	(6)			$=AF$	$=BF$					X^1F		F		$=X^3F$		$=X^2F$	$=X^3ADF$ $(=X^2BCF)$ $(=ABEF)$
	(5)	$X^3E=AC$	X^1B	X^2E	X^2B	X^1E	$X^3B=AD$	E	$X^3D=AB$	C	X^2D	X^1C	X^1D	X^2C	D	$X^3C=AE$	$R=ABC$ $1=X^3ABD$ $=X^3ACE$ $(=BCDE)$
	6	$=DF$					$=CF$		$=EF$							$=BF$	$=X^3BCF$ $(=X^3DEF)$ $(=ACDF)$
	7	G	X^1B	X^1G	X^2B	X^2G	$X^3B=AD=CF=EG$	$X^3G=AF=BE=CD$	$X^3D=AB=CG=EF$	$X^3F=AG=BC=DE$	X^2D	X^2F	X^1D	X^1F	D	F	$R=AC$ $1=X^3ABD$ $=X^3ACE$ $=X^3BCF$ $=X^3CDG$ $(=ACDF)$ $(=ABCG)$ $(=ABEF)$ $(=ADEG)$ $(=BCDE)$ $(=BDFG)$

* 農業技術研究所

** 深津修一・原　利男(1969)：貯蔵条件が茶の品質に及ぼす影響，日本食品工業学会誌16(6)，pp.247～251.

表 12.5(c) $2^m \times 4$ 計画の L_{32} 直交表へのわりつけ—II型

ブロック数	2水準因子の数 m	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)	定義対比
列名		a	b	ab	c	ac	bc	abc	d	ad	bd	abd	cd	acd	bcd	abcd	e	ae	be	abe	ce	ace	bce	abce	de	ade	bde	abde	cde	acde	bcde	abcde	
1	3	A	B	AB	C	AC	BC		X^1	X^1A	X^1B		X^1C				X^2	X^2A	X^2B		X^2C				X^3	X^3A	X^3B		X^3C				
	4							X^3D								X^2D								X^1D				CD		BD	AD	D	$1=X^3ABCD$
	5	A	B	AB	C	$X^2E=AC$	BC	X^3D	X^1	X^1A	$X^1B=DE$		X^1C	X^3E		X^2D	X^2	$X^2A=CE$	X^2B		$X^2C=AE$	E		$X^1D=BE$	X^3	X^3A	X^3B	CD	X^3C	$X^1E=BD$	AD	D	$1=X^2ABCD$ $=X^2ACE$ $(=X^1BDE)$
	(6)			$=EF$			$=X^2F$			$=DF$					X^3F				$=CF$		$=BF$		F	$=AF$							$=X^1F$		$=X^3ADF$ $(=ABEF)$
	(5)	A	B	$X^3D=AB$	C	$X^3E=AC$	$BC=DE$		X^1	X^1A	X^2B	X^2D	X^1C	X^2E			X^2	X^2A	X^2B	X^1D	X^2C	X^1E			X^3	$X^3A=BD=CE$	$X^3B=AD$	D	$X^3C=AE$	E		$BE=CD$	$1=X^3ABD$ $=X^3ACE$ $(=BCDE)$
	6			$=EF$		$=DF$	$=X^3F$								X^2F								X^1F				$=CF$		$=BF$		F	$=AF$	$=X^3BCF$ $(=ACDF)$
	7			$=CG$		$=BG$	$=AG$	G								X^1G								X^2G		$=FG$	$=EG$		$=DG$			$=X^3G$	$=X^3CDG$ $(=ABCG)$
2	3	R	A		B		AB	X^3C	X^1		X^1A		X^1B			X^2C	X^2		X^2A		X^2B			X^1C	X^3		X^3A	BC	X^3B	AC		C	$R=X^3ABC$
	4	R	A	X^3B	C	X^2D	AC		X^1		X^1A	X^2B	X^1C	X^3D	BD		X^2	CD	X^2A	X^1B	X^2C	D		AD	X^3	AB	X^3A	B	X^3C	X^1D		BC	$R=X^3AB$ $1=X^1ABCD$
	5			$=DE$			$=X^2E$							$=BE$	$=X^3E$				$=CE$		$=AE$		E								X^1E		$=X^2ACE$ $(=X^3BDE)$
	(6)							X^1F				$=CF$		$=AF$		F					$=BF$			$=X^3F$		$=EF$	$=DF$					$=X^2F$	$=X^3ADF$ $(=X^2BCF)$ $(=ABEF)$
	(5)	R	A	$BC=DE$	B	$X^3E=AC$	$X^3D=AB$	C	X^1		X^1A		X^1B	X^2E	X^2D	X^1C	X^2		X^2A		X^2B	X^1E	X^1D	X^2C	X^3	$BE=CD$	$X^3A=BD=CE$		$X^3B=AD$	E	D	$X^3C=AE$	$R=ABC$ $1=X^3ABD$ $=X^3ACE$ $(=BCDE)$
	6			$=X^3F$		$=DF$	$=EF$					X^2F								X^1F						$=AF$		F	$=CF$			$=BF$	$=X^3BCF$ $(=X^3DEF)$ $(=ACDF)$
	7	$R=X^3A=BD=CE=FG$	B	D	C	E	$X^3F=AG=BC=DE$	$X^3G=AF=BE=CD$	X^1	X^2A	X^1B	X^1D	X^1C	X^1E	X^2F	X^2G	X^2	X^1A	X^2B	X^2D	X^2C	X^2E	X^1F	X^1G	X^3	A	$X^3B=AD=CF=EG$	$X^3D=AB=CG=EF$	$X^3C=AE=BF=DG$	$X^3E=AC=BG=DF$	F	G	$R=X^3A$ $1=X^3ABD$ $=X^3ACE$ $=X^3BCF$ $=X^3CDG$ $(=ACDF)$ $(=ABCG)$ $(=ABEF)$ $(=ADEG)$
4	3	R^1	R^2	R	A	X^1C	X^2B		X^1	AC			X^1A	C	X^3B		X^2		AB		X^2A	X^3C	B		X^3			BC	X^3A	X^2C	X^1B		$R^1=X^1AC$ $R^2=X^2AB$
	4	$=BD$						X^2D								X^3D				AD				D			CD					X^1D	$1=X^1ABCD$
	5	$=X^3E$								$=X^2E$					$=DE$	$=BE$		X^1E			$=CE$					E				$=AE$			$=X^2ACE$ $(=X^3BDE)$
	(6)			$=X^1F$			$=CF$					F				$=AF$			$=EF$	$=X^3F$								$=X^2F$	$=DF$	$=BF$			$=X^3ADF$ $(=X^2BCF)$ $(=ABEF)$
	6	$R^1=X^3D=AB=EF$	$R^2=X^3F=BC=DE$	$R=X^3E=AC=DF$	A	B		C	X^1	X^2D	X^2F	X^2E	X^1A	X^1B		X^1C	X^2	X^1D	X^1F	X^1E	X^2A	X^2B		X^2C	X^3	D	F	E	$X^3A=BD=CE$	$X^3B=AD=CF$	$AF=BE=CD$	$X^3C=AE=BF$	$R^1=X^3D$ $R^2=X^3F$ $1=X^3ABD$ $=X^3ACE$ $=X^3BCF$
	7	$=CG$	$=AG$	$=BG$			G								X^1G								X^2G						$=FG$	$=EG$	$=X^3G$	$=DG$	$=X^3CDG$

に及ぼす影響を明らかにするため，次の4因子を取上げる実験を行なつた（表12.6)。

表 12.6　茶の貯蔵実験の因子と水準

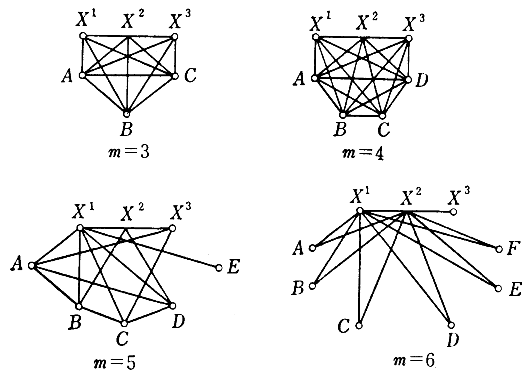
因　　子		水準 1	2	3	4
茶の水分	W	3.2%	6.7%	——	——
貯蔵温度	T	5℃	25℃	——	——
残存酸素量	O	1.3%	5.2%	9.4%	21.0%
貯蔵期間	M	2ヵ月	4ヵ月	——	——
ブロック(日)	R	1日目	2日目	3日目	4日目

これは $2^3\times4$ 計画である。一番茶期の上級煎茶を2種の水分量に調整してカン詰めにし，カンに小さな穴をあけて窒素ガス置換装置に入れ，真空度を変えて脱気し，これを窒素ガスで置換してカンの穴を封じた。このときカン内残存酸素量が品質にもつとも重要な影響を及ぼすと考えられたので，この因子の水準幅を広くして4水準とした。温度および貯蔵期間はいずれも2水準とした。この実験の結果は，5人のパネルによる茶の品質の官能検査の評点とアスコルビン酸含有量によつて表わされた。この検査と分析は1日に数多くを消化することはできず，たかだか10点(10サンプル）どまりと考えられた。それで実験日を4日間とし，各日をブロックにとつて，1日8点ずつの実験とした。各要因の L_{32} 直交表へのわりつけを表12.7に示す。これは表12.5(c)で，ブロック数4，$m=3$ の場合にあたり，その A, B, C, X をそれぞれ T, M, W, O おきかえ，また，ブロック因子 R をそのままとしたものである。

ここでは解析結果を示すのを省略する。そのコンピュータによるアウトプットは，奥野・芳賀*に示されている。

12.6　$2^m\times4$ 計画の線点図

表 12.5 のわりつけで，ブロック数1の場合を，線点図で表わすと，図 12.1 のようになる。点は各因子の主効果を，線分はその両端の因子の2因子交互作用を表わす。線分で結ばれていない2点の交互作用は，同じく線分で結ばれていない他の交互作用と「別名」になつていて推定できないことを示す。I型・II型は同じ定義対比を採用したから，線点図はまつたく一致する。この各点



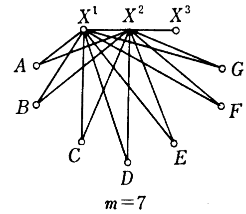


図 12.1　$2^m\times4$ 計画（ブロック数1）の線点図

（図の下の記号 m は2水準の因子数を示す）

および線分に，直交表の列番を対応させるとき，I型とII型では異なる結果を得るのである。線分の「列名」が両端の点の「列名」の積になつている，という条件さえ満足すれば，この点と線にどのような「列」をわりつけても，表 12.5 と本質的には同じ計画を得る。

さて，この図で，4水準因子 X は，2点とそれを結ぶ線分によつて，$\overset{X^1}{\circ}$——$\overset{X^2}{}$——$\overset{X^3}{\circ}$ のように表わされる。これに擬因子 X^1, X^2, X^3 を対応させれば，$X^2=X^1X^3$ とかける。表12.5(a)または(c)のときと同様に，2水準因子の数 m が 3，4 のときは，すべての2因子交互作用が推定できる——あらゆる点が線分で結ばれている——が，$m\geqq5$ では線分で結ばれない点が出てくる。「4水準因子との交互作用の一部が推定できない」というような線点図（図 12.1，$m=5$ のときの X^2A）も X が量的因子である場合には利用できる。たとえば，X 因子の4水準は次表のような施肥量kg/10aであるとすれば，$X^2=X^1X^3$ の効果は

		X^3 1	2
X^1	1	6	7
	2	8	9

$$(6+9)-(7+8)$$

表 12.7　茶の貯蔵実験の L_{32} 直交表へのわりつけ

列番	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
列名	a	b	ab	c	ac	bc	abc	d	ad	bd	abd	cb	acd	bcd	abcd	e
$2^3\times4$ 計画（e は誤差を示す）	R^1	R^2	R	T	O^3 W	O^2 M	e	O^1	T W	e	e	O^1 T	W	O^3 M	e	O^2

列番	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)	定義対比
列名	ae	be	abe	ce	ace	bce	abce	de	ade	bde	abde	cde	acde	bcde	abcde	
$2^3\times4$ 計画（e は誤差を示す）	e	T M	e	O^2 T	O^1 W	M	e	O^3	e	e	W M	O^3 T	O^2 W	O^1 M	e	$R^1=O^1T$W $R^2=O^2T$M

* 奥野忠一・芳賀敏郎(1969)：実験計画法，新統計学シリーズ2，培風館 pp.244〜248.

となり，もし施肥量の増加につれて直線的に収量が上がるのであれば，この効果は非常に小さいと予想される。このようなときには X^2 と他の因子 A との交互作用を無視しても大きな誤りを犯さないであろう。

$2^m\times 4$ 計画のコンピュータによる解析プログラムはすでに出来ている*。これを用いれば，4水準因子との交互作用もすべて計算され，印刷される。

12.7 4水準因子が2つある場合のわりつけ方

4水準因子を2つふくむとき，これを X, Y とする。X, Y は，それぞれ3つの擬因子 $X^1, X^2, X^3=X^1X^2$; $Y^1, Y^2, Y^3=Y^1Y^2$ に分解される。$2^m\times 4^2$ 計画の L_{32} 直交表へのわりつけを，表 12.8 に示す。$m=1$ のときは1回実施であるから，わりつけは簡単で，I型では，Xを大きな単位に，Yを小さな単位にわりつけた。$m=2$ では 1/2 実施となるので，定義対比をたとえば $1=X^3Y^2AB$ にとった。前節で述べたように，X^3 とか Y^3 の効果は無視できる場合があるので，もしそうならこの 1/2 実施でも Y^2A, Y^2B, AB という2因子交互作用はいずれも推定できる。$m=3$ の 1/4 実施でも，

$$1=X^3Y^2AB=X^2Y^3AC(=X^1Y^1BC)$$

ととれば，主効果は「推定可能」である。$m=4$ の 1/8 実施でも $1=X^1Y^1AD$ という，うまい定義対比を追加すれば，表の一番下に示したわりつけが得られる。ここまでくると，2因子交互作用のいくつかをあらかじめ無視しない限り，主効果のほかには，水準因子 X と Y との交互作用の一部だけしか推定できない。この場合の線点図を図 12.2 に示す。

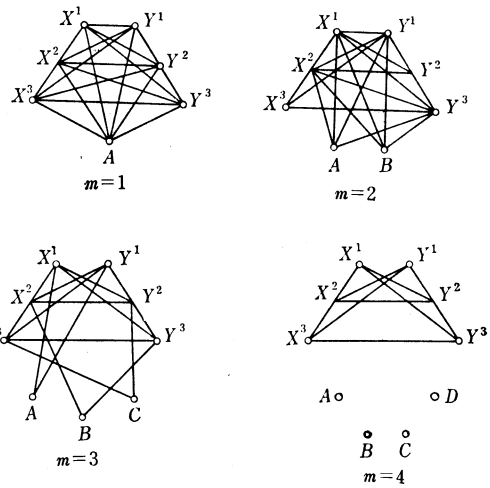


図 12.2　$2^m\times 4^2$ 計画（1ブロック）の線点図
（図の下の記号mは2水準の因子数を示す）

表 12.8　$2^m\times 4^2$ 計画の L_{32} 直交表へのわりつけ

（a）I型

ブロック数	2水準因子の数 m	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)	定義対比
列名		a	b	ab	c	ac	bc	abc	d	ad	bd	abd	cd	acd	bcd	abcd	e	ae	be	abe	ce	ace	bce	abce	de	ade	bde	abde	cde	acde	bcde	abcde	
1	1	X^1	X^2	X^3	A	X^1A	X^2A	X^3A	Y^1	X^1Y^1	X^2Y^1	Y^3Y^1	Y^1A				Y^2	X^1Y^2	X^2Y^2	X^3Y^2	Y^2A				Y^3	X^1Y^3	X^2Y^3	X^3Y^3	Y^3A				
	2							‖ Y^2B								‖ Y^3B				‖ AB	‖ X^3B	X^2B	X^1B	B								Y^1B	$1=X^3Y^2AB$
	3						‖ Y^3C			‖ BC					Y^2C								‖ Y^1C				‖ AC		‖ X^2C	X^3C	C	‖ X^1C	$=X^2Y^3AC$
	4					‖ Y^1D				‖ AD			‖ X^1D	D	‖ X^3D	‖ X^2D				‖ CD	‖ Y^3D						‖ BD			‖ Y^2D			$=X^1Y^1AD$
2	1	R	X^1	Y^1A	X^2		X^3		Y^1	X^1A	X^1Y^1	A	X^2Y^1	X^3A	X^3Y^1	X^2A	Y^2		X^1Y^2	Y^3A	X^2Y^2		X^3Y^2		Y^3		X^1Y^3	Y^2A	X^2Y^3		X^3Y^3		$R=X^1Y^1A$
	2					Y^3B								‖ Y^2B								Y^1B	‖ AB			X^2B		‖ X^3B		B		X^1B	$1=X^3Y^2AB$
	3							Y^2C			‖ BC					‖ Y^3C		X^3C		‖ X^2C		‖ X^1C		C					‖ AC			‖ Y^1C	$=X^2Y^3AC$

（b）II型

ブロック数	2水準因子の数 m	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)	定義対比
1	1	A	X^1	X^1A	X^2	X^2A	X^3	X^3A	Y^1	Y^1A	X^1Y^1		X^2Y^1		X^3Y^1		Y^2	Y^2A	X^1Y^2		X^2Y^2		X^3Y^2		Y^3	Y^3A	X^1Y^3		X^2Y^3		X^3Y^3		
	2							‖ Y^2B								Y^3B		‖ X^3B	X^2B			X^1B	‖ AB	B								Y^1B	$1=X^3Y^2AB$
	3					‖ Y^3C					‖ BC			Y^2C								‖ Y^1C				‖ X^2C		X^3C	‖ AC	C		‖ X^1C	$=X^2Y^3AC$
	4			‖ Y^1D						‖ X^1D	‖ AD	D		‖ X^3D		‖ X^2D				‖ Y^3D			‖ CD					‖ Y^2D	‖ BD				$=X^1Y^1AD$

* 奥野千恵子(1967)：2^n 型直交表実験の解析，農林研究計算センター報告A1号 pp. 35～42.

農学講座｜農学実験のための 試験設計法〔19〕

奥野忠一*・広崎昭太*

13. 九州地域の畑作試験における多因子計画の実施例

今回は，畑作試験において，多因子計画が，どんな風に利用されているかを，主として九州地域の成績書から検討して見よう。この地域の県農試の本場・支場7カ所で，昭和40年から昭和43年までの4年間に，甘しよ，らつかせい，大豆，畑稲についての18の試験が，直交表による多因子計画を用いて行なわれている。ここではその概要を紹介して，畑作試験で多因子計画による試験を行なう場合の問題点を探ることにする。

13.1 試験設計

(1) 甘しよ

甘しよを対象とした多因子計画による試験は，表13.1に示すように，鹿児島農試鹿屋支場で4回，同農試本場で3回，および宮崎綜合農試の本場と都城支場で各1回実施された。これらの試験で検討された因子は，品種，植付時期，掘取時期，栽植密度，施肥量，施肥割合（窒素と加里の比率），追肥の有無，苦土石灰施用の有無，および肥料の形態（種類）の9因子である。各試験ともに，甘しよの省力多収穫のための耕種技術を確立しようとする目的で行なわれており，この目的のための栽培手段として，施肥の量と方法，および苗の植付本数が中心となつている。したがつて，9因子のうち，前の3因子は標示因子（本講〔1〕，p.25参照）と考えられ，後の6因子が制御因子であろう。とくに，栽植密度と施肥量は全部の試験で取り上げられており，これらはこの地方における甘しよ栽培技術の中心であると，試験担当者が考えていることが窺える。

これらの因子の水準として，①品種では，農林2号，フクワセ，サツマアカ，アリアケイモ，およびコガネセンガンの5品種が供試されている。しかしコガネセンガンの育成が進み，各県で奨励品種に採用されるにつれて，この品種のみにしぼつて，栽培法を検討しようとする方向にある。②植付時期は，最も早い鹿屋の5月10日から最も遅い都城の6月18日まで約40日間の幅がある。③掘取時期の比較は，宮崎本場と都城支場で40日と30日の差で行なつている。また，鹿屋支場や鹿児島本場では，同じ設計で早晩2回掘取つているが，解析は別々に行なつている。

* 農業技術研究所

制御因子と考えられる6因子では，④栽植密度は，鹿屋の200株/aから，同じ所の889株/aまでの間で，300〜600株/aを中心に検討されている。⑤施肥量は，各試

表 13.1　甘しよに対する多因子試験

1)　鹿児島農試鹿屋支場

年次(区数)	因子	水準	備考
昭40 (32)	1.品種(V)	1. 農林2号　2. フクワセ	
	2.植付期(T)	1. 5月10日　2. 5月25日	
	3.栽植密度(D)	1. 200株/a　2. 350株/a　3. 500 〃　4. 650 〃	
	4.施肥量(F)	1. 標肥 (8 kg/a)　2. 多肥 (12kg/a)	(N6, P7, K11)配合
昭41 (27)	1.植付期(T)	1. 5月10日　2. 5月25日　3. 6月10日	
	2.施肥量(F)	1. 8kg/a　2. 12kg/a　3. 15kg/a	(N6, P7, K11)配合
	3.栽植密度(D)	1. 200株/a　2. 350株/a　3. 500株/a	
昭42 (32)	1.施肥量(F)	1. 標肥　2. 多肥	多肥は標肥の1.5倍
	2.栽植密度(S)	1. 333株/a　2. 667株/a	畦幅 75cm
	3.施肥割合(R)	1. N1, P1, K2　2. N1, P1, K4	
	4.苦土石灰(W)	1. なし　2. 20kg/a	
	5.追肥(D)	1. なし　2. N0.2, K0.4kg/a	
昭43 (27)	1.栽植密度(D)	1. 333株/a　2. 667株/a　3. 889株/a	
	2.施肥量(F)	1. 少(標×0.7)　2. 標肥　3. 多(標×1.5)	
	3.N K 比(R)	1. N1, K2　2. N1, K3　3. N1, K4	
	4.肥料形態(W)	1. 単肥　2. 単肥+IB　3. AM 化成	2.は30%をIB化成

2)　鹿児島農試本場

年次(区数)	因子	水準	備考
昭41 (27)	1.品種(V)	1. 農林2号　2. サツマアカ　3. アリアケイモ	
	2.栽植密度(S)	1. 381株/a　2. 267株/a　3. 222株/a	畦幅 75cm
	3.施肥量(F)	1. 標肥　2. 1+K1.0　3. 2+N, P0.5	標肥 6, 8, 11化成 8 kg/a
昭42 (16)	1.栽植密度(S)	1. 333株/a　2. 667株/a	畦幅 75cm
	2.施肥量(F)	1. 標肥　2. 多肥	多肥は5割増
	3.施肥割合(T)	3. N1, P1, K2　2. N1, P1, K4	
昭43 (16)	1.栽植密度(S)	1. 333株/a　2. 667株/a	
	2.施肥量(F)	1. 標肥　2. 多肥	前年と同じ
	3.N K 比(T)	1. N1 : K2　2. N1 : K4	

3)　宮崎農試（昭41）

場所(区数)	因子	水準	備考
本場 (32)	1.植付期(P)	1. 5月14日　2. 6月8日	
	2.品種(V)	2. 農林2号　2. コガネセンガン	
	3.栽植密度(D)	1. 318株/a　2. 445株/a	畦幅 90cm
	4.施肥量(Q)	1. 標肥　2. 金肥5割増	標肥N0.4, P0.3, K1.2kg/a
	5.収穫期(H)	1. 9月30日　2. 11月8日	
都城 (32)	1.植付時期(P)	1. 5月26日　2. 6月18日	
	2.品種(V)	1. 農林2号　2. コガネセンガン	
	3.栽植密度(D)	1. 444株/a　2. 533株/a	畦幅 75cm
	4.施肥量(Q)	1. 標肥　2. 金肥5割増	標肥N0.8, P0.9, K1.6kg/a
	5.収穫期(H)	1. 10月10日　2. 11月10日	

験とも堆肥を 120 kg/a 施用した上で，N, P, K の要素量で 0.4, 0.3, 0.9 kg/a から，この約3倍の量の間で水準を決めている。⑥施肥割合は鹿屋支場と鹿児島本場で，窒素と加里の比率を 1：2 から 1：4 の間で試験している。⑦追肥は耕種基準にとり入れている場所（鹿児島，宮崎，都城）が多いが，鹿屋支場で昭和 42 年に窒素・加里を 1/4 追肥した効果を検討している。⑧苦土石灰の施用効果は，同じく鹿屋で 42 年に 20 kg/a 施用して検討した。⑨肥料の形態または種類については 43 年に鹿屋で，単肥，IB 化成，AM 化成の効果の違いを検討している。

（2） らつかせい

ここに述べる試験が行なわれた頃，九州地域ではらつかせいの栽培面積が急速に拡大しており，かつ，この作物の栽培経験も少なかつたので，急いで耕種基準を作る必要があつた。そのための試験のうち，直交表による計画を用いたものは，表 13.2 に示すように，3場所で5回行なわれている。

試験は，以下に述べる9因子について，2または4水準で行なわれている。まず，①品種は，市場性のよい千葉半立が3県とも供試され，それと各県の主要品種である，ジャワ 13 号（宮崎），334-A（熊本），改良和田岡（長崎）が検討された。②播種期は，宮崎では4月 18 日から6月2日までの間で4水準をとつて幅広く検討されており，熊本，長崎では4月下旬～5月上旬と5月下旬の2水準がとられた。③栽植密度は，アール当り 555 株から 1500 株までであるが，品種の特性により水準を変えて検討している。④施肥量は，3要素については，標準量とその 1.5～3 倍までの間で水準を決めている。らつかせい栽培において，商品価値の高い大粒種は，空莢が多く，多収を上げることが困難であるので，空莢防止のため，⑤石灰の施用量と⑥その施用法や，⑦燐酸追肥等が考えられている。とくに熊本では空莢防止のための因子として，⑧かん水や石灰施用および⑨塩加の施用が取上げられている。

これらの設計全体を通じて感じられるのは，らつかせい栽培の歴史が浅く，標準的な栽培法が確立されていないのにも拘らず，1つの試験でとり上げられた因子は最高5つまでであり，かつ水準の幅も狭い場合が多いのではないかということである。この感じがあたつているかどうかは，成績を紹介した後でさらに考えて見よう。

表 13.2　らつかせいに対する多因子試験

場所 年次 (区数)	因　子	水　準		備　考
宮崎 昭41	1. 播 種 期(P)	1. 4月18日 / 3. 5月17日	2. 5月2日 / 4. 6月2日	
	2. 品　種(V)	1. 千葉半立	2. ジャワ13号	
	3. 栽植密度(D)	1. 密植{V1, 1000株 V2, 1500株	2. 粗植{V1, 666株 V2, 1000株	アール当 (畦幅 50cm)
(32)	4. 施 肥 量(Q)	1. 標　肥	2. 多肥(標+0.5)	無堆肥
熊本 昭42	1. 播 種 期(P)	1. 5月2日	2. 5月22日	
	2. 品　種(V)	1. 334-A	2, 千葉半立	
	3. 栽植密度(D)	1, 833株/a	2. 555株/a	畦幅 6 cm
	4. 石 灰 量(Q)	1. 6.0kg/a	2, 12.0kg/a	
(16×2)	5. 石灰施用法(F)	1. 全量基肥	2. 半量追肥	
熊本 昭42	1. 水　分(W)	1. 無かん水	2. 1回25mm, 3日間断	降水量18mm かん水10回
	2. 品　種(V)	1. 334-A	2. 千葉半立	
	3. 石　灰(C)	1. 6kg/a	2. 18kg/a	
(8×2)	4. 塩　加(K)	1. 1kg/a	2. 3kg/a	
長崎 (本場) 昭43	1. 播 種 期(P)	1. 5月6日	2. 5月25日	
	2. 栽植密度(D)	1. 714株/a	2. 571株/a	畦幅 70cm
	3. 施 肥 量(F)	1. 6kg/a	2. 9kg/a	甘しよ化成5号
(16)	4. 燐　酸(B)	1. 1.4kg/a追肥	2. 0	BM 熔燐
長崎 (福江) 昭43	1. 品　種(V)	1. 千葉半立	2. 改良和田岡	
	2. 播 種 期(P)	1. 4月25日	2, 5月22日	
	3. 栽植密度(D)	1. {V1, 714株/a V2, 1429株/a	2. {V1, 571株/a V2, 714株/a	畦幅 70cm
	4. 施 肥 量(F)	1. 6kg/a	2. 9kg/a	甘しよ化成5号
(32)	5. 燐　酸(B)	1. 1.4kg追肥	2. な し	BM 熔燐

表 13.3　大豆・畑稲に対する多因子試験

場所 年次 (区数)	因　子	水　準			備　考
	子実用大豆				
熊本 (阿蘇) 昭41	1. 播 種 期(P)	1. 5月10日	2. 5月25日	3. 7月10日	
	2. 品　種(V)	1. 赤莢	2. アキヨシ	3. ホウギョク	
	3. 栽植密度(D)	1. 11.1	2. 22.2	3. 44.4	本/m², 畦幅 60cm
(81)	4. 施 肥 量(Q)	1. 6kg/a	2. 4kg/a	3. 2kg/a	硫加燐安16号 (10：20：20)
	青刈用大豆				
熊本 (阿蘇) 昭41	1. 播 種 期(P)	1. 5月10日	2. 5月20日	3. 5月30日	
	2. 品　種(V)	1. アソムスメ	2. アソアオガリ	3. 茶千石81号	
	3. 栽植密度(D)	1. 22.2	2. 44.4	3. 88.9	本/m², 畦幅 45cm
(81)	4. 施 肥 量(Q)	1. 6kg/a	2. 4kg/a	3. 25kg/a	硫加燐安16号
	畑　稲				
鹿児島 (鹿屋) 昭42	1. 栽植密度	1. 20cm×10cm	2. 30cm×10cm	3. 30cm×15cm	
	2. 追 肥 量	1. 1.0kg/a	2. 1.5kg/a	3. 2.0kg/a	基肥N0.5, P1.5, K1.5 kg/a
	3. 追肥回数	1. 4回	2. 5回	3. 6回	等量づつ施用
(27)	4. 珪　鉄	1. 0	2. 15kg/a	3. 25kg/a	
同上 昭43	1. 品　種	1. タカネ錦	2. ワタラセ		
	2. 窒素施用量	1. 1.5kg/a	2. 2.5kg/a		
	3. 追肥回数	1. 3回	2. 4回		
(32)	4. 土壌消毒	1. DD消毒	2. なし		

（3） 大豆・畑稲

これらの作物は，表 13.3 に示すように，実験例が少なく，かつ，その経済性や米の生産過剰という現状から考えて，今後九州地域の畑作試験において，研究の進展は大きく期待できないかも知れない。しかし，大豆や畑稲は，甘しよやらつかせいと異なり，地上部で目的の生産物を得る子実作物であり，とくに畑稲は畑状態に栽培されるけれども土壌水分の制御が可能であることを前提としている作物である点で，畑作技術の研究手法の上

から興味ある問題をもつものと考えられる。

ここで取り上げられている因子は，大豆では，播種期，品種，栽植密度，施肥量の4つであり，稲では，栽植密度，品種，窒素の量と施用回数，および土壌消毒効果であり，昭和42年はゴマハガレ対策試験として，珪鉄の効果も検討されている。これらの試験は3水準の試験が多く，すべての2因子交互作用を推定するためには，因子数の拡大は2水準系の試験の場合より困難が多いけれども，品種・密度・施肥量の3因子以外の要因またはこれらの因子を分解した形での要因の発見・追加がなければ，畑作における栽培技術の発展は遅れるのではないかと懸念される。

13.2 解析結果の概要

(1) 甘しよ

上いも重についての解析結果を，F検定における有意性の一覧表にすれば，表13.4のようになる。この表から，甘しよ上いも重に及ぼす要因効果を，年次や地域を通じて見れば，以下の通りである。

表 13.4　甘しよ上いも重に対する要因効果

場　　所	鹿屋支場				鹿児島本場			宮崎本場	都城支場
年　次（昭和）	40	41	42	43	41	42	43	41	41
平　均（kg/a）	418	324	403	381	368	478	332	308	271
主効果									
品　種	**				**			**	**
植付期	n.s.	**						△	**
栽植密度	**	n.s.	*	△	*	<1	**	n.s.	<1
施肥量	<1	n.s.	<1	**	*	<1	<1	*	<1
N：K比			n.s.	<1		<1	**		
追　肥			n.s.						
苦土石灰			<1						
収穫期								**	**
肥施形態				<1					
2因子交互作用									
品　種×植付期	<1							<1	n.s.
〃　×栽植密度	n.s.				n.s.			n.s.	<1
〃　×施肥量	<1				n.s.			<1	n.s.
〃　×収穫期								n.s.	*
植付期×栽植密度	*	<1						<1	n.s.
〃　×施肥量	n.s.	$<e_1$						<1	<1
〃　×収穫期								<1	n.s.
密　度×施肥量	n.s.	n.s.	n.s.	<1	n.s.	n.s.	<1	<1	n.s.
〃　×施肥割合						<1	<1		
〃　×追　肥			n.s.						
〃　×苦土石灰			<1						
〃　×収穫期								<1	n.s.
施肥量×施肥割合			<1			*	<1		
〃　×追　肥			n.s.						
〃　×苦土石灰			<1						
〃　×収穫期								<1	n.s.
〃　×肥料形態				<1					
追　肥×施肥割合			<1						
〃　×苦土石灰			△						
誤差の $m.s.$	331.84	572	-		286.2	274.0	481.6	313.7	283.76
$C.V.$ %	5.6	7.4	7.2	21.4	4.6	10.9	6.6	5.8	6.2

注）**は1%，*は5%，△は10%の危険率で有意，n.s.は有意性なし，<1はF値が1より小を示す．以下の表も同様．

主効果で有意性の認められる因子を見ると，品種は年次・地域を通じ常に有意であり，供試品種の差は大きく，栽培処理により，その差をなくすことはできなかつた。植付期は41年鹿屋と都城で早植の効果が有意であり，早植の効果が認められたが，40年の鹿屋では認められなかつた。これは40年の鹿屋では植付期の差は，18日で，その他の場合より狭く，この程度の差は収量に影響を及ぼさないこともあるものと考えられる。栽植密度は場所と年次により異なり一定の方向は見出されない。すなわち，年次との交互作用が大きい。畑作試験においては，因子または処理の効果が年次により一定でない場合が多く，これが畑作試験の設計にあたつて重要な問題であると考えられるので，この点に関しては後で再びふれたい。施肥量も栽植密度と同様に処理効果が不安定であり，鹿屋で43年，鹿児島で41年，宮崎でも41年に有意となつているが，他の6回の試験では有意とならなかつた。施肥した窒素と加里の比率は43年の鹿児島で1：2より1：4が有意に多収を示したほかは有意差がない。収穫期では当然遅掘りが多収を示した。以上のほか，追肥，苦土石灰の施用，肥料の形態については1例のみであるが何れも有意差が認められなかつた。

2因子交互作用は，上記の因子間で19個が検討されているけれども，有意となつたものは，鹿屋で40年に植付期×栽植密度で，早植の場合密植が多収を示した。42年の鹿児島では，施肥量×施肥割合で，多肥で多加里が，増収した。また都城では品種×収穫期で，有意となつたが，これはコガネセンガンの後期肥大が顕著であつたためである。以上のように，甘しよにおいては2因子交互作用がほとんどなく，主効果のみにより収量が決定されるように見えるので，因子間の交互作用を無視してもよいのだろうか。この点についても改めて検討したい。

(2) らつかせい・大豆

らつかせいに対する5つの試験の子実重について，分散分析の結果をF値の有意性で表13.5に示した。主効果を因子別に見れば次のとおりである。品種は長崎の福江における現地試験を除いては，何れも有意であり，宮崎では，千葉半立がジャワ13号より多収で，熊本では，334-Aが千葉半立より多収であつた。福江で品種効果が認められないのは，この試験は白絹病発生のため誤差分散が大きく，誤差の変動係数が22.6%に達し，極めて精度の悪い試験となつたためと考えられる。

播種期は宮崎ではその効果が顕著でない。これは，品種との交互作用が大きいためである。熊本ではその差は有意で，早播きが多収を示した。しかし，長崎本場で

表 13.5 らつかせい子実重に対する要因効果

場所	宮崎	熊本		長崎	
年次（昭和）	41	42	42[2)]	43[3)]	43[4)]
平均 (kg/a)	17.8	23.0	13.4	21.5	13.4
主効果					
品種 (V)[1)]	**	*	**		n.s.
播種期 (T)	△	**		n.s.	**
栽植密度 (D)	<1	*		<1	n.s.
施肥量 (F)	△			n.s.	n.s.
石灰量 (C)		n.s.	*		
石灰施用法 (M)		[5)] <1			
加里 (K)			**		
燐酸 (F)				<1	n.s.
かん水 (I)			n.s.		
2因子交互作用					
$V\times T$	**	n.s.			n.s.
$V\times D$	*	*			<1
$V\times F$	△				n.s.
$V\times C$		<1	<1		
$V\times M$		<1			
$V\times P$					n.s.
$V\times I$			**		
$T\times D$	△	<1		n.s.	△
$T\times F$	△			<1	n.s.
$T\times C$		<1			
$T\times M$		<1			
$T\times P$				<1	<1
$D\times F$	*			<1	<1
$D\times C$		n.s.			
$D\times M$		n.s.			
$D\times P$				<1	n.s.
$C\times M$		<1			
$C\times I$			*		
$F\times P$				n.s.	n.s.
誤差の $m.s.$	0.620	1.521	5.034	2.00	9.17
$C.V.$ (%)	4.4	11.9	13.5	6.6	22.6

注 1) 因子記号はこの表のみに限る。表 13.2 とは一部異なる
2) 空莢防止試験
3) 本場（センター）
4) 福江（現地）
5) 熊本の <1 は引用者の推定

は，播種期による差はなかつた。長崎本場ではこれのみでなく，すべての要因に有意差が認められていないことから，試験施行上何らかの障害があつたことも考えられるが，この表のみでは判断できない。福江では晩播きが多収を示したけれども，白絹病による影響との関係が明らかでない。

栽植密度は，熊本で密植が多収を示しているけれども，この因子の関与する2因子交互作用が，宮崎，熊本ともに有意であるので，栽植密度は条件によりその効果は一定でないものと考えられる。

その他の因子の主効果では，熊本の空莢防止試験で，石灰施用量と加里施用量とで増施が多収を示している。しかし，この試験は L_8 直交表に4因子を割付けているため，3因子交互作用と主効果が別名関係になり，この結果のみで，石灰と加里の効果を判定するのは，かなり危険である。すなわち，結論を出すためには，3因子交互作用が小さいという保証があるか，または，他の試験やデータにより，それらの効果が確認されている必要がある。以上のほか，石灰施用法や燐酸増施，およびかん水の効果が検討されているが，何れも有意とはならなかつた。

2因子交互作用は，品種×播種期の効果が，宮崎で認められ，千葉半立は早播きほど増収するのに対し，ジャワ 13 号は5月2日播で最も多収であつた。品種×栽植密度の効果は，宮崎と熊本で認められ，宮崎では，千葉半立は密植で，ジャワ 13 号は粗植で多収を示した。熊本では，334-Aの密植効果が高く，千葉半立は大差なかつた。播種期×密度と播種期×施肥量の効果は宮崎で 5 % 有意水準に少し足りない程度であるが，t-検定の結果では1回播で密植が多収を示し，施肥量との交互作用では，2回播，3回播で多肥の効果が認められた。

密度×施肥量の効果が宮崎で有意であり，粗植で多肥効果が高かつた。熊本の空莢防止試験では，品種×かん水効果や石灰施用量×かん水効果で有意性が示されているが，前述の理由で，これらは何れも他の2因子交互作用と別名になつており，効果の判定は困難である。

大豆に対する試験は，熊本農試阿蘇支場において，子実用と青刈用について，1年間の試験があるのみである。したがつて，多因子計画の実験結果から，大豆に対する栽培条件の最適設計を予測するというまでに至つていない。表13.6に示した実験結果では，大豆に対する要因効果は，甘しよやらつかせいの場合とよく似ており，品種の効果は大きく，播種期の効果は，青刈では早播きが多収を示したが，実取りではその効果が認められない。一方，品種×播種期の交互作用は，実取りで有意であり，赤莢とアキヨシは早播で多収を示し，ホウギヨクは晩播の方が多収であつたのに対し，青刈りでは有意でなかつた。その他の2因子交互作用は全て有意ではない。

表 13.6 大豆に対する要因効果

（昭 41．熊本阿蘇）

試験目的および調査項目	子実用 子実重	青刈用 青草重（1回刈）
平均 (kg/a)	12.2	305
主効果		
品種 (V)	*	**
播種期 (T)	<1	**
栽植密度 (D)	n.s.	<1
施肥量 (F)	n.s.	n.s.
2因子交互作用		
$V\times T$	**	<1
$V\times D$	<1	<1
$V\times F$	<1	n.s.
$T\times D$	n.s.	<1
$T\times F$	<1	<1
$D\times F$	<1	<1
誤差の $m.s.$	3.28	11.12
$C.V.$ %	14.8	10.9

畑稲に関しては，鹿屋での試験が2例あるけれども，

具体的な内容を承知することができなかつたので，今回の考察からは割愛せざるを得なかつた。

（3） 結果のまとめ

以上極めて概括的に，九州の畑作試験における多因子計画の解析結果を述べた。手許にある資料の不備のため誤つて紹介した部分があるのではないかということを心配している。

もし読者でお気付きの点があれば指摘して下されば幸いである。

さて，これらの試験を通じて，畑作試験の特徴とでもいうべき共通点があることを賢明な読者はすでに気付いていることであろう。まず，主効果では品種は常に有意であり，畑作においては，適品種の選定が生産力向上のための基本的課題であることを示している。しかしながら，農業を取巻く条件は年とともに厳しくなりつつあり，多収品種が必ず消費者に歓迎されるとはいえない。むしろ品質のよく，市場価値の高い品種は，らつかせいの成績で見たように，多収でない場合が多い。このような場合，栽培的手段によつて，良質品種の生産力を向上させねばならない。その手段として，播種期（植付期），栽植密度，施肥量を中心に肥料の種類や割合，施用時期等の施肥技術が検討されてきた。これらの中で，効果の安定している因子は，栽培期間に関係のある播種期（植付期）と収穫期である。しかし子実を目的とする作物では収穫期は自由に決めることができず，播種期も品種により一定の限界があるので，常に有効な手段ではない。次に施肥量が多収と結びつく場合があるけれども，この因子の効果は，地域や年次により一定でない。これらの試験はおおむね飛躍的増収を目標として設計されており，施肥水準は標準肥料と多肥の比較がなされるため，土壌水分の管理をほとんど行なうことができない畑作では，多雨と旱ばつでは肥効が異なるのはむしろ当然であろう。

一方これらの気象条件は，日照量や気温・地温等の制御できない因子を通じて作物生育に影響を与え，それらの総合計として最終的に収量が形成されるのである。したがつて，これら以外の因子の効果はさらに小さく不安定である。

以上の結果から，畑作における栽培技術の進歩は，多くの制御不能な因子を如何にして制御可能とするか。また，制御困難な因子に対しては，制御可能な因子との適当な組合せを見出すことにより，高い収量水準を維持する技術をつくりあげることにあるといえよう。そしてそのための研究手段として，直交表による多因子計画の利用は効率のよい方法であり，これを用いない場合に比し，比較的容易により多くの因子を同時に試験できるので，畑作試験においても，その適用と解釈を誤まらなければ，有効な試験方法であると考えられる。

農学講座｜農学実験のための 試験設計法〔20〕

奥野忠一*・広崎昭太*

13.3 畑作試験設計上の問題点と改善の方向

畑作試験で得られる情報は，その情報にもとづいて生産現場へ一定の投資をした場合に，そこから得られる利益をかなり高い確率で推測できるものでなければならない。たとえば，品種試験で選抜された新品種を普及する場合には，その品種をそれまでの品種と置き換えることにより，生産現場すなわち農家の圃場でどれだけの増収が期待できるかを量的にあらかじめ判断できなければならない。これは，科学的な品種選定の前提である。この判断の基準としては，つぎの2つの態度が考えられる。第1の立場は，その品種を農家が採用することにより，今までより多くの費用を使わずにより多くの収益が得られるか，今までと同じ収益であればより少ない費用でよいか，またはより多くの費用を投下すれば，それ以上の収益が期待できる，という保証を与えることである。その保証が完全でない場合でも，地域的，年次的にどれだけの確率で良くなるかを明らかにした上で，その品種の奨励を決定すべきである。栽培処理の場合も同様に，その処理を行なうことにより，積極的にか，消極的にか，ある確率のもとに収益が増大することが保証されなければならない。

第2の立場は，第1の立場に満足せず，その得られる収益の量を，信頼できる幅をもつて推定し，計画的に農業経営を行ない得るような情報を提供することである。統計的には，前者は検定の問題であり，後者は推定の問題である。そして，行きつくところは，農家の経営活動の計画から，植付，生育途中の管理，収穫物の販売に至るまでを，量的に制御して，目的とする収益を安定的に得ることができるための必要な情報を獲得することであり，これこそ畑作試験のみならず，広く農業研究全般の究極的目標となるであろう。

この立場から考えて，農業研究における特別な困難は，前号でもふれたように，全生産過程において，制御できない原因系が多いことであり，畑作においてはとくにこの点がクリティカルである。畑状態における作物の生育は，土壌・水・空気・日光等すべての環境条件に反応しつつ行なわれるが，そのなかでわれわれの制御できる条件は極めて少ない。通常とりうる制御手段は，前号で紹介したように，品種・栽培時期および肥料ぐらいのものである。この僅かな手段をもつて，変化する環境条件に対応して，作物の生育を目標の一定範囲内に近づけることは，人工衛星の月への pin point 着陸よりも，もつと困難な仕事である。しかし，農業技術が真に科学技術になるためには，この困難をどうしても克服しなければならない。

* 農業技術研究所

(1) 畑作試験結果の安定性

上述の観点から，畑作試験において，現在どの程度に作物の生育制御が行なわれているかを，比較的実験例の多い甘しよについて眺めてみよう。表 13.7 および 13.8 に，甘しよ試験成績の地域別，年次別変動を示した。ここで取り上げた試験は数も少なく，かつ供試品種や処理も試験ごとに異なるので，地域ならびに年次変動については，さらに詳細に検討する必要があり，そのための試験も九州地域で行なわれているので，ここでは基本的な考え方を述べるにとどめる。

表 13.7 甘しよ収量の地域間変動 (昭41)　(kg/a)

場所	鹿屋	鹿児島	宮崎	都城	範囲(地域間)
平均	324	368	308	271	97
最高	376	487	448	390	111
最低	261	294	175 (309)	146 (212)	148
範囲(試験区間)	115	193	273 (139)	244 (178)	—

注 ( ) 内は収穫期をそろえた場合

まず，地域間変動を表 13.7 で見ると，距離的には比較的近い南九州4カ所においてすら，かなり大きな変動を示し，とくに各試験地で最も多収を期待して因子の組合わせを行なつたと考えられる最高収量において，アール当り 100 kg 以上の差があり，同一試験内の処理間の差に近い。したがつて，ある試験地で推定した一定の因子の組合わせによる期待収量が，現実の生産の場でどの程度の信頼性をもつかは，その試験地のデータの標準誤差のみでは決定できない性格をもつている。それでもなお，地域変動の場合は解決の方法がないわけではない。すなわち，環境のよく似た地域をある程度細かく区分し，現地試験を何回か行なうことにより，地域間の関係，とくに処理と地域との交互作用の有無についての検討を行ない，ある試験地の成績の適用範囲を推定できる場合が多い。技術的に必要な情報は，その地帯での絶対収量の推定ではなく，新しい処理と今までの方法との相対的な差が量的に把握できれば充分である。

年次間変動を，鹿屋と鹿児島について見れば，表 13.8

表 13.8　甘しよ収量の年次間変動 (kg/a)

年　次	昭40	昭41	昭42	昭43	範囲（年次間）
（鹿屋）					
平　均	418	324	403	381	94
最　高	476	376	472	462	100
最　低	312	261	319	329	68
範　囲（試験区間）	164	115	153	133	—
（鹿児島）					
平　均	—	368	478	332	146
最　高	—	487	604	394	210
最　低	—	294	367	259	108
範　囲（試験区間）	—	193	237	135	—

のとおりである。鹿屋では，年次間変動は地域間変動と大体同じ大きさを示し，処理間の差よりやや小さい。鹿児島では，年次間変動が大きく，処理間の差が，年次間の差より小さい年がある。すなわち，甘しよでは，現在の栽培技術をもつては，主として気象条件により決定される年次間の豊凶の差を克服できない場面があることを示している。農事試験においては，年次間変動は，以前より重視されており，ある技術や品種が年次との交互作用がないか，または交互作用より大きな差が試験成績として示されなければ，公式に新技術・新品種として認められなかつた。しかし，最近の農業をとり巻く状勢の変化は極めて早いので，5年以上もかかつて，年次変動に対する安定性を検討していたのでは，試験研究が現実にとり残されてしまいそうである。このような厳しい条件の中で，不規則な変化の予想される将来の気象条件に対し，相当高い確率をもつて，新技術の有効性を主張し得る科学的根拠をどこに求めるかは，畑作研究にとつて基本的に重要なことがらである。

（2）直交表へのわりつけ上の注意

直交表による多因子計画は，前述のような条件下でも有効な技術を開発するための実験方法として，試験研究への適用を進めて来た。ここに紹介した試験が行なわれた時期は，直交表による多因子計画が農業試験に定着していなかつた頃であるので，実験結果の記載方法も統一されてなく，情報の交換が潤滑に行なわれていない面もあつた。この項では，情報の獲得と交換の面から，割りつけ方や結果の記載方法を変更した方がより良いと思われる 2，3 の例について述べる。

（i）因子のわりつけと実験結果の整理を対応させると要因効果の判定に便利である。L_{32} 直交表を用いた例で，表 13.9 上段①に示す試験では，因子 V, T, F, D^1, D^2 が，直交表の（1），（2），（4），（8），(16) 列にわりつけられているから，実験データ 32 個の配列もその処理組合せが (11111) から (22222) になるようにすると，イエーツ算法の結果の読み取りが容易である。しかるに，もしこの成績書のようにデータが配列されていると，それを上の形に並べかえるか，あるいは，表13.9上段②のように，因子のわりつけ列を変えてイエーツ算法の結果を判定する必要がある。一般的に結果の記載は，割りつけ通りにすべきで，無作為化したあとの圃場配置のままだと，間違いを起こしやすい。なおこの例ではブロック因子 B をわりつけた（7）列を（1）列に動かして，それに応じて各列を動かした方が，見易く，間違いも少ないであろう。

（ii）小さい直交表を2回反復して試験するより，2倍の大きさの直交表を利用した方がよい。たとえば，5因子について，同じ32区の試験をする場合，L_{16} 直交表を用いて表 13.9 下段③のように割りつけ，それを2回反復するのと，④のようにブロックを因子として L_{32} 直交表にわりつける方法とを比較すると，前者からは，誤差の自由度は処理の 15 と反復の 1 を全体の自由度$(16\times 2)-1=31$ から引いて 15 となり，後者からも，誤差の自由度として同じ 15 を得て，情報獲得の面からは特に差があるように見えない。イエーツ算法を適用する場合には④では直ちに行なえるが，③ではまず処理合計を出してから施こすことになるというわずかの違いがある。

表 13.9　L_{32} 直交表へのわりつけ例

列番号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
列名	a	b	ab	c	ac	bc	abc	d	ad	bd	abd	cd	acb	bcd	abcd
① 設計でのわりつけ	V	T	V T	F	V F	T F	B	D^1	V D_1	T D^1	e	F_1 D	e	e	e
② 成績から推定したわりつけ	e	T	e	D^1	e	T D^1	e	D^2	e	T D^2	e	D^3	B	T D^3	V F
③ L_{16} へのわりつけ（2反復）	V	F	V F	D	V D	M D	Q P	Q	V Q	F Q	D C	D Q	F P	V P	P
④ L_{32} へのわりつけ（ブロックを因子にとる）	R	V	e	F	e	V F	e	D	e	V D	e	F D	e	e	Q P

列番号	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)
列名	e	ae	be	abe	ce	ace	bce	abce	de	ade	bde	abde	cde	acde	bcde	abcde
① 設計でのわりつけ	D^2	V D^2	T D^2	e	F D^2	e	e	e	D^3	V D^3	T D^3	e	F D^3	e	e	e
② 成績から推定したわりつけ	V	e	T V	F D^3	V D^1	e	e	F_2 D	V D^2	e	e	F D^1	V D^3	T F	e	F
③ L_{16} へのわりつけ（2反復）																
④ L_{32} へのわりつけ（ブロックを因子にとる）	Q	e	V Q	e	F Q	e	e	D P	D Q	e	e	F P	e	V P	e	P

表 13.10 $L_8 \times 2$ 実験を L_{16} 実験と比較した場合

列番号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
列名	a	b	ab	c	ac	bc	abc	d	ad	bd	abd	cd	acd	bcd	abcd
$L_8 \times 2$の場合	W	V	W V ‖ C K	C	W C ‖ V K	V C ‖ W K	K								
L_{16}とした場合	R	W	e	V	e	W V	C K	C	e	W C	V K	V C	W K	e	K

しかし，より大きな差は，ここで，3因子交互作用の一部が存在すると仮定する場合におこる。

このとき，③の設計では，L_{16} は 2^5 の 1/2 実施であるから，すべての2因子交互作用が3因子交互作用と別名になつて，それぞれの効果を分離して評価できなくなるのに対し，④では，ブロック因子との交互作用を無視すれば，すべての3因子交互作用を評価できる。それゆえ，はじめは誤差 e をわりつけた列のなかで異常に大きい分散のものが出ると，その列にわりつけられるべき3因子交互作用が大きかつたと判断することができる。

以上は3因子交互作用に関する情報の回復についての論議であつたが，3因子交互作用は存在しないという直交表利用の前提からすれば，本質的な情報損失ではないかも知れない。しかし，L_8 直交表を反復する場合には2因子交互作用同志の別名関係を除去することができない場合がある。すなわち，表 13.10 で，L_8 2反復の実験に4因子を入れた場合は，2因子交互作用同志が別名になり，主効果の評価しかできないのに対し，これを L_{16} に割りつけた場合は，2因子交互作用はすべて推定可能となり，かつ誤差の自由度として，ブロックRの自由度1を差引いても4残る。誤差の自由度4は十分ではないが，これが小さすぎるということはない。その上，L_8 を採用する前提である2因子交互作用が小さいという仮定があれば，2因子交互作用のうち効果の小さい要因を試験のあとで誤差にこみにすることもできる。

以上の結果から明らかなように，同じ区数の試験では，その大きさの直交表を用いるのが良く，その半分の大きさの直交表を2回用いるのは，計算も厄介であり，かつ有用な情報を失う恐れがある。

(3) 試験結果の解析における問題

畑作試験においては，前講で述べたように，品種と栽培期間以外の因子の主効果および2因子交互作用はほとんどどれも有意にならない理由として，①効果自体が小さいためそれを正確に評価できない，②高次の交互作用

表 13.11 要因効果の検討 (1) (昭 42：鹿児島，上いも重)

列番	列名	要因	平方和	F^1_8	F^1_7
1	d	T(NK比)	315.06		
2	c	F(施肥量)	2678.06		
3	cd	$T \times F$	14580.56	5.32*	7.43*
4	b	S(密度)	1207.56		
5	bd	$S \times T$	60.06		
6	bc	$S \times F$	9360.56		
7	bcd	$T \times S \times F$	7182.56	e	
8	a	B(ブロック)	39.06		
9	ad		248.06	e	e
10	ac		3937.56	e	e
11	acd		0.06	e	e
12	ab		3751.56	e	e
13	abd		4658.06	e	e
14	abc		1958.06	e	e
15	abcd		189.06	e	e
プールした誤差分散				21925.00/8 =2740.63	13742.43/7 =1963.20
C.V.				10.69%	9.59%

(主として3因子交互作用) が存在すると，それらの要因効果は，2因子交互作用までしか評価しないこの種の試験法では，誤差項と交絡して，検定の精度を一層悪くする，③畑作試験では環境の制御が困難であるので，要因効果に比べて実験誤差が大きい，などが考えられる。

畑作試験における要因効果の大きさを推定するものは，分散分析以外にないので，①の問題に直接解答を与えることはできない。しかし，本節 (1) 項で検討したように，畑作試験の処理間変動はかなり大きいし，こんご水準の幅を広げることにより，実験誤差が異常に大きくない限り，有意差が検出されるに違いないと考えて，ここでは②と③の問題について考察しよう。

まず，実験誤差の大きさについて，昭和 42 年鹿児島農試の甘しよ試験の上いも重を例にとつて考えてみよう。イエーツ算法の結果を表 13.11 に示した。ここで有意となつたのは NK 比と施肥量の交互作用 $T \times F$ のみである。この誤差項としては常法に従い，3因子交互作用とブロックRとのすべての交互作用をとり，その変動係数は 10.69% となつた。この値は，前号表 13.4 の中では，2番目に大きい。自由度8のこの誤差項の内訳を見ると，$T \times S \times F$ がかなり大きく，有意になつた要因 $T \times F$ の約 1/2 である。

そこで，この3因子交互作用は存在するとして，誤差から外し，誤差分散を計算しなおしたのが，最右欄の結果であり，自由度は7に減つたが，分散は小さくなり，検定の精度は高まつた。しかし，それでも，なお，その分散はかなり大きく，変動係数は 9.59% である。この内訳はすべてブロックとの交互作用である。そのなかで大きなものを拾うと，たとえば(13)列の abd ($B \times S \times T$ がわりつけられている) である。これは $S \times T$ という，2因子交互作用がブロックにより異なることを示すが，

表 13.12　要因効果の検討 (2)（昭42：鹿屋，上いも重）

列番	列　名	要　因	平方和	F^1_{18}	F^1_{13}
1	e		7.03	e	e
2	d	$(F\times R\times D)$	3676.53	e	*
3	d e		306.28	e	e
4	c	$D\times M$	1237.58		
5	c e		1667.53	e	e
6	c d		1188.28	e	e
7	c d e	$S\times R$	166.53		
8	b	F(施肥量)	3220.03		*
9	b e	$S\times M$	116.28		
10	b d	$R\times D$	1444.53		
11	b d e		504.03	e	e
12	b c		1582.03	e	e
13	b c e	$S\times D$	2096.28		
14	b c d	$R\times M$	13.78		
15	b c d e		42.78	e	e
16	a	B(ブロック)	108.78		
17	a e	$F\times R$	63.28		
18	a d		306.28	e	e
19	a d e	D(追肥)	1262.53		
20	a c		7.03	e	e
21	a c e		1339.03	e	e
22	a c d	$F\times S$	935.28		
23	a c d e	M(苦土石灰)	52.53		
24	a b		399.03	e	e
25	a b e	R(NK比)	2682.78		*
26	a b d		30.03	e	e
27	a b d e	$F\times D$	0.03		
28	a b c		5.28	e	e
29	a b c e	$(M\times R\times D)$	2161.53	e	
30	a b c d	S(密度)	5434.03	*	**
31	a b c d e	$F\times M$	2295.03		
プールした誤差分散				13222.73/15 =881.52	7384.64/13 =560.36
CV				7.36%	5.91%

畑作試験ではしばしばブロックとの交互作用が大きくなり，試験精度を低下させる重要な原因となる。これはブロック間に単なる地力変動以外の未知の原因系が存在するためと考えられ，畑作試験の精度向上のためには，それらの原因を究明して，その効果をとり除くか，または積極的に因子として試験に組み込んで行くことが必要である。

次に，高次の交互作用が大きいために，判定が有意にならなかつた例として，昭和 42 年鹿屋の甘しよ試験の上いも重について考察してみよう。イエーツ算法の結果を表 13.12 に示した。常法による，自由度 15 の誤差の分散の C.V. は 7.36% で，この誤差分散に対して有意差の認められたのは S（密度）のみであつた。C.V. 7.4% は通常の誤差分散としてはやや大きすぎるので，3 因子交互作用のうち分散の大きい $(F\times R\times D)$ と $(M\times R\times D)$ をとり出して，自由度 13 とした場合の誤差の C.V. は 5.91% となり，この誤差分散で検出される要因は，$(F\times D\times R)$，F（施肥量），R（KN 比），S（密度）の 4 つとなつた（ここでこの 3 因子交互作用の意味を技術的に検討する必要があることはいうまでもない）。このように，高次の交互作用のために，要因効果が検出されない場合もあるので，解析にあたつては，統計的に，別名関係や誤差分散の大きさを検討するとともに，技術的に考えられるすべての原因について，分散分析の結果と対比しつつ検討しなければならない。

（4）畑作試験精度向上のために

以上述べたように，畑作試験においては，変動する環境諸因子のうちわれわれの制御できる部分は極めて少ない。究極的には，このことが畑作試験の精度を低下せしめているといえる。この解決のために，現在では繰り返しを増すことによりそれを上廻る効果を見出そうとしている年次間変動や地域内および地域間変動について，その原因系を明らかにして，農業生産の現場で適用可能な制御技術を開発することが必要である。しかし，その制御技術が費用の点で常に実用性があるとは云えないので，研究の場において可能な限りこれらの変動の原因を究明し，これを制御しなければならない。この場合大切なことは，変動の原因を単にとり除くのではなく，それらを積極的に因子として試験に組み込むことにより，今まで数カ所で，何年もかかつて得ていたと同等またはより有効な情報を，1 カ所で短期間に得ることである。そこで得られた情報の適用範囲は，因子として取り上げた条件の許す範囲で正確に決定できるであろう。実験に組み込まれる因子の数が多くなれば，直交表による計画が情報獲得の効率化の面から重要な意味をもつてくる。そして，現実の生産場面では，技術的，経済的に制御不能な因子についても，その因子に対する作物の反応を知ることにより，与えられた環境条件のなかで，制御可能な因子を動かして，最も合理的に目標に接近する方策を産み出さねばならない。

このような観点から，畑作試験において，差し当つて水分の制御は不可欠であり，温度（気温・地温）や作物体の栄養の制御も実施可能である。将来は，日光や CO_2 等の制御も可能な施設や装置の開発，設置が必要であり，さらに進んでは作物の全生育過程を時時刻刻に制御できる技術を開発しなければならない。作物生育の制御は，系の中に制御不能な因子をもちながら，それに適応しつつ目標に到達しようとするものであり，人工衛星の制御よりずつと困難なことを認識するならば，研究投資の考え方も，おのずから変えなければならないであろう。

試験設計法〔21〕

奥 野 忠 一*

14. L_{64} 直交表の構成とわりつけ表

2水準系の直交表として，これまで L_8, L_{16}, L_{32} について解説してきたが，さいごに L_{64} 直交表を紹介する。理論的には，L_{128}，L_{256} というような大型の直交表を作ることもできるが，農業試験の実際に適用されるのは，L_{64} までと考えられる。L_{64} 直交表を用いる実験は，試験区の数が 64 である。圃場試験では，1区面積を 20 m^2 とすると，周辺もふくめて全部で 15 アール近くになる。これは，通常の圃場試験において，ほぼ最大の規模であろう。従来も同じ大きさの試験区で，20 処理を3反復すれば，大体この程度の規模にはなつた。L_{64} 直交表による試験は，長野・福岡・佐賀・宮崎・香川等各地の農業試験場で採用されている。香川では，昭和38年に，「水稲湛水直播栽培における施肥法試験」で，L_{64} 直交表の指定する 64 の各区をさらに2分して分割区とし，これに別の因子の水準をわりつけて，全部で 128 個の異なる処理を受ける試験区を作つた。しかし，これは，分割区を伴なう L_{64} 直交表実験であつて，L_{128} 直交表を必要とするものではなかつた。

また，この講座の〔10〕,〔11〕(p.65～68，p.69～72) で紹介した，北海道上川農業試験場における「人工気象箱による水稲の温度反応実験」の1つでは，64 ポットを用い，4つの人工気象箱の光・昼気温・昼水温・夜気温・夜水温・水深・処理日数・品種の8因子についての 2^8 計画の 1/4 実施を行なつている。また，広島県園芸試験場では，ミカンの塩害防止試験に L_{64} 直交表を使つていると聞いている。このように見てくると，2水準系の直交表のなかでは，L_{64} 直交表まで論じれば足りると思われる。L_{16} や L_{32} では，何といつてもデータの数が不足である。その試験から一応完結した結論を導出するためには，64 区ぐらい使つてほしいと筆者は考えている。

14.1 $L_{64}(2^{63})$ 直交表の構成

紙数をとるけれども，この表が簡単に手にはいらない恐れがあるから，表 14.1 にその全貌を示す。その左欄の No. は処理区番号を示し，全部で 64 通りの実験に用いられることがわかる。上欄の「列番号」(1)～(63) は 64 個のデータのもつ「全体」の自由度 64−1=63 に対応し，各列は1と2の数字だけから構成されているから，それぞれ自由度1の要因効果を表わす。その下の「列名」は a,b,c,d,e,f 6因子についての $2^6(=64)$ 計画の主効果，2因子交互作用，3因子交互作用,……，6因子交互作用を示す。一番上欄の「群番号」は，「列名」のなかに記号（因子を示す）a だけをもつ(1)列を1群，b をふくむ(2)，(3)列を2群，c をふくむ(4)～(7)列を3群というように指定されている。したがつて，f のはいつた(32)～(63)列は全部第6群となる。

L_{64} 直交表は L_{16}（本講〔7〕p.54)，L_{32} (〔13〕p.77) と同様に次の諸性質をもつ：

① どの列にも数字1と2が 32 個ずつ現われる。

② どの2列をとつても，数字の組合せ (1,1)，(1,2)，(2,1)，(2,2) が 16 回ずつ現われる。

③ 任意の2列（その「列名」を X，Y とする）の積（X と Y との交互作用にあたる）の列の数字は，もとの2列の数字の掛算によつて求められる。ただし，その掛算は次の規則に従う：

$$1\times1=1 \qquad 2\times1=2$$
$$1\times2=2 \qquad 2\times2=1$$

この演算は $1\to1$，$2\to(-1)$ におきかえれば，通常の四則のとおりである。

④ 任意の2列の積の列は，「列名」の掛算によつてただちに求められる。――従つて，③の方法で求めた1と2の整列 array が 63 列のなかのどれにあたるかというような面倒な探索をする必要はない。もとの2列の「列名」を X，Y とすると，その積の列の「列名」は XY で与えられる。ただし，ベキの数字は法 2(mod. 2) で計算する。たとえば，

$$\underset{(3)列}{X=ab}, \quad \underset{(52)列}{Y=cef} \longrightarrow \underset{(55)列}{XY=abcef}$$
$$\underset{(41)列}{X=adf}, \quad \underset{(52)列}{Y=cef} \longrightarrow XY=acdef^2\equiv \underset{(29)列}{acde}$$

となる。この後の例では

$$f^2\equiv f^0=1 \quad (\mathrm{mod.}\ 2)$$

とおいた。表 14.2 には，(41)列と，(52)列の数字1と2を書き出して，上の③の掛算の規則によつて得られる数字の列が，表の(29)列に一致することを確かめている。

⑤ 1群の列(1)は，32 個の1と 32 個の2より構成されている。2群の列(2)，(3)は1と2の 16 個ずつの集まりの4つに分けられている。3群の列(4)～(7)は8個ずつの組より構成され，4群の列(8)～(15)は4個ずつの組で，5群の列(16)～(31)は2個ずつ連なつている。6群の列(32)～

* 農業技術研究所

表 14.1

群番号	1	2		3				4								5															
列番号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)
列名 / No.	*a*	*b*	*ab*	*c*	*ac*	*bc*	*abc*	*d*	*ad*	*bd*	*abd*	*cd*	*acd*	*bcd*	*abcd*	*e*	*ae*	*be*	*abe*	*ce*	*ace*	*bce*	*abce*	*de*	*ade*	*bde*	*abde*	*cde*	*acde*	*bcde*	*abcde*
1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
3	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
4	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
5	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2
6	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2
7	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1
8	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1
9	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2
10	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2
11	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1
12	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1
13	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1
14	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1
15	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2
16	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2
17	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2
18	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2
19	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1
20	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1
21	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1
22	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1
23	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2
24	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2
25	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1
26	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1
27	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2
28	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2
29	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2
30	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2
31	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1
32	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1
33	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2
34	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2
35	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1
36	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1
37	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1
38	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1
39	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	1	2	1	2
40	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	1	2	1	2
41	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1
42	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1
43	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2
44	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2
45	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2
46	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2
47	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1
48	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1
49	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1
50	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1
51	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2
52	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2
53	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2
54	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2
55	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	1	2	2	1
56	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	1	2	2	1
57	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2
58	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2
59	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1
60	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1
61	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1
62	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1
63	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2
64	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2

$L_{64}(2^{63})$ 直交表

列番号	(32)	(33)	(34)	(35)	(36)	(37)	(38)	(39)	(40)	(41)	(42)	(43)	(44)	(45)	(46)	(47)	(48)	(49)	(50)	(51)	(52)	(53)	(54)	(55)	(56)	(57)	(58)	(59)	(60)	(61)	(62)	(63)
群番号	6																															
列名 / No.	f	af	bf	abf	cf	acf	bcf	$abcf$	df	adf	bdf	$abdf$	cdf	$acdf$	$bcdf$	$abcdf$	ef	aef	bef	$abef$	cef	$acef$	$bcef$	$abcef$	def	$adef$	$bdef$	$abdef$	$cdef$	$acdef$	$bcdef$	$abcdef$
1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
3	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
4	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
5	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2
6	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1
7	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1
8	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2
9	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2
10	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1
11	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1
12	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2
13	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1
14	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2
15	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2
16	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1
17	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2
18	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1
19	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1
20	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2
21	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1
22	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2
23	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2
24	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1
25	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1
26	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2
27	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2
28	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1
29	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2
30	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1
31	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1
32	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2
33	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2
34	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1
35	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1
36	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2
37	1	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1
38	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	1	2	1	2
39	1	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	1	2	1	2
40	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1
41	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1
42	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2
43	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2
44	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1
45	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2
46	2	1	2	1	1	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1
47	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1
48	2	1	2	1	1	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2
49	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1
50	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2
51	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2
52	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1
53	1	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2
54	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	1	2	2	1
55	1	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	1	2	2	1
56	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2
57	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2
58	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1
59	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1
60	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2
61	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1
62	2	1	1	2	1	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2
63	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2
64	2	1	1	2	1	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1

表 14.2　積の列の作り方

列番	(41)	(52)		(29)
列名	*a* *d* *f*	*c* *e* *f*	⇒	*a* *c* *d* *e*
要因 / No.	X	Y		XY
1	1	1		1
2	2	2		1
3	1	2		2
4	2	1	⇒	2
5	2	1		2
6	1	2		2
7	2	2		1
8	1	1		1
9	1	2		2
10	2	1		2
11	1	1		1
12	2	2	⇒	1
13	2	2		1
14	1	1		1
15	2	1		2
16	1	2		2
17	1	1		1
18	2	2		1
19	1	2		2
20	2	1	⇒	2
21	2	1		2
22	1	2		2
23	2	2		1
24	1	1		1
25	1	2		2
26	2	1		2
27	1	1		1
28	2	2	⇨	1
29	2	2		1
30	1	1		1
31	2	1		2
32	1	2		2
33	2	1		2
34	1	2		2
35	2	2		1
36	1	1	⇒	1
37	1	1		1
38	2	2		1
39	1	2		2
40	2	1		2
41	2	2		1
42	1	1		1
43	2	1		2
44	1	2	⇨	2
45	1	2		2
46	2	1		2
47	1	1		1
48	2	2		1
49	2	1		2
50	1	2		2
51	2	2		1
52	1	1	⇨	1
53	1	1		1
54	2	2		1
55	1	2		2
56	2	1		2
57	2	2		1
58	1	1		1
59	2	1		2
60	1	2	⇨	2
61	1	2		2
62	2	1		2
63	1	1		1
64	2	2		1

表 14.3　2^8 の 1/4 実施の処理区の構成

列番	(1)	(2)	(4)	(8)	(16)	(32)	(47)	(53)
列名	*a*	*b*	*c*	*d*	*e*	*f*	*a* *b* *c* *d* *f*	*a* *c* *e* *f*
因子 / No.	A	B	C	D	E	F	G	H
1	1	1	1	1	1	1	1	1
2	1	1	1	1	1	2	2	2
3	1	1	1	1	2	1	1	2
4	1	1	1	1	2	2	2	1
5	1	1	1	2	1	1	2	1
6	1	1	1	2	1	2	1	2
7	1	1	1	2	2	1	2	2
8	1	1	1	2	2	2	1	1
9	1	1	2	1	1	1	2	2
10	1	1	2	1	1	2	1	1
11	1	1	2	1	2	1	2	1
12	1	1	2	1	2	2	1	2
13	1	1	2	2	1	1	1	2
14	1	1	2	2	1	2	2	1
15	1	1	2	2	2	1	1	1
16	1	1	2	2	2	2	2	2
17	1	2	1	1	1	1	2	1
18	1	2	1	1	1	2	1	2
19	1	2	1	1	2	1	2	2
20	1	2	1	1	2	2	1	1
21	1	2	1	2	1	1	1	1
22	1	2	1	2	1	2	2	2
23	1	2	1	2	2	1	1	2
24	1	2	1	2	2	2	2	1
25	1	2	2	1	1	1	1	2
26	1	2	2	1	1	2	2	1
27	1	2	2	1	2	1	1	1
28	1	2	2	1	2	2	2	2
29	1	2	2	2	1	1	2	2
30	1	2	2	2	1	2	1	1
31	1	2	2	2	2	1	2	1
32	1	2	2	2	2	2	1	2
33	2	1	1	1	1	1	2	2
34	2	1	1	1	1	2	1	1
35	2	1	1	1	2	1	2	1
36	2	1	1	1	2	2	1	2
37	2	1	1	2	1	1	1	2
38	2	1	1	2	1	2	2	1
39	2	1	1	2	2	1	1	1
40	2	1	1	2	2	2	2	2
41	2	1	2	1	1	1	1	1
42	2	1	2	1	1	2	2	2
43	2	1	2	1	2	1	1	2
44	2	1	2	1	2	2	2	1
45	2	1	2	2	1	1	2	1
46	2	1	2	2	1	2	1	2
47	2	1	2	2	2	1	2	2
48	2	1	2	2	2	2	1	1
49	2	2	1	1	1	1	1	2
50	2	2	1	1	1	2	2	1
51	2	2	1	1	2	1	1	1
52	2	2	1	1	2	2	2	2
53	2	2	1	2	1	1	2	2
54	2	2	1	2	1	2	1	1
55	2	2	1	2	2	1	2	1
56	2	2	1	2	2	2	1	2
57	2	2	2	1	1	1	2	1
58	2	2	2	1	1	2	1	2
59	2	2	2	1	2	1	2	2
60	2	2	2	1	2	2	1	1
61	2	2	2	2	1	1	1	1
62	2	2	2	2	1	2	2	2
63	2	2	2	2	2	1	1	2
64	2	2	2	2	2	2	2	1

(63)ではじめて上述のような組が存在しなくなり，数字1と2は原則としてひとつずつバラバラに並んでいる。以上の性質は，分割区法でいくつかの試験区をまとめて処理するときに用いられる。

⑥「列名」X，Yをもつ2つの列が，それぞれ第m群，第n群（ただし，$m \leq n$とする）に属するとき，その積の列XYは，次の規則によつてきまる第k群に属する。

(i) $m < n$のとき　$k = n$

(ii) $m = n$のとき　$k < m = n$

たとえば，④の2つの例では，次のようになる。

X	Y	$\longrightarrow XY$
(3)列，$m=2$	(52)列，$n=6$	$\longrightarrow k=6$，(53)列
(41)列，$m=6$	(52)列，$n=6$	$\longrightarrow k=5$，(29)列

14.2 処理区の構成

L_{64}直交表は，2^8計画の1/4実施，2^9計画の1/8実施などに主として用いられ，たかだか1/2実施か1/4実施しかできなかつたL_{32}よりはるかに効率的である。このような一部実施をするときに，各要因（因子の主効果と2因子交互作用など）を63個の列のいずれかにわりつける方法については次号で詳述する。ここでは，各因子の主効果のわりつけられる列が定まつたときに，64通りの処理区をどのようにかきおろせばよいかを，手許にL_{64}直交表がない場合を想定して，説明する。

表14.3に，A, B, C, D, E, F, G, Hの8因子が，それぞれ，(1), (2), (4), (8), (16), (32), (47), (63)の8列にわりつけられたときの処理区の構成を示す。まず「列名」が1つの記号a, b, c, d, e, fだけで示されるはじめの6列の並べ方はきわめて簡単である。すなわち，(1)列では上半分No. 1〜32に1を，下半分No. 33〜64に2をかけばよい。(2)列ではNo. 1〜16に1，No. 17〜32に2，No. 33〜48に1，No. 49〜64に2とすればよい。(4)列では，(2)列の16個ずつの組を2分して，8個ずつ1と2を並べる。(8)列では4個ずつ1と2を，(16)列では2個ずつ1と2を，(32)列では1と2を交互に並べればよい。次に，「列名」$abcdf$の列は「列名」がそれぞれ，a, b, c, d, fである(1), (2), (4), (8), (32)列の5つの数字の掛算を上の規則③に従つて行なえばよい。この際1を掛けることはなんの変化も与えないが，2は(−1)を掛けることになるから，この5つの数字のなかで，

「2が偶数個あれば1，奇数個あれば2」

とする。たとえばNo. 23では2が2つあるから1，No. 24では3つあるから2となる。(63)列は，a, c, e, fを「列名」とする(1), (4), (16), (32)列の4つの数字に上の規則を適用して求められる。たとえばNo. 41では，2, 2, 1, 1となり，2が偶数個あるから1となる。こうして得られた(47)列と(63)列は，もちろん表14.1から読みとつたものと一致する。これは，上の簡単な規則だけを知つておれば，L_{64}直交表を持たなくても，処理区の構成ができることを示す。この結果，各区の処理内容を例示すると，次のようになる：

No. 2　$A_1\ B_1\ C_1\ D_1\ E_1\ F_2\ G_2\ H_2$

No. 24　$A_1\ B_2\ C_1\ D_2\ E_2\ F_2\ G_2\ H_1$

さらに，このL_{64}直交表がそのまま64枚のカードになつているものを使えば，処理区の構成は一層簡単になる。

奥野忠一*

14.3 Resolution III, IV, V 型について

本節のはじめ（前講 p.111）に述べたように，L_{64} 直交表を用いる試験は，現在の圃場試験にとつて，ちょうど手頃な規模である。その上，この計画は，次に示すように，「一部実施法」としてきわめて効率が高いのである。すなわち，L_8 実験では 1/2 実施をしても2因子交互作用はすべて互いに別名となつてしまうが，L_{64} 実験では，1/4 実施をしてもすべての2因子交互作用が「推定可能」になる。この関係の全貌を表 14.4 にまとめる。

ここで次の諸点に注意しよう。

（i）「2因子以上の交互作用をすべて無視する」という場合は，本講では，これまで取扱わなかつた。もし，この仮定が許されるなら，主効果をその因子をふくまない任意の2因子交互作用と「別名」にすることができるから，たとえば，主効果 A を2因子交互作用 $B\times C$ と別名にすると，このわりつけをきめる「定義対比」は3因子交互作用 $1=ABC$ となる。一般に，すべての「定義対比」が3因子以上の交互作用であるとき，その計画を Resolution III 型とよぶ。生物を取扱う試験で，すべての2因子交互作用を無視できるような場合を想定することは困難であるから，この計画は実際的ではない。しかし，もしこの仮定が成立つとすると，L_N 計画（$N=8$, 16, 32, 64）では，$(N-1)$ 個の主効果をすべて評価できるから，表の左から2番目の欄に示した数の因子をわりつけることができる。

（ii）2因子交互作用全部を「推定可能」にすることまでは要求しないけれども，それらの存在が主効果の推定にバイアス（偏り）をもたらさないようにする計画は，「定義対比」として，4因子以上の交互作用をとらねばならないから，Resolution IV 型とよばれる。たとえば $1=ABCD$ をとると，$A=BCD$, $B=ACD$, $C=ABD$, $D=ABC$ となつて，「3因子以上の交互作用をすべて無視する」とき，主効果はいずれも「推定可能」となる。しかし，同じ「定義対比」から $AB=CD$, $AC=BD$, $AD=BC$ という別名関係を得るから，2因子交互作用同志は互いに交絡し，これらを分離して推定することはできない。この型の計画では，L_N 直交表のとき，$N/2$ 個の因子をわりつけることができる。これを L_{16} で見ると，第4群の8列（列番(8)～(15)）に8因子をわりつければよいことがわかる。このとき，どの2つの因子の交互作用も第 1～3 群の列にはいるから，主効果は全部「推定可能」になる。

（iii）「3因子以上の交互作用を無視する」という前提で，主効果と2因子交互作用の全部を「推定可能」にするためには，「定義対比」として，5因子交互作用をとらねばならず，これを Revolution V 型という。たとえば，$1=ABCDE$ をとれば，$A=BCDE$ のように，主効果は4因子交互作用と，また，$AB=CDE$ のように，2因子交互作用は3因子交互作用と「別名」になる。しかし，仮定から3因子以上の交互作用は全部無視できるので，この場合，主効果と2因子交互作用の全部が推定できる。この条件を満足する計画は，L_8 では因子数3の1回実施，L_{16} では5の 1/2 実施，L_{32} でも6因子の 1/2 実施であるが，L_{64} では因子数8の 1/4 実施まで可能である。

表 14.4　一部実施計画の分類とそれぞれの条件の下で供試できる因子の最大個数

実験の規模	すべての主効果が推定可能		すべての2因子交互作用が推定可能
	2因子以上の交互作用を無視するとき (Resolution III 型)	3因子以上の交互作用を無視するとき (Resolution IV 型)	3因子以上の交互作用を無視するとき (Resolution V 型)
L_8	7 ($1/2^4$ 実施)	4 (1/2 実施)	3（1回実施）
L_{16}	15 ($1/2^{11}$ 実施)	8 (1/16 実施)	5 (1/2 実施)
L_{32}	31 ($1/2^{26}$ 実施)	16 ($1/2^{11}$ 実施)	6 (1/2 実施)
L_{64}	63 ($1/2^{57}$ 実施)	32 ($1/2^{26}$ 実施)	8 (1/4 実施)

この表からわかるように，上の(ii)と(iii)，すなわち Resolution IV と V で，供試できる因子の個数の違いは実験規模が大きくなるとともに拡大する。本講は，全体を通じて，Resolution IV と V 型を取扱い，因子数がこれらで許容される数の中間にある場合に，「推定可能」となる2因子交互作用の数を最大にするような計画を探索しているのである。

14.4 L_{64} 直交表へのわりつけ表の作成

このわりつけ表を表 14.5 に示す。そこでは，ブロック数 1，2 について，因子数 n が 7～13 と 32 の場合の全部および，ブロック数4について一部をあげている。この作成の原則を以下に述べる。

（1） ブロック数1のとき

まず因子数 $n=7$ の 1/2 実施は，「定義対比」$1=ABCDEFG$ を採用し，A, B, C, D, E, F を列名 a, b, c, d, e, f にそれぞれ対応させると，G を(63)列にわりつける

* 農業技術研究所

ことによつて得られる。$n=8$ の 1/4 実施については，この「定義対比」を踏襲する限り良い計画は得られない。なぜなら，第2の「定義対比」を5因子あるいは6因子交互作用にとると，$1=ABCDEFG$ との積は2因子交互作用，あるいは主効果となつてしまうからである。Resolution Vの計画を得るには，表に示したような適当な6因子交互作用と5因子交互作用をとつて，その積もまた5因子交互作用になるようにすればよい。この例では

$$ABCDFG \cdot ACEFH = A^2BC^2DEF^2GH \equiv BDEGH$$

となつている。

$n=9$ の 1/8 実施では，もはや Resolution V 型の計画は存在しないことが確かめられる。ここで導かれた計画では，7つの「定義対比」のなかで，$1=FGHI$ だけが4因子交互作用になつてしまう。これから，$FG=HI$, $FH=GI$, $GH=FI$ という別名関係が生じるが，それらは表に示すとおりである。$n=10$ の 1/16 実施では，上のほかに $1=CDEJ$ により定義される別名関係が追加される。$n=11$ では，さらに $1=BFHK$ と，これから派生する $1=BGIK$ ($FGHI$ と $BFHK$ との積) により定義される別名関係が生じる。$n=12$ では，新たに $1=ADEL=ACJL$ が導入され，$n=13$ では，$1=ACDM=DJLM=CELM=AEJM=BFGM=BHIM=GHKM=FIKM$ により定義される別名関係が一挙に現われる。

$n=13$ までの計画で，「推定可能」な2因子交互作用の数，「別名」関係をもつ2因子交互作用の数，および空き列の数（「誤差」の自由度にあたる）を調べると，表14.6 のようになる。これからわかるように，因子数nが 10 を超えると，2因子交互作用のなかでは，交絡要因がふえるばかりで，「推定可能」なものはほとんどふえない。そして空き列は急速に少なくなつてゆく。$n=13$ でついに，空き列はなくなつてしまうから，これから $n=14$ の計画を作ろうとしても新しい因子をいれる列がない。それを作るには，わりつけをはじめからやりなおさねばならない。そのときには，「推定可能」な2因子交互作用の数を最大にするなどというようなことはあきらめて，Resolution IV 型計画でできるだけ多く（最大32個）の因子をわりつけ，その主効果だけを推定できるようにする。表14.5には，$n=32$, $1/2^{26}$ 実施の計画を示したが，$n=14$ の計画は，この 32 個のなかから適当に 14 個をえらべば求められる。このわりつけでは，32 個の因子全部が，列名が1文字または3文字，5文字の列にはいつているから，そのすべての2因子交互作用は表の空き列（列名は偶数個の文字より成る）に 16 個づつわりつけられている。これは Resolution IV 型である。$n=32$ の同様のわりつけは，これら 32 個の因子を列番(32)～(63)に入れても求められる。

(2) ブロック数2のとき

2水準のブロック因子Rを導入するときも，「定義対比」は前項で規定したものをそのまま用いる。ただし，Rを第(1)列にわりつけ，A, B, C, D, E をそれぞれ列名 b, c, d, e, f にずらしてわりつける。さて，ブロック因子Rとの交絡要因としては，$R=ADEF$をとる。ここで，4因子交互作用をとつたのは $1=ABCDEFG$ との積である $ADEF \cdot ABCDEFG=BCG$ もまたブロック交絡要因となるからである。もし5因子交互作用をとつていれば，この積は2因子交互作用となつて，その2因子交互作用についての情報が失われるからである。表14.5のブロック数1のときのわりつけで，第(57)列 adef を見ると $n=7$～11 の間は空白である。ゆえに，ここにR因子を入れ，それが第(1)列に来るようにおきかえれば，$n=11$ まではブロック数1と2の場合で，構造はまつたく変らない。しかし，$n=12$ ではこの列に FL がはいるから，この FL の情報を失わないためには，Rをわりつける列をこのときの唯一の空き列 (13) に移すほかはない。すなわち $R=ACD$ とすればよい。この列は，しかし，$n=13$ で主効果Mをわりつける列であるから，$n=12$, 13 で共通の「ブロック交絡要因」をとろうとすると，すでに2つ以上の2因子交互作用が互いに別名になつてはいつている列を選ぶしかない。ここでは列名 def の列をとり，$R=DEF$ とした。「定義対比」は前と同様にしたままで，このときのわりつけを表に示す。このとき，因子数を増してゆく過程もわかりやすいように配置した。

第(57)列 adef にわりつけたRを第(1)列にうつすには，次の操作をする。$n=7$ の場合で例示すると，

$$R, A, B, C, D, E \longrightarrow \mathrm{a, b, c, d, e, f}$$

$$R=ADEF \longrightarrow F=RADE \cdots\cdots (51)\text{列}$$

$$\mathrm{a \cdot b \cdot e \cdot f = abef,}$$

$$1=ABCDEFG \longrightarrow G=ABCDEF \cdots\cdots (13)\text{列}$$

$$\mathrm{b \cdot c \cdot d \cdot e \cdot f \cdot abef = ab^2cde^2f^2 \equiv acd}$$

L_{64} 直交表を用いる実験では，2ブロックを採用しても，各ブロック内には 32 区ずつはいるから，かなり大きくなる。1ブロック内 16 区ぐらいが適当と考えれば，4ブロックに分割しなければならない。ブロックの自由度は $4-1=3$ となるから，ブロック交絡要因としては，任意にえらんだつ2つと，その積（交互作用）の1つ，計3つ必要になる。このときは，列番(1)，(2)，(3) の3列に R^1, R^2, $R=R^1R^2$ をわりつけるのがよい。こうすれば，直交表（前講表 14.1, p.112）の左欄の No. に

表 14.5 L_{64} 直交表を用いる

列番号		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)
ブロック数	因子数＼列名	a	b	a b	c	a c	b c	a b c	d	a d	b d	a b d	c d	a c d	b c d	a b c d	e	a e	b e	a b e	c e	a c e	b c e	a b c e	d e	a d e	b d e	a b d e	c d e	a c d e	b c d e	a b c d e
1	7	A	B	A B	C	A C	B C		D	A D	B D		C D				E	A E	B E		C E				D E							F G
	8	A	B	A B	C	A C	B C		D	A D	B D		C D			F G	E	A E	B E		C E	F H			D E		G H					
	9															‖ H I						‖ G I					‖ F I					
	10												‖ E J								‖ D J				‖ C J				J	A J	B J	
	11							E K				J K								C K		‖ B K	‖ A K	K								D K
	12					‖ J L				‖ E L					K L			‖ D L							‖ A L	L		B L		‖ C L		
	13					‖ D M				‖ C M			‖ A M	M		‖ B M		‖ J M			‖ L M						‖ K M			‖ E M		
	32	A	B		C			G	D			H		I	J		E			K		L	M			N	O		P			Q
2	7	R	A		B	C G	A B		C	B G	A C		B C	G		A G	D		A D	E F	B D				C D					D G		
	8	R	A		B		A B		C	D H	A C		B C	E G			D	C H	A D	E F	B D				C D	H		A H		B H	F G	
	9			B I		A I		I								C I								D I							‖ H I	
	10											F J										G J			‖ E J							
	11			‖ G K											E K								J K							‖ F K		
	(8)	R	A		B		A B		C		A C	D H	B C			E G	D	E F	A D	C H	B D				C D	A H		H			F G	B H
	(10)	‖ B I				I		A I		F J				C I								D I		G J	‖ E J						‖ H I	
	(11)	‖ G K													E K								J K									‖ F K
	12			F L							‖ J L								‖ E L										K L	G L		
	13	‖ H M									‖ D M								‖ C M						‖ A M		M				‖ B M	‖ I M
	32	R	A	ϕ	B	ε			C	δ					G	γ	D	β					H	α			I	Z	J	Y		
4	7	R^1	R^2	R	A			F G	B		E G		A B	E F			C	D G			A C		D F		B C			D E				
	8	R^1	R^2	R	A		D G		B		C F		A B		E H		C	D H	B F		A C			G H	B C	E G	F				A F	D E
	9					B I				A I				I										‖ F I						C I		

表 14.6 L_{64}・1ブロック計画の特徴

因子数	実施割合	2因子交互作用の数			空き列の数（誤差の自由度）
		「推定可能」	別名関係	計	
7	1/ 2	21	0	21	35
8	1/ 4	28	0	28	27
9	1/ 8	30	6	36	21
10	1/ 16	33	12	45	14
11	1/ 32	34	21	55	8
12	1/ 64	36	30	66	1
13	1/128	36	42	78	0

ついて1～16を第1ブロック，17～32を 第2ブロック，33～48 を第3ブロック，49～64 を第4ブロックに収容すればよいことになる。

7因子の 1/2 実施のときは，表14.5で，

$$R^1=ABEF,\ R^2=ACDF,\ R=BCDE$$

をえらんだ。このえらび方は幾通りもあるが，3つとも4因子交互作用にとるのがよい。こうすると，1/2 実施を定義する対比 $1=ABCDEFG$ を掛けても

$$R^1=ABEF\cdot ABCDEFG=CDG$$
$$R^2=ACDF\cdot ABCDEFG=BEG$$
$$R^3=BCDE\cdot ABCDEFG=AFG$$

が，いずれも3因子交互作用になつて差支えない。実際のわりつけでは，上の R^1, R^2, R のほかに，A, B, C, D

種々の（最良）計画

(32)	(33)	(34)	(35)	(36)	(37)	(38)	(39)	(40)	(41)	(42)	(43)	(44)	(45)	(46)	(47)	(48)	(49)	(50)	(51)	(52)	(53)	(54)	(55)	(56)	(57)	(58)	(59)	(60)	(61)	(62)	(63)	
f	a f	b f	a b f	c f	a c f	b c f	a b c f	d f	a d f	b d f	a b d f	c d f	a c d f	b c d f	a b c d f	e f	a e f	b e f	a b e f	c e f	a c e f	b c e f	a b c e f	d e f	a d e f	b d e f	a b d e f	c d e f	a c d e f	b c d e f	a b c d e f	定義対比 (ブロック交絡要因)
F	A F	B F		C F				D F							E G	E F							D G				C G		B G	A G	G	1=ABCDEFG
F	A F	B F		C F	E H		D G	D F			C G		B G	A G	G	E F	C H			A H	H		B H						D H		E G	1=ABCDFG =ACEFH
										E I								D I						B I		I	A I			C I		=BDEFI (=FGHI)
						I J			H J										G J									F J				=CDEJ
		‖ H K											‖ I K										‖ F K	‖ G K								=ABCEK (=BFHK) (=BGIK)
			I L									H L										G L			F L							=ADEL (=ACJL)
		‖ G M											‖ F M										‖ I M	‖ H M								=ACDM
F			R		S	T			U	V		W			X		Y	Z		α			β	γ			δ		ε	φ		
E		A E	D F	B E				C E					E G			D E	A F		F				B F				C F			F G		R=ADEF 1=ABCDEFG
E		A E	D F	B E	C G			C E	B G	F H			G		A G	D E	A F		F	G H			B F		E H		C F		D G			R=ADEF 1=ABCDFG =ACEFH
							E I			‖ G I										‖ F I												=FGHI
	H J							‖ D J								‖ C J								J		A J		B J			I J	=CDEJ
						C K			‖ I K	‖ B K		‖ A K		K									‖ H K							D K		=BFHK (=BGIK)
E	D F	A E		B E			C G	C E		F H	B G		A G		G	D E	F		A F	G H	B F				C F		E H				D G	R=DEF 1=ABCDFG =ACEFH
			H J		E I			‖ D J		‖ G I						‖ C J				‖ F I				J		A J		B J	I J			
						C K				‖ B K	‖ I K	A K		K							‖ H K									D K		=FGHI
		‖ D L							H L							‖ A L		L				B L	I L			‖ C L						=CDEJ =BFHK
		‖ J M						‖ L M			‖ F M							T		‖ K M	‖ G M					‖ E M						=ADEL =ACDM
E	X					K	W			L	V	M	U					N	T	O	S			P	R					Q	F	R=FQ
D	C G			A D		C F		B D			C E					C D	G	A F	B E		A G	F			B G		E			B F	A E	R^1=ABEF R^2=ACDF 1=ABCDEFG
D	C H	A G		A D	E F	G		B D			F H			B G	C E	C D	H				A H	C G	B E		B H	D F	A E	F G			E	R^1=ADEF R^2=BCF 1=ABCDFG =ACEFH
											‖ G I		D I					E I										‖ H I				=FGHI

をそれぞれ列名 c, d, e, f の列に対応させた後，上述のブロック交絡要因と定義対比を用いて，E, F, G のはいるべき列をきめる。すなわち，

$$R^2=ACDF\longrightarrow F=R^2ACD\longrightarrow \mathrm{b\cdot c\cdot e\cdot f=bcef}\cdots \quad (54)\text{列}$$

$$R^1=ABEF\longrightarrow E=R^1ABF\longrightarrow \mathrm{a\cdot c\cdot d\cdot bcef=abdef}\cdots \quad (59)\text{列}$$

$$1=ABCDEFG\rightarrow G=ABCDEF\rightarrow \mathrm{c\cdot d\cdot e\cdot f\cdot abdef\cdot bcef} = \mathrm{ab^2c^2d^2e^3f^3}\equiv \mathrm{aef}\cdots (49)\text{列}$$

を得る。

ところが，8因子の 1/4 実施のときに，前と同じ定義対比 $1=ABCDFG=ACEFH=BDEGH$ を用い，かつ，上と同じブロック交絡要因を用いると，それらに各定義対比を順次掛けると，ブロック交絡要因は，次の4つずつとなる。

1	=ABCDFG	=ACEFH	=BDEGH
R^1=ABEF	=CDEG	=BCH	=ADFGH
R^2=ACDF	=BG	=DEH	=ABCEFGH
R =BCDE	=AEFG	ABDFH	=CGH

この $R^2=BG$ より2因子交互作用 BG の情報が失われることがわかる。これを避けるために，ブロック交絡要因のえらび方を変えた結果を表14.6に示している。

1) 詳細は奥野・塩見：直交表による多因子計画のわりつけ，農技研報告A12号，1965参照。

農学講座｜農学実験のための 試験設計法〔23〕

奥野忠一*・古城齊一**

L_{64} 直交表による試験の実施例として，福岡県農試筑後分場における昭和45年度のひとつの試験を取上げる。

15. 水管理を変えた水稲栽培法試験について

15.1 試験の背景

筑後平野の水田は，縦横に走るクリークに囲まれており，このクリークがかん排水路と貯水池の役割を兼ねるので，水稲栽培期間中はその水位が田面の近くにまで上り，水田の地下水位も高くなる。したがつて，水の地下滲透は皆無に近く，湛水下の土壌は著しい還元状態となるので，水稲は根ぐされを生じやすい。このことが，水稲の増収阻害要因となるだけでなく，品質低下の原因にもなると考えられた。そこで，クリーク水位を下げ，かつかんがい水の地下滲透を良くした状態で，生産力ならびに品質の向上を期すために，従来は，表 15.1 に示すような試験設計で試験が実施されてきた。水管理を変える処理は，その性質上，広い面積を処理の単位とする必要があるが，全体で 13 a を超える供試面積のなかで，異なる処理を受ける試験区の数は 13（その2区制で実施），取上げた因子の数は3つ，というのではいかにも少なすぎるように考えられた。1 区面積として 15〜20 m² にとるとしても，全部で 65〜86 区の設定が可能であり，取上げたい因子もなおいくつかあつたので，昭和45 年度には，L_{64} 直交表を採用して，7 つの因子を組みこむことにした。この試験は，7 年間継続中のものであつたが，因子と水準の変更不可能なものは幸いに，水管理処理の4水準と，2 つのブロックだけであつた。このことから，2 水準系直交表の利用は不可避であつた。

表 15.1　前年度試験区

区	水管理 クリークの水位	暗きよの有無	暗きよからの排水	整地法	施肥量 (N·kg/a)
1	高	無		代かき	1.5
2	〃	〃		無代かき	〃
3	低	〃		代かき	〃
4	〃	〃		無代かき	〃
5	〃	〃		〃	2.0
6	〃	有	活着後より	代かき	1.5
7	〃	〃	活着後より	〃	2.0
8	〃	〃	活着後より	無代かき	1.5
9	〃	〃	活着後より	〃	2.0
10	〃	〃	茎数確保後より	代かき	1.5
11	〃	〃	茎数確保後より	〃	2.0
12	〃	〃	茎数確保後より	無代かき	1.5
13	〃	〃	茎数確保後より	〃	2.0

1 区面積 0.5 a（1 部は 0.8 a）2 区制

* 農業技術研究所　** 福岡県農業試験場筑後分場

15.2 因子と水準の決定

64 区を用いる試験で，すべての主効果と2因子交互作用を「推定可能」とし，かつ，4 水準の因子（水管理）を1つ採用するためには，2 水準の因子は6個まで導入可能であるので，表 15.2 に示すような因子と水準を選定した。

表 15.2　因子と水準

因子	記号	第1水準	第2水準	第3水準	第4水準
水管理	A	クリーク水位高，無暗きよ	クリーク水位低，無暗きよ	クリーク水位低，暗きよ	クリーク水位低，暗きよ，無中干し
整地法	B	代かき	無代かき		
苗の大きさ	C	成苗	稚苗		
基肥量	D	0.7	1.0	N, P_2O_5, K_2O (kg/a)	
1株本数	E	3 本	5 本		
穂肥量	F	0.4	0.4+0.2	N, K_2O (kg/a)	
実肥量	G	0	0.3	N (kg/a)	
ブロック	R	2ブロックを設定			

前年度の処理は，変更可能なものでもできるだけそのまま採用することにし，水管理のほかに整地法と施肥量をとり上げた。施肥量については，単に総量を変えるだけでは施肥についての具体的な情報をうることはできないので，これをさらに基肥量，穂肥量，実肥量と3時期の施肥量に分け，標準的な施肥量を第1水準，効果を期待する施肥量を第2水準とした（通常は，第1，2水準をこの逆に定める）。

このほかに新しく加えた因子は苗の大きさと，1 株本数であるが，苗の大きさでは，田植機による稚苗移植栽培が普及してきている現在，稚苗についての栽培法を成苗と比較検討すると同時に，穂数確保が困難な当地方で稚苗の多けつ性に期待してこれを加えた。1 株本数については，栽植密度の増加を考える場合，通常は株数を増加するのであるが，いずれにしても密植による増収効果はあまり高くないことと農家では1株本数を増すことが多いことから，穂数増加をはかるために処理の容易な1株本数の方を増減して，他の栽培条件との交互作用を見

表 15.3　L_{64} 直交表へのわりつけ

列番	列名	要因
(1)	a	R
(2)	b	A^1
(3)	ab	e_1
(4)	c	A^2
(5)	ac	e_1
(6)	bc	A^3
(7)	abc	e_1
(8)	d	B
(9)	ad	C D
(10)	bd	A^1 B
(11)	abd	e_2
(12)	cd	A^2 B
(13)	acd	E G
(14)	bcd	A^3 B
(15)	abcd	e_2
(16)	e	C
(17)	ae	B D
(18)	be	A^1 C
(19)	abe	E F
(20)	ce	A^2 C
(21)	ace	e_3
(22)	bce	A^3 C
(23)	abce	e_3
(24)	de	B C
(25)	ade	D
(26)	bde	e_3
(27)	abde	A^1 D
(28)	cde	e_3
(29)	acde	A^2 D
(30)	bcde	F G
(31)	abcde	A^3 D
(32)	f	E
(33)	af	e_3
(34)	bf	A^1 E
(35)	abf	C F
(36)	cf	A^2 E
(37)	acf	B G
(38)	bcf	A^3 E
(39)	abcf	e_3
(40)	df	B E
(41)	adf	A^2 G
(42)	bdf	D F
(43)	abdf	A^3 G
(44)	cdf	e_3
(45)	acdf	G
(46)	bcdf	e_3
(47)	abcdf	A^1 G
(48)	ef	C E
(49)	aef	A^1 F
(50)	bef	e_3
(51)	abef	F
(52)	cef	D G
(53)	acef	A^3 F
(54)	bcef	e_3
(55)	abcef	A^2 F
(56)	def	e_3
(57)	adef	D E
(58)	bdef	e_3
(59)	abdef	B F
(60)	cdef	e_3
(61)	acdef	C G
(62)	bcdef	e_3
(63)	abcdef	e_3

ることにした。

多因子試験においても，そこで取り上げようとする因子あるいは水準の決定に当つては，従来の試験法と同じように徹底した検討が必要であることはいうまでもないが，一度に多くの因子を取り扱うために，却つて検討がおろそかになるおそれがある。ここで1株本数などの因子をとり上げたのはやや安易に過ぎたと反省している。

15.3　L_{64} 直交表へのわりつけと圃場への配置

「直交表による多因子計画のわりつけ」(奥野・塩見)にもとづいてわりつけを行なつたが，4 水準のAに対しては A^1, A^2, A^3 の擬因子を設けた。なお，この試験でも3因子以上の交互作用およびブロックとの交互作用はすべて誤差の範囲にあると仮定している。

ほ場への配置はAを1次因子，Bを2次因子，C〜Gを3次因子として，分割区法により行なつた。1 区 20 m^2。なお，ほ場での試験区の標示は木札に試験区番号を書いてその下に各水準を記したが，木札の立て違いを防ぐため一番下にほ場番号を記した。

15.4　処理および栽培法

水管理：クリーク水位・低の場合，田面より1.1〜1.2 m，高の場合はおおむね田面下 0.2〜0.5 m 位。かんがい法は8月上旬に中干しを行ない，以後3たん2落程度の間断かん水としたが，無中干し区は間断かん水も3たん1落程度とした。

整地：無代かきはレーキで田面を均平にするのみ。

苗の大きさ：成苗…5 月 20 日水苗代に播種，移植時苗令は 6.1 L，稚苗…6 月5日，育苗箱に播種，移植時苗令は 2.0 L。

施肥：基肥は全層施肥としたが，無代かき区では表層に施肥して軽くかくはん。

その他の栽培法：品種ホウヨク，移植期6月 23 日，栽植密度 20株/m^2，施肥時期　穂肥…8 月 11 日（稚苗は 14 日），2 回目穂肥…7 日後，実肥…9 月5日(稚苗は9日)。

15.5　調査およびデータの整理

調査は従来の試験方法とまつたく同じ要領で実施し，野帳の作り方も別に変えなかつたが，測定値はただちに平均して，試験番号順に整理記入した。この場合，野帳の記入は直交表の中の試験番号のみを用いることが大切であり，ほ場番号を用いると番号の読み替えに時間を要し，また，誤記する危険性がある。なおデータをパンチカードに記入するのも良い方法と思われるが，試験番号順に各形質の測定値を整理した一覧表ができているのでとくに不便を感じることはなかつた。

土壌の Eh や Fe(Ⅱ) の測定は 64 区すべてで行なうことは困難であり，その必要もないので水管理と整地法を組み合わせてできる8区についてのみ調査した。しかし労力を多く要する化学分析や乾物重調査などでも最初から 16 区や8区に縮小して調査するよりも，全区よりサンプリングを行なつた上でこれを 32 区あるいは 16 区にまとめて分析を行なうことにより，あるいは1区当り調査点数を減じてでも全区にわたつて調査することにより，同じ労力でより精度の高いデータをうることができる。調査項目の種類によつてはさらに検討を要する問題ではあるが。

以上のほかに各区の処理と生育状況との関係を的確に観察しておかねばならないことは当然であるが，従来の試験と異なり処理組合せが各区すべて異なるので，最初は観察による比較検討も容易でない。しかし3因子以上の交互作用は無視してよいのだから，主効果と2因子交互作用の効果について観察するようにすれば，少なくとも主効果と，効果の著しい2因子交互作用については，その傾向を知ることが可能である。電子計算機によるところを手計算でするのと同じわけであるから単なる観察

とはいえ，少なからず時間を要するが，L_{64} 直交表を利用する場合のように区数が多い多因子試験ではデータのほとんどを電子計算機により処理するので，ややもすると数字だけをもてあそぶ結果になりかねないから，生育途中の観察はとくに重要である。本試験の場合観察によりおおよその傾向をつかむことができたので計算結果の検討もスムーズに行なうことができた。

15.6 試験結果の統計解析

大部分のデータは「日本科学技術研修所計算センター」に計算を依頼したが（奥野千恵子氏作成のプログラムによる）調査の都度，計算を依頼するわけにもゆかず，また，調査と同時にそのデータの検討を必要とすることも多いので，それらについてはイエーツの算法により手計算を行なつた。1 形質について分散分析と要因効果までの計算をソロバンと手動計算機で行なう場合，2〜3 時間を要した。

（1） 分散分析

主要な形質についてのみ分散分析の結果を記す。

水管理（A）はこの試験の中心をなす因子であるが，単独ではいずれの形質に対しても有意な効果がない。

表 15.4　分散分析一覧

変動因	d.f	m² 当り有効穂数	1 穂籾数	m² 当り総籾数	登熟歩合	a 当り玄米重	検査等級
ブロック R	1	8978	1.50	8395	178.6	7.96	2.25
水管理 A	3	249	115.87	1968	85.1	0.96	2.89
e_1	3	669	43.66	1034	95.0	12.68	2.50
整地法 B	1	12996*	5.76	13311*	510.2**	26.01	1.56
$C\times D$	1	0	6.00	32	5.2	3.15	1.00
$B\times A$	3	125	3.34	310	4.6	1.22	0.23
$E\times G$	1	90	7.02	244	9.7	13.51	1.00
e_2	2	188	9.06	244	(13.5)	4.85	0.13
苗の大きさ C	1	10764**	401.00**	405	191.5**	279.73**	68.00**
基肥量 D	1	9702**	0.02	8213**	237.5**	6.00	0.25
1 株本数 E	1	5891**	641.36**	594	12.7	23.28**	1.56
穂肥量 F	1	495	89.78**	2957**	262.0**	0.56	2.25
実肥量 G	1	638	0.56	709	3.1	37.21**	1.00
$B\times D$	1	676	0.95	347	26.7	38.44**	1.00
$C\times A$	3	1133**	68.05**	1874**	68.5*	7.77	0.39
$E\times F$	1	0	28.36	405	24.1	5.41	2.25*
$B\times C$	1	5	34.81*	558	63.8*	25.76**	0.56
$D\times A$	3	66	10.97	169	27.6	17.34**	0.33
$F\times G$	1	16	9.61	244	8.8	1.10	0.06
$E\times A$	3	151	7.32	261	13.5	3.96	0.73
$C\times F$	1	2	0.77	21	18.8	8.56	2.25*
$B\times G$	1	60	1.05	153	30.1	0.06	0.25
$B\times E$	1	18	21.16	97	1.0	0.00	1.56
$D\times F$	1	86	29.16	683	9.2	1.32	0.06
$G\times A$	3	149	12.63	470	43.9	6.22	0.75
$C\times E$	1	36	89.78**	631	13.9	2.72	1.56
$F\times A$	3	246	7.77	272	4.2	2.22	0.50
$D\times G$	1	127		108	4.8	1.96	0.06
$D\times E$	1	298	9.92	47	0.3	1.63	0.25
$B\times F$	1	203	22.09	58	0.3	4.84	0
$C\times G$	1	1056*		1531*	14.5	6.38	1.00
e_3	15	185	6.55	179	13.5	2.65	0.36
e_3 の $C.V.$(%)		3.6	2.8	3.8	5.1	2.9	5.3

注　m.s. のみを記し F 検定の結果は **(0.01)，*(0.05) で表示した．

整地法（B），苗の大きさ（C），基肥量（D），1 株本数（E），穂肥量（F），実肥量（G）は収量構成要素，収量，品質のいずれかにおいて有意な効果が見られている。2 因子交互作用においては，$B\times D$，$C\times A$，$E\times F$，$B\times C$，$D\times A$，$C\times F$，$C\times E$ が主要形質のいずれかに対して有意な効果を示したが，他の 2 因子交互作用はすべて誤差の範囲内であつた。

（2） 試験精度と，3 因子以上の交互作用

試験精度（e_3 の $C.V.$）について見ると，m² 当り総籾数…3.8%，登熟歩合…5.1%，a 当り玄米重…2.9% となつており，これらはいずれも水稲試験の精度としては決して低くないものであり，したがつて最初の想定通り，3 因子以上の交互作用は無視して差支えないと考えられる。

（3） 要因効果

i） 計算結果の整理と図表の作成　電子計算機により主効果と，F 値が 2 以上の 2 因子交互作用の効果および 5% 水準の l.s.d. が計算されているので，その中から，まず主効果と分散分析で 5% 水準の有意性が認められた 2 因子交互作用の効果および l.s.d. を書き出して一覧表をつくつた。しかしそのままでは要因効果についての判定，あるいは考察を行なうのは困難なので表 15.5 のように整理した（主要な形質のみ）。

この表はつぎのような考えに基づいて作成した。

① 効果の判定あるいは考察は，一般的には栽培条件（因子）ごとに行なうので，各形質に対する要因効果も栽培条件ごとに表を作成した方が理解し易い。

② 2 因子交互作用の効果は有意なもののみを記入するが主効果と傾向が同じ場合は削除する。おおむね，主効果の平均平方（m.s.）が 2 因子交互作用の平均平方より 4〜5 倍以上の場合に無視してよいことが多い。

③ l.s.d. はタテに並ぶ 2 つの数字の比較のみに用いる。

④ 5% 水準で有意なもののみをとりあげることにしたが，状況によつては10%水準のものまでを検討する。

以上のほかに 1，2 の最も重要な形質については，全因子を一括した表を作成することも，必要かと思われる。図表の作成方法についてはさらに検討しなければならない。

ii） 要因効果に対する考察　多因子試験法により，いかに高い精度で多くの情報を得たとしても，それらが気象条件や土壌条件等からの制約を受けることは従来の試験と全く同じである。したがつて処理効果について論じる場合，その年の気象条件等との関係をじゆう分

表 15.5　要因効果一覧

① 水管理（A）

水　　　準	m^2当り有効穂数	1穂籾数	m^2当り総籾数	登熟歩合	a当り玄米重	検査等級
	(本)	(粒)	(×100粒)	(%)	(kg)	
クリーク水位高無暗渠	381	88.5	337	74.8	55.6	10.9
クリーク水位低　〃	383	91.1	349	73.6	56.0	11.1
〃　　暗　渠	389	93.5	362	71.0	56.0	11.3
〃　〃無中干し	380	94.6	359	69.9	55.5	11.9
l.s.d.	29	7.4	36	11.0	4.0	5.0

② 整地法（B）

水　準	m^2当り有効穂数	1穂籾数	m^2当り総籾数	登熟歩合	a当り玄米重					検査等級*
					C_1	C_2	D_1	D_2	平均	
代かき	369×	91.6	338×	75.1°	54.9	57.9	55.9	56.9	56.4	11.1
無代かき	397°	92.2	366°	69.5×	52.4	57.8	56.2	54.0	55.2	11.5
l.s.d.	15	3.2	17	2.0	3.3				2.4	0.3

注：* 検査等級 1〜5 を 1〜15 に読み替えている．10 は4等の上，11 は4等の中に当る．

③ 苗の大きさ（C）

水　準	m^2当り有効穂数					1穂籾数	m^2当り総籾数				
	A_1	A_2	A_3	A_4	平均		A_1	A_2	A_3	A_4	平均
成　苗	378	367×	366×	370°	370°	94.4	348°	334×	358	357	349
稚　苗	380	399°	412°	390×	396×	89.4	327×	364°	367	360	355
l.s.d.	15				7	1.4	14				7

水　準	登熟歩合							a当り玄米重	検査等級
	A_1	A_2	A_3	A_4	B_1	B_2	平均		
成　苗	70.4×	74.3	69.7	68.0	74.4	66.8×	70.6×	53.7×	12.3×
稚　苗	79.2°	73.1	72.2	71.8	75.9	72.2°	74.0°	57.9°	10.3°
.s.d.	3.9				2.8		2.0	0.9	0.3

④ 基肥量（D）

水　準	m^2当り有効穂数	1穂籾数	m^2当り総籾数	登熟歩合	a当り玄米重							検査等級
					A_1	A_2	A_3	A_4	B_1	B_2	平均	
0.7 kg	371×	91.9	341×	74.2°	54.4×	57.2°	56.3	56.3	55.9	56.2°	56.1	11.4
1.0 kg	395°	91.9	363°	70.4×	56.8°	54.8×	55.6	54.7	56.9	54.0×	55.5	11.2
l.s.d.	7	1.4	7	2.0	1.7				1.2		0.9	0.3

⑤ 1株本数（E）

水　準	m^2当り有効穂数	1穂籾数	m^2当り総籾数	登熟歩合	a当り玄米重	検査等級		
						F_1	F_2	平均
3　本	373×	95.1°	355	71.9	56.4°	10.7°	11.5	11.1°
5　本	393°	88.7×	349	72.7	55.2×	11.5×	11.5	11.5×
l.s.d.	7	1.4	7	2.0	0.9	0.4		0.3

⑥ 穂肥量（F）

水　　準	m^2当り有効穂数	1穂籾数	m^2当り総籾数	登熟歩合	a当り玄米重	検査等級				
						C_1	C_2	E_1	E_2	平均
0.4 kg	380	90.7×	345×	74.3°	58.3	12.3	9.9°	10.7	11.5	11.1°
0.4+0.2 kg	386	93.1°	359°	70.3×	58.9	12.3	10.7×	11.5	11.5	11.5×
l. s. d.	7	1.4	7	2.0	0.9	0.4		0.4		0.3

⑦ 実肥量（G）

水　　準	m^2当り有効穂数	1穂籾数	m^2当り総籾数	登熟歩合	a当り玄米重	検査等級
0 kg	380	91.8	349	72.1	55.0×	11.4
0.3 kg	386	92.0	355	72.5	56.1°	11.2
l.s.d.	7	1.4	7	2.0	0.9	0.3

に考慮しなければならない。要因効果についての考察は次のとおりである。

本年は登熟盛期の日照が少ない上に高夜温が続くという稀にみる不良天候であつたために，登熟不良をきたして 10〜20% 減収したが，それも籾数が多いほど登熟歩合が低下して収量，品質，に対する各要因効果も平年とは大きく異なつたと考えられる。そこで，以下にはおよその傾向についてのみ述べる。

水管理：分割区法の１次因子であるため，従来の２区制の試験と大差なく，試験精度が低く，単独ではいずれの形質に対しても有意な効果はみられなかつた。しかしクリーク水位が低い場合は，高い場合と逆に稚苗において，m^2 当り総籾数が多くなり，また，標肥より多肥で減収しているので，クリーク水位を低くした場合，後半の水稲生育が旺盛になつていると見られる。しかしこの原因が根の健全化によるものであるか地力の相違によるものであるかは明らかでない。

整地法：無代かきではかんがい水の滲透をよくするだけでなく，水稲の生育も良好であり，施肥量を増施したのと同じような効果が見られる。したがつて，本年の場合，籾数は増加するが登熟歩合の低下のため，多肥の時には減収した。

苗の大きさ：稚苗の穂数が多い反面，１穂籾数が少ないので総籾数は成苗と大差なかつたが，本年の不良天候は出穂期の早い成苗に対して，より強く影響したため，登熟歩合や品質は稚苗の方がまさる結果となつている。しかし天候が稚苗の方に有利であつたにもかかわらず水管理，整地法，施肥量等に対して稚苗が敏感に反応しており品質，収量の安定性という面からは問題が残つている。

基肥量：整地法の場合と同様に生育の旺盛な多肥において登熟歩合が低下しており，無代かきで減収しているが例年に比して他の因子との交互作用が少なかつた。

穂肥量：晩期穂肥の施用は籾数増加にはやや効果があるものの基肥量に比して，登熟歩合と品質の低下が著しく，また品質のややよくなつている３本株や稚苗の時に品質の低下を著しくした。

実肥量：実肥施用は各収量構成に対する効果は小さいが，それらが総合された収量では多収を示している。

１株本数：1 株本数の増加は穂数には効果的ではあるものの，どの栽培条件においても穂が短小化し，品質，収量とも低下した。

以上各栽培条件（因子）についてその結果を簡単に述べたが，このほかに形質間の相互関係についてみることも重要かと思われる。L_{64} 直交表を利用しているので各

要因について1水準と2水準に分けて相関係数や回帰直線式により比較することが可能であり，本試験でも前述のほかにいろいろな情報を得ることができたがここでは省略する。

iii)　**要因効果の技術的考察**　水管理：クリーク水位，暗渠の有無やかんがい法等は，その効果が小さいため，本年のように登熟期の気象が悪い時にはほとんど打ち消されるので，品質，収量の向上という面からよりも収穫期における重粘な水田における機械の導入等の面から検討すべきだと思われる。

整地法：当試験のように透水性の悪い水田では，無代かきの方が生育良好な上に，落水後田面の乾燥が早いので，収穫機の利用にも適している。代かきの場合とやや基肥適量が異なつているが実用化可能。今後は現地で検討する。

苗の大きさ：過去の成績とともに，本年の特異気象を考慮してもなお筑後平野では成苗より稚苗の方が適していると考えられる。

基肥量：他の栽培条件のいかんにかかわらず，現在の標準的施肥量が最も安全である。

穂肥量，実肥量：穂肥を出穂 10 日前頃にもう一度施用することは籾数の増加には効果があるものの，それ以上に登熟や品質を低下させる危険性が大きいので，むしろ，実肥施用を考える方が適当だと考えられる。しかしこれらの点についてはさらに検討が必要である。

1 株本数：普通栽培では栽培条件のいかんにかかわらず，1 株本数を3本以上にする必要はない。

15.7　多因子試験法における2，3の問題点

多因子試験では高い精度で非常に多くの情報が得られるが，これらも，気象や土壌からの大きな制約を受ける点はすでに述べたとおりである。このほかにもこの試験の結果についてつぎのような苦情が出ることがある。

①　要因効果が有意であつても，その幅は非常に小さい。

②　得られた結果は，すでに常識となつているようなものが多く，新しい情報が少ない。

③　技術的に重要と考えられる交互作用が意外に有意にならない。

これらは多因子計画だからとくに生じる問題ではないのであつて，筆者らの見解はつぎのとおりである。

①について：従来の試験では，たとえば収量についてみると1要因で10%以上の増収効果をあげることも少なくないが，これは反復数が2～3回にすぎないからであり，類似の試験結果を平均するとその幅が小さくなる例が多い。多因子試験の場合は，いろいろな条件下で数多く反復するので，要因効果の幅が小さくなるのは，むしろ当然であり，またこのように効果の幅が小さい場合でも明確に判定できる点が，この試験法の長所でもある。

②について：これはとり上げた因子と水準に問題があり，すでにたびたび試験が行ななわれて，結果の分つている栽培条件について，さらに相互間の交互作用を明らかにしようとして試験を行なうことが多いためである。結果が常識的なものとなることは再現性のすぐれた試験法だということもできるのであつて，新知見をうるためには従来の試験と同様に，因子の種類と水準の幅および調査方法が目的によく合致していることが不可欠である。

③について：これも因子の組合せと水準のとり方に大半の原因があり，多くの場合，各水準が実用的なわくの中で設定されているからそうなるのである。篤農的技術では交互作用を考慮したものもあるが，一般の農業技術は単純化されており，ほとんど交互作用は無視できるものとなつているからである。

したがつて，多因子試験を計画する場合，その因子と水準のえらび方について，つぎの2つの観点に留意する必要がある。

①　新しい技術を開発したいときには，新しい因子を取入れ，その水準の幅を大きくして，交互作用が出るようにする。

②　かなり固まつた技術の再現性を問題にするときには，他の因子との交互作用が出ないようにする。そのためには，1 つの因子の各水準ごとに，他の因子の水準をずらせて設定することが望ましい。

農学講座｜農学実験のための 試験設計法〔24〕

奥野忠一*・広崎昭太*・塩見正衞*・石田 隆**・岡田長久**

16. L_{64}直交表による温州みかんの肥料試験の設計

静岡県柑橘試験場では，柑橘の肥料試験のため，面積1/17a（5.85m²），深さ 75cm の正6角形無底のコンクリート管を 72 個埋め込んだ試験圃場を3区画新設し，そのうちの1区画を使つて，昭和 46 年度より温州みかんに対する窒素および加里の施用量と施用時期が，みかんの生育・収量・品質に及ぼす影響を明らかにするための試験が行なわれることになつた。設計の検討は3月17日と4月5日の2回農研試験設計研究室で行なつた。

16.1 静岡県柑橘試験場の原案

最初に静岡側の石田・岡田の用意した原案は，表16.1に示すように，窒素施用量と施肥時期については3水準，加里施用量，結果樹令の早晩，および剪定量については2水準とし，$3^2\times2^3=72$ 区を用いて，1回実施の要因実験を行なう計画であつた。

表 16.1 静岡柑試の原案

因子＼水準	1	2	3
1. チッ素施用量	N2	N4	N6
2. 〃 施肥時期	春肥重点	夏肥重点	秋肥重点
3. カリ施用量	K2	K4	—
4. 結果樹令の早晩	4 年 生	6 年 生	—
5. 剪 定 量	有	無	—

試験の継続年数は8年間とし，第1年目は樹令2年の苗を1区1本宛均一肥料で植付け，翌年より施肥量を変えて，樹令9年まで，表 16.2 に示すように，樹が大きくなるにつれて，施肥量を増やす方法をとり，窒素施用量の基準は，年間推定吸収量の2倍（N2），4倍（N4）6倍（N6）とし，加里施用量は窒素とのバランスを考えて，K2はN2の，K4はN4のそれぞれ7割とし，燐酸はN3（N2とN4の平均）の7割とする。また施肥時期を年間6回とし，表 16.3 に示すように配分して施用するという案であつた。

表 16.2 樹令別施肥量（1区当りg）

水準＼樹令	2（定植時）	3	4	5	6	7	8	9	備考
N2	45	40	60	80	110	120	140	150	N吸収量の2倍
N4	45	80	120	160	220	240	280	300	〃 4倍
N6	45	120	180	240	330	360	420	450	〃 6倍
K2	31.5	28.0	42.0	56.0	77.0	84.0	98.0	105.0	N2の7割
K4	31.5	56.0	84.0	112.0	152.0	168.0	196.0	210.0	N4の 〃
P2	31.5	42.0	56.0	86.0	115.0	126.0	147.0	158.0	N3の7割

表 16.3 時期別施肥割合

水準＼施肥時期		3月上	4月上	6月中	8月中	10月中	11月中
チッ素	春肥重点	40%	20%	20%			20%
	夏肥重点	20%		40%	20%		20%
	秋肥重点	20%		20%		20%	40%
カリ・リン酸	春肥重点	20%	10%	40%			30%
	夏肥重点	30%		30%	10%		30%
	秋肥重点	30%		40%		10%	20%

これらの因子と水準をとり上げた理由として静岡側のあげた点は次のようである。すなわち，現在静岡県における温州みかんの施肥基準は一応設定されており，成木で窒素 40kg/a となつている。一方全国的にみかんの施肥量が多すぎるのではないかといわれ，減肥が問題となつている。施肥量が多い場合，特に幼木では，一時に施用すると濃度障害を起こす心配があるので，分施しなければならないが，今までは養分吸収量の多い夏に重点的に施肥すれば，みかんの品質に悪影響を及ぼすので，比較的肥効の低い春に重点をおいた施肥が行なわれている。しかし，春重点の施肥は無駄が多く，一方成木で 40kg/a では，肥効を 50% 位に高めないと吸収量とのバランスがとれない。したがつて，施肥量と施肥時期の間には交互作用が存在すると考えられ，多肥の場合は春肥重点が濃度障害が出ないので，みかんの生育には好都合であるのに対し，比較的施肥量の少ない場合は，夏肥重点で肥効を高める必要がある。そしてこのような関係は樹令が進むにつれて次第になくなつて行くものと考えられる。窒素の施肥量と施肥時期との以上のような関係を明らかにすることがこの試験の主要な目的の1つである。

また，加里の施用量や，結果樹令の早晩により窒素の最適施用量は当然変化することが予想されるので，これらを標示因子としてとり上げ

* 農林省農業技術研究所物理統計部
** 静岡県柑橘試験場

た。さらに，みかん栽培においては剪定の操作が必ず入るけれども，剪定による新梢の伸長は施肥効果より顕著であるので，施肥効果が剪定と無関係に評価できるかどうか，この試験でぜひ明らかにしたい。燐酸についての今までの成績では，土壌改良剤と考えて多投すれば効果が認められたが，肥料効果としての反応は極めて鈍いので，この試験では因子として取り上げない。しかし，燐酸は品質については影響があると考えられるので，別の試験でくわしく検討する。

16.2 問題点の検討

前項の静岡側の説明に対し，農研側から，質問や意見として出された問題点を整理すれば，次のようである。

（1） 試験の目的

一般に，試験を始めるにあたつて最も重要なことは，その試験で検証したい**作業仮説**は何であるかを明確にできるかどうかであつて，これがその試験の成否を決定するといえよう。この試験においては，単に「温州みかんの施肥の合理化」といつた漠然とした目的だけで，試験を始めるのではなく，前述のように，窒素の施用量と施用時期に関し，かなり明確な形で作業仮説が出された。しかし，この仮説を幼木から成木に至るみかんの全生育過程にわたつて検証することはできない。この試験では，一定の大きさの鉢を使うため，幼木からせいぜい樹令 10 年までを追跡し，それ以後はそのデータにより推定することになつた。

また，現在の慣行の施肥法では，窒素施用量を多くしても効果はないと考えられるが，他の因子を変えることにより窒素施肥量の最適水準が大きく変わることを期待する。施肥時期は前記のように多肥の場合は春肥，少肥の場合は夏肥重点がみかんの生育に好都合であることを期待する。

（2） 因子の決定

上述の目的に対し，必要な因子がとりあげられているか。農研側からは，窒素の施肥反応に影響すると考えられる因子をすべて枚挙して，その中で重要なものから考えて行くべきだとの提案があり，原案でとり上げられた因子以外で，みかんの品質に影響する燐酸の水準を大きく変えて窒素の反応を見る必要があること；苗の素質により施肥反応が異なると考えられるが，供試苗は市販のものであるので，素質の異なる苗が混在しており必要な情報を乱すおそれがある。これを回避するため苗の素質を因子として取り上げる必要があり，具体的には苗重の大小により2分すること；さらに補助測定値として，苗重を揃えるために行なつた剪定量などを記録しておくことが指摘された。

以上のほか，この試験はコンクリート管を使つて行なわれるので，埋込みの際の工事の影響で，土壌水分の変動が大きいことが予想され，現実に降雨後の排水の状態が場所によりかなり差が認められている。しかし，水分管理は施設が出来上つた後では困難であるので，現在の排水状態を見て適切なブロックを設定すると同時に，試験の途中で何回か土壌水分を測定して（測定困難な場合は肉眼による5段階法をとる），必要に応じて共分散分析等で補正することとした。

以上の結果，この試験で因子としてとり上げることになつたものは，1. 窒素施用量(N)，2. 加里施用量(K) 3. 燐酸施用量（P），4. 施肥時期（S），5. 苗の大小（T），6. 剪定の強弱（C），7. 結果樹令（F）の7因子となつた。

（3） 繰越し効果の評価

この試験設計の第1回目の検討で最も時間をかけて討議したのは，繰越し効果の評価をどうするかという問題であつた。農研側からは，9年間同じ施肥水準（施肥量は年々多くなる）で試験を行なえば，前年までの施肥の影響すなわち，繰越し効果が評価できないので，試験の途中で処理を変えるべきだという意見が出された。これに対し，静岡側から果樹の施肥効果は試験年次を重ねて，累積効果として見なければ効果が検出できないとして，試験途中の処理の変更には消極的であつた。

農研側は試験期間を樹令 10 年までとして（10 年以後は樹が大きくなり，この区の大きさでは正常な生育ができない），結果樹令（4年，6年）以降を2分し，3年または2年目に窒素施用量を変えて，図 16.1 に示すような組合わせを作れば，前半と後半の影響を別々に評価できることを指摘し，施用量を変えない場合は図の◎だけ実施する場合であり，この両者を比較すれば，前半と後半に交互作用がない場合には，前半の水準間の差は後半の水準に差があつても，それを反復と見なして評価でき，後半の各水準は前半の各水準を反復として評価できるので，静岡側が最も心配した，同一処理を受ける樹数が少なくなることは，問題がなくなり，全期間を同一処理とした場合と同等の情報が得られると主張した。

図 16.1　繰越し効果の評価のための設計

処理時期		前半			
	水準	N 1	N 2	N 4	N 6
後半	N 1	◎	○	○	○
	N 2	○	◎	○	○
	N 4	○	○	◎	○
	N 6	○	○	○	◎

もし，前半と後半とに交互作用がある場合は，それぞれの○が情報をもつことになり，確かに反復数は減るけれども，交互作用があれば，◎のところだけ試験するこ

とはもつと危険で，最適水準の組合わせを見出すためには，前半と後半の処理を変える以外に方法がない。さらに後半の処理で2～3年間の調査を行なうので，前半の処理の繰越し効果が何時まで続くかも評価できるので，得られる情報がより多い計画であると説明した。

この討論の結果を採用するかどうかの決定は4～6年後までに行なえばよいので，試験の経過を見ながら，さらに検討することになつた。

（4）水準の決定

以上の検討の結果，この試験で取り上げる必要のある因子は，表 16.4 に示す8因子となり，各因子とも2水準としても $2^8=256$ 区が必要となる。しかし，静岡側で用意した試験区と苗は 72 区分であるので，どうしても**一部実施**をしなければならない。一部実施の場合，原案のように2水準因子と3水準因子が混在する場合は，既存の直交表が使えないのでわりつけと解析が複雑となる。直交表によりわりつけるためには，2水準系か3水準系に統一する必要がある。3水準の場合 L_{81} で2因子交互作用まで推定可能とするためには5因子までしか入らないし，使える試験区は 72 しかないので2水準系の L_{64} を使うこととした。

表 16.4 第 1 案

因子(記号) ＼ 水準	1	2	3	4	備考
1. チッ素施用量(N)	N 1	N 2	N 4	N 6	N 1は年間吸収量
2. カリ施用量(K)	K 2	K 4	—	—	KはNの 70%
3. リン酸施用量(P)	P 2	P 8	—	—	PはNの 70%
4. 施肥時期(S)	春：夏：秋 60：20：20	春：夏：秋 20：60：20	—	—	他に参考として20：20：60の区を設ける
5. 苗の大小(T)	小	大	—	—	
6. 剪定の強弱(C)	強	弱	—	—	
7. 結果樹令(F)	4年生	6年生	—	—	
8. 後期施用量(M)	N 1	N 2	N 4	N 6	試験経過を見て決定する

試験の目的は窒素施用量と施肥時期の最適水準を見出すことであり，他の因子はその反応をより多くの条件下で評価するための標示因子と考えてよい。したがつて窒素施用量は前半，後半とも 2^n 型直交表でもわりつけ可能な4水準とし，施肥時期は直接情報の必要な夏肥重点と春肥重点の2水準とし，秋肥重点については，72 区より 64 区をとつた残り8区のうち4区を参考区として使つて検定することになつた。このほかの因子は何れも2水準とすれば，この計画は $4^2\times2^6$ となりそれを 64 区で1/16実施することとなつた。この段階で決定した因子と水準は表 16.4 に示すとおりである。また残りの4区は将来の事故にそなえて，適当な処理（2因子）を行ない，できるだけ欠側値の出ないよう配慮することとした。

16.3 L_{64} 直交表へのわりつけ

L_{64} 直交表に $2^n\times4^2$ をわりつける場合，主効果と2因子交互作用を推定可能とするためには $n\leq3$ であり，4水準因子との2因子交互作用の一部を無視する場合でも $n\leq4$ である（塩見・1971）。したがつて，この試験では $2^6\times4^2$ であるので，2因子交互作用のうち推定できない効果がいくつか出てくる。しかし，幸いにも，4水準因子の1つである後期窒素施用量は，試験開始後6年または7年目に処理されるものであり，それまではその効果は考えなくてもよい。一方，苗の大小や施肥時期の効果は，幼木時には顕著であるが，後期施用量を処理する時になれば，その効果はほとんど無視できると考えられる。したがつて，前期は $2^6\times4$ の 1/4 実施となり，後期は $2^4\times4^2$ の 1/4 実施となり，後期の場合に4水準因子の一部 X^3, Y^3 との2因子交互作用の一部が別名となるだけで，他の2因子交互作用はすべて推定可能とする計画を作成することができる。

以上の条件を考慮してわりつけた結果を表 16.5 に示した。その試験区構成は L_{64} 直交表で主効果のわりつけられた列の1を1水準，2を2水準として構成すればよい。ただし4水準因子 N についてそれを分解した擬因子 N^1, N^2 をわりつけた (54) 列と (19) 列の記号が (1, 1) ならば1水準，(1, 2) ならば2水準，(2, 1) ならば3水準，(2, 2) は4水準とする。

16.4 目的特性

この試験における最終の目的特性はいうまでもなくみかんの収量と品質である。しかしみかんの収量は，摘果後に残された果数により決定される部分が多く，摘果は隔年結果とならないよう樹容積（葉数）を考慮して適当に決められている。したがつて，処理の効果を期待する特性は最終的には収量であるとしても，それ以外の収量決定に関与する主要特性が処理によつてどう動くかを明らかにしなければならない。そのため調査項目としてはみかんの収量(個数と重量)，全葉数，伸梢量，幹周，花数などを考え，品質に関しては，食味検定は実施困難であるので，味に関係する酸と糖および灰分の測定を行ない，さらに，施肥を直接的に反映する土壌中の肥料要素の推移と，葉中の成分を追跡することになつた。

16.5 第2回目の検討

以上の結果を，静岡柑試に持ち帰り技術的検討を行なつた。その時，最も問題とされたのは，時期別施用割合

表 16.5 L_{64} 直交表への温州みかん

列番		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)
列名		a	b	a b	c	a c	b c	a b c	d	a d	b d	a b d	c d	a c d	b c d	a b c d	e	a e	b e	a b e	c e	a c e	b c e	a b c e	d e	a d e	b d e	a b d e	c d e	a c d e	b c d e	a b c d e
第1案	前期	R	S	C N^2	K	F N^3	S K	e	P	e	S P	F T	K P	e	T N^3	e	C	S N^2	S C	N^2	K C	e	F N^1	K N^2	P C	e	e	P N^2	e	T N^1	e	e
	後期	R	S	C N^2	K	F N^3 ‖ C M^3	(S K) ‖ M^3 N^2	P M^1	P	M^2 N^2	(S P) ‖ C M^2	K M^1	K P	S M^1	e	M^1	C	S N^2 ‖ K M^3	(S C) ‖ P M^2	N^2	K C	M^3	F N^1	S M^3 ‖ K N^2	P C ‖ (S M^2)	e	M^2	P N^2	M^1 N^2	P M^3	K M^2	C M^1
第2案		R	H	N T	N	H T	H N	T	M	A P	H M	e	N M	C K	H N M	T M	A	M P	H A	F C	N A	e	H N A	T A	M A	P	H M A	H P	N M A	N P	T P ‖ F K	e

注：e は誤差の列；R はブロック因子

の決定が，この試験の主要な目的であるのに対し，2水準因子1つをあてているだけであるという点であつた。この点について第2回目の4月5日に検討した結果，時期別施肥割合といつても，結局ある時期に必要な肥料の量を明らかにすればよいのであるから，3月上旬(H)，6月中旬 (N)，8月中旬 (M)，および 11 月中旬 (A) の施用時期に絶対量としていくら必要かを見るために，表 16.6 に示す，$2^4=16$ 組合わせの処理を表 16.4 の N, S の代りにとり，L_{64} にわりつけた結果を表 16.5 の下欄に示した。この場合は，年間施用量としては N1 から N6 までに相当する量が入つており合計の水準数は9通りとなり水準数は多いが，施肥割合として見た場合はバランスがとれていない組合わせが出て来ることがある。またこの試験で主要な目的となつている施用量と施肥時期の交互作用が，時期別施肥量間の交互作用として解析される。この点は最後まで問題で静岡柑試の最終決定で，この案が採用されなかつた一番大きな理由でもあつた。

表 16.6 第2案の時期別施肥量

(成木 kg/10a)

	春 (3月上) (H)	夏 (6月) (N)	夏 (8月) (M)	秋 (11月) (A)	計
1	10	10	0	5	25
2	10	10	10	5	35
3	10	20	0	5	35
4	10	20	10	5	45
5	30	10	0	5	45
6	30	10	10	5	55
7	30	20	0	5	55
8	30	20	10	5	65
9	10	10	0	30	50
10	10	10	10	30	60
11	10	20	0	30	60
12	10	20	10	30	70
13	30	10	0	30	70
14	30	10	10	30	80
15	30	20	0	30	80
16	30	20	10	30	90

しかし，施肥は見方をかえれば，どの時期の施用が最も効果が高いかを知れば，その時期に重点的に施肥することにより，効率の高い肥培管理法を見出せばよいのであるから，この処理組合わせで試験の目的は達成されるはずであるし，4時期のうち3時期間の3因子交互作用の推定も可能である（たとえば(14)列，(22)列等）ので，今後の肥料試験にあたつての利用価値は大であろう。

16.6 最終案の決定

第2回目の検討で一番問題になつた点はこの試験の中心である施用量と時期の問題であるが，前述の理由から第2案は採用されず，結局第1案の上段の設計で試験を開始することになつた。しかし，この場合施肥時期の春重点，夏重点の考え方を改め，夏施用がみかんの品質に悪影響を与えるとすれば，夏施用でも6月施用より8月施用がより強く影響するであろうと考えて，因子 S について1水準を春 40% 夏（6月）30%，夏（8月）0，秋 30% とし，2水準を春秋は1水準と同じに夏(6月) 0，8月 30% として試験を始めることになつた。なおこの場合の参考区は春(3月上旬) 50%，4月上旬 10%，夏（6月）10%，秋 30% で，夏の必要量の下限を見出すための区とした。

なお実験途中での処理の変更（表 16.5 中段のわりつけ）については，T因子（苗の大小）の効果はこの時期にはなくなるものとして無視したが，S因子(施肥時期)およびそれとの交互作用の動向については検討して今後決定することになつた。

× × ×

16.7 継続試験の設計の考え方

果樹や茶樹のような永年作物の試験では，いちど試験区を設定すれば数年間は処理を変えることが出来ないばかりでなく，その試験に供した材料は次の試験には使え

の施肥試験のわりつけ

(32)	(33)	(34)	(35)	(36)	(37)	(38)	(39)	(40)	(41)	(42)	(43)	(44)	(45)	(46)	(47)
f	a f	b f	a b f	c f	a c f	b c f	a b c f	d f	a d f	b d f	a b d f	c d f	a c d f	b c d f	a b c d f
F	K N^3	S F	P T	K F	N^3	C N^1	S N^3	P F	S T	e	T	e	P N^3	e	K T
F	K N^3	S F	M^3 N^1	K F	N^3	C N^1	S N^3	P F	e	M^1 N^3	T	M^2 N^1	P N^3	e	M^1 F
F	e	H F	A C	N F	e	e	T F ‖ P K	M F	e	P C	e	e	e	A K	e

(48)	(49)	(50)	(51)	(52)	(53)	(54)	(55)	(56)	(57)	(58)	(59)	(60)	(61)	(62)	(63)	定義対比（ブロック）
e f	a e f	b e f	a b e f	c e f	a c e f	b c e f	a b c e f	d e f	a d e f	b d e f	a b d e f	c d e f	a c d e f	b c d e f	a b c d e f	
C F	e	K N^1	F N^2	S N^1	C N^3	N^1	e	T N^2	e	e	C T	e	e	P N^1	e	$1=SKCFN^1$ $=PTCFN^2$ $R=CSN^2$
C F ‖ M^3 N^3	e	K N^1	F N^2	S N^1	C N^3 ‖ F M^3	N^1	e		e	e F M^2	M^1 N^1	e	e	P N^1	M^2 N^3	$1=SKCFN^1=PTCFN^2$ $=CFM^3N^3=KFTM^1$ $R=SKPM^1$
A F	H C	e	C	C T	e	M K	N C	e	T K ‖ P F	N K	M C	H K	e	K	e	$1=HNMAFK$ $=HMCFP$ $=FKPT$ $R=HACF$

ないものと考えられていた。それは，継続中の処理を途中で変更して up-to-date な情報を得ようとしても，前処理の影響が残つているため新しい処理の効果を分離して評価するのが困難だからである。この観点からは，この種の試験の効率は低く，激変する農業情勢に試験研究が対応出来なくなる心配が生ずる。

一方，この種の試験を次々に新しく始めることは，経費の面からも，材料の面（例えば，成木での試験をしたいときなど）からも，きびしい制限をうけている。

本章の例は，このような問題を解決するのに，直交表による割りつけが有力な手段であることを示している。図 16.1 の例で，試験の後半の処理を変えた場合に得られるデータの性質を数値例で考えてみよう。前の処理の繰越し効果（残効）を，かりに，N 1で1，N 2で2，N 4で4，N 6で6単位とし，新しい処理の効果はそれぞれその2倍あるとしよう。交互作用がない場合には各区のデータは前処理と後処理の効果の和となり，表16.7に示すような数字として得られるであろう。前半と後半で処理を変えない場合は，表の対角線上の3，6，12，18のみが得られることになる。このときは，N 6とN 1の効果の差は 18−3=15 と推定されるが，このうち，前半の処理の残効はどれだけであるかは評価出来ない。一方表 16.7 の全部の区を供試した場合のN 6とN 1の比較は，前半の処理の効果については下欄の平均から12.5−7.5=5.0を得，後半の処理の効果としては，右欄の平均から，15.25—5.25=10.00が得られる。この前半と後半の効果の和は 15.0 となり，前の場合と一致するが，それは，前半の繰越し効果（5.0）と後半の処理効果（10.0）とに分けて評価出来る。また，このように主効果として評価する場合は，反復数から見た数字の精度は，処理を継続する場合と変らない。

以上の説明は「交互作用がない」という前提で成り立つものである。しかし，もし交互作用があるとすれば，対角線上の区だけを試験する方法はきわめて危険である。一般的に考えれば，初期に施肥量が多い場合と少ない場合の後期肥料の肥効は異なると予想されるので，前処理の残効と後処理の効果との交互作用が評価出来るように，前処理と後処理を直交させる必要がある。直交表による多因子実験の計画は，この点でも優れた計画を与える。

さらにこの計画では，表 16.7 の前半の効果（最下段）の分散もその後半の処理との交互作用の分散も誤差分散と同程度になれば，残効がなくなつたものとして，この処理を割りつけた直交表の列に，新しいより有効な因子をわりつけることができる。したがつて， 64 区の試験

表 16.7 繰越し効果の評価

処理時期		前		半		
	水準	N 1	N 2	N 4	N 6	平 均
後	N 1	3	4	6	8	5.25
	N 2	5	6	8	10	7.25
	N 4	9	10	12	14	11.25
	N 6	13	14	16	18	15.25
半	平均	7.50	8.50	10.50	12.50	9.75

は，最初はかなり大規模なものと考えられるが，逐次因子を変更して行くから，各時期ごとの因子数はそれほど多くなく，しかも，全体としては4水準因子もふくめて重要な情報はすべて取出せるという利点をもつている。

農学講座｜農学実験のための　試験設計法〔25〕

奥野忠一*・広崎昭太*・塩見正衞*・徳安雅行**

17. L_{64} 直交表による試験年次の短縮と対象地域の拡大

前講では L_{64} 直交表を使うことにより，何年間も継続して行なう試験で，試験途中での処理の変更が可能となり，変更前の処理の繰り越し効果の評価や変更前の処理と変更後の処理の交互作用の評価も可能となることを示した。これは長期間固定された試験区を使つて行なう試験から出来るだけ多くの情報を獲得するために直交表を利用しようとする場合であつた。今回はある試験から得られる情報の適用範囲を地域的・年次的に拡大して，1カ所で1年間試験を行なうだけで，いくつかの地域や気象条件が試験年次とは異なる年に適用可能な情報を得たい場合にも，L_{64} 直交表が利用出来ることを，佐賀県農試で昭和 46 年度に実施する直播水稲の施肥試験の設計検討の経過を通じて明らかにしたい。

17.1 農業試験における情報の適用範囲

農業試験とくに技術開発的な試験においては，試験を行なう場のもつ制御出来ない条件（土壌条件，気象条件など）が試験結果に影響して，その試験より得られる情報の適用範囲を限定し，情報の再現性を失わせることがしばしばある。われわれはさきに（〔19〕p.102,〔20〕p.107），直交表による多因子実験の結果の安定性を，九州地域の畑作における試験例によつて検討し，地域間や年次間の変動は処理間変動を上回るほど大きく，要因効果の方向と大きさも地域・年次により異なることを示し，その解決方法としては，地域間・年次間変動を起こす原因を，出来る限り因子として試験にとり入れるべきだと提案した。

ここでは農業における技術情報の適用範囲の拡大という観点からもう一度この問題を考えてみよう。地域間変動は地域の主効果ともいえるその地域特有の生産力（いろいろな技術が適用された場合の平均としての生産力）と，特定の技術が特定の地域で高い，あるいは低い生産力を示すという技術と地域との交互作用より成り立つている。試験結果の適用範囲を決めるものは，この交互作用の大きさであり，理想的にはこれが実験誤差と同じ程度になるまで地域区分を行ない，区分された地域ごとに試験を行なえばよい。しかし，現地試験を行なうことが出来る場所は限られており，多くの場合は試験場での成績から，現地において必要な技術情報を類推している。そのため試験場では 1% や 5% の危険率で有意差を判定し，増収量などを標準誤差をつけて推定しても，そのままでは農家が新技術を採択する場合に，投資効果を定量的に推定する基礎には出来ない。この問題の解決方法として，地域を生産力に関係する諸特性によつて区分し，それらの特性を標示因子として試験にとり入れることにより，試験結果の適用範囲と各地域における最適条件を1カ所の試験から推定出来るようになる。この場合，各地域の生産力に影響する特性をすべて明らかにすることは困難であるが，農学諸分野の発達からこのような考え方がある程度可能になつたといえよう。

地域変動の場合は，技術開発の費用を無視すれば，全部の地域で試験を行なうといつた方法でも解決出来ないことはない。しかし，年次間変動については任意の年次に試験を行なうことは出来ない。したがつて従来は，試験年次を重ねて年次との交互作用を評価して，試験結果の安定性を見てきた。しかし，このような方法では，結論を得るために数年を要し，試験開始の際必要とされた情報であつても，結論を得た時にはすでに時代遅れの情報となつている場合がある。さらに，年次との交互作用が存在するとすれば，ある特定の年次に最適な諸条件は，他の年次で最適とはならないので，結局平均的な年次において，大過のない情報を得ることになり，自然環境条件の変化に対応しつつ常に最適状態を維持するための情報は得られなくなる。

地域間変動や年次間変動は明らかに実験誤差とは異質の変動である。今までこれらを実験誤差と同じように取扱い，新品種や新技術の効果の判定のための1つの尺度として来たのは，地域や年次との交互作用の量的評価が出来ず，またある程度評価出来てもそれを利用したり，制御したりする技術がなかつたためと考えられる。ただし，地域については，地域適応性という形で，交互作用を評価しようとする努力は行なわれてきたが，地域適応性という考え方は，1つの試験から得られる情報の適用範囲を狭くする方向に進み，試験個所が多くなり，新技術開発のための費用が相対的に高くなる。

年次については，年次適応性とはいわれなかつた。これは，年次効果や年次と技術との交互作用を明らかにしても，気象の長期予報の精度の問題もあつて，その結果

* 農業技術研究所　** 佐賀県農業試験場

を生産に役立てることが出来なかつたことと，標示因子として気象条件を試験にとり入れることが技術的に困難であつたことと，1つの試験に，温度・日照・雨量などの多くの因子を組み入れて，新技術の反応を検討するためには，試験区数が尨大となり実行が不可能になるか，試験区数を少なくすれば解析が出来なかつたことによるものであろう。

今ひとつの重要な点は，農業研究において，最高収量，最適条件については積極的に研究が進められたけれども，一部の自然条件が悪化した場合に，技術的に制御可能な条件を動かして，不良条件下での最適条件を明らかにするという研究態度は，不良条件が顕著な冷害や旱ばつについては積極的であつたが，不良条件が破壊的でない日照不足や短期間の旱天等については，必ずしも十分であつたとはいえない。

現在，われわれのもつている科学的・技術的条件をもつてすれば，制御困難な環境条件の変化に対し，制御可能な条件を動かして，目的に出来るだけ近づくことが可能になるものと考えられる。そのためには，これからの農業試験では，関係する因子は必然的に多くなり，かつそれらの因子の単独の効果およびそれらの因子間の関係を明らかにする必要がある。したがつて，その試験設計は多因子計画の一部実施を採用せざるを得なくなる。このような場合に L_{64} 直交表を用いる計画は極めて効率の高いものであることを以下で明らかにしたい。

17.2 佐賀県農試における直播水稲の施肥試験の原案とその討論

佐賀県農試では，本年度直播水稲の施肥試験を行なうことになり，場内の意見を集約して，徳安は次のような原案を作成し，農研試験設計研究室で検討した。

目的：佐賀平野における乾田直播水稲の省力良質多収のための施肥法を確立する。

試験場所：佐賀県農業試験場場内水田

供試品種：レイホウ

播種様式：不耕起作溝条播，条間 25cm

試験方法：L_{64} 直交表による多因子試験（7因子，2水準，1/2 実施）

因子と水準：表 17.1 に示すとおり

調査項目：生育調査，収量調査，分解調査，品質調査，作物体分析

この原案に対する農研の奥野・広崎・塩見の質問とその中で出てきた問題点の討論の結果は以下の通りである。

前講でも強調したように，試験の成否は試験の目的を明確に出来るかどうかによる。目的を明確にするということは結局その試験で検証したい仮説をはつきりさせることであり，仮説のない試験は単に収量差を作つて行なう調査であり，研究の一手法ではあつても，正確な意味での実験とはいえない。そこで，この試験における目的は，前記の設計書に書かれているだけでは明確でないので，次の点をはつきりさせた。

表 17.1 因子と水準（原案）

因子 ＼ 記号 ＼ 水準		1	2
1 元肥施用量	F	0 kg/10 a	2 kg/10 a
2 灌水期施肥量	I	5 〃	7 〃
3 中間期追肥施用量	M	0 〃	2 〃
4 穂肥施用量	E	5 〃	7 〃
5 実肥施用量	L	0 〃	2 〃
6 穂肥の種類	V	NK 化成	緩効性N入り NK 化成
7 播種量	S	5 kg/10 a	7 kg/10 a
8 ブロック	B	1	2

佐賀県における施肥技術研究の段階として，移植水稲の施肥技術は，品種の型が大幅に変らない限り，ほぼ確立しており，今後の研究は，直播水稲の施肥体系を確立することにある。現在の稲作事情より考えて，多収と同時に省力・良質を目標にしなければならないので，乾田の不耕起直播で，施肥回数をへらすと同時に，作業の容易な播種前の元肥施肥で穂肥追肥期まで維持出来ないかどうかを明らかにする。品質に関しては良質のレイホウのみを対象とし，この品質を落さないで省力・多収を考えるということであつた。品質に関しては，農研側より品種によつて解決するだけでなく，栽培法によつても積極的に品質の向上を考えるべきだという意見があり，因子と水準の決定に際して考慮することになつた。

因子と水準の検討にあたつて，初めに原案の7因子以外に重要な因子が落ちていないかどうかを検討した。因子を考える場合に，2つの面から考えねばならないことを本講座の始に述べたが，第1に試験目的を達成するに

表 17.2 決定した因子と水準

因子 ＼ 記号 ＼ 水準		1	2	3	4
1 初期窒素施用量	N	（元肥＋灌水期） 7+0	0+5	(kg/10a) 2+5	3+7
2 穂肥施用量	E	5 kg/10a	7 kg/10a	—	—
3 穂肥施用時期	T	出穂25日前	出穂20日前	—	—
4 実肥施用量	L	0	2 kg/10a	—	—
5 燐酸追肥	P	0	20 kg/10a	—	—
6 灌漑法	W	無湛水	湛水	—	—
7 日照量	R	制限	無処理	—	—
8 ブロック	B	1	2	—	—

表 17.3 L_{64} 直交表への直播水稲

分割単位	1			2											
列番号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
列名	a	b	ab	c	ac	bc	abc	d	ad	bd	abd	cd	acd	bcd	abcd
わりつけ	B	W	e_1	R	e_2	W R	P T	E	N^3 P	W	E e_3	R E	e_3	N^3 T	N^2 L

分割単位																
列番号	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)
列名	e	ae	be	abe	ce	ace	bce	abce	de	ade	bde	abde	cde	acde	bcde	abcde
わりつけ	N^1	L T	N^1 W	e_3	N^1 R	e_3	L P	e_3	N^1 E	N^2 P	e_3	e_3	e_3	e_3	N^2 T	N^3 L

必要な制御因子は十分であるかということであり，第2にはその制御因子と交互作用をもつと考えられる標示因子は必要なだけ取り上げられているかという観点から考えねばならない。この試験において最も重要な制御因子は，初期窒素施用量であり，次に緩効性窒素で実肥を省略出来ないかどうかの問題である。播種量はこれらの因子との交互作用を検討するための標示因子である。これらの因子の他に，目的で論議された品質に関して，燐酸の追肥により多窒素栽培でも良質の米が生産出来ないかどうかを検討することになつた。

次いで水の問題が取り上げられ，将来水資源の合理的利用の面から，無湛水栽培が検討される情勢にあるとともに，この試験より得られる情報の適用範囲を拡大して畑作灌漑水稲にまで適用するためには，湛水状態とは著しく異なる施肥反応を示すと予想される節水栽培（水稲生育に必要な水分のみを供給する栽培法）下での反応を明らかにする必要がある。したがつて灌漑方法を標示因子として取り上げ，窒素の施肥反応の法則性をより広い条件下で明らかにすることとなつた。

さらに，農研側より，水稲収量に影響する気象条件のうちで，最も重要である登熟期の日照について処理すれば，本年度の日照が平年より少ない場合はあまり有効な情報は得られないけれども，平年並か日照の多い年となれば，日照に関しては2年分の成績が得られるではないかと提案し，寒冷紗による日照制限区を設けることとなつた。

以上の2因子は，従来の圃場試験における因子のとり上げ方とはかなり異つた考え方で取り上げたもので，この試験により得られる情報の適用範囲を地域的・年次的に拡大して，試験箇所や試験年次を節約することを目的とする因子ということができよう。

これらの討議の結果，因子の数は全部で 10 因子となり，2水準とすれば，$2^{10}=1024$ 区となり，一部実施でも，2因子交互作用をすべて推定するには 1/8 実施の 128 区が必要である（64 区では 12 の2因子交互作用どうしが別名になる。本講〔22〕p. 117，表 14.5 参照）。

しかし佐賀県農試としてこの試験に使える圃場は 64 区分しか準備していないので，因子と水準の整理をすることとなつた。L_{64} を使う場合，2因子交互作用まで完全に推定するためには，2水準因子だけとして，8因子までであり（前出表 14.5 参照），4水準因子が1つはいれば2水準因子は6因子まで，4水準因子が2つはいれば2水準因子は3つまでしか入らない（農研試験設計研 DE レポート 18，本講座〔17〕，〔18〕p. 94，p. 98 参照）。

この試験の第1の目的である初期の施肥労力の節約という観点から，元肥施肥量，灌水期施肥量，中間追肥を慣行施肥との関係で考えると，現在は元肥は 0～2 kg/10a，灌水期は 5 kg/10 a，中間期は 0～2 kg/10 a 施用されており，これを元肥だけですますことは出来ないかということが中心となる。また中間期追肥は灌水期施肥量が多い場合は問題とする必要はないと考えて省略することとした。したがつて元肥施用量（F）と灌水期施肥量（I）の2因子に整理出来る。しかし元肥は畑状態で施用するため，灌水期までに肥効が減退し初期生育を確保出来ない心配もあるので，初期施用量として灌水期施肥と併せて1因子と考えることになり，①元肥 7 kg/10 a で省力を目的とする場合，②灌水期だけに 5 kg/10 a を施こす区，や③元肥 2 kg/10 a＋灌水期 5 kg/10 a の慣行区の生育を比較する。さらに④多肥区として元肥 3 kg/10 a＋灌水期 7 kg/10 a を設け，多窒素栽培での品質の問題を燐酸追肥とともに検討することとして，4水準因子とした。

次に穂肥，実肥，肥料の種類について検討した結果，緩効性窒素を施用するのは実肥の施用を省略するためであるので，実肥を施用しない場合は穂肥に緩効性を用い，実肥を施用する場合は穂肥に NK 化成を用いることを検討した。しかし，この場合は実肥の効果と緩効性窒素の効果とが交絡し，かつ緩効性窒素の効果が不安定であることから，緩効性窒素による施肥回数の省略を諦め，穂肥時期をずらすことにより，実肥が省略出来るかどうかを検討することとした。

この他の標示因子としては，燐酸追肥，灌漑法，日照

施肥試験のわりつけ (昭 46, 佐賀農試)

(32)	(33)	(34)	(35)	(36)	(37)	(38)	(39)
	a		a		a		a
		b	b			b	b
				c	c	c	c
f	f	f	f	f	f	f	f
N^2	e_3	N^2 W	e_3	N^2 R	e_3	e_3	E L

(40)	(41)	(42)	(43)	(44)	(45)	(46)	(47)
	a		a		a		a
		b	b			b	b
				c	c	c	c
d	d	d	d	d	d	d	d
f	f	f	f	f	f	f	f
N^2 E	N^1 P	e_3	R L	e_3	W L	N^1 T	L

(48)	(49)	(50)	(51)	(52)	(53)	(54)	(55)
	a		a		a		a
		b	b			b	b
				c	c	c	c
e	e	e	e	e	e	e	e
f	f	f	f	f	f	f	f
N^3	E P	N^3 W	e_3	N^3 R	e_3	E T	e_3

(56)	(57)	(58)	(59)	(60)	(61)	(62)	(63)	定義対比 (ブロック)
	a		a		a		a	
		b	b			b	b	
				c	c	c	c	
d	d	d	d	d	d	d	d	
e	e	e	e	e	e	e	e	
f	f	f	f	f	f	f	f	
N^3 E	P	R T	W P	W T	R P	T	N^1 L	$I=WRLPN^1$ $=ELPTN^2$ $=WRETN^3$ $B=EPN^3$

量をとり上げ，これらはいずれも2水準とし，播種量については割愛せざるを得なかつた。以上の結果から最終的に決定した因子と水準は，表 17.2 に示すとおりである。

17.3 直交表へのわりつけと圃場配置

因子と水準が $2^6\times4$ と決定したので，わりつけは塩見 (1971) (前出 DE レポート 18)の $2^m\times4$ のわりつけ表の (1, 6, 1/4, 2) によつて容易にわりつけることが出来る。なお，標示因子として取り上げた灌漑法や日照量は，試験区ごとの制御が困難であり，かつ必要とする情報は，これらの因子の主効果そのものよりも，これらの因子と制御因子である窒素施用量の効果との交互作用であるので，分割区試験法により最も制御の困難な灌漑法を1次因子とし，日照量を2次因子としてわりつけた。その結果は表 17.3 に示すとおりであり，実験誤差の自由度も e_1, e_2 がそれぞれ 1, e_3 は 18 となり，3次要因に関しては試験の精度も十分に保証されている。

このわりつけに従つて 64 区の区ごとの処理を L_{64} 直交表で主効果のわり当てられた列の数字によりそれぞれ1水準，2水準とした。この場合Nは4水準であるので，(16) 列 (N^1)。(32) 列 (N^2) が 1, 1 ならば1水準，1, 2 ならば2水準，2, 1 ならば3水準，2, 2 ならば4水準をとることにした。この 64 区の圃場配置は図 17.1 に示すように，ブロックで2つに分けた圃場の各々を灌漑法 (W) で2分し，その中を2分して日照量 (R) を制限する区と無処理の区を設けた。3次因子はそれぞれの主試験区の中にランダムに配置した。

		R1								R2							
第1ブロック B1	W1	6	2	1	4	8	3	7	5	14	12	13	11	9	15	10	16
	W2	30	25	32	28	29	27	31	26	20	22	18	23	17	21	24	19
		R2								R1							
		R1								R2							
第2ブロック B2	W2	50	55	53	56	54	51	49	52	59	62	57	63	61	64	60	58
	W1	40	38	34	36	39	37	33	35	46	44	41	47	42	48	43	45
		R1								R2							

1区 3m×5m=15m², R_1, R_2 内の各8区は無作為に配置する

図 17.1 圃場配置

*　　*　　*

以上の設計から，この試験では，従来の試験方法と比べて，かなり適用範囲の広い情報が得られることが期待出来る。しかし，この試験においても，水の管理についてはおおむね満足出来る制御技術があるが，日照量については，本年度の気象が日照量の多い場合は，制限することにより日照量の少ない場合の情報が得られるが，日照量が少なければ，人為的に日照量を増す手段は考えていないので，有効な情報は得られない。また，気温や地温等も年次変動をもたらす重要な要因であるが，この試験では制御出来ないので，ここから得られる情報の適用範囲をかなり限定している。

今後の農業研究においては，生産現場での制御が困難な因子についても，試験の場においては，積極的にとり上げ，その試験から得られる情報の地域的・年次的な適用範囲の拡大を計らねばならない。そうすることにより，生産現場において，制御困難な環境の変化に対応して最適手段をとることが可能となり，計画的な農業生産が出来るようになるであろう。

農学講座｜農学実験のための　試験設計法〔26〕

奥　野　忠　一*

これまでずつと取扱つてきた直交表は，２水準系のものばかりである。２水準系直交表—L_{16}, L_{32}, L_{64} など—にも，４水準因子をわりつけることができる（本講座〔17〕,〔18〕, p.94, p.98 参照）から，あえて３水準の直交表を構成する必要はないかもしれない。また，L_{64} 直交表は，1，2の制御因子は４水準（または３水準）にとり，残りの因子（標示因子を主とする）はすべて２水準とするときに，非常に有効な試験設計であることをくりかえし述べた（本講座〔24〕,〔25〕, p.125, p.130)。しかしながら，取上げた因子の大部分を３水準にしたいときには以下に述べる３水準系の直交表を必要とする。

因子の水準を２にとるときと３にするときとの決定的な相違については，1.4 節（本講座〔２〕, p.28）で解説した。この際，読み返して頂ければ幸いである。その最適条件を知りたいような量的因子が２つ以上ふくまれる試験は，３水準系の直交表にその処理をわりつける方が扱いやすい，というのがわれわれの持論であつた。(最近では，しかし，上述のように，L_{64} を上手に使つて，多くの因子を取りこむ方がよいとの考えに傾いている)。

18.　３水準系の直交表の構成とわりつけ

18.1　3^2 実験の主効果と交互作用

まず，数値例から始めよう。３品種について，移植期と品種をそれぞれ３水準に変えた試験がおこなわれた。

表 18.1　3^2 実験の例

品種＼移植期	P_1 6月5日	P_2 6月20日	P_3 7月5日	計	平均
V_1金南風	58.0	60.1	58.0	176.1	58.7
V_2シラヌイ	60.1	63.4	65.3	188.8	62.9
V_3ホウヨク	60.8	67.3	67.0	195.1	65.0
計	178.9	190.8	190.3	560.0	
平　均	59.6	63.6	63.4		62.2

表 18.2　もとのデータから 60.0 を引いて 10 倍した値

	P_1	P_2	P_3	計	平均
V_1	−20	1	−20	−39	−13
V_2	1	34	53	88	29
V_3	8	73	70	151	50
計	−11	108	103	200	
平　均	−4	36	34		22

* 農業技術研究所

(熊本農試，水稲の安定多収栽培法確立試験 1966 の一部を借用した)。実験処理の組合せ $3^2=9$ 個と，得られたデータ（玄米重）を表 18.1 に示す。

表の周辺には，品種ごとの計および平均，移植期ごとの計および平均，が示されている。また，あとの計算をやりやすくするために，もとのデータを x とすると，

$$u=(x-60.0)\times 10$$

に変換した値を求めて，表 18.2 に示している。この表の周辺の計は，表 18.1 の該当する値から 60.0×3=180.0 を差引いて 10 倍した値に一致する。

さて，表 18.2 の数字に，ふつうの分散分析を施こすと，全体の平方和 S_T は次の３つの部分にわかれる：

全体の平方和：$S_T=(-20)^2+1^2+(-20)^2+1^2+34^2+53^2+8^2+73^2+70^2-\dfrac{200^2}{9}=15060-4444=10616$

移植期 P の平方和：$S_P=\{(-11)^2+108^2+103^2\}/3-200^2/9=7465-4444=3021$

品種 V の平方和：$S_V=\{(-39)^2+88^2+151^2\}/3-200^2/9=10689-4444=6245$

誤差の平方和：$S_e=S_T-S_P-S_V=10616-3021-6245=1350$

この結果をまとめ，10^2 で割って，もとの単位に戻すと，次の表 18.3 をつくる：

表 18.3　3^2 実験の分散分析表

変　動　因	$d.f.$	$s.s.$	$m.s$	F
全　体 T	9−1=8	106.16		
移植期 P	3−1=2	30.21	15.11	4.47△
品　種 V	3−1=2	62.45	31.23	9.24*
誤　差 $e(V\times P)$	(3−1)(3−1)=4	13.50	3.38	

ここで，自由度 $d.f.$ については，周知のように，「全体」は（全データの数)−1，P および V の主効果は（それぞれの因子の水準数 3)−1 である。誤差 e については，減算によつても求められるが，この項は，P と V との交互作用 $V\times P$ にあたるので，両因子の主効果の自由度の積としても得られる。すなわち，(3−1)(3−1)=4 となる。交互作用とは，P の効果（P_1, P_2, P_3 のちがい）が，V の３水準によつていかに変わるか，または，V の効果が P の３水準によつてどの程度変わるか，を表わす量である。この $V\times P$ を「誤差」と考えて検定す

表 18.4　2つの交互作用成分の定義

(a)　PV の3水準

	P_1	P_2	P_3
V_1	1	2	3
V_2	2	3	1
V_3	3	1	2

$\longleftrightarrow$ $(i+j)$

$j \backslash i$	0	1	2
0	0	1	2
1	1	2	0
2	2	0	1

(b)　P^2V の3水準

	P_1	P_2	P_3
V_1	1	3	2
V_2	2	1	3
V_3	3	2	1

$\longleftrightarrow$ $(2i+j)$

$j \backslash i$	0	1	2
0	0	2	1
1	1	0	2
2	2	1	0

ると，品種間差違は5%水準で，移植期の差は10%水準で，それぞれ有意となる。

上の分散分析では，$d.f.=4$ の交互作用平方和 S_e（以下では $S_{V\times P}$ とかこう）は減算によつて求めた。しかし，この平方和は，それぞれ $d.f.=2$ の2つの交互作用成分 PV と P^2V の平方和の和として，次のように計算できる。P の水準 P_1, P_2, P_3 の添字を1ずつ減らして，$i=0$, 1, 2 とし，V の水準 V_1, V_2, V_3 を $j=0$, 1, 2 と表わすことにする（表18.4）。すると，主効果Pは，$i=0$ の3つのデータの和，$i=1$ の3つのデータの和，$i=2$ の3つのデータの和，の間の変動を示すといえる。主効果Vは，同様にして，$j=0$, $j=1$, $j=2$ に対応する各3つずつのデータの和の間の変動である。このとき，2つの交互作用成分は，次に定義する3つの組の間の変動を表わす。

$$PV : i+j\equiv 0 \qquad P^2V : 2i+j\equiv 0$$
$$\equiv 1 \qquad\qquad \equiv 1$$
$$\equiv 2 \qquad\qquad \equiv 2$$

ここで，等号＝の代りに≡を用いたのは mod.3 の合同式をとつたからである。すなわち，$i+j$ または $2i+j$ が3以上になるときは，その数を3で割つた剰余におきかえたのである。たとえば

$i=2$, $j=2$ のとき

$i+j=4\equiv 1$ (mod.3)

$2i+j=6\equiv 0$ (mod.3)

となる，じつさい，$4\div 3=1$ 余り 1，$6\div 3=2$ 余り 0 となる。

表18.4(a)の右表の中の数字は，上欄の i と左欄の j を加えた値を mod.3 で示している。(b)では $2i+j$ の値を mod.3 で示している。(a)では同じ番号の数字は，右上から左下へ向う対角線上に，(b)では，左上から右下へ向う対角線上に並んでいる。表18.2のデータについて，この3水準の各々をとる3つのデータの和を求めると，つぎのようになる。

$$i+j\equiv 0 : (-20)+73+53=106$$
$$\equiv 1 : \quad 1+1+70=72$$
$$\equiv 2 : \quad 8+34+(-20)=22$$
$$\therefore \quad S_{PV}=\{106^2+72^2+22^2\}/3-200^2/9=1191$$
$$2i+j\equiv 0 : (-20)+34+70=84$$
$$1 : \quad 1+73+(-20)=54$$
$$2 : \quad 8+1+53=62$$
$$\therefore \quad S_{P^2V}=\{84^2+54^2+62^2\}/3-200^2/9=161$$

この2つの成分の平方和の和は

$$S_{PV}+S_{P^2V}=1191+161=1352$$

となり，この値は，表18.3の分散分析表での $d.f.=4$ の $P\times V$ 平方和 1350 に，4捨5入の誤差を除いて一致する。

以上から，2つの3水準因子の交互作用は，その自由度が4になるけれども，これは $d.f.=2$ の2つの成分に分解でき，各成分の平方和は，$i+j$ または $2i+j$ という因子の3水準の主効果の平方和であるかのごとく計算できることがわかつた。これは，3水準因子同志の交互作用は，3水準系の直交表の2列にわりつけうることを示している。

18.2　ラテン方格とグレコ・ラテン方格

ギリシヤの数学遊戯に「ラテン文字 A, B, C が1つの方格の縦にも横にも1回ずつ現われるように並べる方法は幾通りあるか」という問題がある。図18.1には，その可能な12通りをすべて示している。これを**ラテン方格** Latin square という。表18.4の右表に示した 0, 1, 2 も，この順に A, B, C と読みかえると，上は No.1，下は No.4 のラテン方格になつている。

この12個のラテン方格のうち，No.1だけは，その第1行および第1列が A→B→C とアルファベットの順

行＼列	1	2	3
1	A	B	C
2	B	C	A
3	C	A	B

No. 1

2	3	1
B	C	A
C	A	B
A	B	C

No. 2

3	1	2
C	A	B
A	B	C
B	C	A

No. 3

1	3	2
A	C	B
B	A	C
C	B	A

No. 4

3	2	1
C	B	A
A	C	B
B	A	C

No. 5

2	1	3
B	A	C
C	B	A
A	C	B

No. 6

行			
1	A	B	C
3	C	A	B
2	B	C	A

No. 7

B	C	A
A	B	C
C	A	B

No. 8

C	A	B
B	C	A
A	B	C

No. 9

A	C	B
C	B	A
B	A	C

No.10

C	B	A
B	A	C
A	C	B

No.11

B	A	C
A	C	B
C	B	A

No.12

図 18.1　3×3 のラテン方格

A	B	C	D
B	A	D	C
C	D	A	B
D	C	B	A

(Ⅰ)

A	B	C	D
B	A	D	C
C	D	B	A
D	C	A	B

(Ⅱ)

A	B	C	D
B	C	D	A
C	D	A	B
D	A	B	C

(Ⅲ)

A	B	C	D
B	D	A	C
C	A	D	B
D	C	B	A

(Ⅳ)

図 18.2　4×4 の標準方格

になっている。この性質をもつ方格を**標準方格**という。No. 2〜6 の方格は，この標準方格の列番号を入れかえることによって得られる。その数は 3.！=3×2×1=6 個ある。No. 7〜12 の方格は，第1行だけは動かさず，第2行と第3行を入れかえて求めている。(第1行まで入れかえると，No. 1〜6 と同じものが出てくる)。

A, B, C, D 4文字を並べる，4×4 ラテン方格については，標準方格が図 18.2 に示す4つある。この各々から列の入れかえによって，4!=4×3×2×1=24 通り，第1行以外の行の入れかえによって，3!=6 通りのラテン方格を得るから，全部で 24×6=144 個を得る。4つの標準方格から得られるものはすべて異なるので，全部で 576 個となり，とても書きつくせない。

ついでながら，このようにして，ラテン方格の数をかぞえると，次のような，天文学的数字になる：

	標準方格の数	ラテン方格の総数
5 × 5	56	161, 280
6 × 6	9, 408	812, 851, 200
7 × 7	16, 942, 080	61, 479, 419, 904, 000

さて，表 18.4 の2つの交互作用成分に対応する，2つのラテン方格 No. 1 と 4 は，次の意味で互いに**直交する**，という。いま，No. 1 をラテン文字のまま，No. 4 のラテン文字はギリシヤ文字にかきかえ，この2つを重ね合わせると，図 18.3 を得る。この図で，文字Aは3回現われるが，これに α, β, γ が1回ずつ，B，C に対しても，α, β, γ が1回ずつ組合わされている。これは各行・各列に A, B, C が1回ずつ現われる，という性質と同じものであり，これを**直交性**とよぶ。よって，2つの互いに直交するラテン方格があれば，これを結合して，次の性質をもつ**グレコ・ラテン方格** Graeco-Latin square をつくることができる。

A	B	C
B	C	A
C	A	B

No. 1

α	γ	β
β	α	γ
γ	β	α

No. 4

A α	B γ	C β
B β	C α	A γ
C γ	A β	B α

図 18.3　グレコ・ラテン方格の構成

①ラテン文字 A, B, C は各行・各列に1回ずつ現われる。

②ギリシヤ文字 α, β, γ も，各行・各列に1回ずつ現われる。

③ラテン文字 A, B, C の各々に対して，ギリシヤ文字 α, β, γ が1回ずつ組合わされている。

3×3 のグレコ・ラテン方格の行・列・ラテン文字・ギリシヤ文字のそれぞれに3水準因子を対応させると，それらの主効果はすべて $d.f.=2$ をもつから，4因子で 2×4=8 となり，これは「全体」の $d.f.=9-1=8$ に等しくなる。ゆえに，もうこれ以上の情報を獲得することはできない。しかし，行数（=列数）p がもっと大きい方格では，$m\,(\geq 2)$ 個の直交ラテン方格を組合わせることもできる（p が素数または素数のベキであるときは，$p-1$ 個の直交ラテン方格が存在する)。こうして構成される方格を一般に**超方格** Hyper-square という。

18.3　$L_9(3^4)$ 直交表の構成

図 18.3 に示した，3×3 のグレコ・ラテン方格を，実験の計画に用いるときには，9個の試験区に，各3水準の4因子をわりつけ，かつ，これら4因子の主効果は互いに直交させることができる。表 18.5 に，このグレコ・ラテン方格を再録するとともに，これら9区に第1列から順に通し番号をつけ，その処理内容を示す列番号・行番号・ラテン文字 A, B, C, ギリシヤ文字 α, β, γ の順に，いずれも 1, 2, 3 とすると，中央の表が得られる。

たとえば，No. 4 の行は，2, 1, 2, 3 となっているが，これは左のグレコ・ラテン方格で，第2列，第1行にあり，B→2，γ→3 に対応しているのである。

この中央の表を $L_9(3^4)$ という。L はラテン方格の頭文字であり，9は試験区の数（実験の規模）を表わす。3は，各列に 1, 2, 3 の数字があり，3水準系の因子をわりつけるのに利用されることを指す。上添字の4は，4列あることを表わしている。この表は，つぎの諸性質をもっている。

①どの列にも，1，2，3 の数字が同数回（ここでは3回ずつ現われる。

②どの2列をとっても，(1, 1)，(1, 2)，(1, 3)；(2, 1)，(2, 2)，(2, 3)；(3, 1)，(3, 2)，(3, 3) の9つの対（組合せ）が同数回（ここでは1回）現われる。

表 18.5　グレコ・ラテン方格から $L_9(3^4)$ 直交表へ

	列 1	列 2	列 3
行 1	A_α	B_γ	C_β
行 2	B_β	C_α	A_γ
行 3	C_γ	A_β	B_α

グレコ・ラテン方格

A → 1
B → 2
C → 3

α → 1
β → 2
γ → 3

⇒

$L_9(3^4)$ 直交表

列番	(1)	(2)	(3)	(4)
列名 No.	a	b	a b	a^2 b
1	1	1	1	1
2	1	2	2	2
3	1	3	3	3
4	2	1	2	3
5	2	2	3	1
6	2	3	1	2
7	3	1	3	2
8	3	2	1	3
9	3	3	2	1
↑ 実験番号	左の方格の（列番号）	（行番号）	（ラテン文字）	（ギリシャ文字）

⇐

乗法則の成立する直交表

列番	(1)	(2)	(3)	(4)
列名	a	b	a b	a^2 b
1	1	1	1	1
2	1	ω	ω	ω
3	1	ω^2	ω^2	ω^2
4	ω	1	ω	ω^2
5	ω	ω	ω^2	1
6	ω	ω^2	1	ω
7	ω^2	1	ω^2	ω
8	ω^2	ω	1	ω^2
9	ω^2	ω^2	ω	1

この「列名」は 3^2 計画の主効果と交互作用成分を表わす。§18.1 の例では，P, V, PV, P^2V であつた。これを一般化し，かつ，実際にわりつける要因に対して大文字の記号を残しておくために，小文字 a, b などを用いた。これにより，任意の2列の要因の交互作用（$d.f.=4$）の現われる2列を，次のように「列名」の掛算（そのままの掛算と，一方の2乗と他方との掛算）によつて容易に求めることができる。

(1)列と(2)列：$a \cdot b = ab$ ……………………………(3)列
　　　　　　　$a^2 \cdot b = a^2b$ ……………………………(4)列
(2)列と(3)列：$b \cdot ab = ab^2 \rightarrow (ab^2)^2 = a^2b^4 \equiv a^2b$ ……(4)列
　　　　　　　$b^2 \cdot ab = ab^3 \equiv a$ ………………………(1)列

ここで，ベキの数字は前と同じく mod.3（法3）で計算する。また，「列名」は最後の文字のベキが1になるようにつくられているから上のように ab^2 などを得たときは，これを2乗してから該当の「列名」をさがす（a 列と a^2 列は水準 1, 2, 3 が 1, 3, 2 になるだけで，まつたく同じ内容の変動を示す）。この計算から明らかなように，この4列は互いにまつたく，平等で，その任意の2列の交互作用は，必らず残りの2列になる。

2水準系の直交表では，1, 2 の代りに1, −1 と読めば，そこでも成り立つ上の2つの性質は，次のように言うことができた。

①′各列の数字の和はいつもゼロである。（「比較」contrast）

②′任意の2列の数字の積和はいつもゼロである。（「直交性」orthogonality）

この性質は，3水準系の直交表についても以下のように読みかえれば，必らず成り立つ。1と −1 は $x^2=1$ の根であつたが，1, ω, ω^2 を $x^3=1$ の根とすると，

$$\omega=\frac{-1+\sqrt{3}i}{2},\quad \omega^2=\frac{-1-\sqrt{3}i}{2},$$

$$\omega^3=1,\quad 1+\omega+\omega^2=0$$

を満足する。表 18.5 の右表では，この ω を用いて，(1), (2)列を与え，(3), (4)列は「列名」の示すとおりの掛算によつて求めた。上の式から，この表が上の①′, ②′を満足することは容易に確かめられる。この表で ω のベキは 0, 1, 2 である。このどの数字にも1を加えて 1, 2, 3 とすれば，中央の $L_9(3^4)$ 表が得られる。これが L_9 表作成の根拠である。

この L_9 直交表は，「交互作用をすべて無視できる」という仮定の下では，最大4因子まで入れることができる。

表 18.6　3^3 計画の自由度の分割

	変　動　因	$d.f.$
全	体	$27-1=26$
（主効果）	A	$3-1=2$
	B	$3-1=2$
	C	$3-1=2$
（2因子交互作用）	$A\times B$	$(3-1)(3-1)=4$
	AB	2
	A^2B	2
	$A\times C$	$(3-1)(3-1)=4$
	AC	2
	A^2C	2
	$B\times C$	$(3-1)(3-1)=4$
	BC	2
	B^2C	2
（3因子交互作用）	$A\times B\times C$	$(3-1)(3-1)(3-1)=8$
	ABC	2
	A^2BC	2
	$A\,B^2C$	2
	A^2B^2C	2

ラテン方格・グレコ・ラテン方格の実験は，因子の大部分がブロック因子であるから，この仮定は割合容易に満足される。

18.4 $L_{27}(3^{13})$ 直交表の構成

3水準の因子A，B，C があるとき，その水準のすべての組合せは $3^3=27$ となる。このときは，その「全体」の自由度 $27-1=26$ は表 18.6 のように分解される。さらに，$d.f.=4$ の2因子交互作用は2つの成分に，$d.f.=8$ の3因子交互作用は，$d.f.=2$ ずつの成分の4つに分解される。すべての要因を $d.f.$ 2 まで分けると，そういう要因の数は，$(27-1)/(3-1)=13$ 個になる。これから13列をもつ $L_{27}(3^{13})$ 直交表が構成できる。

農学講座｜農学実験のための　試験設計法〔27〕

奥野忠一*・塩見正衛*

19. $L_{27}(3^{13})$ 直交表の利用

19.1 $L_{27}(3^{13})$ 直交表の構成

3つの3水準因子 A, B, C の水準のすべての組合せは $3^3=27$ 個あり，その自由度 $27-1=26$ は，前講の表18.6に示したように，それぞれ自由度2をもつ13個の要因に分解できる。これらの要因記号を小文字で表わし，それを「列名」array label とする直交表を，L_9 を構成したのと同じ原理によつて，作ることができる。これは，27通りの処理区をもつ実験に用いられ，$L_{27}(3^{13})$ 直交表とよばれる（表19.1. この表にはデータと予備計算の結果も示している）。この直交表のもつ性質は，次のとおりである。

表 19.1　$L_{27}(3^{13})$ 直交表と要因のわりつけおよび試験結果（精玄米重）（福岡農試）

	列番 / No.	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(データ) −600 kg
	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	−5
	2	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2	−23
	3	1	1	1	1	3	3	3	3	3	3	3	3	3	−30
	4	1	2	2	2	1	1	1	2	2	2	3	3	3	28
	5	1	2	2	2	2	2	2	3	3	3	1	1	1	−29
	6	1	2	2	2	3	3	3	1	1	1	2	2	2	24
	7	1	3	3	3	1	1	1	3	3	3	2	2	2	22
実	8	1	3	3	3	2	2	2	1	1	1	3	3	3	−31
	9	1	3	3	3	3	3	3	2	2	2	1	1	1	53
	10	2	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	55
験	11	2	1	2	3	2	3	1	2	3	1	2	3	1	61
	12	2	1	2	3	3	1	2	3	1	2	3	1	2	53
	13	2	2	3	1	1	2	3	2	3	1	3	1	2	52
	14	2	2	3	1	2	3	1	3	1	2	1	2	3	76
	15	2	2	3	1	3	1	2	1	2	3	2	3	1	88
番	16	2	3	1	2	1	2	3	3	1	2	2	3	1	54
	17	2	3	1	2	2	3	1	1	2	3	3	1	2	22
	18	2	3	1	2	3	1	2	2	3	1	1	2	3	92
	19	3	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2	63
号	20	3	1	3	2	2	1	3	2	1	3	2	1	3	51
	21	3	1	3	2	3	2	1	3	2	1	3	2	1	30
	22	3	2	1	3	1	3	2	2	1	3	3	2	1	64
	23	3	2	1	3	2	1	3	3	2	1	1	3	2	48
	24	3	2	1	3	3	2	1	1	3	2	2	1	3	96
	25	3	3	2	1	1	3	2	3	2	1	2	1	3	38
	26	3	3	2	1	2	1	3	1	3	2	3	2	1	63
	27	3	3	2	1	3	2	1	2	1	3	1	3	2	107
	列名	a	b	ab	a²b	c	ac	a²c	bc	abc	a²bc	b²c	ab²c	a²b²c	
	群	1	2			3									
	要因	F	Q	FQ	F^2Q	R	FR	F^2R	QR	ϵ	e	Q^2R	e	e	データの合計
	第1水準	9	255	318	366	371	440	437	375	393	309	460	331	379	1,122
	第2水準	553	447	400	335	238	311	315	485	339	463	411	403	368	
	第3水準	560	420	404	421	513	371	370	262	390	350	251	388	375	
	偏差平方和	22206.9	2400.7	523.6	421.6	4202.9	926.0	829.6	2762.9	204.7	1413.6	2654.9	320.7	6.9	

① 各列には，数字1，2，3が9回ずつ現われる。

② どの2列にも，2つの数字の組合せ(1,1)，(1,2)，(1,3)；(2,1)，(2,2)，(2,3)；(3,1)，(3,2)，(3,3)が3回ずつ現われる。

ところで，任意の2列の積（交互作用）の列は2つ（これを成分とよぶ）あつて，その1つは，「列名」の単なる積を「列名」とする列，もう1つは，一方の「列名」の2乗と他方の「列名」の積を「列名」とする列である。しかも，このような掛算で求められた「列名」が表に存在しないときは，それを2乗し，ベキの数字を mod. 3 で簡単にすることによつて該当の列を探す必要がある。たとえば，(6)列と(12)列の積の列は，

$$ac\cdot ab^2c=a^2b^2c^2 \longrightarrow (a^2b^2c^2)^2\equiv abc \longrightarrow \quad (9)\text{列}$$

$$(ac)^2\cdot ab^2c=a^3b^2c^3\equiv b^2 \longrightarrow (b^2)^2=b^4\equiv b \longrightarrow (2)\text{列}$$

の2つとなる。

また，表の下の群番号は，2水準系直交表の場合と同様に，分割区法を採用するときに利用される。この場合，次の規則が成り立つことを知っていると便利である。

（i） 同一群に属する列の積の1つの成分はその同じ群内に，他の成分はより低次の群に現われる。

（ii） 異なる群に属する2列の積は，その2つの成分とも，その高次の方の群に現われる。

19.2 L_{27} 直交表への因子のわりつけ方

因子のわりつけの原則は，2水準系直交表の場合と同様に，次のとおりとする：

① 3因子以上の交互作用は全部無視する。

② すべての主効果は，どの2因子交互作用とも別名 alias にならないようにする。これは，①の前提の下で，主効果を「推定可能」estimable にすることである。

③ できるだけ多くの2因子交互作用を上の意味で「推定可能」にする。

以上の原則に従つて「最適」と考えられるわりつけを表 19.2 に示す。

これから，次のように判断できる：

（i） 3^3 計画の1回実施では，3因子交互作用の4つの成分に対応する4列が誤差項となり，その自由度は $2\times4=8$ となる。

（ii） 3^3 計画で，ブロック因子 R を導入するとき

* 農業技術研究所

表 19.2　L_{27} 直交表への因子の最適なわりつけ

列番	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(定義対比)(ブロック)
列名	a	b	ab	a^2b	c	ac	a^2c	bc	abc	a^2bc	b^2c	ab^2c	a^2b^2c	
① 3^3, 1回実施	A	B	AB	A^2B	C	AC	A^2C	BC			B^2C			——
② 3^4, 1/3 実施	A	B	$AB = C^2D$	A^2B	C	$AC = B^2D$	A^2C	$BC = A^2D$	D	AD	B^2C	BD	CD	$1=ABCD^2$
③ 3^3, 3ブロック	R	A		B^2C	B		A^2C	AB		C	A^2B	BC	AC	$R=ABC^2$
④ 3^4, 3ブロック	$R = A^2B$	A	$AB = C^2D$	B	C	BD	AD	$AC = B^2D$	CD	$BC = A^2D$	A^2C	B^2C	D	$1=ABCD^2$ $R=A^2B$

は，表の③のわりつけを得，全部の2因子交互作用が「推定可能」で，誤差の自由度は6となる。

(iii) 3^4計画の1/3実施にすると，ブロック因子Rを入れなくても，4因子交互作用の成分の1つが定義対比となるために，どの2因子の交互作用（$A \times B$, $A \times C$, …）も，その成分の1つが残りの2因子の交互作用のある成分と交絡する。交互作用の評価は，その2つの成分がともに「推定可能」のときにしか行なえないから，この計画では，2因子交互作用に関する情報はすべて失なわれることになる。

それゆえ，L_{27} 直交表は，3因子の1回実施で，ブロック因子Rがふくまれるとき（表の③の計画）に用いるのがもつとも適当である。この計画は，古くは，ブロックとの「交絡法」confounding design と呼ばれた。

19.3　L_{27} 直交表の利用

<例1>　この例では，もつとも簡単な場合，すなわち，3^3の1回実施，を完全無作為化法で実施した試験について，データ解析の方法を述べる。

福岡県農業試験場では，1967 年に「非肥沃地における水稲安定多収施肥技術の研究」というテーマで，花こう岩質砂壌土水田における水稲収量の向上をはかるため，次の3因子を取上げた基礎試験を実施した。中心の課題は，穂肥窒素量Qとその施肥時期を定めることであつて，因子Qはどうしても3水準にしたかつた。施肥時期Rは8月8日と16日の2水準のほかに，8日と24日に1/2ずつ分施する方法も効果的と考えられたので，これを加えて3水準とした。標示因子としての基肥窒素量Fは，速効性肥料で2水準，緩効性肥料で1水準をとつた。従つてFとQ，FとRの交互作用の存在が予想された。決定した因子と水準を表 19.3 に示す。

この計画の直交表へのわりつけは，表19.2の①のA, B, CをF, Q, Rにおきかえただけで，その結果を表19.1の下に示す。

表19.1の右欄に10アール当りの精玄米重のデータから 600 kg をひいた値を示す。表の下段には，各列の各水準ごとのデータの和を記入する。たとえば，(5)列では

第1水準の和：$(-5)+28+22+55+\cdots+38=371$

第2水準の和：$(-23)+(-29)+\cdots+63=238$

第3水準の和：$(-30)+24+53+53+\cdots+107=513$

となる。また，この3つの和の計はもとの 27 個のデータの総合計 1,122 に一致するはずである。表の最下段に各列ごとの偏差平方和を求めて記入する。たとえば，(5)列では，その計算は，

$$(371^2+238^2+513^2)/9-CT=4202.9$$

ここで，

$$CT=1122^2/27=46625.3$$

である。誤差eのわりつけられた(9)，(10)，(12)，(13)の4列についても，平方和の計算は他の列と同様に行なうが，この4列は，まとめて自由度8の平方和とし，これから誤差分散を求める。すなわち，

$$204.7+1413.6+320.7+6.9=1945.9$$

が「誤差」の平方和となる。「誤差」の平方和は，「全体」の平方和から，主効果の平方和と2因子交互作用の平方和のすべてを引き去つた残りとして求めることもできる。すなわち，「全体」と「誤差」の平方和は

表 19.3　因子と水準（福岡県農試；1967）

因子	水準 1	水準 2	水準 3
基肥窒素量 F	6.5kg/10a (速効性)	8.5kg/10a (速効性)	6.5kg/10a (緩効性)
穂肥窒素量 Q	3.5kg/10a	5.0kg/10a	6.5kg/10a
穂肥の分施割合R	8月8日 16日 24日 10 — 0 — 0	8日 16日 24日 0 — 10 — 0	8日 16日 24日 5 — 0 — 5

注：1区面積 12.4m², 供試品種　シラヌイ；栽植密度　20 株/m²

表 19.4　分 散 分 析 表 (福岡農試)

変　動　因	$d.f.$	平 方 和	分　散
基肥窒素量　F	2	22206.9	11103.5**
穂肥窒素量　Q	2	2400.7	1200.4*
同分施割合　R	2	4202.9	2101.5*
$F\times Q$	4	945.2	238.6
$F\times R$	4	1755.6	438.9
$Q\times R$	4	5417.8	1354.5*
誤　差　e	8	1945.9	243.2

: $(-5)^2+(-23)^2+\cdots+107-CT=38874.7$

の平方和：$38874.7-\{22206.9+2400.7+\cdots+2654.9\}$

$=1945.6$

となる。この2つの方法で求めた「誤差」の平方和の値は，4捨5入によるちがいを無視すれば一致している。

2因子交互作用 $F\times Q$ の2つの成分 FQ と F^2Q は，それぞれ自由度2ずつであるが，この2つは，単に数学的な分割であつて実質的な意味をもたないので，それらの平方和を加えて，自由度4の平方和にする：

$$523.6+421.6=945.2$$

FR と F^2R, QR と Q^2R についても同様の処置をほどこし，これらを分散分析表にまとめる（表 19.4）。

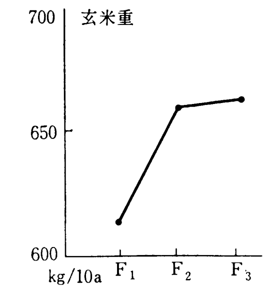
分散分析の結果，基肥窒素量 F，穂肥窒素量 Q，穂肥分施割合 R，2因子交互作用 $Q\times R$ が1％ないし5％の水準で有意になつた。これら有意になつた要因の水準平均を図 19.1 に示す。

以上から若干の結論をのべると，

① 基肥 F については，F_2, F_3 は F_1 よりも収量が多い。すなわち速効性で 8.5kg，緩効性で 6.5 kg なら良いが速効性で 6.5kgでは少ないことがわかる。

② 穂肥の効果は，分施の方法で異なり，穂肥1回 (R_1, R_2) のときは，Q_1, Q_2 で十分で Q_3 では多すぎる。しかし，これを2回に分けて施こす (R_3) なら Q_3 が最高ということになる。

③ 最高収量をうることができる条件と，その場合に期待できる収量の推定値を求める：



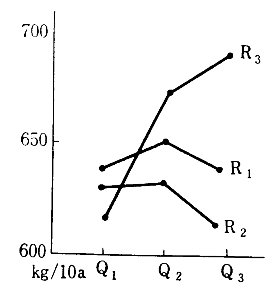


図 19.1　要因効果を示す

有意になつた要因は F, Q, R, $Q\times R$ であつて，F については F_3 が 662.2 kg/10a で最高，Q と R については Q_3R_3 の組合わせが 684.0 kg で最大の値になつている。したがつて，最高収量を示す組合わせは，$F_3Q_3R_3$ となり，そのときの期待収量は，

総平均　　F_3の効果　　Q_3R_3 の組合わせ効果

$$641.6+(662.2-641.6)+(684.0-641.6)=704.6$$

となる。この信頼区間は，

$$\text{期待収量}\pm t(0.05,\ 8)s_e$$

で与えられる。ここに，8は誤差 e の自由度，s_e^2 は，

$$s_e^2=\frac{\overset{\left(\substack{\text{平均値の}\\ \text{自由度}}\right)}{1}+\overset{\left(\substack{F\text{の自}\\ \text{由度}}\right)}{2}+\overset{\left(\substack{Q,R,Q\times R\\ \text{の自由度の和}}\right)}{8}}{\underset{(\text{区数})}{27}}\times\overset{(\text{誤差分散})}{243.2}=99.1$$

で求められるから，信頼区間として

$$704.6\pm23.0=681.6\sim727.6\ \mathrm{kg/10a}$$

を得る。ここで求めた最高収量の条件 $F_3Q_3R_3$ の組合わせは，供試した 27 処理組合せの中では，No. 27 と同一で，その収量は表 19.1 で，707 kg/10a となつている。この値は，ここに求めた信頼区間に含まれている。

ここに示した解析方法は，L_{81} 直交表を用いた場合の試験データの解析にも応用できるが，L_{81} のようにデータ数が多くなると，手計算はほとんど不可能である。コンピュータを用いると，L_{27} 直交表の試験は1形質15秒位，L_{81} 直交表の試験は 25 秒位で計算できる。

≪例2≫　鹿児島県農業試験場は，1965年に，県で採用した水稲品種の栽培密度と窒素追肥量の関係を明らかにするための試験を行なつた。この試験は，27 区を用い，各3水準の4因子を含むものである。試験に含まれる因子と水準を，表 19.5 にかかげる。

これらの因子のうち，追肥割合 N と追肥量 F は区ごとに水準を変えるのが困難なため，3区ひとまとめにして，これを分割区法の1次単位にその他の因子を2次単位にわりつけた。

直交表への因子のわりつけは，表 19.6 の①に示す（これは表 19.2 の②に対応する）。この試験では，4つの主効果と2因子交互作用 $N\times V$, $F\times V$ だけに関心があり，その他の2因子交互作用に関する情報は得られなくてもよいと考えた上，しかも，$V\times S$, $N\times F$, $F\times S$,

表 19.5　因子と水準 (鹿児島農試；1965)

因　子	水準 1	水準 2	水準 3
追肥割合 N△	5+5+0	4+4+2	10+0+0
追 肥 量 F	250 g/m²	350 g/m²	450 g/m²
品　種 V	農林 18 号	アリアケ	タチカラ
栽植密度 S	18.5株/m²	22.2株/m²	27.8株/m²

注△：基肥＋分げつ期追肥＋穂肥

$N\times S$ などは，あらかじめ，その効果が小さいことが予想できたので，これら4つの2因子交互作用は誤差としてとり扱つた。

試験区の圃場配置は，まずNとFの組合わせに従つて3区ずつを1組にした1次単位の区9つをランダムに配置し，次に1次単位内の3区をそれぞれランダムに配置した。その結果を図 19.2 に示す。

得られた測定値のうち，玄米重の分散解析の結果を表 19.7 に示す。表から，統計的に有意な要因は見出されない。1次誤差の分散が2次誤差の分散よりさ小いこと，$N\times V$, $F\times V$ の分散が1次誤差の分散よりさらに小さいことから，2次誤差の分散 626.8 にはなにか有効な要因効果が含まれているのではないかと疑われたが，2次誤差の変動係数は 5.0% で，玄米重では普通の大きさであつた。

≪例3≫　3水準系の直交表の L_{27} で 3^4 型の一部実施をすると，上の例に見るように，有意な要因を見つけにくい。かといつて，1回実施では 81 区になつてしまう。その中間に L_{27} 直交表実験を2つ並列して 54 区を用いる計画がある。このとき1つの因子だけは2水準にとる。その例をここで取上げる。

1967年に宮崎県総合農業試験場都城支場で行なわれた「普通期水稲安定多収栽培試験」の因子と水準は，表 19.8 に示すとおりである。ここで品種Vは2水準であるから，残りの3因子 D, Q, F とブロック因子Rを L_{27} 直交表にわりつけた（表 19.6 の②）。ここでは，2つの品種で同一のわりつけを行なつた。

この試験では，処理組合わせの圃場への配置は次のような手順で行なつた：①圃場全体（54 区）を，まず 18 区ずつの3ブロックに分ける，②各ブロックを2分して1次単位（9区をふくむ）とし，これに V_1, V_2 をランダムにわりつける，③各1次単位のなかを9等分して2次単位（最小単位の区）をつくり，これに Q, F, D の組合わせをランダムにわりつける。（図 19.3）いま，上と同じ4因子に関して，全く別の圃場配置を考えることも

表 19.6 L_{27} 直交表へのわりつけの例

列番	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	
列名	a	b	a b	a^2 b	c	a c	a^2 c	b c	a b c	a^2 b c	b^2 c	a b^2 c	a^2 b^2 c	定義対比（ブロック）
①鹿児島農試	N	F	$NF = VS^2 = e_1$	$N^2F = e_1$	V	NV	$N^2V = FS$	FV	$V^2S = e_2$	$F^2S = e_2$	$F^2V = NS$	$N^2S = e_2$	S	$1=N^2F^2VS^2$
②宮崎農試	R	Q	e	F^2D	F	e	Q^2D	QF	e	D	Q^2F	F^2D^2	QD	$R=QFD^2$
③熊本農試	R	P	e_1	D^2Q	D	e_2	P^2Q	PD	e_2	Q	P^2D	D^2Q^2	PQ	$R=Q^2DP$

表 19.7 分散分析表（鹿児島農試）

要因	$d.f.$	平方和	分散
追肥割合N	2	1128	564
追肥量F	2	3442	1721
1次誤差e_1	4	1208	302
品種V	2	3967	1984
栽植密度S	2	4325	2163
$N\times V$	4	697	174
$F\times V$	4	533	133
2次誤差e_2	6	3737	626.8

実験 No.	(15)	(14)	(13)	(20)	(21)	(19)	(4)	(6)	(5)
N	2	2	2	3	3	3	1	1	1
F	2	2	2	1	1	1	2	2	2
V	3	2	1	2	3	1	1	3	2
S	1	3	2	3	1	2	3	2	1
No.	(8)	(7)	(9)	(17)	(16)	(18)	(25)	(26)	(27)
N	1	1	1	2	2	2	3	3	3
F	3	3	3	3	3	3	3	3	3
V	2	1	3	2	1	3	1	2	3
S	3	2	1	2	1	3	3	1	2
No.	(22)	(24)	(23)	(2)	(3)	(1)	(10)	(11)	(12)
N	3	3	3	1	1	1	2	2	2
F	2	2	2	1	1	1	1	1	1
V	1	3	2	2	3	1	1	2	3
S	1	3	2	2	3	1	3	1	2

図 19.2 圃場配置（鹿児島農試）

表 19.8 因子と水準（宮崎農試）

因子	水準 1	水準 2	水準 3
品種V	タチカラ	西南100号	—
栽培密度D	17.4 株/m^2	22.5 株	27.8 株
施肥量Q	標肥 (0.5 kg/a)	多肥1 (30%増)	多肥2 (50%増)
施肥法F	5+2.5+2.5+0[1)]	5+1.25+2.5+1.25	3.75+1.25+2.5+1.25+1.25
ブロックR	1[2)]	2	3

注：1）基肥＋分げつ期施肥＋幼穂形成期施肥＋穂肥
2）1ブロック 4a

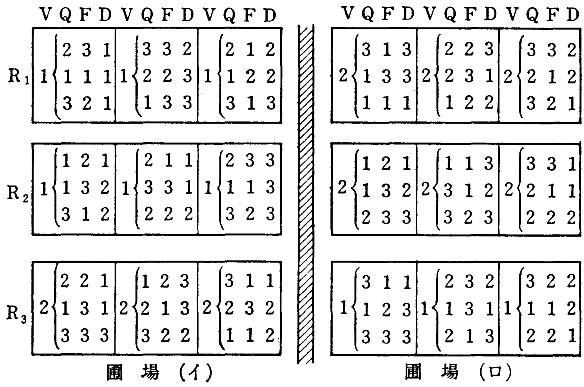


図 19.3　圃　場　配　置（宮崎農試）

表 19.9　$L_{27} \oplus L_{27}$ 計画の自由度の分割

（1）宮崎農試

変　動　因	$d.f.$
ブロック R	2
品種 V	1
1次誤差 e_1	2
栽植密度 D	2
施肥量 Q	2
施肥法 F	2
$D\times Q$	4
$D\times F$	4
$Q\times F$	4
$V\times D$	2
$V\times Q$	2
$V\times F$	2
$V\times D\times Q$	4
$V\times D\times F$	4
$V\times Q\times F$	4
2次誤差 e_2	12

（2）同左変形

変　動　因	$d.f.$
ブロック R	2
栽植密度 D	2
施肥量 Q	2
施肥法 F	2
$D\times Q$	4
$D\times F$	4
$Q\times F$	4
1次誤差 e_1	6
品種 V	1
$V\times D$	2
$V\times Q$	2
$V\times F$	2
$V\times D\times Q$	4
$V\times D\times F$	4
$V\times Q\times F$	4
2次誤差 e_2	8

（3）熊本農試

変　動　因	$d.f.$
ブロック R	2
播種期 P	2
D^2Q	2
1次誤差 e_1	2
播種密度 D	2
施肥量 Q	2
D^2Q^2	2
$P\times D$	4
$P\times Q$	4
施肥法 F	1
$F\times P$	2
$F\times D$	2
$F\times Q$	2
$F\times D\times Q$	4
$F\times P\times Q$	4
$F\times P\times D$	4
2次誤差 e_2	12

（4）同左変形

変　動　因	$d.f.$
ブロック R	2
播種期 P	2
D^2Q	2
1次誤差 e_1	2
撮種密度 D	2
施肥量 Q	2
D^2Q^2	2
$P\times D$	4
$P\times Q$	4
2次誤差 e_2	4
施肥法 F	1
$F\times P$	2
$F\times D$	2
$F\times Q$	2
$F\times D\times Q$	4
$F\times P\times Q$	4
$F\times P\times D$	4
3次誤差 e_3	8

できる。すなわち①圃場全体を，まず3つのブロックに分ける，②各ブロック内を9等分して1次単位とし，Q, F, Dの処理組合わせをランダムにわりつける，③この各1次単位を2分して，2次単位とし，これにランダムにV_1, V_2をわりつける。

このような2通りの試験に対応する分散分析表の自由度の分割のちがいを表 19.9（1),（2）に示す。なお表から明らかなように，このような計画では，2水準因子Vを含む3因子交互作用の推定ができる。

以上は2水準因子が分割区法の1次因子となっていたが，次に，3水準因子のうち1つが分割区法の1次因子となる場合を考えよう。

≪例4≫　熊本県農業試験場では 1967 年に水稲湛水直播栽培試験を次の因子と水準に関して行なつた（表 19.10)。直交表へのわりつけは，2水準因子のF_1, F_2に対して，表19.9の（3）に示すとおりである。ただし，播種期Pの各水準は6区ずつまとめた1次因子とした。

圃場配置の手順として，①まず全圃場を3分して，3つのブロックを作る。②各ブロック内を3分して1次単位とし，これにランダムにP_1, P_2, P_3をわりつける，③各1次単位を6等分して2次単位を作り，これにD, Q, Fの6つの処理組合わせをランダムに配置する。あるいは，次のような配置も考えられる。①圃場全体を3ブロックに区切る，②各ブロック内を3分して1次単位とし，Pの3水準をランダムにわりつける，③各1次単位内をさらに3分して2次単位を作り，これにD, Qの処理組合わせをランダムに配置する，④各2次単位をさらに2分してこれにF_1, F_2をランダムにわりつける（Fは3次因子となる)。この例で述べた2つの圃場配置を，分散分析の自由度の分割で比べてみると表 19.9 の (3), (4) のとおりとなる。

3水準の因子をいくつか含む試験を 27 区程度の少ない区数で試験しようと思えば，一般には，3因子しかとり入れることはできない。そこで，L_{27} をとりあげる前に，①はたしてすべての因子を3水準にしなければならないのか，いくつかの因子は2水準で，1～2の因子は4水準にしてL_{32}を用いることはできないか。②3水準因子4つの場合には，L_{27}を2つ利用する54区の試験ができないか，というようなことを検討することが重要である。

表 19.10　因　子　と　水　準（熊本農試）

因　子	水準 1	水準 2	水準 3
ブロック R	1	2	3
播種期 P	5月20日	6月10日	6月20日
播種密度 D	0.4 kg/a	0.5 kg	0.6 kg
施肥量 Q	1.6 kg/a	1.4 kg	1.2 kg
施肥法 F	5：5[1)	4：6	

注：1) 基肥：穂肥

農学講座｜農学実験のための 試験設計法〔28〕

奥野忠一*・塩見正衛*

20. L_{81} 直交表の構成とその使い方

前講では，3水準系の直交表として$L_{27}(3^{13})$を紹介し，その種々の適用例を述べた。L_{27} 直交表で，すべての主効果と2因子交互作用を「推定可能」にする計画は，3^3の1回実施しかなく，3^4 計画の1/3 実施では，すべての2因子交互作用は互いに「別名」になつてしまう。それゆえ，L_{27} では，一部実施計画を採用できないことがわかつた。この次に大きい3水準系の直交表は $L_{81}(3^{40})$ である。これを利用する計画として，最もよく用いられているのは 3^5 の 1/3 実施である。本節では，この表の構成と因子のわりつけ方について論じる。その次に大きい直交表としては L_{243} があるが，これは試験区の数が243も必要であるために，実際の農業試験ではほとんど用いられない。よつて，これは割愛する。

L_{81} 直交表を用いた試験としては，1962 年の香川県農業試験場の「水稲乾田直播栽培における施肥法試験」が最初であり，近年では，佐賀県農業試験場で 1966～68年に連続実施された「水稲施肥基準設定試験」や，福岡県農業試験場で 1964 年以来数年実施された「水稲乾田直播栽培試験」などをあげることができる。また，本講座の〔10〕，〔11〕(p.65，p.69) で紹介した，北海道上川農業試験場の「人工気象箱による水稲の温度反応試験」もある。この試験では，81個のポットを用い，3つの人工気象箱の昼気温，昼水温，夜気温，夜水温，処理日数の5因子についての 3^5 計画の 1/3 実施をした。これら多くの事例から見られるように，3水準系の因子を採用するときには，L_{81} 直交表を用いる計画が中心になるのである。

20.1 $L_{81}(3^{40})$ 直交表の構成

表 20.1 に，この表を示す。その左欄の No. は処理区番号を示し，全部で 81 通りの処理組合せを採用する実験のわりつけに用いられることがわかる。列は (1)～(40)まであり，各列には1，2，3の数字が一定の規則に従つて並んでいる。各列の1，2，3に対応するデータの変動は，自由度 3−1=2 の要因効果を表わすから，40列全部で 2×40=80 となり，これは81区全体の自由度81−1=80に等しい。すなわち，「全体」の自由度80をそれぞれ自由度2の 40 個の要因効果に分割する表であると見ることができる。

* 農業技術研究所

「列名」は，a, b, c, d の4因子についての 3^4 計画の主効果，2因子交互作用，3因子交互作用，4因子交互作用を示す。L_{27} 直交表のときに注意したように，3水準の因子同志の2因子交互作用は，自由度 (3−1)(3−1)=4 をもつので，直交表では，自由度2の「列」の2つに分解される。同様にして，3因子交互作用は自由度8をもつから4列が必要であり，4因子交互作用は自由度16であるから，8列に分解される。これらの成分は次のような記号で表わされる。

主効果	a
2因子交互作用	ab, a^2b
3因子交互作用	abc, a^2bc, ab^2c, a^2b^2c
4因子交互作用	abcd, a^2bcd, ab^2cd, a^2b^2cd, abc^2d, a^2bc^2d, ab^2c^2d, $a^2b^2c^2d$

ここで，因子記号のベキには，1または2をつけている(3水準系では mod. 3 で計算するので，3≡0)。ただしaとa^2, abとa^2b^2, a^2bと$(a^2b)^2=a^4b^2\equiv ab^2$ は同一とみなし，それぞれの前者の方を採用している。実際，aとa^2では次に示すように，3水準を 1，2，3 とよぶか1，3，2と呼ぶかの違いのみであり，この3水準の変動としてはまつたく同じになるからである。

要因aの3水準			要因a^2の3水準	
1	0		$0\times2=0$	1
2 ⟶	1	⟹	$1\times2=2$	3
3	2		$2\times2=4\equiv1$	2

「群番号」は，「列名」のなかにaだけをもつ1群，bを必らずふくむ2群，cを必らずふくむ3群，dを必らずふくむ4群を示している。「列名」の並べ方は，たとえば3群では，(5)列にcがはいると，ac, a^2c がつづき，つぎに，bのかかつたbcとb^2cがつづくのであるが，bよりもaの方が優先し，bcのつぎには，abc, a^2bc がはいつた後に，b^2c, ab^2c, a^2b^2c がつづく，という規則である。これを理解すれば，4群の複雑な各「列名」がどういう順序で現われるかはたちどころにわかる。

L_{81} 直交表のもつ性質を，L_{27} の場合と同様にまとめるとつぎのとおりとなる：

①どの列にも数字 1，2，3 が27回ずつ現われる。

②どの2列をとつても，数字の対，(1,1)，(1,2)，(1,3)，(2,1)，(2,2)，(2,3)，(3,1)，(3,2)，(3,3) がいずれも9回ずつ現われる。

表 20.1　L_{81} (3^{40}) 直交表

群番号	1	2	3			4								
列番号	(1)	(2)(3)(4)	(5)(6)(7)	(8)(9)(10)	(11)(12)(13)	(14)(15)(16)	(17)(18)(19)	(20)(21)(22)	(23)(24)(25)	(26)(27)(28)	(29)(30)(31)	(32)(33)(34)	(35)(36)(37)	(38)(39)(40)
列名 / No.	a	b ab a^2b	c ac a^2c	bc abc a^2bc	b^2c ab^2c a^2b^2c	d ad a^2d	bd abd a^2bd	b^2d ab^2d a^2b^2d	cd acd a^2cd	bcd $abcd$ a^2bcd	b^2cd ab^2cd a^2b^2cd	c^2d ac^2d a^2c^2d	bc^2d abc^2d a^2bc^2d	b^2c^2d ab^2c^2d $a^2b^2c^2d$
1	1	111	111	111	111	111	111	111	111	111	111	111	111	111
2	1	111	111	111	111	222	222	222	222	222	222	222	222	222
3	1	111	111	111	111	333	333	333	333	333	333	333	333	333
4	1	111	222	222	222	111	111	111	222	222	222	333	333	333
5	1	111	222	222	222	222	222	222	333	333	333	111	111	111
6	1	111	222	222	222	333	333	333	111	111	111	222	222	222
7	1	111	333	333	333	111	111	111	333	333	333	222	222	222
8	1	111	333	333	333	222	222	222	111	111	111	333	333	333
9	1	111	333	333	333	333	333	333	222	222	222	111	111	111
10	1	222	111	222	333	111	222	333	111	222	333	111	222	333
11	1	222	111	222	333	222	333	111	222	333	111	222	333	111
12	1	222	111	222	333	333	111	222	333	111	222	333	111	222
13	1	222	222	333	111	111	222	333	222	333	111	333	111	222
14	1	222	222	333	111	222	333	111	333	111	222	111	222	333
15	1	222	222	333	111	333	111	222	111	222	333	222	333	111
16	1	222	333	111	222	111	222	333	333	111	222	222	333	111
17	1	222	333	111	222	222	333	111	111	222	333	333	111	222
18	1	222	333	111	222	333	111	222	222	333	111	111	222	333
19	1	333	111	333	222	111	333	222	111	333	222	111	333	222
20	1	333	111	333	222	222	111	333	222	111	333	222	111	333
21	1	333	111	333	222	333	222	111	333	222	111	333	222	111
22	1	333	222	111	333	111	333	222	222	111	333	333	222	111
23	1	333	222	111	333	222	111	333	333	222	111	111	333	222
24	1	333	222	111	333	333	222	111	111	333	222	222	111	333
25	1	333	333	222	111	111	333	222	333	222	111	222	111	333
26	1	333	333	222	111	222	111	333	111	333	222	333	222	111
27	1	333	333	222	111	333	222	111	222	111	333	111	333	222
28	2	123	123	123	123	123	123	123	123	123	123	123	123	123
29	2	123	123	123	123	231	231	231	231	231	231	231	231	231
30	2	123	123	123	123	312	312	312	312	312	312	312	312	312
31	2	123	231	231	231	123	123	123	231	231	231	312	312	312
32	2	123	231	231	231	231	231	231	312	312	312	123	123	123
33	2	123	231	231	231	312	312	312	123	123	123	231	231	231
34	2	123	312	312	312	123	123	123	312	312	312	231	231	231
35	2	123	312	312	312	231	231	231	123	123	123	312	312	312
36	2	123	312	312	312	312	312	312	231	231	231	123	123	123
37	2	231	123	231	312	123	231	312	123	231	312	123	231	312
38	2	231	123	231	312	231	312	123	231	312	123	231	312	123
39	2	231	123	231	312	312	123	231	312	123	231	312	123	231
40	2	231	231	312	123	123	231	312	231	312	123	312	123	231
41	2	231	231	312	123	231	312	123	312	123	231	123	231	312
42	2	231	231	312	123	312	123	231	123	231	312	231	312	123
43	2	231	312	123	231	123	231	312	312	123	231	231	312	123
44	2	231	312	123	231	231	312	123	123	231	312	312	123	231
45	2	231	312	123	231	312	123	231	231	312	123	123	231	312
46	2	312	123	312	231	123	312	231	123	312	231	123	312	231
47	2	312	123	312	231	231	123	312	231	123	312	231	123	312
48	2	312	123	312	231	312	231	123	312	231	123	312	231	123
49	2	312	231	123	312	123	312	231	231	123	312	312	231	123
50	2	312	231	123	312	231	123	312	312	231	123	123	312	231
51	2	312	231	123	312	312	231	123	123	312	231	231	123	312
52	2	312	312	231	123	123	312	231	312	231	123	231	123	312
53	2	312	312	231	123	231	123	312	123	312	231	312	231	123
54	2	312	312	231	123	312	231	123	231	123	312	123	312	231
55	3	132	132	132	132	132	132	132	132	132	132	132	132	132
56	3	132	132	132	132	213	213	213	213	213	213	213	213	213
57	3	132	132	132	132	321	321	321	321	321	321	321	321	321
58	3	132	213	213	213	132	132	132	213	213	213	321	321	321
59	3	132	213	213	213	213	213	213	321	321	321	132	132	132
60	3	132	213	213	213	321	321	321	132	132	132	213	213	213
61	3	132	321	321	321	132	132	132	321	321	321	213	213	213
62	3	132	321	321	321	213	213	213	132	132	132	321	321	321
63	3	132	321	321	321	321	321	321	213	213	213	132	132	132
64	3	213	132	213	321	132	213	321	132	213	321	132	213	321
65	3	213	132	213	321	213	321	132	213	321	132	213	321	132
66	3	213	132	213	321	321	132	213	321	132	213	321	132	213
67	3	213	213	321	132	132	213	321	213	321	132	321	132	213
68	3	213	213	321	132	213	321	132	321	132	213	132	213	321
69	3	213	213	321	132	321	132	213	132	213	321	213	321	132
70	3	213	321	132	213	132	213	321	321	132	213	213	321	132
71	3	213	321	132	213	213	321	132	132	213	321	321	132	213
72	3	213	321	132	213	321	132	213	213	321	132	132	213	321
73	3	321	132	321	213	132	321	213	132	321	213	132	321	213
74	3	321	132	321	213	213	132	321	213	132	321	213	132	321
75	3	321	132	321	213	321	213	132	321	213	132	321	213	132
76	3	321	213	132	321	132	321	213	213	132	321	321	213	132
77	3	321	213	132	321	213	132	321	321	213	132	132	321	213
78	3	321	213	132	321	321	213	132	132	321	213	213	132	321
79	3	321	321	213	132	132	321	213	321	213	132	213	132	321
80	3	321	321	213	132	213	132	321	132	321	213	321	213	132
81	3	321	321	213	132	321	213	132	213	132	321	132	321	213

③任意の2列（この「列名」をかりに，x, y とする）の交互作用は，xy と x^2y（または xy^2）の2列に現われる。このそれぞれをその交互作用の成分と呼ぶ。ただし，ベキの数字は法3 (mod. 3) で計算する。すなわち $a^3 \equiv a^0 = 1$ を使う。たとえば

$x = c,\ y = d \longrightarrow$

$xy = cd$, (23)列,

$x^2y = c^2d$, (32)列。

$x = a^2b^2c,\ y = a^2bcd \longrightarrow$

$xy = a^4b^3c^2d \equiv ac^2d$, (33)列

$x^2y = a^6b^5c^3d \equiv b^2d$, (20)列。

$x = c^2d,\ y = ab^2cd \longrightarrow$

$xy = ab^2c^3d^2 = ab^2d^2$,

$x^2y = ab^2c^5d^3 \equiv ab^2c^2$

（この場合，対応する列は存在しないので，これをさらに2乗する）

$x^2y^2 = a^2b^4d^4 \equiv a^2bd$, (19)列

$(x^2y)^2 = a^2b^4c^4 = a^2bc$　(10)列

④1群の列では1，2，3の数字が27個連つている。2群の列では9個ずつ，3群の列では3個ずつ連つている。4群の列にはそのような連は見られない。この性質は，分割区法で，いくつかの区をまとめて，1つの水準をわりつけるのに利用できる。

20·2　L_{81} 直交表への因子のわりつけ

本講座〔27〕(p.138)に述べた，L_{27} 直交表への因子のわりつけの原則をここでも採用する。3^4 計画の1回実施は,「列名」の要因記号どおりにわりつければよい。これに，ブロック因子を導入したり，因子数を5以上にして一部実施計画にしたりするときのわりつけを求めることは，なかなか容易ではない。そこで，筆者らは 1965 年に上記の「わりつけの原則」に従う計画をもうら的に探索して表にした[1]。そのうち，実用的な部分だけを取り出して表 20.2 に示

1)　奥野・塩見(1965)：直交表による多因子計画のわりつけ，農研報告 A12；23〜76.

表 20.2 L_{81} 直交表への因子のわりつけ

列番	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
列名（計画）	a	b	ab	a^2b	c	ac	a^2c	bc	abc	a^2bc	b^2c	ab^2c	a^2b^2c
① 4. 1. 1	A	B	AB	A^2B	C	AC	A^2C	BC			B^2C		
② 5.1/3.1	A	B	AB	A^2B	C	AC	A^2C	BC	DE^2		B^2C		
③ 6.1/9.1	A	B	$AB=EF^2$	A^2B	C	AC	A^2C	BC	DE^2		B^2C		DF^2
④ 4. 1. 3	R	A			B			AB			A^2B		C^2D^2
⑤ 5.1/3.3	R	A		DE	B	C^2E		AB			A^2B		C^2D^2
⑥ 6.1/9.3	R	A		$DE=CF^2$	B	$C^2E=D^2F^2$		$AB=EF^2$			A^2B		C^2D^2
⑦ 4. 1. 9	R^1	R^2	R	R	A	B^2C				C^2D	BD^2		
⑧ 5.1/3.9	R^1	R^2	R	$R=AB$	A		C^2D^2		CE^2	A^2B	DE	B^2	
⑨ 6.1/9.9	R^1	R^2	R	$R=AB=EF^2$	A		C^2D^2		$CE^2=DF$	A^2B	$DE=CF^2$	B^2	
②′ 5.1/3.	A	B	AB	A^2B	C	AC	A^2C	BC	D^2E^2		B^2C		

列番	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)
列名（計画）	d	ad	a^2d	bd	abd	a^2bd	b^2d	ab^2d	a^2b^2d
① 4. 1. 1	D	AD	A^2D	BD			B^2D		
② 5.1/3.1	D	AD	A^2D	BD			B^2D		CE
③ 6.1/9.1	D	AD	A^2D	BD	CF		B^2D		CE
④ 4. 1. 3	C			AC			A^2C		B^2D^2
⑤ 5.1/3.3	C	B^2E		AC			A^2C		B^2D^2
⑥ 6.1/9.3	C	$B^2E=AF$		AC	A^2F	C^2F^2	A^2C	F	B^2D^2
⑦ 4. 1. 9	B	A^2C		AD					C^2D^2
⑧ 5.1/3.9	C		A^2D^2	B^2E	BD^2	DE^2			AE
⑨ 6.1/9.9	C	B^2F	A^2D^2	$B^2E=AF$	BD^2	DE^2		DF^2	AE
②′ 5.1/3.	D	AD	A^2D	BD	C^2E^2		B^2D		

列番	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)	(32)	(33)	(34)	(35)	(36)	(37)	(38)	(39)	(40)	定義対比（ブロック）
列名（計画）	cd	acd	a^2cd	bcd	abcd	a^2bcd	b^2cd	ab^2cd	a^2b^2cd	c^2d	ac^2d	a^2c^2d	bc^2d	abc^2d	a^2bc^2d	b^2c^2d	ab^2c^2d	$a^2b^2c^2d$	
① 4. 1. 1	CD									C^2D									—
② 5.1/3.1	CD				D^2E^2				C^2E	C^2D		BE			B^2E	AE	A^2E	E	$1=ABCD^2E$
③ 6.1/9.1	CD				$D^2E^2=C^2F$				$C^2E=D^2F^2$	$C^2D=E^2F^2$	B^2F	BE	A^2F	F	$B^2E=AF$	AE	$A^2E=BF$	E	$1=ABCD^2E=ABC^2DF^2$ $(=ABE^2F=CD^2E^2F^2)$
④ 4. 1. 3	BC		AD^2			A^2D^2			D^2	B^2C				C^2D				BD^2	$R=A^2BCD$
⑤ 5.1/3.3	BC	E	AD^2	DE^2	AE	A^2D^2		A^2E	D^2	B^2C	BE	C^2E^2		C^2D				BD^2	$1=ABCD^2E$, $R=A^2BCD$
⑥ 6.1/9.3	BC	E	AD^2	DE^2	AE	A^2D^2		$A^2E=BF$	D^2	B^2C	BE	C^2E^2		$C^2D=E^2F^2$		DF^2	B^2F	BD^2	$1=ABCD^2E=ABC^2DF^2$, $R=A^2BCD$
⑦ 4. 1. 9	AB	C		A^2D			B^2D^2			A^2B	AC	B^2C^2	D						$R^1=A^2B^2C$, $R^2=AB^2D$
⑧ 5.1/3.9	AC	BE	D^2		C^2E^2			B^2C	A^2E	A^2C	C^2D	AD^2			BC	B^2D^2		E	$1=ABCD^2E$, $R^1=ACD$, $R^2=A^2BCD$
⑨ 6.1/9.9	AC	BE	D^2	A^2F	C^2E^2		C^2F^2	B^2C	$A^2E=BF$	A^2C	$C^2D=E^2F^2$	AD^2	F		BC	B^2D^2		E	$1=ABCD^2E=ABC^2DF^2$, $R^1=ACD$, $R^2=A^2BCD$
②′ 5.1/3.	CD	B^2E^2		A^2E^2	E^2	AE^2		BE^2		C^2D				CE^2				D^2E	$1=ABCDE$

す。(原表では,因子数4～10, ブロック数 1, 3, 9, 27 であるが, ここでは, 因子数 4～6, ブロック数 1, 3, 9 までとした。)

これらの計画のつくり方について一応の説明をしよう。

(1) ブロック数1のとき

1回実施では, 4因子 A, B, C, D を「列名」a, b, c, d と同一の列にわりつける。ただし, 3因子以上の交互作用は,「無視する」という原則であるから, それらに対応する列は「誤差列」と考える。

5因子をわりつける場合は, 3^5 計画の実施となる。定義対比として, A, B, C, D, E の5因子交互作用の成分のどれか1つをとればよい。表 20.2 では,

$$1=ABCD^2E \qquad (20.1)$$

を定義対比とした。このとき, A, B, C, D をそれぞれ「列名」の a, b, c, d の列にわりつけると, E をわりつける列の列名 x は,

$$\begin{array}{l} 1=A\ B\ C\ D^2 E \\ \quad\ \ |\ \ |\ \ |\ \ |\ \ | \\ 1=a\ b\ c\ d^2 x \end{array}$$

から, 両辺に $a^2b^2c^2d$ を掛けて,

$$a^2b^2c^2d=a^3b^3c^3d^3x\equiv x$$

を得, 左辺は(40)列の「列名」であるから, E を(40)列にわりつければよいことがわかる。

このようにして, 5つの因子をわりつける列がきまると, それらの因子の間の2因子交互作用の列は, 前節に述べた「列名」の掛算の規則によつてただちに求めることができる。1例として $D\times E$ の交互作用の列を求めると,

$$DE\rightarrow d\cdot a^2b^2c^2d=a^2b^2c^2d^2$$

よつて，$D^2E^2 \to (a^2b^2c^2d^2)^2 = abcd$, (27)列

$$D^2E \to d^2 \cdot a^2b^2c^2d = a^2b^2c^2d^3 \equiv a^2b^2c^2$$

よつて，$(D^2E)^2 = DE^2 \to (a^2b^2c^2)^2 = abc$,（9）列を得る。よって，(27)列を D^2E^2,（9）列を DE^2 とする。

定義対比から，主効果は4因子交互作用と，2因子交互作用は3因子交互作用と交絡していることが予想されるが，それを確めてみる。(20.1)式の両辺に $B^2C^2DE^2$ を掛けると $B^2C^2DE^2 = AB^3C^3D^3E^3 = A$ となるから，主効果 A は4因子交互作用 $B\times C\times D\times E$(自由度16) の1成分 $B^2C^2DE^2$（自由度2）と交絡していることがわかる。同様にして，たとえば2因子交互作用 AB は，(20.1)式の両辺に C^2DE^2 を掛けることにより，

$$C^2DE^2 = ABC^3D^3E^3 = AB$$

となるから，3因子交互作用 $C\times D\times E$(自由度8）の1成分 C^2DE^2(自由度2）と交絡していることがわかる。

以上では，定義対比として，$1 = ABCD^2E$ を用いたが，5因子交互作用の他の成分，たとえば，

$$1 = ABCDE \qquad (20.2)$$

をとつてもよい。この場合も，(20.1)式の場合と同様に A, B, C, D を「列名」a, b, c, d にわりつけると，E をわりそける「列名」x は，$1 = abcdx$ の両辺に $a^2b^2c^2d^2$ を掛けることにより，

$$x = a^2b^2c^2d^2,\ x^2 = (a^2b^2c^2d^2)^2 = abcd,\ (27)列$$

をえ，E^2 を(27)列にわりつければよいことがわかる。その結果を表 20.2 の②′に示す。

L_{81} に6因子をわりつける場合は，2つの独立な定義対比が必要となる。この場合は，定義対比の1つを6因子交互作用にとり，他を4因子以上の交互作用にとるとその積（交互作用）は2因子交互作用または主効果になつてしまい，われわれの「わりつけの原則」を満たさなくなる。それゆえ，定義対比は5または4因子交互作用からえらぶことになる。ここで，(20.1)式の定義対比ともう1つを

$$1 = ABC^2DF^2 \qquad (20.3)$$

にとつてみる。この2つの5因子交互作用の交互作用は

$$1 = ABCD^2E \cdot ABC^2DF^2 = A^2B^2EF^2$$
$$1 = (ABCD^2E)^2 \cdot ABC^2DF^2 = CD^2E^2F^2$$

となり，いずれも4因子交互作用であるから，「わりつけの原則」を満足する。このとき，F をわりつける列の列名 y は(20.3)式から，$1 = a\cdot b\cdot c^2\cdot d\cdot y^2$ を解いて，

$$y = abc^2d,\ (36)\ 列$$

をうる。この場合を表 20.2 の③に示す。上の4因子交互作用の定義対比から明らかなように，2因子交互作用の多くは互いに交絡しあい，全部で 15 個のうち，完全に推定可能（2つの成分とも）な交互作用は，$A\times C$, $A\times D$, $B\times C$, $B\times D$ の4個となる。

（2）ブロック数3のとき

ブロック数3のときもブロック数1のときと同じ定義対比を用いる。ブロック交絡要因としては，1回実施のときは，4因子交互作用をとる。ここでは

$$R = A^2BCD \qquad (20.4)$$

を採用する。（もちろん，(20.4)の代りに，$ABCD$, AB^2CD などをブロックと交絡させることもできる。）この場合の直交表へのわりつけでは，$R\to$a, $A\to$b, $B\to$c, $C\to$d にわりつけ，D をわりつける列の列名を x として，$a = b^2cd$ から，

$$abc^2d^2 = x \to x^2 = a^2b^2cd,\ (31)列$$

を得，(31)列に D^2 をわりつけることになる。

1/3 実施のときには，5因子交互作用をブロック交絡要因とすると，これに定義対比を掛けたもののなかに2因子交互作用が現われて，それがブロックと交絡してしまうから，4因子交互作用のなかからえらぶことになり，上の(20.4)をとればよいことがわかる。

1/9 実施の場合も，ブロック交絡要因として(20.4)式をそのまま用いるとうまくいく。

（3）ブロック数9のとき

ブロック数が9になると，$3^2(=9)$ のベキの数，すなわち，2つの独立なブロック交絡要因が必要となる。

この場合も(2)と同じようにして，試行錯誤でブロック交絡要因を見出すのであるが，2つのブロック要因の交互作用もまたブロック交絡要因となる点に注意する必要がある。

1回実施のとき，2つのブロック要因を4因子交互作用にとると，2因子交互作用の1つがブロックと交絡する。2つのうち1つを4因子交互作用，他方を3因子交互作用としてもだめである。結局，2つとも3因子交互作用をとることにして，

$$R^1 = A^2B^2C$$
$$R^2 = AB^2D \qquad (20.5)$$

とすると，

$$R^1\cdot R^2 = BCD$$
$$(R^1)^2\cdot R^2 = (A^2B^2C)^2\cdot AB^2D = A^2C^2D$$

となり，ブロック交絡要因すべてを3因子交互作用にとるべきことがわかる。表 20.2 からわかるように，（1）〜（4）列はすべてブロック因子で占められる。

1/3 実施では，いろいろ工夫しても，2因子交互作用の1つだけは，ブロックと交絡することはさけられない。

1/9 実施では，すでに互いに別名になつている2因子交互作用をブロック交絡要因にとつて，情報のそれ以上の喪失を防ぐことにし，$AB = EF^2$ を採用した。

農学講座 | 農学実験のための 試験設計法〔29〕

奥野忠一*・井手一浩**・徳安雅行**・広崎昭太*

L_{81} 直交表による試験の実施例として，昭和41年度，44年度および45年度に佐賀県農業試験場で実施した試験例を取り上げる。

21. 移植水稲に対する施肥基準設定基礎試験（佐賀農試）

21.1 試験の背景

佐賀県農試では昭和35年度から西海62号（ホウヨク）に対するチッソ施用量ならびに施肥法試験を開始し，この品種は従来の品種に比し，チッソに対するレスポンスが著しく異なることを見出した。その後さらに試験を重ねた結果，チッソの適量は14 kg/10 a 前後であり，これを栄養生長期に50～60%，生殖生長期に40～50%施用すれば安定して600～720 kg/10 a の収量をあげ得ることを明らかにし，この施肥法を「後期追肥重点施肥法」と名付けた。その後ホウヨクの姉妹品種のコクマサリ，シラヌイが出現し，これら短稈型品種が適切な施肥基準の下に急速に普及するにつれて，佐賀平野水田の単位面積当り玄米収量は上昇した。昭和34年度から40年度までの試験は主にホウヨクを供試して単因子実験法によりチッソ適量試験，チッソ施肥割合試験などを個別に実施してきたが，前記の姉妹品種の出現により3品種同時に，チッソ施肥に関して多因子実験を実施し，統計的処理の下に，移植水稲に対する施肥技術を完成しようとした。またその頃，佐賀県農試の移転計画により従来の試験圃場は昭和41年度水稲までしか使用できず，当分，この種の試験を行なうことは困難であると考えたので，昭和41年度中に，この問題の結論を出す必要に迫られ，比較的大規模な L_{81} 直交表による試験を実施した。

新圃場の整備は昭和41年に完了し，2年間均一栽培を行なつた後，44年度より試験を行なえる状態となつた。この間，米作事情は急転し，ホウヨク，コクマサリ，シラヌイの多収型品種に代つて，レイホウ，トヨタマなどの良質米品種が登場したので，これらの新品種に対して良質多収のための施肥法を明らかにする必要が生じた。同時に，移植水稲でこれら短稈型品種に対するチッソ施肥法を確立するため，3水準型の L_{81} 直交表による試験を実施し，各因子の最適水準を明らかにしようとした。

* 農業技術研究所，** 佐賀県農業試験場

21.2 昭和41年度試験成績の概要

昭和41年度は表21.1に示す因子と水準で L_{81} 直交表により試験を行なつた。L_{81} 直交表へのわりつけ，試験結果の統計解析は後述の昭和44～45年度とすべて同一の方法で行なつた。

表 21.1 因子と水準（昭 41）

因子		記号	第1水準	第2水準	第3水準
品種		K	ホウヨク	コクマサリ	シラヌイ
栄養生長期のN施用量[1]	(kg/10 a)	V	6	7.2	8.6
生殖生長期の施用量	(kg/10 a)	G	4	4.8	5.8
穂肥と実肥の施用割合		R	10：0	3：1	1：1
穂肥の施用時期		T	出穂前25日	出穂前21日	出穂前17日
ブロック		B	1	2	3

1) 元肥 2/3，中間追肥 1/3

主要な形質についての分散分析の結果は表21.2のとおりであり，a当り玄米収量に対する各因子の主効果はいずれも有意であり，各因子間の交互作用は認められなかつた各因子について水準別の効果を見ると図21.1のとおりで，品種（K）はシラヌイが他の2品種より多収を示した。次に栄養生長期のチッソ施用量は V_2，V_3 が V_1 より多収を示し，最適水準は7.5～9 kg の間にあると考えられる。生殖生長期のチッソ施用量（G）は第1，第2水準に対して第3水準が有意に高く最適水準は5.8

表 21.2 分散分析一覧（$m.s.$ の値を示す）昭 41

変動因	d.f.	m^2 当り穂数	a 当りワラ重	a 当り玄米重	玄米千粒重
ブロック B	2	0.019	49.819	14.242	0.018
品種 K	〃	4.064**	159.484**	33.565**	25.095**
栄養生長期のN V	〃	0.274	180.219**	60.827**	0.678*
生殖生長期のN G	〃	0.547*	35.455	92.160**	0.430*
穂肥：実肥 R	〃	5.654**	96.593**	36.893**	0.051
穂肥時期 T	〃	2.705**	117.484**	17.254○	11.722**
$K \times V$	4	0.270	3.348	3.747	0.146
$K \times G$	〃	0.485*	5.695	2.125	0.080
$K \times R$	〃	0.317○	20.735	11.954	0.128
$K \times T$	〃	0.111	36.717	1.360	0.172
$V \times G$	〃	0.097	4.119	6.655	0.027
$V \times R$	〃	0.201	0.652	0.906	0.215
$V \times T$	〃	0.106	17.896	4.037	0.126
$G \times R$	〃	0.507*	21.879	3.037	0.100
$G \times T$	〃	0.076	16.403	7.021	0.147
$R \times T$	〃	0.131	18.545	2.284	0.352*
Error	28	0.132	17.046	5.743	0.126

**：(0.01)，*：(0.05)，○：(0.1)，△：(0.2) の有意水準を示す。以下の表も同じ。

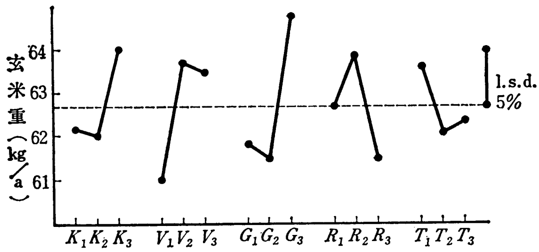


図 21.1　玄米重に対する各因子の主効果 (昭 41)

kg/10a より多いことが予測される。また穂肥と実肥の施用割合（R）は穂肥の効果は明らかになつたが実肥の効果は明らかでなかつた。これは，一定のチッソを穂肥と実肥に分割して施用したためである。

これらの結果より，この試験では，チッソ施用量の範囲が 10～14.4 kg/10 a で，とくに生殖生長期のチッソ施用量（G）が少なかつたと考えられ，また，穂肥と実肥を各々独立の因子として試験する必要がある，などの問題点が見出された。

21.3　昭和44～45年度における試験の因子と水準の決定

昭和 41 年度の試験の結果明らかになつた問題点を解決し，上述の事態に対処するため，昭和 44～45 年度に新しい圃場を用いて L_{81} 直交表による試験を行なつた。設計にあたつては，とくに次の諸点に留意した。

① 新らしい圃場は表 21.3 に示すように，旧試験場に比し，土壌は重粘かつ肥沃であるからチッソ反応が鈍いと考えられた。そこで，チッソ施用量，特に穂肥の水準間の差を大きくする必要がある。

② 供試品種に良質米品種を用いる。

② とくに穂肥と実肥の効果を明らかにする。

④ チッソ施肥法が収量のみでなく，玄米の品質におよぼす影響を明らかにする。

⑤ 稲作は従来の生産力増大から生産性向上に向かつているため，今後は直播に関しての試験を開始しなければならないので，移植水稲に対する施肥法を早急に完成する必要がある。

以上の前提で討議の結果，表 21.4 に示すような因子と水準を取り上げ，L_{81} 直交表によりわりつけた。

表 21.3　新旧試験圃場の特徴

試験年次	試験場所	層位	深さ cm	粘土 %	土性	全窒素 %	全炭素 %	乾土効果 mg/100 g	置換容量 me	置換性石灰 me/100 g	土壌型
旧圃場 (昭41)	佐賀市高木瀬町	I	0～13	24.0	CL	0.11	1.2	6.0	15.2	6.6	灰褐色土壌群，粘土質構造，マンガン型
		II	13～30	32.7	LiC	0.07	0.8	1.8	14.7	8.2	
新圃場 (昭44, 45)	佐賀郡川副町	I	0～10	39.4	LiC	0.23	2.1	7.9	27.2	9.6	灰色土壌群粘土マンガン型
		II	10～23	40.4	LiC	0.07	0.7	1.3	31.8	14.0	

表 21.4　因子と水準 (昭 44, 45)

因子	記号	第1水準	第2水準	第3水準
品種	V	S44 シラヌイ	レイホウ	トヨタマ
		S45 レイホウ	トヨタマ	西海112号
元肥，中間追肥のチッソ施用量（kg/10 a）	Q	6.0	7.5	9.0
穂肥のチッソ施用量（kg/10 a）	E	4.0	6.0	8.0
実肥のチッソ施用量（kg/10 a）	L	0	2.0	4.0
穂肥，実肥の施用時期	T	出穂前25日穂揃期	出穂前20日穂揃期	出穂前15日穂揃期
ブロック	B	1	2	3

昭和 44 年度と 45 年度では供試品種が1つだけ異なるが，チッソの施肥条件は全く同一であり，このように2ヶ年継続した理由はつぎのとおりである。

① 試験圃場が基盤整備後に2ヶ年均一栽培しただけの新しい圃場である。

② 新しい品種に対するデータの蓄積が少ない。

③ 年次変動が見られる。

④ 44 年度の成績で主要形質に対する因子の効果が明確にできなかつた。

21.4　L_{81} 直交表へのわりつけと圃場配置

前講に示した表 20.2，L_{81} 直交表への因子のわりつけの⑤，5 因子，1/3 実施，3ブロックの場合に準じたが，若干変更して，B を1列，Vを2列，Q を5列，L を 21 列，Tを 40 列にわりつけた。

圃場配置は 1～27 区，28～54 区，55～81 区の3ブロックとし，各ブロック内は乱塊法により配置した。また試験区の標示は板ラベルに圃場番号，試験区番号のみを書き各因子の水準は書かず，また田植時に品種別に苗を配置する時に見易いように板ラベルの上部に品種別に異なる色のラッカーを塗つた。長さ 60 cm の板ラベルに5因子についての水準を記入することは困難であり，そのため生育観察時に不便を感じた。

21.5　試験区の管理と調査方法

試験圃場は裏作は休閑とし，耕起，砕土，荒代は小型耕耘機を用い，荒代後元肥を施用してレーキで植代，均平を行なつた。

		44 年	45 年
湛水，荒代		6月 16 日	6月 18 日
植　代		6月 21 日	6月 20 日
施　肥	元肥	6月 20 日	6月 19 日
	中肥	7月 14 日	7月 13 日
	穂肥	8月 13, 18, 21 日	8月 14, 18, 22 日
	実肥	9月 8 日	9月 8 日
移　植		6月 27 日	6月 25 日
栽植密度		22.2 株/m²	22.2 株/m²
土用干し		7月29日～8月6日	7月29日～8月8日
落　水		10月 9 日	10月 10 日

表 21.5　分　散　分　析　($m.s.$) 昭 44, 45

変動因	d.f.	m^2 当り穂数 44年	m^2 当り穂数 45年	1 穂 籾 数 44	1 穂 籾 数 45	登熟歩合 45	玄米千粒重 44	玄米千粒重 45	a当り玄米重 44	a当り玄米重 45
ブロック B	2	3557	454	1.619	20.922	112.511	0.073	2.47	2.362	87.74
品種 V	〃	11795**	18713**	297.211**	342.528**	28.630	3.513○	3.08**	7.851	27.74*
元肥，中追のN Q	〃	2410○	1624	1.920	12.442	17.223	0.384	0.13	4.22	12.68
穂肥のN E	〃	942	694	3.359	2.243	2.841	1.204	0.10	35.563**	14.10
実肥のN L	〃	2852○	1961	7.381	34.188	0.197	0.351	0.42○	2.806	32.34*
穂肥時期 T	〃	4264*	3655	138.749	24.602	7.271	0.938	0.48○	2.764	31.25*
$V \times Q$	4	1610	2392	31.193	5.366	10.854	0.814	0.15	10.984	5.89
$V \times E$	〃	1481	493	23.488	3.032	7.194	0.968	0.21	13.876	4.32
$V \times L$	〃	2048○	450	36.873	11.565	15.763	0.201	0.12	12.479	1.24
$V \times T$	〃	2675*	2720	66.446	87.043**	38.854○	1.406	0.28	21.637○	18.72
$Q \times E$	〃	2955*	2865	15.210	26.595	27.321	2.473	0.69*	9.530	9.55
$Q \times L$	〃	1315	838	36.873	11.919	26.940	2.195	0.05	16.764	6.49
$Q \times T$	〃	8	807	80.802	25.623	3.747	0.926	0.06	5.411	2.46
$E \times L$	〃	452	105	29.810	66.663**	6.623	1.029	0.28	29.578*	7.06
$E \times T$	〃	607	1938	8.513	87.341**	1.489	0.804	0.10	7.478	6.59
$L \times T$	〃	988	2944	66.466	6.279	19.979	0.778	0.14	3.517	6.77
Error	28	814	1545	48.765	15.072	16.602	1.306	0.19	8.484	6.90

変動因	検査等級 44	検査等級 45	安全米 44	安全米 45	腹白米 44	腹白米 45	心白米 44	心白米 45	乳白米 44	乳白米 45	N吸収率 44	N吸収率 45
ブロック B	0.753	1.64	37.0	327.610	14.2	60.339	1.9	125.259	0.0	13.613	30	21
品種 V	0.457	19.79**	10057.2**	1305.648**	9135.3**	402.915**	85.3**	30.845*	0.9	40.918**	963**	1
元肥，中追のN Q	1.346○	0.46	74.2	32.948	81.6	31.623	6.5	3.855	0.5	0.071	85	60*
穂肥のN E	0.531	0.64	444.5*	139.438	344.2*	105.299	1.4	4.424	0.1	4.893	395**	22
実肥の× T	0.642	0.53	113.5	202.357	121.3	27.545	1.5	10.762	1.2*	8.296○	297*	112**
穂肥時期 V	0.605	0.38	112.7	130.208	284.8*	29.804	3.7	7.802	0.4	9.563*	16	56**
$V \times Q$	0.716	0.70	134.8	70.644	95.6	45.813	4.1	6.443	0.3	1.724	14	5
$V \times E$	0.846	0.27	136.9	52.139	165.3	21.777	1.0	9.644	0.3	0.936	93	22
$V \times L$	0.401	0.94	28.3	151.236	19.4	126.059*	1.7	8.254	0.6	2.619	166○	9
$V \times T$	1.142○	0.79	8.1	339.897*	15.6	144.244*	3.5	2.245	0.2	0.764	33	27○
$Q \times E$	1.012○	0.33	46.1	17.113	53.7	61.018	2.9	12.511	0.4	2.156	151○	7
$Q \times L$	0.679	0.22	201.2○	48.130	223.2○	74.090	6.3	3.653	0.5	1.044	43	1
$Q \times T$	1.475*	0.79	114.7	130.274	94.4	71.952	6.3	6.512	0.5	1.078	48	7
$E \times L$	0.864	0.57	62.5	235.609○	36.9	45.752	2.9	10.151	0.4	3.639	136	15
$E \times T$	0.938	0.69	9.3	157.287	12.7	40.834	4.3	12.860	0.4	0.707	12	22
$L \times T$	1.216○	0.36	62.2	414.365	59.6	47.287	9.2	6.277	0.5	1.788	15	4
Error	0.491	0.53	85.8	102.500	83.8	42.643	4.5	8.562	0.3	2.775	63	12

刈取り	10月29日	10月23日
供試肥料	N 尿素	
	$\left.\begin{matrix}P_2O_5\\K_2O\end{matrix}\right\}$ PK化成	同　左

生育期間中に5回分析試料を抜取るので，収量調査に支障をきたさぬように1区面積は 20 m^2 とした。81 区についての分析試料採取，乾燥，粉砕，分析は尨大な作業量になるので，成績とりまとめまでかなりの日数を要した。

生育調査，収穫物調査，玄米の品質調査は従来の方法によつて行なつた。試験区数が多く，配置がランダムであるので生育状況の観察，記録に際して機械的になり易く，試験区間の比較が困難であつた。つまり従来の試験方法に比して，この試験法ではコンピュータによる計算の結果が出るまでは途中での結果の判断が困難で，調査ミスと思われる数字の発見がおくれることもある。圃場での配置法については工夫を要すると考えられる。

試験区の管理は，施肥などの作業時に試験区を誤まらないように細心の注意が必要であるほかは，特に困難はなかつた。

21.6 試験結果の解析

データはすべて「日本科学技術研修所計算センター」に依頼した。使用プログラムは「奥野千恵子：3^n 型直交表実験の解析（A 1-4 [L 3**N]）」であつた。81 区の約 50 形質についての分散分析を手計算で行なうことは困難で，計算ミスや所要時間などを考慮すれば，むしろ手計算は行なうべきでないと思われる。

（1） 分散分析

生育調査，収量および収量構成要素，玄米の品質，作物体分析値など約50形質について分散分析を行なつた。主要形質についての結果は表 21.5 に示すとおりである。

品種の効果（V）は，両年次とも各形質に顕著にあらわれている。初期のN施肥効果（Q）が顕著でないのは，表 21.2 の場合は後期のN量が若干不足気味であつたのに対し，この場合はかなり多くなつたためであろう。穂肥（E）と実肥（L）の効果は年次により異なり，かつ $E \times L$ の交互作用が有意になる場合がある。2因子交互作用は一般に小さく，とくに品種と施肥法の交互作用は穂肥時期（$V \times T$）で若干認められる以外は，無視して

も差支えないと考えられる。これは短稈型であれば，今後品種が変つても，穂肥時期を考慮する以外は，施肥法を変更する必要がないことを示している。

（2） **主効果および2因子交互作用の整理**

分散分析の結果から5% 水準で有意な形質を抜き出して表 21·6 のように整理し，水準間の差を判断した。また 10% 水準および 20 % 水準での有意差も計算して，判断の参考とした（この場合はとくに技術的に妥当性の確実なものについてのみ考慮した)。

2因子交互作用については5% 水準で有意な 44 年の $E \times L$ について図 21·2 のように整理し，年次間変動を検討するため 45 年の $E \times L$ についても検討した。

21·7 解析結果の考察

昭和 44 年は7月上～中旬，8 月下旬，9 月下旬から 10 月上旬が平年より日照時数が少なく，平均気温もやや低かつたが，ほぼ平年なみの気象条件に近く，平均収量も 60 kg/a 以上であつた。これに反し，昭和 45 年は 9～10 月の日照時数がとくに少なく，また7月5半旬以降 10 月下旬まで気温の平均・最高・最低ともに平年より高く，著しく不良気象であつたために，登熟が悪く，10～20% 減収した（平均収量 50 kg/a 程度)。この登熟期の不良気象は穂肥・実肥の効果に差をもたらした。ここでは，収量と玄米の品質について考察する。

表 21·6 主 効 果 の 一 覧

因子	水準		玄米重 (kg/10 a) 44年	玄米重 (kg/10 a) 45年	検査等級 44	検査等級 45	完全米(%) 44	完全米(%) 45	腹白米(%) 44	腹白米(%) 45	乳白米(%) 44	乳白米(%) 45
品種 V	44 年 シラヌイ	45 年 レイホウ	611.8	490.1	8.19	9.52	33.1	62.17	55.9	17.06	0.4	2.56
	レイホウ	トヨタマ	607.7	507.8	8.30	10.96	65.1	55.63	25.2	19.27	0.3	4.60
	トヨタマ	西海 112 号	618.3	507.5	8.04	9.40	67.8	69.53	23.1	11.75	0.7	2.40
				*		**	**	**	**	**	○	**
元肥，中追のN施用量 Q	6	kg/10 a	608.4	496.6	7.96	9.85	53.5	62.23	36.7	16.63	0.4	3.16
	7.5	〃	616.2	499.2	8.41	9.96	55.9	63.64	34.0	16.67	0.3	3.24
	9	〃	613.2	509.6	8.15	10.11	56.6	61.46	33.5	14.78	0.6	3.16
				△	○							
穂肥のN施用量 E	4	kg/10 a	624.9	496.2	8.11	9.85	52.3	64.89	37.2	14.38	0.4	3.47
	6	〃	609.7	509.9	8.33	9.93	53.7	60.36	36.3	15.48	0.5	2.70
	8	〃	603.2	499.2	8.07	10.15	60.0	62.11	30.7	18.22	0.4	3.39
			*	△			*		*	△		△
実肥のN施用量 L	0	kg/10 a	615.0	489.2	8.22	10.07	53.7	64.27	36.2	15.64	0.6	3.80
	2	〃	613.8	509.2	8.00	10.04	54.7	59.30	35.7	17.17	0.2	2.71
	4	〃	608.9	507.0	8.30	9.81	57.6	63.77	32.3	15.27	0.6	3.04
				*				△			*	○
穂肥施用時期 T	出穂前	25 日	609.0	513.9	8.15	9.93	57.6	63.45	31.2	14.82	0.5	3.37
	〃	20 日	613.7	498.2	8.04	9.89	54.7	63.96	35.5	16.51	0.5	2.52
	〃	15 日	615.1	493.3	8.33	10.11	53.7	59.93	37.5	16.76	0.3	3.66
				*								*
平均			612.6	501.8	8.17	9.96	55.3	62.44	34.7	16.03	0.4	3.19
l.s.d. (5%)			16.2	14.6	0.39	0.41	5.1	5.64	5.1	3.64	0.3	0.93

注）検査等級の表示法

等級	1等米 上	1等米 中	1等米 下	2等米 上	2等米 中	2等米 下	3等米 上	3等米 中	3等米 下	4等米 上	4等米 中	4等米 下	等外
順位	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13

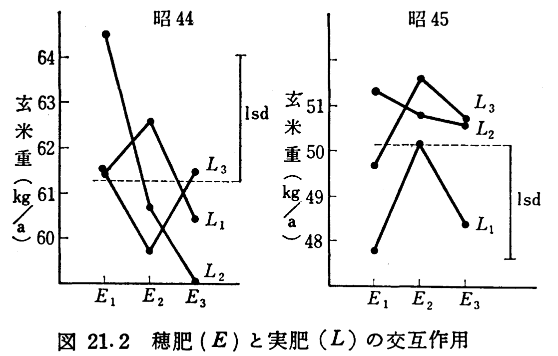


図 21·2 穂肥（E）と実肥（L）の交互作用

（1） **品 種**

良質米品種として登場したレイホウはトヨタマに比し収量はやや低いが腹白米，乳白米が少なく，検査等級は1段階上位である。この傾向は登熟の悪かつた昭和 45 年に顕著である。さらに，西海 112 号は収量はトヨタマと同程度であり，検査等級はレイホウにならぶ成績を示し，腹白米はレイホウより少なかつた。

（2） **元肥，中間追肥のチッソ施用量**

玄米重に対しては，6 kg/10 a でやや減収の傾向があるが，5% 水準で有意ではない。検査等級では，44 年に 6 kg/10 a が 7.5 kg/10 a より 10% 水準で有意に上位となつたけれどもその差は小さい。この結果と 41 年の成績とを併せて考えれば，チッソ施用量は，6～9 kg で大差ないが，気象条件により少肥で減収する場合があるので，7.5 kg/10 a が適当と判断した。

（3） **穂肥・実肥のチッソ施用量**

穂肥は 44 年に 4 kg 区が多収を示し，45 年は 6 kg 区がやや多収であつた。実肥は 45 年に無施用区が減収した。しかし 44 年には穂肥×実肥の交互作用が有意となつたので，図 21·2 より両者の関係を見れば，44 年は明らかに E_1L_2 が多収を示し，登熟の悪かつた 45 年は交互作用は有意ではないが，やはり E_1L_2 は好成績を示し，この年最高の E_2L_3 と有意差がなく，この2因子の組合わせの中で最も安定した収量を示した。したがつて，穂肥・実肥の施用量は 4 kg＋2 kg が適当と考えられる。なお登熟期の気象条件が不良の年には穂肥量を 6 kg に増すことにより，実肥管理の差を縮少できるようであるが，気象予測が確実でない現在では実行困難な技術と考えられる。

(4) 穂肥施用時期

41 年，44 年は出穂前 25 日施用で穂数が増加し，45 年は多収となつた。この結果から，土壌条件や気象条件の不良な場合は出穂前 25 日頃のチッソの供給が多収に結びつくが，条件のよい場合は穂数が確保されているので，これを増加しても，直接増収とはならず，むしろ登熟期のチッソ濃度が重要となるものと考えられる。これらの条件を考えれば出穂前 25 日の施用が適当である。

(5) 「後期追肥重点施肥法」の完成

以上の解析結果の考察と現地試験の結果も考慮して，佐賀平坦部水田における短稈型品種に対するチッソ施肥基準として表 21.7 の「後期追肥重点施肥法」が最適であると判断した。佐賀農試としては，実肥として穂揃期に 2 kg 前後施用することにより収量および玄米の品質が向上するが，それ以上施用しても収量は向上せず，品質は低下すると判断している。また，600～720 kg/10 a の収量水準では，収量が多い場合が玄米の品質もよくなるので，登熟を良好にするような施肥法は収量と品質の双方を向上するものと考えている。この基準により昭和 44 年，45 年の試験結果から算出した期待収量は表の下段に示したとおりで，平年次には目標収量に達するものと考えられる。

21.8 L_{81} 直交表による多因子実験を終つて

移植水稲に対するチッソ施肥基準を比較的短期間に完成するため，前後 3 回に亘つて L_{81} 直交表を用いて 5 因子の多因子実験を行ない，その目的を達成することが出来た。これを単因子実験で行なつておれば，なおかなりの年数を要し，かつ交互作用の評価が出来ないため，自信をもつて農家に推奨する施肥技術を見出すことは困難であつたと考えられる。また 2 水準系の試験では，追肥の量や時期を，作成した施肥基準ほどには明確に示し得なかつたであろう。

表 21.7 佐賀県水稲施肥基準 (昭44～46)

土壌類型	基準収量 (kg/10a)	成分合計 (kg/10a)	時期別施用割合 元肥 (%)	中間追肥 (%)	穂肥 (%)	実肥 (%)
平坦部強粘土型 粘土型	660	N 14	40±4	15±1.5	35～25	10±1
		P_2O_5 8	100	—	—	—
		K_2O 12	100	—	—	—
施用時期または方法			全層または荒代施肥	出穂 50～55 日前	〃 20～25 日前	穂揃期
試験結果による期待収量		昭 44	639.1±20.2 kg/10a			
		昭 45	543.2±17.5 〃			

しかし，81 区の試験を行なうのは大変で，乾物重の追跡，分析試料の採取，収穫物の分解調査に追われ，なかなか分析にとりかかれず，結果の解析を完全に行なうには相当時間が必要である。この点の解決には，栽培・分析・データ解析などの専門家のグループによる共同研究を考えるとか，分析方法の機械化，省力化，迅速化を検討する必要がある。

また，解析にあたつては，形質ごとの分散分析の結果のみから判断するのではなく，形質間の関係を，重回帰分析や主成分分析の手法を用いて，明らかにして行くことが必要であると考えられた。いくつもの形質をまとめて考察することは，人間の頭の中だけでは極めて困難である。

最後に，81 区という多くの試験区を使つたこの試験においても，各要因効果が試験圃場や年次が異なることにより変動して，はつきりと判断出来ない場合があつた。この点に関して，L_{81} 直交表による試験はやや不便で，土地条件や気象条件の中から，生育収量に影響の大きい原因をとり出して因子として試験に組み込もうとする場合，6 因子以上になると 1 部の 2 因子交互作用が別名となつて推定出来なくなる。したがつて，標示因子との交互作用が無視出来ない場合は本講座〔25〕(p. 130～p. 133) で述べた $2^m \times 4^n$ 型計画を考えねばならない。一方，最適水準を推定したい制御因子が多く，標示因子との交互作用が無視出来るか，評価しなくてよい場合には L_{81} 直交表による試験が効率が高いと考えられる。

農学講座 | 農学実験のための **試験設計法〔30〕**

奥野忠一*・井上利志栄**・古城斉一**

22. 福岡農試における多因子試験法の導入とその後の利用状況ならびに今後の問題点

22.1 導入の契機

当場で多因子試験をはじめて実施したのは，昭和 39 年の水稲乾田直播栽培試験においてである。当時，直播栽培に関しては，品種，播種期，栽植密度等個々の栽培条件についてはかなりの試験が行なわれ，ある程度の成果が得られていたが，これら相互間の関係についてはあまり検討がなされておらず，総合的な技術体系の確立がいそがれる状態であつた。

昭和 38 年には品種5水準，播種期3水準，施肥量2水準で3反復，計 90 個の試験区と，ほかに栽植密度3水準，施肥法4水準で3反復，計 36 個，合計 126 個の試験区を設けて試験を実施したが，それでもなお各栽培条件間の相互関係についての検討には十分でなく，また，これらの栽培条件を全部組合わせて試験を行なうことは従来の試験法では非常に困難であつた。幸いに，農技研試験設計研究室によつて，農業の研究分野における多因子試験法が開発されていたので，39 年度からは必然の成り行きとして，多因子試験法により上記の栽培条件を全部組入れて試験を実施することとなつた。

22.2 多因子試験法の一般化

（1） 解説書の作成

初年度は設計からとりまとめまで奥野が協力して，L_{81} 直交表利用による多因子試験を遂行した。直交表へのわりつけや，結果の統計解析等の相談，打合せのため，東京と福岡で延1週間以上も討議した。そこで，福岡農試側ではこの間の検討記録をもとにこの試験を例として，場内研究員を対象に極めて平易な解説書「L_{81} 直交表 (3^5 の 1/3 実施) を利用した試験区のわりつけならびに試験結果の分析法 (水稲直播栽培試験における実例)」を作成した。これは場員のみならず九州各県農試にも配布したが，試験研究に少しでも役立つておれば誠に幸甚である。なお，この解説書では直交表へのわりつけから，成績のとりまとめまでの例を上げて詳述したが，とくに統計解析は極く初歩的な計算であつてもすべて，実例をもつて説明し，L_{27} 直交表利用による試験程度であれば，はじめての人でもソロバンと手動計算機によつて統計解析を行なうことができるように心掛けて作成した。

（2） 多因子試験法の普及

当場では最初に作物部門で用いたので，まずその分野で，広く用いられたが，その後土壌，肥料の部門でも用いられるようになつており，最近では病虫部門でも利用する傾向が見られている。なお，用いる直交表も最初は3水準系が多かつたが，2水準の直交表を用いた場合はイエーツの算法による簡略算が可能であり，1～2 個の因子については4水準をとることができるので，最近では，むしろこの方が多くなつているようである。このようにして現在では多因子試験法も従来の試験と何ら変りない感覚で広く利用されるようになつている。

多因子試験法を導入してからすでに7年を経過しており，新鮮味も薄れたかと思われるが，最初に行なつた水稲直播栽培法試験を例にとりながら，以下同試験法を採用する上での留意点や，この試験法に対する内外から寄せられた批判や評価あるいは筆者らの見解を記すことにする。

22.3 試験の設計と実施および結果のとりまとめ

（1） 因子と水準の決定

前年度までの試験結果に基いて，因子と水

表 22.1 因子と水準

因子の種類	因子	因子の記号	第1水準	第2水準	第3水準
標示因子	は種期	P	5月20日	6月5日	6月20日
	品種	V	マンリョウ	サチミドリ	ホウヨク
制御因子	栽植密度 (条間距離)	D	40 cm (a当りは種量0.45 kg)	30 cm (〃 0.6 kg)	20 cm (〃 0.9 kg)
	施肥法 (Nの施肥割合)	F	0-4-3-3-0	0-4-2-2-2	2-4-2-2-0
	施肥量(N) (kg/a)	Q	P_1, P_2 : 1.0 P_3 : 1.0	1.3 1.2	1.6 1.4
ブロック因子	ブロック	B	1枚の水田 (約 6a) をブロックとして3ブロックを設定		

* 農業技術研究所，** 福岡県立農業試験場

表 22.2 L_{81} 直交表へわりつけるための検討結果

分割区	列番	列名	B, P, V, D のわりつけ	Q のわりつけ可能な列（●印）																	
一次単位	1	a	B	D^2F	D^2F							D^2Q F^2Q	D^2Q F^2Q	D^2Q F^2Q	D^2Q F^2Q			D^2Q F^2Q	D^2Q F^2Q	D^2Q F^2Q	D^2Q F^2Q
	2	b	P	P																	
	3	a b				D^2F			D^2F												
	4	a^2 b					D^2F	D^2F													
二次単位	5	c	V	V																	
	6	a c								D^2F							D^2F				
	7	a^2 c									D^2F					D^2F					
	8	b c	PV	PV																	
	9	a b c										D^2F									D^2F
	10	a^2 b c											D^2F							D^2F	
	11	b^2 c	P^2V	P^2V																	
	12	a b^2 c												D^2F					D^2F		
	13	a^2 b^2 c													D^2F			D^2F			
三次単位	14	d	D	D																	
	15	a d		Ⓕ*	DF	P^2F		PF		V^2F			●*		●*	VF			●*		●*
	16	a^2 d		DF	Ⓕ*		P^2F		PF		V^2F	●*		●*			VF	●*		●*	
	17	b d	PD	PD																	
	18	a b d		PF		Ⓕ		P^2F	DF		●	V^2F	●				●	VF	●		
	19	a^2 b d			PF		Ⓕ	DF	P^2F	●		●	V^2F			●		●	VF		
	20	b^2 d	P^2D	P^2D																	
	21	a b^2 d		P^2F		PF	DF	Ⓕ			●			V^2F	●		●			VF	●
	22	a^2 b^2 d			P^2F	DF	PF		Ⓕ	●				●	V^2F	●				●	VF
	23	c d	VD	VD																	
	24	a c d		VF			●		●	Ⓕ		P^2F	●	PF	●	V^2F	DF				
	25	a^2 c d			VF	●		●			Ⓕ	●	P^2F	●	PF	DF	V^2F				
	26	b c d																			
	27	a b c d			●	VF	●			PF	●	Ⓕ	●*	P^2F				V^2F			DF
	28	a^2 b c d		●		●	VF			●	PF	●*	Ⓕ		P^2F				V^2F	DF	
	29	b^2 c d																			
	30	a b^2 c d			●			VF	●	P^2F	●	PF		Ⓕ	●*				DF	V^2F	
	31	a^2 b^2 c d		●				●	VF	●	P^2F		PF	●*	Ⓕ			DF			V^2F
	32	c^2 d	V^2D	V^2D																	
	33	a c^2 d		V^2F			●		●	VF	DF					Ⓕ		P^2F	●	PF	●
	34	a^2 c^2 d			V^2F	●		●		DF	VF						Ⓕ	●	P^2F	●	PF
	35	b c^2 d																			
	36	a b c^2 d			●	V^2F	●					VF			DF	PF	●	Ⓕ	●*	P^2F	
	37	a^2 b c^2 d		●		●	V^2F						VF	DF		●	PF	●*	Ⓕ		P^2F
	38	b^2 c^2 d																			
	39	a b^2 c^2 d			●			V^2F	●				DF	VF		P^2F	●	PF		Ⓕ	●*
	40	a^2 b^2 c^2 d		●				●	V^2F			DF			VF	●	P^2F		PF	●*	Ⓕ

（注） F を 26,29,35,38 列にわりつけると P, V, D, F 間の2因子交互作用が重複するので省略．また Ⓕ* を付している列は第1列に2因子交互作用が現われるのでよくない。

準を表 22.1 のように定めた。

水準の幅については，ここではいずれも実用的な範囲にとどめているが，交互作用を明らかにする上ではさらにその幅を広げた方がよいこともあり，因子の性質に応じて慎重に検討することが必要であろう。

（2） **直交表へのわりつけ**

試験区の処理を行ないやすくするために，圃場への配置は分割区を設けることにしたので，ブロック因子(B)を1列にわりつけた後，播種期(P)を1次因子として，2列に，品種(V)を2次因子として5列に，残る3因子・栽植密度(D)，施肥法(F)，施肥量(Q)を3次因子として，まず，Dを14列にわりつけた。ここまでは「列名」a, b, c, d にわりつけているので問題はないが，残りの2因子を主効果および2因子交互作用のすべてがお互いに重復しないようにわりつけるため，表22.2を作成してわりつけ可能な列を検討した。

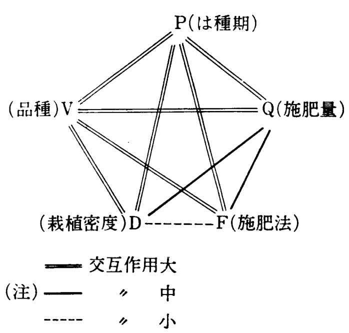


図 22.1 交互作用効果の想定図

この表は 15 列以降の空いてるそれぞれの列へFをわりつけたときに，Qをわりつけうる列を示している。いずれの場合もわりつけ可能な場所は4列あるが，*印を付している列のみは，2因子交互作用が第1列に現われるのでよろしくない。また，一次単位は試験の精度が低くなるので，ここに現われる2因子交互作用はなるべく効果の小さいものが望ましい。このため各因子間の交互作用の大きさを，過去

表 22.3　L_{81} 直交表へのわりつけ

列番	列　名	要　因	3因子交互作用		4因子交互作用		5因子交互作用
1	a	B	PD^2F	VF^2Q	PVD^2Q		
2	b	Ⓟ			$VDFQ$		$PVDFG$
3	a b	e_1	P^2D^2F	VD^2Q	PVF^2Q		
4	a^2 b	D^2F			P^2VF^2Q	P^2VD^2Q	
5	c	Ⓥ			P^2DFQ		P^2V^2DFQ
6	a c	e_2	PD^2Q	V^2F^2Q	PVD^2F		
7	a^2 c	F^2Q			PV^2D^2Q	PV^2D^2F	
8	b c	PV			V^2DFQ	$PDFQ$	
9	a b c	D^2Q			PV^2F^2Q	P^2VD^2F	
10	a^2 b c	e_2	P^2F^2Q	V^2D^2F	$P^2V^2D^2Q$		
11	b^2 c	P^2V	DFQ				PV^2DFQ
12	a b^2 c	e_2	P^2D^2Q	VD^2F	PV^2F^2Q		
13	a^2 b^2 c	e_2	PF^2Q	V^2D^2Q	$P^2V^2D^2F$		
14	d	Ⓓ			P^2VFQ		P^2VD^2FQ
15	a d	PF			VDF^2Q	$PVDQ$	
16	a^2 d	e_3	PVQ	PDF	VD^2F^2Q		
17	b d	PD			VD^2FQ	$PVFQ$	
18	a b d	P^2F	VDQ				$PVDF^2Q$
19	a^2 b d	DF	P^2VQ				$P^2VD^2F^2Q$
20	b^2 d	P^2D	VFQ				PVD^2FQ
21	a b^2 d	Ⓕ			P^2VDQ		P^2VDF^2Q
22	a^2 b^2 d	VQ	P^2DF				PVD^2F^2Q
23	c d	VD	P^2FQ				$P^2V^2D^2FQ$
24	a c d	e_3	PVF	PDQ	V^2DF^2Q		
25	a^2 c d	e_3	PV^2Q	D^2F^2Q	PV^2DF		
26	b c d	e_3	PVD	PFQ	V^2D^2FQ		
27	a b c d	DQ	P^2VF				PV^2DF^2Q
28	a^2 b c d	e_3	P^2V^2Q	V^2DF	$P^2D^2F^2Q$		
29	b^2 c d	FQ	P^2VD				PV^2D^2FQ
30	a b^2 c d	VF	P^2DQ				$P^2V^2DF^2Q$
31	a^2 b^2 c d	V^2Q			PD^2F^2Q	P^2V^2DF	
32	c^2 d	V^2D			P^2D^2FQ	P^2V^2FQ	
33	a c^2 d	e_3	PV^2F	DF^2Q	PV^2DQ		
34	a^2 c^2 d	PQ			$V^2D^2F^2Q$	$PVDF$	
35	b c^2 d	e_3	PV^2D	D^2FQ	PV^2FQ		
36	a b c^2 d	e_3	P^2V^2F	V^2DQ	PDF^2Q		
37	a^2 b c^2 d	P^2Q	VDF				$P^2V^2D^2F^2Q$
38	b^2 c^2 d	e_3	P^2V^2D	V^2FQ	PD^2FQ		
39	a b^2 c^2 d	V^2F			P^2DF^2Q	P^2V^2DQ	
40	a^2 b^2 c^2 d	Ⓠ			P^2VDF		$PV^2D^2F^2Q$

の試験成績に基いて，図 22.1 のように想定した。

この図と表 22.2 から，直交表へのわりつけは表 22.3 のように行なうのが妥当だと判断された。なお3因子以上の交互作用は無視できると仮定しているが，誤差分散が異常に大きい場合はこれらも考慮する必要があるので，念のため，3因子以上の交互作用が現われる列を明らかにした。

以上のように当初は直交表へのわりつけにも，非常に苦労したが，現在では「直交表による多因子計画のわりつけ」(奥野，塩見) や「$2^n \times 4^n$ 計画の直交表へのわりつけと解析」(農技研試験設計研究室) 等を参考にして行なえばよいので，直交表の利用は誰にでも簡単に行なえるようになつている。しかし，分割区を設ける場合，試験の内容によつては最初に行なつたようなわりつけ表の作成が必要である。

(3) 試験の実施

試験設計の作成が終れば，具体的な試験実施の段階に入るが，本質的には従来の試験法と何ら変るところはない。しかし，全区の処理がそれぞれ異なつているために観察調査や労力，器材を多く要する調査が困難であり，また，欠測値の補充がむずかしいなどの点があるので，試験の遂行にはより慎重を期すことが大切である。

(4) データのとりまとめ

データの統計解析が複雑なのが従来の試験法と異なる点であるが，一応の計算は電子計算機により行ない，その後の統計解析手順はつぎのようにした。

① 分散分析表の作成と試験精度の算出

② 各要因効果の有意性確認と3因子交互作用の有無について検討

③ 主効果と2因子交互作用における要因効果一覧表および一覧図の作成，ついで l.s.d. の計算

④ 判定

統計解析が終ると考察から結論へと進むのであるが，従来の試験法に比較すると情報量が非常に多いだけでなく，効果の判定がすべて統計的に行なわれているので，とりまとめに当つては要因効果の判定とその技術的考察を混同することなく，明確な結論に達する努力が必要である。とりまとめが有意性の判定までで終つている試験例がときどき見られるが，誠に残念なことであり，統計解析に多くの時間を要する多因子試験の場合，とくに留意しなければならないことかと思われる。

(5) 試験結果の利用

得られた試験結果は，①多様な条件下で検討しているので，農業技術としての適応性が大きい。② 精度が高い。の2点から実際場面における利用価値が非常に高い。農業技術に関する試験研究では試験結果が同一年次に同一場所でも一致しないことが多いが，それらを利用する場合に数多くある試験成績の中から，効果が大きくて，都合のよいもののみをとり出して利用するという危険な例が見られることがある。しかし，多因子試験の場合誇大な試験結果を得ることが少ないので，それだけ利用する上での危険性が少ないといえる。本試験の場合もその結果は乾田直播栽培技術指針の中にとり入れて広く

利用することができた。

22.4 多因子試験法の活用

当場では，昭和 39 年多因子試験法を採用し，その後も多くの場面でこの試験法を駆使しているが，この試験の利点をつぎのように考えている。

① 同じ仕事量から，より多くの成果を得ることができる。

② 効果の判定が統計的に行なわれるので個人差がない。

③ いろんな条件下で検討するので，実際場面によく適合した技術資料をうることができる。

④ 反復数が多いので，試験結果のフレが小さい。

したがつて，今後とも多因子試験法は積極的に奨励したいと考えているが，この試験法が適する課題とそうでないものとがあるようである。品種や除草剤の比較試験のように水準数が多いものはもちろん，各水準の効果が不明の因子に関する試験等には不適であり，反対にこの試験法によらないと十分な成果が期待できないものとしては，播種，移植期や品種と栽培条件に関連した試験などが考えられる。

22.5 今後に残された問題点

この試験法に対する批判も少なくないが，実際に多因子試験の経験がある研究者からは，

① 2因子交互作用が期待したほどに見られない。

② 交互作用が見られても説明のつかないものがある。

③ 因子の数が多いため，どれか1つの因子が不適当な場合，たとえばその年の気象条件に適さなかつたりしたときに結果が乱れるように思われる。

④ 欠測値の補充が繁雑である。

⑤ 観察調査が困難

⑥ 詳しい調査ができない。

等の意見が聞かれる。これらの問題はこの試験法の適用場面や因子と水準のとり方あるいは調査法の改善により解決する可能性があると思われる。このほかに，最初から多因子試験法に対して疑問を感じている研究者からは，

① 数字をもてあそぶ危険性がある。

② 気象条件や土壌条件から強い制約を受ける中ではいくら試験精度を上げても意味がないのではないか。

③ 必ずしも能率的とはいいがたい。

などの意見が聞かれる。これは，研究者自身の研究態度によつては陥りやすい点であろうかと思われる。これらのほかに，多因子試験法の理解が十分でないままこれを敬遠している研究者もいる。しかし，これら研究者のブロック会議などの試験成績の中には，そのままの因子と水準でも直交表を利用して実施できるものをさらに2～3連で実施して，数多い試験区について考察を行ない結論を下している例が少なくない。このような例こそ全く非能率だといえるのではなかろうか。これらの例は別としても前述のような問題のほかにもつぎのような問題点が残つている。

① データの計算

計算が即座にできない場合が多く，調査結果の点検や利用に支障をきたすことがある。このような計算を即時に行ないうるような機構が望まれる。

② 試験結果の発表

1課題の中で多くの因子を検討しているため，その結果を発表する際に，時間や紙面の制約を受ける場合にはその全部を発表することが困難であり，主効果のみを発表していることが多い。

因子の種類によつては試験結果をいくつかに分けて発表する方法を講ずるなど，適切な発表形式を考える必要がある。

③ 気象や土壌等の環境因子に対する試験方法の確立。

農学講座｜農学実験のための 試験設計法〔31〕

奥　野　忠　一*

筆者はさる9月10日から10月25日まで，FAO のコンサルタントとしてブルガリアへ出張した。このため帰国後多忙となり，ついに先月号を休載したことをお詫びしたい。FAO から与えられた任務は，「土地生産力評価に多変量解析法[1]を用い，コンピュータにとりこむべき変数について助言すること」で，このテーマ自身についても面白くかつ有益な経験をしたが，その報告は別にして，試験設計法に関する部分だけを，本講の最後として取上げる。

23. ブルガリアにおける多因子計画の利用とその解析

FAO のプロジェクトは，ソフィアにあるニコラ・プシュカロフ土壌学研究所に対する援助で，この研究所は全国に8ケ所の支場をもち，技術者をふくめて約500人という大世帯である。土壌調査が中心であるが，肥料化学・土壌物理・土壌微生物などのほか数学の専門家もいる。この数学者2人を筆者が指導しながら，ここでの肥料試験を検討した結果はつぎのとおりである。

23.1 N, P, K 3要素試験

主要作物である小麦とトウモロコシについて，窒素(N) 4水準，燐酸(P) 4水準，加里(K) 3水準の3因子計画――全部で4×4×3＝48処理組合せ――が3反復の乱塊法によつて，8カ所の支場で5年にわたつて，同一設計で実施されていた。これは筆者にとつてちよっとした驚きであつた。というのは，約20年前のソビエトの「統計学論争」では，フィッシャー流の統計学を「数学的・形式的偏向におちいつたブルジョア統計学」として批判していたことをおぼえていたからである。この研究所にも，フィッシャー理論を信奉した agronomist ウラヂミール・ブルラノフがいたが，皆から批判され弧立した。しかし，今では，かれを非難した人たちが，この方法の有用性を認めて広く利用しているという。

ところで，このように大規模に多因子実験が行なわれていながら，そのデータの解析は，「処理」と「ブロック」の2元表にまとめて分散分析するにとどまつている。1970年のデータだけは，N, P, K の主効果，交互作用にまで分解されているが，これは新しく入所した数学者が WANG という米国の電卓（日本にもこの4月から入るようになつた）によつて計算したものである。その結果の1例（小麦）を表23.1に示す。

この結果でもうひとつ感心したのは，誤差の変動係数 C.V. が約10％であつたことである（わが国の畑作では8～15％ ぐらいである)。1区面積は 25 m² であるが，1ブロックに48処理をふくむから，この数字はかなり広い面積のなかが均一によく管理されていることを示す。見学した試験圃場はトラクターの跡も生々しい大規模経営で土地に起伏が多く，とてもそんなに斉一とは思えなかつたからである。

この例のアルバノボでは，窒素Nと燐酸Pの主効果だけが高度に有意で，他の要因効果はいずれも有意ではなかつた。そこで，筆者は図23.1に示すような図をかき，これに，直交多項式[2),3)]を用いて，応答曲線をあてはめることを勧めた。その計算の手順が，表23.1の下に示されている。ここでPの4水準は，0, 8, 16, 24 kg/dka (dka デカはブルガリアの面積単位でわが1反にあたる。小さい国だから ha は大きすぎて，1/10 ha を使うのだという説明であつた）で等間隔であつたから，通常の数値表，または統計の教科書に出ている直交多項式の係数表を用いることができた。しかし

表 23.1　分散分析表（アルバノボ）

Source of variation		df	ss	ms	F
Total		143	360.32		
Block		2	4.64	2.32	4.0
Treatment		47	301.23		
N		3	230.73	76.91	(>80**)
	Lin.	1	195.05		>200***
	Qua.	1	35.02		>40***
	Cub.	1	0.62		<2
P		3	49.16	16.39	(>20***)
	Lin.	1	16.44		>20***
	Qua.	1	30.43		>40***
	Cub.	1	2.29		3.96
K		2	0.27	0.13	—
$N\times P$		9	10.17	1.13	1.95
$N\times K$		6	1.72	0.29	—
$P\times K$		6	5.71	0.95	<2
$N\times P\times K$		18	3.47	0.19	—
Errror		94	54.44	$\boxed{0.58}$	—

$$\mathrm{C.V.}=\frac{\sqrt{0.58}}{7.65}\fallingdotseq 0.10$$

N	Total	L	Q	C	P	Total	L	Q	C
0	197.0	−9	5	−1	0	240.6	−3	1	−1
12	294.0	−1	−8	6	8	292.7	−1	−1	3
18	304.6	3	−4	8	16	291.4	1	−1	−3
24	306.4	7	7	3	24	277.3	3	1	1
	S.P.	991.6	−440.6	49.4		S.P.	108.8	−66.2	40.6
	Divisor	5,040	5,544	3,960		Divisor	720	144	720
	b_k	0,1967	−0.0795	—		b_k	0.1511	−0.460	—
	SS(=ms)	195.09	35.02	0.62		SS(=ms)	16.44	30.43	2.29

* 農業技術研究所

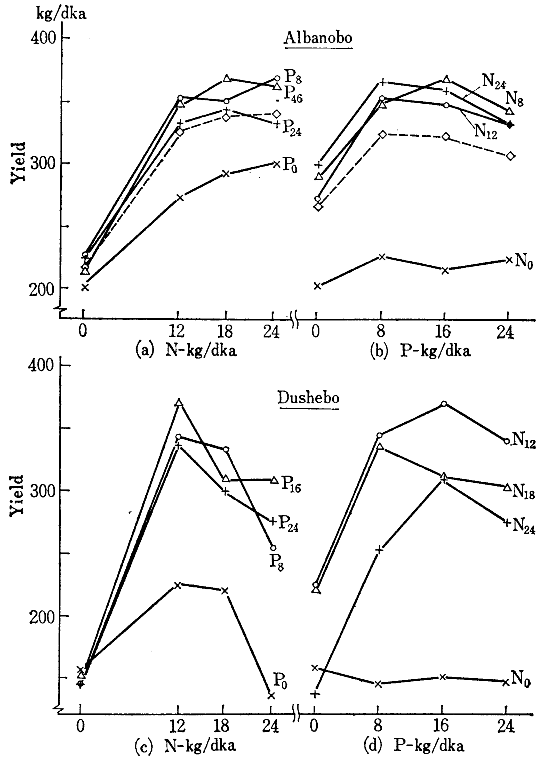


図 23.1　窒素・燐酸に対する応答曲線

Nの4水準は 0, 12, 18, 24 kg/dka で不等間隔であつたので，筆者がその係数を求めねばならなかつた。計算は厄介ではあるけれども，一定の規則にしたがえば，表のような係数が求められた。いま，これらの係数を

$\{X_{ki}\}$　$i=1, 2, 3, 4$（4水準に対応）

　　　$k=1, 2, 3$　（1次L，2次Q，3次Cに対応）

とし，各水準での処理計を T_i とすると，応答曲線の各次数の係数 b_k および対応する分散 V_k は次式で求められる。

$$\left.\begin{aligned} b_k &= \sum X_{ki}T_i/(36\sum X_{ki}^2) \\ V_k &= (\sum X_{ki}T_i)^2/(36\sum X_{ki}^2) \end{aligned}\right\} \quad k=1, 2, 3 \qquad (23.1)$$

ここで，分子の積和 $\sum X_{ki}T_i$ は，表 23.1 の下では S. P. として記され，除数 $36\sum X_{ki}^2$ は Divisor として示されている。この 36 は，処理計 T_i が 36 区の合計として求められているから必要なのである。

分散分析表から N, P とも1次，2次の項が有意で，3次は有意でないことがわかつた。Pについては

$b_1=0.1511$, $b_2=-0.460$（平均収量 $\bar{y}=7.65$）

を得るので，燐酸に対する応答曲線は，kg/25 m² 当りで，

$$y=7.65+0.1511\,X_1-0.460\,X_2 \qquad (23.2)$$

または，kg/dka に換算すると（係数全部を 40 倍して），

$$y=306.0+6.044\,X_1-18.40\,X_2 \qquad (23.3)$$

となる。ここで，直交多項式 X_1, X_2 は，Pの施用量4水準を $u=1, 2, 3, 4$ で表わす（uの平均 $\bar{u}=2.5$）と，

$$\left.\begin{aligned} X_{1i} &= 2(u_i-\bar{u})=2\,u_i-5 \\ X_{2i} &= (u_i-\bar{u})^2-\frac{4^2-1}{12}=\frac{1}{4}(X_{1i}^2-5) \end{aligned}\right\} \qquad (23.4)$$

とかけ，これに u_i の値を代入すると，表の係数が次々に得られる。これから次のように解釈できる。

① X_1 の係数 6.044 kg/dka は，X_1 の1単位（従つて u の 1/2 単位，これはPの 4 kg にあたる）増に対する平均の収量増である。よつて燐酸 1 kg を追加施用すれば，平均 6.044/4=1.511 kg/dka だけ小麦の収量がふえることを示す。

② X_2 の係数 -18.40 が負であるのは，この収量増加率が燐酸の施用量がふえるにつれて，だんだん低減する割合を示す。

上の(23.3)式に，(23.4)式を代入すると，

$$y=329.0+6.044\,X_1-4.60\,X_1^2 \qquad (23.5)$$

$$=269.5+67.3\,u-18.4\,u^2 \qquad (23.6)$$

を得る。これらも(23.3)式とまつたく同じ曲線を示すけれども，u と u^2 は高い相関をもつから，これらの係数を独立に解釈することはできなくなる。

最高収量を与える P の最適施用量は，(23.5) または (23.6) 式を微分して 0 とおくことによつて得られる。(23.6)式を用いると

$$\frac{dy}{du}=67.3-2\times 18.4\,u=0$$

$$\therefore\quad u=1.83 \qquad (23.7)$$

となる。これは燐酸の施用量としては 14.6 kg/dka に対応する。

つぎに，デュシェボの結果（図 23.1 (c)(d)）について考察を加えよう。ここでは，主効果 N, P のほかに，交互作用 $N\times P$ も高度に有意であつた。この交互作用項を直交多項式によつて分解すると $N_L\times P_L$, $N_L\times P_Q$, $N_C\times P_L$ いうような項が有意になつた。ブルガリア側の数学者は，これらの項をも取りこんだ多項式モデルで表わすことを提案したが，筆者はそのようなモデルは技術的解釈が困難であるという理由で反対した。図 23.1 を見れば，N, P それぞれについての4本の応答曲線のうち，P_0 および N_0 のときの曲線のみが異なる傾向を示している。それゆえ，Pを施こすときと施こさないとき，Nを施こすときと施こさないとき，の4つのグループに分け，N, P 双方を施こす場合についてだけ，直交多項式による分解をすることを勧めた。

さらに，ここには記さないが，デュシェボの分散分析表では，3因子交互作用 $N\times P\times K$ まで有意になつた。

しかし，その分散は誤差項の 2.52 倍で，他の要因効果と比べても，非常に大きいというものではない。こんな項が有意になるのは,「誤差」の自由度が 94 もあり大きすぎるためである。そこで，次の勧告をした：

（i） これだけ大規模 (48 区×3=144 区) の試験をするなら，因子数をもつと増して「一部実施計画」にするべきである。それには，直交表がきわめて有効である。

（ii） 48区を1ブロックに入れるのはブロックが大きすぎて危険である。N, P, K のうちもつとも重要でない主効果(ここでは K)，または，高次の交互作用項を，ブロックと交絡させるところの分割区法または交絡法を用いるべきである。

23.2 9×9×9 の 1/9 実施計画

ソフィアを去る2日前に,「直交表を用いる一部実施計画の構成とその適用」について，1時間半の講義をしたら，所長ガルブーチェフ教授はじめ約 40 人のスタッフが出席した。出席者のなかに，統計に強いネイコヴァ夫人（化学部長で最近ロザムステッド農業試験場へ半年行つていた)がいて，翌日早速この計画の解析を教えてくれともちこんできた。聞けば，2年前，ソビェトの数学者ペレグドフ教授が来て，N, P, K それぞれ9水準 (0, 3, 6, 9, 12, 15, 18, 21, 24 kg/dka)の組合せの 1/9 だけを実施する計画を与えたので，それに従つて2年分のデータが集まつたが，あまりに複雑でどうしたらよいかわからないという。見せられた処理組合せとデータは表 23.2 に示すとおりである。9水準が 0, 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8 と表わされ，9つのブロックの各々に N, P, K の9水準がいずれも1回ずつふくまれていてうまくバランスがとれているようであるが,どの要因とどの要因が交絡(別名）しているのかすぐにはわからなかつた。結局時間切れで日本へ持ち帰つて返事することにした。

これはまつたく「判じ物」みたいであるが，総区数は 81 であるから，わが L_{81} 直交表にわりつけることができるはずである。幸い,かなりの程度に「直交性」を保持しているから，9水準を 3×3 に分解し，N, P, Kとも，2つの3水準因子の組合せによつて構成されているとし，この擬因子を，いずれも A, B, $AB=C$, $A^2B=D$ で表わすことにする (表 23.3 参照)。

表 23.3 N の9水準の分解

	N_B 1	2	3
N_A 1	0	1	2
2	3	4	5
3	6	7	8

すなわち，窒素9水準を例にとれば,

N_A：(0,1,2)，(3,4,5)，(6,7,8) の比較

N_B：(0,3,6)，(1,4,7)，(2,5,8) の比較

N_C：(0,5,7)，(1,3,8)，(2,4,6) の比較

N_D：(0,4,8)，(1,5,6)，(2,3,7) の比較

となる。この4つの擬因子のなかでは，その効果のもつとも大きいのは N_A と考えられる。

表 23.2 9^3 の 1/9 実施試験（小麦）

	区番号	処理組合せ N	P	K	収量 kg/10m²		区号番	処理組合せ N	P	K	収量 kg/10m²		区番号	処理組合せ N	P	K	収量 kg/10m²
	1	5	2	5	0.5		28	1	7	7	0.4		55	4	7	1	1.0
	2	4	4	1	1.2		29	0	6	0	0.7		56	3	0	6	1.2
ブロック	3	3	6	6	1.1	ブロック	30	2	2	8	1.0	ブロック	57	5	5	5	2.0
	4	6	0	0	0.5		31	5	5	2	0.5		58	8	8	8	1.1
	5	8	5	8	0.7		32	4	7	7	1.0		59	7	1	4	0.9
	6	7	7	4	1.2		33	3	0	3	1.0		60	6	3	0	1.7
R_1	7	0	3	3	1.1	R_4	34	8	8	5	1.0	R_7	61	2	2	2	1.5
	8	2	8	2	1.2		35	7	1	1	1.5		62	1	4	7	2.3
	9	1	1	7	0.8		36	6	3	6	1.4		63	0	6	3	1.2
	10	7	1	7	0.7		37	8	5	2	1.2		64	2	8	8	2.1
	11	6	3	3	0.9		38	7	7	7	1.7		65	1	1	4	2.2
	12	8	8	2	1.0		39	6	0	3	1.3		66	0	3	0	1.7
	13	2	2	5	1.0		40	0	3	6	1.2		67	3	6	3	2.9
R_2	14	1	4	1	0.6	R_5	41	2	8	5	2.2	R_8	68	5	2	2	2.1
	15	0	6	6	0.7		42	1	1	1	1.3		69	4	4	7	1.8
	16	5	5	8	1.1		43	3	6	0	1.9		70	6	0	6	1.8
	17	4	7	4	1.9		44	5	2	8	1.4		71	8	5	5	2.0
	18	3	0	0	1.7		45	4	4	4	1.5		72	7	7	1	1.7
	19	0	0	0	0.7		46	3	3	6	1.0		73	6	6	3	1.1
	20	2	5	8	0.8		47	5	8	5	1.2		74	8	2	2	1.7
	21	1	7	4	1.6		48	4	1	1	1.0		75	7	4	7	2.3
	22	4	1	7	1.3		49	7	4	4	1.8		76	1	7	1	2.5
R_3	23	3	3	3	1.5	R_6	50	6	6	0	2.0	R_9	77	0	0	6	1.4
	24	5	8	2	1.4		51	8	2	8	1.6		78	2	5	5	2.3
	25	7	4	1	1.2		52	1	7	7	1.2		79	4	1	4	2.5
	26	6	6	6	2.3		53	0	0	3	1.0		80	3	3	0	2.6
	27	8	2	5	1.6		54	2	5	2	1.1		81	5	8	8	2.9

さて表 23.2 の処理組合せを仔細に見ると，どの処理組合せでも，N, P, K の水準の差は3の倍数である。たとえば, No. 1～4をとり出すと，525, 441, 366, 600 で，5−2=3，4−1=3，6−3=3，6−0=6 となつている。表 23.3 を参照すると，これは N, P, K ともその B 因子の水準が同じであることを示している。それゆえ, $N_B=P_B=K_B$ という別名関係がある。

この推察から L_{81} 直交表の各列に表 23.4 のように要因をわりつけると，表 23.2 のすべての組合せが得られることが確かめられた（ただし表 23.3 のように，N_A, N_B 列から N の水準を読みとる。P, K についても同じ)。

9水準のブロック因子に対しては R^1, R^2, $R^1R^2=R^3$, $(R^1)^2R^2=R^4$ として4列を用意しなければならない。これを探索するために, (000)をふくむ第3ブロックの9処理を，3水準

表 23.4 L_{81} 直交表へのわりつけ

列番	列名	原案	おくの案
(1)	a	N_A	N_A
(2)	b	P_A	P_A
(3)	ab	$N_A P_A$	$N_A P_A$
(4)	a^2b	$N_A^2 P_A$	$N_A^2 P_A$
(5)	c	K_A	K_A
(6)	ac	$N_A K_A$	$N_A K_A$
(7)	a^2c	$N_A^2 K_A$	$N_A^2 K_A$
(8)	bc	$P_A K_A$	$P_A K_A$
(9)	abc	R^1	
(10)	a^2bc		
(11)	b^2c	$P_A^2 K_A$	$P_A^2 K_A$
(12)	ab^2c		
(13)	a^2b^2c		R^1
(14)	d	$N_B = P_B = K_B$	N_B
(15)	ad	$N_C\ (= N_A P_B = N_A K_B)$	N_C
(16)	a^2d	$N_D\ (= N_A^2 P_B = N_A^2 K_B)$	N_D
(17)	bd	$P_C\ (= P_A N_B = P_A K_B)$	
(18)	abd		K_B
(19)	a^2bd	R^4	R^4
(20)	b^2d	$P_D\ (= P_A^2 N_B = P_A^2 K_B)$	
(21)	ab^2d		
(22)	a^2b^2d		
(23)	cd	$K_C\ (= K_A N_B = K_A P_B)$	P_D
(24)	acd		R^2
(25)	a^2cd		
(26)	bcd		P_B
(27)	abcd		K_C
(28)	a^2bcd		
(29)	b^2cd	R^2	P_C
(30)	ab^2cd		
(31)	a^2b^2cd		
(32)	c^2d	$K_D\ (= K_A^2 N_B = K_A^2 P_B)$	
(33)	ac^2d	R^3	
(34)	a^2c^2d		
(35)	bc^2d		
(36)	abc^2d		K_D
(37)	a^2bc^2d		
(38)	b^2c^2d		R^3
(39)	ab^2c^2d		
(40)	$a^2b^2c^2d$		

系の擬因子で表わした（表 23.5）。そこで，1，2，3水準の代りに，0，1，2水準を用いるとこの処理は，直交表の「列名」で，

$$a+b+c\equiv 0$$
$$2b+c+d=0$$

を満足することが見つけ出された。これは「列名」abc，b^2cd の列（9）と(29）にブロック因子 R がわりつけられていることを示す。また，この列の積から，ac^2d …(33)列，a^2bd…(19)列にもブロック因子がはいる。

以上で「謎解き」は終つたのであるが，この計画は果して適当なものであろうか。9水準のうちの相隣る3水準ずつをまとめて，大，中，小の3水準にとれば，これらを比較する部分（擬因子 A）は確かに交絡せず，それら相互のあいだの交互作用も検出できる。しかし大，中，小それぞれのなかでの比較（擬因子 B，C，D の部分）はほとんど完全に交絡するから，これでは9水準をとつた意味はほとんどないことになる。

表 23.5 第3ブロックの処理組合せ

表23.2より N	P	K	擬因子 N_A	P_A	K_A	$N_B=P_B=K_B$	列名 a	b	c	d
0	0	0	1	1	1	1	0	0	0	0
2	5	8	1	2	3	3	0	1	2	2
1	7	4	1	3	2	2	0	2	1	1
4	1	7	2	1	3	2	1	0	2	1
3	3	3	2	2	2	1	1	1	1	0
5	8	2	2	3	1	3	1	2	0	2
7	4	1	3	2	1	2	2	1	0	1
6	6	6	3	3	3	1	2	2	2	0
8	2	5	3	1	2	3	2	0	1	2

$$\begin{cases} a+b+c\equiv 0 \\ 2b+c+d\equiv 0 \end{cases}$$

0から 24 kg/dka まで 3 kg おきに9水準をとることの意義自身が明確でないが，かりにそれを受容するとすれば，もつと効率の高い計画はないであろうか。

現在筆者の得た最良のわりつけは，定義対比とブロック交絡要因を次のようにとるもので，その結果を表 23.4 の下段に示す。

$$1=\underbrace{N_AN_B}_{N_C}P_AK_B^2=N_B\underbrace{P_AP_B^2}_{P_D^2}K_A=\underbrace{N_AN_B^2}_{N_D^2}\underbrace{P_A^2P_B^2}_{P_C^2}\underbrace{K_AK_B^2}_{K_D^2}$$
$$=N_AP_B\underbrace{K_A^2K_B^2}_{K_C^2}$$

$$R=N_A^2P_A^2K_A=N_CK_A=N_BP_A^2K_A^2=N_DP_A$$

ここで，添字に B，C，D をふくむ擬因子との交互作用はすべて無視できるとすれば，この計画により，

（i） 9水準の主効果 N，P，K の全部，自由度$=3(9-1)=24$

（ii） 大，中，小3水準（添字 A）同志の2因子交互作用，自由度$=3(3-1)(3-1)=12$

が全部推定できることになり，原案よりはるかに良い設計となる。

筆者は，ネイコヴァ夫人から質問を受けたとき，次のように述べた：「この試験の解析法には2通りある。1つは，通常の要因計画と考えて，主効果と交互作用に分解する方法である。しかし，すぐにわかるように，N，P，K 3因子についての一部実施であるから，定義対比は3因子交互作用となり，主効果の一部は必然的に他の2因子の交互作用と交絡する。したがつて，後者のうちのある適当な成分を無視するのでなければ（おくの案），主効果すら推定することができない。一方，この主効果の自由度8に相当する部分を全部推定するのではなく，これに直交多項式をあてはめて，その2次または3次までだけをとることができる」と。いま，この計画の構造が明らかになつてみると，$N_B=P_B=K_B$ という別名関係を導入した原案では主効果 N，P，K に1次多項式をあてはめても，それらは互いに直交しない。したがつて，

計算は厄介になる。それゆえ，直交多項式を用いる接近法でも，原案は好ましくないことがわかつた。

24. おわりに

過去2年半にわたり，この講座におつきあい頂いた読者に，心から感謝の意を表したい。また，多くの実施例の紹介に御協力頂いた執筆者の方々にもお礼を申上げる。

多因子計画の一部実施法が，情報獲得の効率化に役に立つ，という点では，もう誰も異論はないことと思われる。社会主義国のブルガリアでもこの手法が尊敬されていることを知つていよいよ意を強くした。ただかれらにとつては使い方がむずかしいのに，わが国では「直交表」という便利な表が普及して，だれでも容易に使えるようになつている。筆者の知る限り，この手法を使いはじめたらやめられないというのが実状のようである。「1年やめて，昔の試験法に戻つてみたら，得られた情報があまりにも少ないのにおどろき，やつぱり直交表の試験に戻りました」という話も聞く。そこで，さいごに2点つけ加えさせて頂いて擱筆することにしよう：

① 因子と水準のえらび方が基本的に大切である。一体，「この試験は，何のためにどのような情報を得ようとして始めるのか」。このことの整理をトコトンまでする必要がある。試験に投入される労力(頭脳労働をふくむ)と費用，をインプットとすれば，それからいかなるアウトプットを期待するのかを，事前に十分評価しておかねばならない。農業をとりまく情勢は急速度に転回しているとき，毎年の試験設計こそ，心を新たにして十分検討しなければならないことであろう。直交表を使うことは，その枝葉の問題である。

② 直交表の計算にコンピュータ利用は必須である。「農林研究計算センター」には，すぐれたプログラムができていて，至れり尽くせりの情報を与えてくれるが，これを県の方々に使つてもらうことができない。しかし，これまで使用していた「日科技研計算センター」には，このプログラムが残つているから，実費で計算してくれる。

最近，各県でも，小型あるいは中型のコンピュータが導入されている。この場合は，上述のような精密なプログラムを作ることは困難と思われるが，基本計算（各列の平方和の計算）の部分だけなら，比較的容易にできる。したがつて，この種のプログラムを開発し，それでできない部分は手計算でおぎなうというのが，現在ではもつとも賢明な方法であると思われる。　　(完)

引用文献

1) 奥野・芳賀・久米・吉沢共著「多変量解析法」日科技連出版社
2) 奥野・芳賀「実験計画法」培風館
3) 農林水産技術会議事務局編「農林水産試験研究における数理統計学的手法の理論と応用」

補. 多因子要因計画の一部実施法による施肥法試験

安藤　　奨*

1. はじめに

今日までの栽培技術に貢献してきた多くの栽培試験は，品種比較試験や窒素適量試験などのように，それぞれ1因子だけを取り上げた単式試験であつた。しかし取り上げた1因子が単独で作物の生育，収量に影響をおよぼすよりも，むしろ他の因子と絡みあい，補償され，そして気象条件などにも影響されながら，その効果をあらわすことが多い。したがつて単式試験で求めた結果は他の栽培条件や気象条件などが変ると，数年反復して得た経験的な知識によるか，再検討しなければ正しい判断が得られない。

丁度5年前，1962年3月のことである。乾田直播栽培の施肥法を検討するため，施肥量，施肥位置，施肥割合などの単式試験を準備していたが，できるならばこれらの単式試験を組合せて因子間における相互の関係をも明らかにし，技術的な根拠を一層明確にしたいと考え，農林省農業技術研究所の奥野忠一博士を尋ねた。また奥野研究室の門をたたいたもう一つの理由は，鳥取大学教授今井富蔵博士（前農業技術研究所長）が土壌肥料関係の中央会議の席上でなされた畑地試験における統計的手法の重要性に関する発言に心を引かれ，統計的な手法で栽培試験の能率を向上し，適用性を拡大する上に必要であることを痛感したためでもある。

このようなことから，後述の6個の因子をそれぞれ3水準あるいは2水準に変えて比較する栽培試験を行なうことになつた。いま，これらの因子の水準のすべての組合せを実施する（これを複式試験，あるいは多因子要因計画という）ことにすると，試験区数は数百となり，これを実施することはとうてい不可能と考えられた。そこでこの計画で得られるべき情報の一部を犠牲にすることによつて，試験区数を1/3にした（これを「一部実施法」という）。このとき，各試験区にわりあてるべき処理内容は「直交表」という便利な表を用いて決定し，またこの直交表をパンチしたハンド・ソートカードを調査野帳の代りに用いることによつて調査のミスを防ぐことができた。さらに，得られたデータの統計解析は電子計算機によつて遂行された。これらの手法をわが国の栽培試験に適用したのは，恐らくこの試験が最初であろう。したがつていろいろの点について解説したいが，紙面の都合上，その概要のみを簡単にしるす（この手法の詳細は農技研報告A 12号，13号あるいは奥野研究室の資料を参照されたい)。

この試験を実施するにあたり，御懇切なる御指導を賜わつた奥野忠一博士に心から謝意を表するものである。

2. 乾田直播栽培の施肥法試験

（1） 因子と水準の選択

試験の成績（たとえば収量）に関与する栽培技術上の原因系はふつう枚挙にいとまがないほどたくさんある。そこでこれらの原因系のうち，どれとどれを取上げるか（取上げた原因系を「因子」とよぶ)，またその条件（これを「水準」という）をどのように変えて比較するかは，その試験の目的に照らしてきめるべきことであつて，この適否が試験全体の成否を左右する。この乾田直播栽培の施肥法試験では，慎重な検討の末，つぎの6因子とそのほかにブロック因子を取上げることにし，これらの因子は，品種を除いてすべて3水準とした（品種だけ2水準)。

≪制御因子≫　―4因子―

この試験で知りたいのは，施肥量，施肥割合，肥料の種類，施肥位置の最適条件であつて，それがわかれば農家にも普及することができると考えたので，この4つを「制御因子」とした。制御因子とはその水準を思いのままにとることができるという意味である。各制御因子の水準数はすべて3とした。

1） Q：施肥量――窒素 ① 1.4 kg/a（当初 1.2 kg/a，追加 0.2 kg/a)，② 1.6 kg/a（当初 1.4 kg/a，追加 0.2 kg/a)，③ 1.2 kg/a（当初 1.0 kg/a，追加 0.2 kg/a)，燐酸および加里 ① 1.2 kg/a，② 1.4 kg/a，③ 1.0 kg/a ――

乾田直播栽培の施肥量は移植水稲の約 20% 増を施用すればよいと一般にいわれていた。そこで当初の計画では窒素，燐酸，加里のいずれも同一水準にしていたが穂肥時期になつて全般に窒素不足が認められたので，全区に 0.2 kg/a の窒素を追加した。

2） R：施肥割合（当初予定した窒素のみについて）―― ① 元肥 40%，追肥（7月20日）30%，穂肥（8月13日）30%，② 元肥 70%，穂肥（8月13日）30%，③ 元肥 100%――

3） S：肥料の種類(元肥について）――① IB 化成，② 石灰窒素化成，③ 塩加燐安――

4） L：施肥位置（元肥について）――① 条施下層，

* 香川県農業試験場，技師

② 条施全層，③ 全面全層——

≪標示因子≫ —2因子—

灌水時期や品種は試験の場では水準が変えられるが，生産の場では変えにくいものである。しかもこの因子の水準によつて，上の制御因子の最適条件が変る恐れがあるので，これを「標示因子」として取上げ，つぎの水準を選んだ。

5) I：灌水時期——① 4～5 葉期（7月 17日），② 7～8 葉期（7月 26 日），③ 10～11 葉期（8月6日）——

6) V：品種—— ① 東山 38 号（中生，中間型），② ホウヨク（中晩生，穂数型）——

≪ブロック因子≫

7) B：ブロック（約 5a の水田 3枚）—— 3ブロック——

第1表 L_{81} へのわりつけ

列番	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
基本表示	a	b	a b	a^2 b	c	a c	a^2 c	b c	a b c	a^2 b c	b^2 c	a b^2 c	a^2 b^2 c	d	a d	a^2 d	b d	a b d	a^2 b d	b^2 d	a b^2 d
群	1群	2群			3 群									4 群							
要因	B (R L)	I	e_1	e_1	Q	e_2	e_2	I Q	R S	S L	I Q	e_2	e_2	R	R L	L	I R	Q S	l L	I R	e_2

列番	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40
基本表示	a^2 b^2 d	c d	a c d	a^2 c d	b c d	a b c d	a^2 b c d	b^2 c d	a b^2 c d	a^2 b^2 c d	c^2 d	a c^2 d	a^2 c^2 d	b c^2 d	a b c^2 d	a^2 b c^2 d	b^2 c^2 d	a b^2 c^2 d	a^2 b^2 c^2 d
群	4 群																		
要因	l L	Q R	I S	Q L	e_2	S	e_2	e_2	I S	e_2	Q R	e_2	Q L	e_2	Q S	e_2	S L	e_2	R S

(2) L_{81} 直交表へのわりつけ

第1表は L_{81} 直交表へのわりつけをしめしたものであるが，これは 3^5（I：灌水時期，Q：施肥量，R：施肥割合，S：肥料の種類，L：施肥位置）の 1/3 実施（定義対比 $=IQR^2S^2L^2$）になつており，I を1次因子，Q，R，S，L を2次因子として分割区法でわりつけた。この1区面積は約5坪であるが，さらにこれを2分して3次単位をつくり，品種Vの2水準をわりつけた。この表で主効果をわりつけた列の水準を拾うことによって，81区の処理内容がきめられた（L_{81} 直交表参照）。

(3) 試験結果

第 2～3 表は部分刈収量（$g/2.25\,m^2$）について行なつた分散分析の結果である。この試験の調査結果は前述したように L_{81} の直交表をパンチしたカードに記載したので，その各列（主効果・交互作用に対応する）ごとにソートし，計算機をまわせば分散分析表の作成は可能であるが，この試験のように膨大かつ複雑な組合せのある場合には，その計算に長い時間を要するばかりではなく，計算間違いも避けがたい。そこで電子計算機 HIPAC, 101 B を用いて解析したところ，1 形質につき約 12 分でできた。現在では1分 30 秒でできるという。

さて第 2～3 表よりつぎのことが判定される。1) 一番効果の大きかつた因子は灌水時期と施肥割合であつたが，その現われ方は品種によつて異なつている。2) 東山 38 号の方がホウヨクより収量が高い。3) つぎにはブロックの効果が大きく，特に東山 38 号では顕著である。4) 施肥量，施肥位置の効果は品種ごとにはあまりはつきりしないが，両者をプールすると差が認められそうである。5) ホウヨクでは灌水時期と施肥割合の交互作用が認められそうである。6) 肥料の種類や灌水時期と施肥割合以外の交互作用はいずれも有意でない。以上の結果と土壌条件を結びつけて考えると，一層興味深い。供試水田は減水深の大きい漏水過多の水田である。塩基置換容量(10 me 以下）の小さい

第2表 全体の分散分析

s. v.	d. f.	S. S.	m. s.	F
B	2	128255	64128	11.6*
I	2	183890	91945	16.6*
e_1	4	22203	5551	
Q	2	20336	10168	2.71△
R	2	138892	69446	>10**
S	2	4834	2417	—
L	2	23280	11640	3.11△
I×Q	4	1459	365	—
I×R	4	30726	7682	2.05
I×S	4	17514	4379	<2
I×L	4	11356	2839	—
Q×R	4	14882	3721	—
Q×S	4	28051	7013	<2
Q×L	4	7969	1992	—
R×S	4	11610	2903	—
R×L	2′	12558	6279	<2
S×L	4	5044	1261	—
e_2	26	97398	3746	
V	1	121143	121143	>40**
B×V	2	26683	13342	5.03**
I×V	2	39603	19802	7.47**
Q×V	2	7355	3678	<2
R×V	2	30343	15172	5.72**
S×V	2	10126	5063	<2
L×V	2	1542	771	—
I×Q×V	4	7822	1956	—
I×R×V	4	20085	5021	<2
I×S×V	4	5053	1264	—
I×L×V	4	16396	4099	<2
Q×R×V	4	10520	2630	—
Q×S×V	4	1251	313	—
Q×L×V	4	719	180	—
R×S×V	4	9103	2276	—
R×L×V	2′	156	78	—
S×L×V	4	4960	1240	—
e_3	30	79576	2653	—

第3表　品種別分散分析

s. v.	d. f.	(東山 38 号) S. S.	m. s.	F	(ホウヨク) S·S.	m. s.	F
B	2	142317	121159	19.7**	67558	33779	<3
I	2	232439	116220	18.9**	214545	107273	6.91*
e_1	4	24556	6139		62094	15524	
Q	2	27117	13559	2.16	28264	14132	2.48(△)
R	2	289696	144848	>20**	48264	24387	4.27*
S	2	9919	4960	—	20001	10001	<2
L	2	29180	14590	2.32	20464	10232	<2
I × Q	4	11844	2961	—	6716	11679	—
I × R	4	42415	10604	>2	59207	14802	2.59△
I × S	4	18120	4530	—	27012	6753	<2
I × L	4	52054	13014	2.07	3449	862	—
Q × R	4	2531	633	—	48272	12068	2.11
Q × S	4	27776	6944	—	30827	7707	<2
Q × L	4	7087	1772	—	10286	2572	—
R × S	4	16491	4123	—	24935	6234	—
R × L	2′	11246	5623	—	14180	7090	—
S × L	4	12996	3249	—	7010	1753	—
e_2		163272	6280		148432	5709	

うえに，浅耕土（作土の深さ 12 cm 程度）である。供試水田 B_1，B_2，B_3 のうち，B_1 は礫層土壌であり，B_2，B_2 は礫質土壌である。したがつて B_1，B_2，B_3 のうち B_1 は一層減水深が大きく，水持ちが不良である。養分保持力の小さい水田土壌においては，水持ちの良否が養分の保持に密接な関係をしめし，水持ちの不良な水田では田面水の激しい下向運動とともに養分が著しく溶脱，流亡する。特に乾田直播栽培では移植水田にくらべて湛水当初において一層水持ちが不良になり，しかも肥料の溶脱，流亡は湛水までの施肥量や土壌水分とも密接な関連がある。このように供試水田土壌の性質から考えても灌水時期や施肥割合が水稲の生育および収量に大きな影響をおよぼすことはうなずける。しかし試験の設計を考えたとき，乾田直播栽培の施肥法上施肥量・施肥位置，肥料の種類などの因子は極めて重要なものであり，収量に対する影響が大きいものと期待していたにもかかわらず，施肥量，施肥位置の効果は両品種をプールしてやつと認められそうな程度で，肥料の種類にいたつては有意差が認められないとは。また内心まちもうけていた交互作用については最も効果のあつた灌水時期と施肥割合の間に認められそうな程度で，他は有意差が認められず，あまり期待していなかつた品種がブロックや灌水時期，あるいは施肥割合などと関連があるなど，単式試験から得た知識では予測できない結果が導かれた。ここで特に強調しておきたいことは試験結果の特性値（例えば作物の生育および収量）に影響する力が，それぞれの因子によつて異なることである。このようなことは単式試験ではまつたく得られない情報であり，多因子要因計画の一部実施法により始めて浮き彫りにされる情報である。この供試水田においては灌水時期，施肥割合，土壌の性質および品種などについて十分検討し，最適水準をきめておかない限り，他の因子につきいかに精密な試験を行なつてもそれは徒労になる。

つぎは各要因効果の推定について述べる。まず灌水時期 I と施肥割合 R の 2 元表を第 4～5 表にしめす。第 4 表より，灌水時期が東山 38 号の収量におよぼす影響は，I_2 (7～8 葉期) > I_3 (10～11 葉期) > I_1 (4～5 葉期) となり，施肥割合では R_1 (元 4：追 3：穂 3) > R_2 (元 7：穂 3) > R_3 (元 10) となる。全量元肥に施用した R_3 がわるいのは灌水時期が早いと養分の溶脱が著しくなり，灌水時期を遅めると過繁茂や水不足がおこるためである。以上から，東山 38 号に対する灌水時期と施肥割合の最適条件は 7～8 葉期 I_2 (または 10～11 葉期 I_3) に灌水し，元 4：追 3：穂 3 の割合に窒素を分施することである。第 5 表よりホウヨクに対する影響とを述べる，灌水時期は I_2 (7～8 葉期) > I_1 (4～5 葉期)，I_3 (10～11 葉期) となり，施肥割合は 7～8 葉期および 10～11 葉期) に灌水するとその差が認められず，4～5 葉期に灌水すると全量元肥区が著しくわるくなる。これは，養分の溶脱によるものと考えられ

第 4 表　灌水時期 I と施肥割合 R の効果（東山 38 号）

	I_1	I_2	I_3	平均
R_1	842.2	1003.9	952.2	932.8
R_2	857.2	911.1	912.2	893.5
R_3	705.0	877.8	790.0	790.9
平均	801.5	930.9	884.8	872.4

l. s. d. =76.8(表中)　l. s. d. =44.4(周辺)

第 5 表　灌水時期 I と施肥割合 R の効果（ホウヨク）

	I_1	I_2	I_3	平均
R_1	825.0	860.6	737.8	807.8
R_2	797.8	872.8	779.4	816.7
R_3	688.9	866.7	726.7	760.8
平均	770.6	866.7	748.0	795.1

l. s. d. =73.2（同じ I）
=98.3（異なる I）
=94.1（I の平均）

第 6 表　施肥量 Q の効果

	Q_1	Q_2	Q_3	平均
V_1	893.0	875.7	848.5	872.4
V_2	819.1	773.5	792.6	795.1
平均	856.1	824.6	820.6	833.7

l. s. d. =44.5(V_1)　l. s. d. =42.3((V_2)
l. s. d. =34.3(平均)

第 7 表　施肥位置 L の効果

	L_1	L_2	L_3	平均
V_1	895.4	848.9	873.0	872.4
V_2	806.9	772.6	805.7	795.1
平均	851.2	810.8	839.4	833.7

l. s. d. =施肥量に同じ

第 8 表　ブロック B の効果

	B_1	B_2	B_3	平均
V_1	795.7	901.9	919.6	872.4
V_2	759.6	830.4	795.2	795.1
平均	777.7	866.2	857.4	833.7

l. s. d. =施肥量に同じ

第9表　最適条件の推定

<東山38号>　I_2 (7〜8 葉期灌水,　R_1 (元肥少量追肥重点), Q_1 (N 1.4 kg/a),　L_1 (条施下層)
(または10〜11 葉期灌水)　　(または N 1.6 kg/a)

$$期待収量 = 872.4 + \underbrace{(1003.9-872.4)}_{131.5} + \underbrace{(893.0-872.4)}_{20.6} + \underbrace{(895.4-872.4)}_{23.0} = 1047.5$$

信頼区間$=1047.5\pm64.6=983\sim1112$ (g/2.25 m^2) (kg/a に換算すると) 43.7〜49.4 (kg/a)
(礫質土壌 B_2, B_3 では) 45.2〜51.3 (kg/a)

<ホウヨク>I_2 (7〜8 葉期灌水), R (施肥割合) はいずれでもよい, Q_1 (N 1.4 kg/a), L_1 (条施下層)
(または N 1.2 kg/a)　(または全面全層)

$$期待収量=795.1+\underbrace{(866.7-795.1)}_{71.6} + \underbrace{(819.1-795.1)}_{24.0} + \underbrace{(806.9-795.1)}_{11.8}=902.5$$

信頼区間$=902.5\pm75.9=827\sim978$ (g/2.25 m^2)　(kg/a に換算すると) 36.8〜43.5 (kg/a)

る。以上からホウヨクの最適条件は 7〜8 葉期に灌水すれば施肥割合はいずれでもよいということになる。

第 6〜8 表に施肥量, 施肥位置, ブロックについてしめす。第6表を判定すると, 施肥量は Q_1 (N 1.4 kg/a) $>Q_2$ (N 1.6 kg/a), Q_3 (N 1.2 kg/a) となり, N 1.4 kg/a にくらべて, 東山 38 号では N 1.2 kg/a が, ホウヨクでは N 1.6 kg/a が有意にわるい。施肥位置については第7表にしめすように, L_1 (条施下層) を採用すれば無難で, 条施全層は大体においてよくない。ブロックの影響は第8表にしめすように, 東山 38 号では礫質土壌 (B_3, B_2)$>$礫層土壌 (B_1) となり, ホウヨクにおいても有意ではないが, やはり礫層土壌がわるい。

以上の結果より最適条件を推定すると, 第9表となる。

このように各要因効果の推定より得た最適条件を組合せることにより, そはそれの品種に最も適した肥培管理条件が定められる。そして最適肥培管理条件でこんご栽培するとき, もし気象条件がこの年と大差なければ, どの位の収量がとれるかを期待収量として算出することができる。

さて, 生育経過と玄米収量との関連を明らかにするためには, 諸形質の総括表が必要である。紙面の都合上, 諸形質に関する総括表の1例として, 東山 38 号の灌水時期と施肥割合について第10表にしめす。これによると, 7月27日の調査では, まだ灌水の影響がない I_2 (7月26日灌水), I_3 (8月6日灌水) では元肥窒素の施肥量が多いほど生育が良好であるが, 灌水の影響をうけている I_1 (7月17日灌水) では R_2 (元 7 : 穂 3) のように, かえつて中途半端な元肥重点形の施肥は生育がわるい。8 月 30 日の調査では灌水時期の影響が一層明らかになり, 早くから灌水すると草丈が低くなり, 茎数が減少する。また施肥割合についても, 全量元肥に施用した区は生育がわるい。収穫期の調査では早くから灌水すると, 穂長は長いが, 穂数の減少が著しく, 灌水時期を遅らすと穂数は増加するが, 穂長が著しく短くなる。施肥割合についても全量元肥に施用すると稈長, 穂長が短く, 茎数が少ない。このほか有効茎歩合や 籾/藁比 についてもそれぞれ灌水時期や施肥割合の影響が認められる。そしてこれらの傾向は灌水時期や施肥割合が漏水過多水田土壌における養

第10表　諸形質についての総括の一例　—東山38号—
(灌水時期 I と施肥割合 R について)

形　質	7月27日		8月30日		収穫期			収量	有効茎歩合	籾/藁比
	草丈	茎数	草丈	茎数	稈長	穂長	穂数			
平　均	cm 37.0	本 467	cm 76.0	本 412	cm 61.3	cm 17.3	本 368	kg/a 38.8	83%	80%
									R_1では	
I_1 (7月17日灌水)	(Rによって異なつた傾向を示す)		−1.9	−40	(差を認めず)	+0.7	−61	−3.2	61 (R_2, R_3 では差は認められない)	+6
I_2 (7月26日灌水)			+1.4	+18		+0.1	+29	+2.6	88	−2
I_3 (8月6日灌水)			+0.5	+22		−0.7	+32	+0.6	119	−3
(l.s.d)			(1.0)	(30)		(1.4)	(33)	(2.0)	(36)	(9)
	I_2	I_3では							I_2では　I_3では	
R_1 (7月30日追肥 8月13日穂肥)	−1.9	−33	+0.7	+9	+0.5	+0.2	+24	+2.7	88　119	+1
R_2 (8月13日穂肥)	−0.3	+1	+2.1	+19	+0.4	+0.2	−3	+0.9	86　87	+4
R_3 (全量基肥)	+1.4	+66	−2.8	−27	−0.9	−0.4	−21	−3.6	75　71	−5
(l.s.d.)	(1.8)	(54)	(1.0)	(30)	(1.4)	(0.3)	(29)	(2.0)	(11)	(4)
	I_1では								I_1では	
R_1	+2.3	+61							61	
R_2	−2.3	−119							91	
R_3	+1.9	−9							66	
(l.s.d.)	(3.5)	(76)							(11)	

分の溶脱，流亡といかなる結びつきで働いているかをしめしているものである。このように諸形質に関する各要因の総括表を作成することにより，収量と収量構成要素との関連が一層明確になり，これを検討することにより，選択した諸因子の水準をこんごどのように発展させるべきかなどをしつかりとつかむことができる。

3. おわりに

この乾田直播栽培の施肥法試験がしめしたように，多因子要因計画の一部実施法によつて設計された試験は，主効果と2因子交互作用の効果を推定することにより，各因子の効果が他の因子の水準によつて変る様相を明らかにし，さらに，これらを組合わせることによつて，最適肥培管理条件とそれを実施した場合の期待収量の予想値を与えることができる。それゆえ，この計画に従つて得られた結果は大変具体的になる。また，選択した因子が，肥料に関連したことがらに止まらず，品種や管理条件にまでおよんでおれば，試験結果によつて施肥設計をたてる場合，肥料の種類，施肥量，施肥割合，施用時期などのほか，肥効を助長するために必要な管理条件をも具体的に付記することが可能になる。その上期待収量の算出により技術の評価がなされており，普及対象をきめるのに便利である。また諸形質に与える各要因効果の総括表をつくることにより，各収量構成要素の受けた影響が収量にどのように反映するかも明らかになり，こんご発展させるべき研究方向が明確になる。

このように，単式試験では得られなかつた多くの情報が，多因子要因計画の一部実施法では得られるので，今後ますます盛んにこの種の試験が行なわれ，単式試験によつては開発できなかつた分野の技術が，この方法によつて樹立されることを心から期待しているものである。

第4章

直交表による
多因子計画の構成とわりつけ

本章では，標題の計画の 2^n 型および 3^n 型の構成原理とそれに基づく最適な計画を直交表の列へわりつける方法を述べる．その原理の解説は，奥野・塩見注1)(1965)をそのまま引用する．なお4水準因子を含む場合 $2^m\times4^n$ 型のわりつけの原理は塩見・奥野注2)(1971)にのべられているがここでは割愛する．こうして得られた 2^n 型，3^n 型および $2^m\times4^n$ 型のわりつけ表は原典[1),2)]ではあまりに厖大すぎるので，本書の巻末にはそのうち実用的な部分のみを示す．その表は奥野編注3)(1978)「応用統計ハンドブック」に掲載されているものと同じである．

1. まえがき

直交表を用いる多因子計画は，最近2，3年の間に，いくつかの農業試験場で実施され（奥野[15)]）こんご一層普及することが期待される．しかしながら，この手法は新しく，理論的にも未解決の点があるので，一般の理解を困難にしている．そこで，筆者らは，この種の計画のわりつけを容易にするための表を工夫し，巻末付表に与えた．この表は，つぎのように利用される．

まず，実験の条件として，つぎの諸項目を与える：

① 実験の規模―区数（たとえば1区 15m² で32区とする）

② 因子と水準―2^n 型または 3^n 型
　（n は因子数，2，3は水準数）
　（たとえば2水準で $n=7$ とする）

③ ブロック数―(たとえば32区を各16区ずつの2ブロックに分ける）

すると，括弧内の例の場合には $2^7=128$ の処理組合せの1/4が32区で実験されることになるから，付表3で，(7, 1/4, 2)，すなわち，L_{32} 実験（後出）で，7因子，1/4実施，2ブロックのわりつけを探せばよいことがわかる．この表から，7つの主効果のほかに，2因子交互作用がいくつまで「推定可能 estimable」であるかがわかるとともに，直交表を用いてその「処理区の構成」ならびに圃場配置（または実験順序）をきめることができる．

筆者らは，この研究を行なうに当って，文献[11),12)]などを参照して，そこにあげられているもののなかでは，最も情報量の多いものばかりを拾ったが，それらでは与えられていないもので，より有効な計画をいくつか発見した（それらには付表2で，＊印を付する）．なお，文献[11),12)]とは，わりつけの探索のしかたが異なるが，これについては後述する．

注1）奥野忠一・塩見正衛(1965)：直交表による多因子計画のわりつけ，農業技術研究所報告A第12号 pp. 23-75

注2）塩見正衛・奥野忠一 (1971)：$2^m\times4^n$ 計画の一部実施の直交表へのわりつけ，農業技術研究所報告A第18号　pp. 57-91

注3）奥野忠一編 (1978)：応用統計ハンドブック，827頁，養賢堂

2. 多因子計画の必要性

肥料3要素試験を例にとろう．N，P，K3因子はそれぞれ，6kg，8kg，10kg（10a当り）に変えるとし，そのどの組合せが，最高の収量を与えるかを知りたいとする．

2.1 単式試験（1因子実験）

3つの因子の水準を同時に変えたのでは，どれが効いたのかわからなくなるから，2つを固定して，1つの因子の水準だけを変えるという計画にする（表4.1）．すなわち，はじめの3区でNの肥効を，つぎの3区でP，最後の3区でKの肥効をくらべることになるが，何れも1反復の実験で，しかも，他の2要素の施用量を 6kg としたときの結果しかわからない．もしこの結果から，Nは8kg，Pも8kg，Kは 6kg が最適ということがわかったとしても，その組合せ(8kg，8kg，6kg)が最適であるとは必ずしもいえない．なぜなら，Nの8kgは，P，Kが何れも6kgのときの最適条件であって，Pを8kgにするとNは10kg 施した方がよいかもしれないからである．このようにして，単式試験法からは，いわゆる“相対性の原理”のために，他の因子を一定にした水準に依存する結論しかえられないのである（寺尾　博：種芸研究の新題目，農業及園芸6巻，1931，参照)．

表 4.1　3組の単式試験

区番号	施用量 kg/10a N	P	K
1	6	6	6
2	8	6	6
3	10	6	6
4	6	6	6
5	6	8	6
6	6	10	6
7	6	6	6
8	6	6	8
9	6	6	10

2.2 複式試験（多因子要因試験）

上述のような欠陥を避けるために，N，P，K3因子の各3水準のあらゆる組合せ（$3^3=27$個）を供試する方法が考えられる．これを複式試験または要因実験 factorial experiment という(表4.2)．この方法では，Kの3水準6，8，10の比較は，N，Pの9組合せ条件のそれぞれごとに行なわれる．Nの3水準の比較，Pの3水準の比較についても同様である．

しかしながら，この論法をさらに進めて，肥料3要素

表 4.2　3^3型要因実験

区番号	施用量 kg/10a N	P	K
1	6	6	6
2	6	6	8
3	6	6	10
4	6	8	6
5	6	8	8
6	6	8	10
7	6	10	6
8	6	10	8
9	6	10	10
10	8	6	6
11	8	6	8
12	8	6	10
13	8	8	6
14	8	8	8
15	8	8	10
16	8	10	6
17	8	10	8
18	8	10	10
19	10	6	6
20	10	6	8
21	10	6	10
22	10	8	6
23	10	8	8
24	10	8	10
25	10	10	6
26	10	10	8
27	10	10	10

のほかに作物の収量に影響を及ぼす因子として，品種・播種期・栽植密度・施肥時期などをも考慮に入れるとすると，その組合せの数は，$3^4=81$，$3^5=243$，$3^6=729$ などというように著増して，その全部の実施はとうてい不可能になる．

2.3　一部実施法

要因実験では因子の数nがこのように多くなっても，各因子の主効果のほかに，2因子交互作用・3因子交互作用・4因子交互作用というようにしてn因子交互作用までの情報が得られるが，このすべてが同等に重要なのではない．自然の現象は，3因子以上の交互作用をもいちいち評価しなければならぬほど複雑ではないと考えられるし，かりにそれらが評価されても，その技術的意義づけが困難であることから，圃場面積や経費・労力の一定の制約の下での最も効率の高い試験設計としては，まず第1に各因子の平均的な傾向を示すところの主効果，つぎに他の因子の水準ごとに主効果からの「へだたり」を示すところの2因子交互作用の2つを偏りなく評価できる（推定可能）ものをえらび，3因子以上の交互作用は原則として無視することにする．この見地に立てば，各因子の水準の全部の組合せを実験する必要はなく，その 1/2, 1/4 あるいは 1/3 などの実施で十分に役立つのである．これを，多因子要因実験の「一部実施法 fractional factorial design」という．

表 4.3　3^3の 1/3 実施

区番号	施用量 kg/10a N	P	K
1	6	6	6
2	6	8	8
3	6	10	10
4	8	6	8
5	8	8	10
6	8	10	6
7	10	6	10
8	10	8	6
9	10	10	8

表4.3は，表4.2のわずか1/3にあたる9区だけを取出したものであるが，つぎの性質を満足している．（このとき，各2因子は，互いに「直交」するという．）

① N，P，K各因子の3水準は，何れも3回ずつ現われる．

② NとPの各水準の組合せ（全部で9つある）は，何れも1回ずつ現われる．NとK，PとKについても同様に，そのあらゆる水準の対が，何れも1回ずつ現われる．

したがって，Nの6kg，8kg，10kg施用区ごとに平均をとると，それは，No.1～3，4～6，7～9の各3区の平均に相当し，それぞれに，P，Kの3水準が何れも1回ずつふくまれるから，これら3つの平均値の差には，Nの肥効のみが影響を及ぼす．同様にして，Pの3水準，Kの3水準ごとに平均をとれば，P，Kそれぞれの肥効が推定できる．よって，N，P，K3因子の主効果がすべて推定できることがわかる．これは，一部実施の一例ではあるが，2因子交互作用は後に述べるように評価できない設計である．

2.4　直　交　表

表4.3のような計画は　つぎのラテン方格から求められた．図4.1の左に示すラテン方格には　A，B，Cという3つのラテン文字が，行方向（ヨコ）にも列方向（タテ）にも1回ずつ現われる．この性質をもつ配列を「ラテン方格」という．図4.1の右も同じくラテン方格の性質を満足しているが，これはギリシヤ文字で示されている．ところで，この2つのラテン方格を重ねると，「各ラテン文字に対して，3つのギリシヤ文字はそれぞれ1回ずつ現われる」という性質がある．たとえば，Aの占める3つの位置には，右の方格でα，β，γが1回ずつ現われる．これは，各ラテン文字が行方向，列方向に1回ずつ現われるという性質と同じであって，この場合，行番号・列番号・ラテン文字・ギリシヤ文字は，何れの2つも互いに「直交」することがわかる．いま，この9つの枠に通し番号をつけ，それに行番号・列番号・ラテン文字A，B，Cを1，2，3に，ギリシヤ文字α，β，γを同じく1，2，3によみかえて示すと表4.4を得る．

	1	2	3
1	A	B	C
2	B	C	A
3	C	A	B

	1	2	3
1	α	β	γ
2	γ	α	β
3	β	γ	α

図 4.1　2つのラテン方格

表4.4の各2列は，表4.3について示した，「直交」の性質①，②を満足することはすぐわかる．これを，ラテン方格 Latin square の頭文字をとって $L_9(3^4)$ 直交

表 4.4　$L_9(3^4)$直交表

No. ＼ 列	(1) 行	(2) 列	(3) ラテン	(4) ギリシヤ
1	1	1	1	1
2	1	2	2	2
3	1	3	3	3
4	2	1	2	3
5	2	2	3	1
6	2	3	1	2
7	3	1	3	2
8	3	2	1	3
9	3	3	2	1
要因	N	P	K	

表，または，かんたんに L_9 直交表という．9は，実験の区数（規模）を示し，3^4は，3水準の列が4つあることを示す．表4.3の一部実施法のわりつけは，この直交表の(1)(2)(3)列に因子N，P，Kをわりつけたものに当る．この例で，さらに第4の因子（たとえば堆肥D）を導入して，これを直交表の第(4)列にわりつけることもできる．そのときは4つの因子は互いに直交して，それぞれの主効果が評価できる．（しかしながら，このような例で2因子交互作用を全く無親するのは非常に危険である．それらをも評価するためには少なくとも L_{27} 直交表を用いねばならない．）

一般に，表4.4のようなN行l列の行列の各元が1, 2, …, k の何れかであって，その任意のd列をとったとき，(11…1)，(11…2) から (kk…k) までの k^d 通りの組合せが何れも λ 回ずつ現われるなら，これを (N, l, k, d) とかいて，大きさN，制約数l，水準数k，強さdの直交（配列）表とよび，λをその指数という．この記号法によれば，$L_9(3^4)$は (9, 4, 3, 2) とかける．直交表にはいろいろの種類があるが，主効果と2因子交互作用を自由にわりつけるためには強さ $d=2$ の直交表で十分である．

本論文では，以下，直交表を用いて，一部実施法のわりつけを行なう．これによって，各区の処理内容も，また各要因効果の計算法も簡潔に示されるからである．従来その区数があまりにも多くなるために敬遠されてきた多因子計画は，直交表を用いることによって実行可能になると考えられる．

3.　わりつけ表の作成規準

3.1　直交表の種類

直交表の原理は，前節に述べたとおりであって，古くから知られており，また，いろいろの表わし方がある．

a.　2水準系の直交表

いま，2水準系の $L_8(2^7)$ を例にとると，つぎのとお

表 4.5　$L_8(2^7)$ の表わし方

(A)　森口[10)]による

No. ＼ 列	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
1	+	+	+	+	+	+	+
2	−	+	−	+	−	+	−
3	+	−	−	+	+	−	−
4	−	−	+	+	−	−	+
5	+	+	+	−	−	−	−
6	−	+	−	−	+	−	+
7	+	−	−	−	−	+	+
8	−	−	+	−	+	+	−
基本表示	a	b	ab	c	ac	bc	abc

(B)　嶋田[16)]による

No. ＼ 列	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
1	0	0	0	0	0	0	0
2	0	0	1	1	0	1	1
3	0	1	0	1	1	0	1
4	0	1	1	0	1	1	0
5	1	1	1	1	0	0	0
6	1	1	0	0	0	1	1
7	1	0	1	0	1	0	1
8	1	0	0	1	1	1	0
基本表示	a	ab	ac	abc	b	c	bc

(C)　増山[9)]による

No. ＼ 列	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
0	0	0	0	0	0	0	0
1	1	0	0	1	1	0	1
2	0	1	0	1	0	1	1
3	0	0	1	0	1	1	1
4	1	1	0	0	1	1	0
5	1	0	1	1	0	1	0
6	0	1	1	1	1	0	0
7	1	1	1	0	0	0	1
基本表示	a	b	c	ab	ac	bc	abc

(D)　文献[13)]による

No. ＼ 列	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
1	0	0	0	0	0	0	0
2	0	0	0	1	1	1	1
3	0	1	1	0	0	1	1
4	0	1	1	1	1	0	0
5	1	0	1	0	1	0	1
6	1	0	1	1	0	1	0
7	1	1	0	0	1	1	0
8	1	1	0	1	0	0	1
基本表示	a	b	ab	c	ac	bc	abc

(E)　田口[17),18)]による

No. ＼ 列	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
1	1	1	1	1	1	1	1
2	1	1	1	2	2	2	2
3	1	2	2	1	1	2	2
4	1	2	2	2	2	1	1
5	2	1	2	1	2	1	2
6	2	1	2	2	1	2	1
7	2	2	1	1	2	2	1
8	2	2	1	2	1	1	2
基本表示	a	b	ab	c	ac	bc	abc

り.

$L_8(2^7)$直交表の基本は，2^3要因実験であって，それは(A)表が最もよく表わしている．ここで，+，−，はそれぞれ +1，−1 を示し，主効果，2因子交互作用，3因子交互作用を求めるときの係数に相当する．F. Yates[20]の表現では，この+と−がちょうど逆になっている．いま，(A)で+を0，−を1とし，かつ，基本表示の記号の a と c を入れかえた上で，列の順序の入れかえをすると，(D)がえられる．(D)の0を1に，1を2にかえたものが(E)である．ゆえに，(A)，(D)，(E)は本質的に同じである．(B)は(D)の列の入れかえをしたものにあたるが，構成法に特長がある．(C)だけは行の並べ方も構成の原理も異なる．

(A)の(1)(2)(4)列は，きわめて規則的である．これに，基本表示にしたがって，たとえば“ab の列は，a の列と b の列の積”というようにして，+1 と −1 の掛算をすれば残りの4列の要素がすべて求められる．(B)，(C)，(D)では，掛算の代りに，0と1の加算をする．ただし，法2 (mod.2) で，2で割った剰余をとることにするから，$1+1=2\equiv0(\mathrm{mod}.2)$ となる．(E)は(D)に換算してから加算で求めてもよいが，$1\times1=1$，$1\times2=2$，$2\times1=2$，$2\times2=1$ という規則に従うと考えて掛算してもよい．

b. 3水準系の直交表

つぎに，3水準系の直交表にも，いろいろの種類がある．(表 4.6)

このうち，(A)が一番基本的なもので，森口氏編数値表(B)[10]にこの形が登載されている．そこでの基本表示の a と b を入れかえ，かつ，第1列と第2列の順序を入れかえると(C)を得る．これらでは，(3)列 ab は，(1)列 a と(2)列 b の要素の和として，また，(4)列 a^2b は，基本表示 a の列の要素の2倍に b の列の要素を加えたものとして求められる．

$a \quad b \to ab$		$a \quad b \to a^2b$	
$0+0=0$	(mod.3)	$0\times2+0=0$	(mod.3)
$0+1=1$	(〃)	$0\times2+1=1$	(〃)
$0+2=2$	(〃)	$0\times2+2=2$	(〃)
$1+0=1$	(〃)	$1\times2+0=2$	(〃)
$1+1=2$	(〃)	$1\times2+1=3\equiv0$	(〃)
$1+2=3\equiv0$	(〃)	$1\times2+2=4\equiv1$	(〃)
$2+0=2$	(〃)	$2\times2+0=4\equiv1$	(〃)
$2+1=3\equiv0$	(〃)	$2\times2+1=5\equiv2$	(〃)
$2+2=4\equiv1$	(〃)	$2\times2+2=6\equiv0$	(〃)

ここに，mod.3 (法3) とは，その数を3で割った剰余にひとしいことを示す．

(B)の型は，(A)，(C)と行の順序が変るばかりでなく，第4列が a^2b としてではなく，ab^2 として求められている点が異なる．(D)は，(C)の0，1，2を，この順に，1，2，3におきかえたものにすぎないが，基本表示のうち第4列の a^2b をわざわざ ab^2 にかきかえている．(E)は(D)のままで，第4列の基本表示を，もとどおりの a^2b に戻したものである．したがって，これは，(C)の0，1，2を，1，2，3にかえただけのものである．

c. 本論文で用いる直交表

2水準系では，表 4.5 の(E)をそのまま採用する．ただし，いわゆる Yates の算法 (→表 4.8) を適用して，2因子交互作用の効果の符号を間違わないようにするために，つねに(A)による表を念頭におき，1水準は+，2水準は−に対応すると考える．したがって，各列の効果を求めるときも，Yates の算法を適用するときも，つねに1水準から2水準を（すなわち，上から下を）引くという原則にする．(現在，多くの方面で，2水準から1水準を引いているために，符号の間違いがしばしば見受けられる．) したがって，具体的な水準をわりつけるときにも，1水準には，本命と思われるものを，2水準には，

表 4.6 $L_9(3^4)$ の表わし方

(A) 森口[10]による

No. ＼ 列	(1)	(2)	(3)	(4)
1	0	0	0	0
2	1	0	1	1
3	2	0	2	2
4	0	1	1	2
5	1	1	2	0
6	2	1	0	1
7	0	2	2	1
8	1	2	0	2
9	2	2	1	0
基本表示	a	b	a b	a b²

(B) 増山[9]による

No. ＼ 列	(1)	(2)	(3)	(4)
1	0	0	0	0
2	1	0	1	1
3	0	1	1	2
4	1	1	2	0
5	1	2	0	2
6	2	0	2	2
7	0	2	2	1
8	2	2	1	0
9	2	1	0	1
基本表示	a	b	a b	a b²

(C) 文献[13]による

No. ＼ 列	(1)	(2)	(3)	(4)
1	0	0	0	0
2	0	1	1	1
3	0	2	2	2
4	1	0	1	2
5	1	1	2	0
6	1	2	0	1
7	2	0	2	1
8	2	1	0	2
9	2	2	1	0
基本表示	a	b	a b	a² b

(D) 田口[17],[18]による

No. ＼ 列	(1)	(2)	(3)	(4)
1	1	1	1	1
2	1	2	2	2
3	1	3	3	3
4	2	1	2	3
5	2	2	3	1
6	2	3	1	2
7	3	1	3	2
8	3	2	1	3
9	3	3	2	1
基本表示	a	b	a b	a b²

(E) 本文方式

No. ＼ 列	(1)	(2)	(3)	(4)
1	1	1	1	1
2	1	2	2	2
3	1	3	3	3
4	2	1	2	3
5	2	2	3	1
6	2	3	1	2
7	3	1	3	2
8	3	2	1	3
9	3	3	2	1
基本表示	a	b	a b	a² b

前者によって取りかわられるべきところの対照（標準）をとるのがよい．

3水準系では，表4.6の(E)を用いる．(D)で，基本表示の記号をa^2bと変えたものである．以上いずれの場合にも，原理的には田口氏による表現に従ったのはつぎの理由からである．

① 0, 1, 2よりは，1, 2, 3の方が水準の呼名としては親しみやすい．

② 列の並べ方が，農業試験でしばしば用いられる分割区法の採用に好適である．

巻末付表には，L_8，L_9は与えていない．それより大きいもの，すなわち，L_{16}，L_{32}，L_{64}，L_{27}，L_{81}を示す．これらの表が，L_8とL_9をもとにして，つぎつぎに組み合わせて作られることは，表をよく見ればわかるであろう．実験の精度からみても，また，農業試験の規模からみても，2水準系での16区，32区，64区，3水準系での27区，81区ぐらいがちょうど適当であろう．高度の計画では，L_{16}を3つ使うとか，L_{27}を2つ使うとか，あるいは，L_{27}とL_{81}を組み合わせた108区を用いるというようなことも可能である．

d. 交互作用の現われる列

2水準系では，基本表示のa列とb列の交互作用が，ab列に現われることは，交互作用の定義から明らかである．ところで，a列とab列との交互作用は，$a\cdot ab=a^2b\equiv a^0b=b$となり，$b$列に現われる．（この計算で，ベキの数は，法2(mod.2)で求める）．同様に，bとabとの交互作用はaである．このようにして，3つの列，a，b，abは互いに他の2者の交互作用であるという，全く平等の関係にある．したがってL_{16}直交表で，基本表示abの列に因子A，acの列に因子Bをわりつけるとすれば，交互作用A×B(ABと略記する）は，$ab\cdot ac=a^2bc\equiv a^0bc=bc$の列に現われることがわかる．

3水準系では，a列に因子A，b列に因子Bをわりつけると，その交互作用A×Bの自由度は，A，Bそれぞれの自由度が2ずつであるから，4となる．3^n型直交表の各列は，1，2，3の3水準の変動を示すから，対応する自由度は，いうまでもなく2である．よって，交互作用A×Bに対しては，2つの列があてられねばならない．これを，基本表示ではab，a^2bとしている．いま，L_{27}直交表で，(3)列abに因子Aを，(10)列a^2bcに因子Bをわりつけたとすれば，交互作用A×Bは，つぎの計算によって求められる2列に現われることになる．

$$\mathrm{AB}: ab\cdot a^2bc=a^3b^2c\equiv a^0b^2c=b^2c\cdots\cdots(11)\text{列}$$

$$\mathrm{A^2B}: (ab)^2\cdot a^2bc=a^4b^3c\equiv ab^0c=ac\cdots\cdots(6)\text{列}$$

このとき，$\mathrm{A^2B}$の代りに$\mathrm{AB^2}$を求めても同じである．

$$\mathrm{AB^2}: ab\cdot(a^2bc)^2=a^5b^3c^2\equiv a^2b^0c^2=a^2c^2=(ac)^2\quad\cdots\cdots(6)\text{列}$$

ここで，$(ac)^2$という列は，基本表示にはない．しかし，3水準系では，aもa^2も第1列を示すように，acと$(ac)^2$は同じく(6)列を示すのである．実際，$\{(ac)^2\}^2=a^4c^4\equiv ac$となる．

3.2 わりつけの原則

前記のような直交表を用いて，多因子計画の一部実施法における各処理組合せをきめるには，直交表の各列に，必要とする各要因（主効果と交互作用）をわりつければよい．2つの主効果をわりつければ，その交互作用がどの列に現われるかは，直交表下段の「基本表示」を用い，前段に述べた規則によってわかる．しかしながら，一定の規模の実験で，最大どれだけの情報が得られるかは，欲する情報の内容によって，必ずしも一義的にはきまらない．また，試行錯誤的に求めた，あるわりつけが，はたして最良のものであるのか，より良いものがあるのか，を見分けるのは容易ではない．そこで，つぎの原則に従って，最良と思われるわりつけを実験の規模，供試因子数，ブロックの数，のいろいろの組合せごとに求めて，わりつけ表を作成した．

その原則は，つぎのとおりである：

① 3因子以上の交互作用は無視する．（したがって，表には，主効果と2因子交互作用の現われる列しか示さない．しかし，必要なものについては，「基本表示」から3因子交互作用の列を求めることができる．）

② 2因子交互作用は，一応すべて存在するものと考える．したがって，主効果と2因子交互作用が同じ列に入る（これを別名関係という）ことは絶対に起らないようにする．

③ 以上の条件の下で，できるだけ多数の2因子交互作用が「推定可能 estimable」であるようなわりつけを探す．（推定可能とは，2因子交互作用がそれぞれ単独で1つの列にわりつけられることであって，2つ以上が互いに別名にならないことをいう．）

④ ブロック（Rで表わす）は，番号の若い方の列に入れ，また，タテの点線によって，分割区法を採用する場合のわりつけを示す．

この接近のしかたが，田口氏ら[17),18),19)]の「線点図法」と本質的に異なる点は，上の②にある．氏は技術的に判断して，推定を必要とする2因子交互作用だけをわりつけ，その他の2因子交互作用が主効果と別名になっていてもそれを問題としない．しかし，生物を取扱う実験ではもとより，多くの場合にそのような方針をとることは

適当でないと筆者らは考えている.

アメリカ合衆国標準局の文献[11),12)]では，直交表を用いないで，ここにあげるようなわりつけの大部分を，2水準系，3水準系別にそれぞれ85頁，37頁の1冊として与えている．これの利用上の難点はつぎのとおり：

(イ) 「定義対比」だけから，処理区の構成をきめることは専門家以外の人々には大変である．そのために，各処理を全部列挙して，利用の便をはかっているので，尨大な頁数を要している．直交表を用いれば，一定の規模（区数）の実験はすべてひとつの表（たとえば L_{32} というような）で与えられ，その処理区の構成は主効果をわりつけた列番を指示することによって容易に求めることができる.

(ロ) この文献では，2因子交互作用のどれとどれが別名になっているか一目ではわからない.

(ハ) また分割区法を採用するときの手順が全く示されない.

(ニ) 1/2実施，1/4実施，1/8実施というように，計画をまとめているが，これでは，実用上の見通しがきかない.

したがって，本論文ではまず，「実験の規模」をきめて直交表をえらび，その上でいくつの因子を入れると，どれだけの情報がえられるかをしらべることにし，さらにブロックおよび分割区法の採用をする，という実際的な手順にそのまま従えるようにした.

3.3 わりつけを示す記号

索引およびわりつけ表に示した各計画の記号は，つぎのように与えられている.

① まず，実験の規模（区数）をきめる．2水準系なら L_{16}，または L_{32}，L_{64} というように，3水準系ならば，L_{27} か L_{81}，あるいは何れの場合にも，これらの2倍または3倍の区を設けてもよい.

② 因子数 n をきめる．すると，2水準系なら 2^n の組合せになるが，その $1/2^p$ 実施ならば，①の区数は 2^{n-p} とかける．たとえば，L_{32} で $n=7$ 因子ならば，$32=2^{7-p}$ から $p=2$，すなわち，2^7 の $1/2^2=1/4$ 実施となる.

③ つぎにブロック数 b をきめる．2水準系なら $b=2^s$ となり，1ブロックの大きさは，$2^{n-p}/2^s=2^{n-p-s}$ となる．上の例で，$s=2$，$b=4$ とすると，$2^{n-p-s}=2^{7-2-2}=2^3=8$ となる．すなわち，8区より構成されるブロックの4つで，L_{32} の実験をすることになる.

④ 以上から，因子数 n，実施数 $1/2^p$，ブロック数 $b=2^s$ をまとめて，(n，$1/2^p$，b) を計画の記号とする．上の例では，(7，1/4，4) とかける.

3.4 L_{16} 直交表へのわりつけ

L_{16} を例として，わりつけ表をつくった順序を示す.

① $b=1$ のとき

$n=4\sim8$ までが与えられている．$n=4$ のときは1回実施であるから，基本表示の a，b，c，d に対して，因子A，B，C，Dをわりつけ，その2因子交互作用の列を明記する．$n=5$，6，7，8 となるにつれて，実施数は 1/2，1/4，1/8，1/16 となる．$n=5$ のときは，定義対比 $1=ABCDE$ とするときのみ，すべての2因子交互作用は「推定可能」となる．なぜなら，$1=ABCD$ というように，4因子交互作用の1つを定義対比にとれば，それを2つに分けるところの $AB=CD$，$AC=BD$，$AD=BC$ の両辺がそれぞれ別名となり，これら6つの2因子交互作用に関する情報がすべて失われてしまうからである.

$n=6$ のときは，1/4実施となるから，2つの定義対比を必要とし，その積もまた定義対比となるので，$1=ABCDE=ABCD$ をとれば，Eもまた定義対比となって，因子Eの一方の水準しか実施できないことになる．また，3因子交互作用 ABC を定義対比とすれば，$A=BC$，$B=AC$，$C=AB$ というように，主効果が2因子交互作用と別名になるので，これもとれない．結局，われわれの原則に従えば，定義対比としてはいかなる場合にも，4因子以上の交互作用しかとれないのである．この場合には，表に示したように，2つの4因子交互作用を，その積もまた4因子交互作用になるようにえらぶほかはない．わりつけに際しては，A，B，C，Dは基本表示に対応させ，E，Fは定義対比から求める．たとえば，$E=ABD\rightarrow abd$ ((11)列)，$F=ACD\rightarrow acd$ ((13)列) というようにする.

$n=7$ のときも，$n=6$ のときの定義対比をそのまま用い，新しく1つ適当なものをつけ加える．このとき，分割区法の際になるべく小さい単位での因子数を多くとれるように，(8)列から(15)列までの第4群（表の下端に明記）にわりつける．このとき，(7)列にもわりつけることができるが，それはとらない.

$n=8$ のときは，$n=7$ で空いていた(7)列にもう1つ因子を入れる．L_{16} のときは，8因子が最大であって，これ以上は入れることができない.

② $b=2$ のとき

原則として，(イ)ブロック因子を R で表わし，配置の便宜のためにつねに第(1)列に入れる．(ロ)定義対比は，$b=1$ のものをそのまま保持する．(ハ)$b=1$ で空いた列があれば，そこへ R が入るように R と交絡する要因をきめる．(ニ)$b=1$ で空き列のないときは，2因子交互作用 AB の

列に，Rを入れる．

$n=4$のときは，4因子交互作用ABCDをRにとる．その上で，Rを第(1)列にうつすから，他の因子のわりつけられる列も，$b=1$のときと異なる．

$n=5$のときは，空き列がないので，$R=$ABとする．

$n=6$，7では空き列があって，列番号の小さい方からみると(7)列 abc がまず空いているからこれにRを入れて，第(1)列にうつす．定義対比は変えない．

$n=8$では$R=$ABとする．

③　$b=4$のとき

ブロックとしての自由度3に対しては，R^1，R^2とその交互作用R^{12}（かんたんのために単にRとかく）をきめ，これを直交表の(1)(2)(3)列に移す．

$n=6$のとき，（6，1/4，2）計画で，(1)列のRのほかに，空き列 abd (11)をとれば，その積は(10)列の bd となる．この(1)，(11)，(10)列を，(1)，(2)，(3)列にうつしたのが，（6，1/4，4）にあたる．

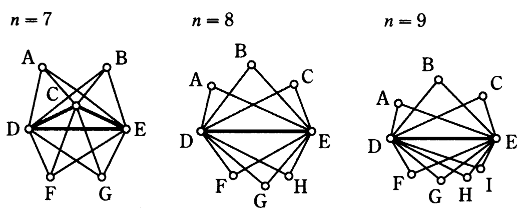
④　$b=8$のとき

$n=4$でも，2因子交互作用は1つも推定できない．それらはすべてブロックと交絡させる．

3.5　L_{32}直交表へのわりつけ

①　$b=1$のとき

$n=5$のときは，基本表示のとおり．$n=6$も自明．$n=7$のとき，4因子交互作用の1つが定義対比となる．これに分割区法の1次単位あるいは最小単位の因子ばかりをえらんでおくと不便なことが起りうるであろうから，1=ABFGをとって，その中間の因子C，D，Eとの交互作用はどれも推定可能になるようにした．この結果，推定可能な交互作用は，つぎの図で線分で結んだものになる．



$n=8$，9では，上図のように，D，Eとの2因子交互作用だけが，推定可能になるようにした．ゆえに，重要な因子は，D，Eにわりつければよい．

$n=9$で空き列が全くなくなったから，これにさらに1因子を入れて$n=10$にすることは不可能である．それで，より多くの2因子交互作用が同時に1つの列にわりつけられるように，Iのわりつけ列を移し，うまくJが入る列を空けたのが，$n=10$のわりつけである．

$n\geqq10$では，どの2因子交互作用も推定不可能であるから，一挙に，$n=16$にとんだ．これは，L_{32}で主効果が「推定可能」であるための最大の因子数である．これから，アルファベットの後の方から順に適当な文字をおとせば，$n=15$，14，…，10のわりつけが得られる．文献[11]では，$n=13$までしか与えられていない．

②　$b=2$のとき

定義対比は$b=1$のときのままとし，ブロックRとしては，列が空いているときはABCを，そうでないときは，ABをとった．

③　$b=4$のとき

$n=6$，7のときも，4ブロック分の空き列はないので，Rの1列に2因子交互作用AFを交絡させた．$n=8$のときはR^1，R^2，Rの3列とも2因子交互作用が交絡した．$n=8$のときにRにだけ2因子交互作用を交絡させることもできるが，このときに「推定可能」な2因子交互作用の数は，12となる．付表6（2）では，その数が13であって，この方が優れている．（7，1/4，4）および（8，1/8，4）では，何れも，推定可能な2因子交互作用の数が，文献[11]よりも1つ多い．

$n=9$のときは，推定可能な2因子交互作用の数は，文献[11]の表と同じであるが，その内容が，ここでは，上の図に示したように，D，Eとの交互作用が全部出るという特徴をもつので利用上，より便利であろう．

L_{64}，L_{27}，L_{81}直交表のわりつけもすべて，以上の考えをそのまま拡張したにすぎない．

4.　わりつけ表の使い方

4.1　基本的な使い方

1日に4点ずつ8日間かかって32回の実験を行なうとする．これを1期4日ずつの2期に分ける．日単位に水準を変更する1次因子はA，B，C，日内で毎回水準を変更する2次因子はD，E，Fとする．全部で6因子の実験を32回で行なうから2^5の1/2実施で，ブロック数は1期・2期の2である．よって，わりつけは付表6（2）の（6，1/2，2）を見ればよい．

L_{32}直交表で，同じ数字が4つずつタテに並んでいる列は，第1，2，3群（第(7)列まで）である．したがって，(7)列までに1次因子，(8)列以下に2次因子をわりつけねばならないが，付表ではちょうど3因子ずつに分れている．

つぎに，これらの主効果R，A，B，C，D，E，Fをわりつけた列(1)，(2)，(4)，(7)，(8)，(16)，(25)の数字を，付表2のL_{32}直交表から，表4.7のようにうつす．そこで，まず，第1期4日の実験順序をランダムにきめ，つ

表 4.7 直交表を用いるわりつけの例

No. ＼ 列	(1) R	(2) A	(4) B	(7) C	(8) D	(16) E	(25) F	実験順序 日	通し
1	1	1	1	1	1	1	1	4	14
2	1	1	1	1	1	2	2		13
3	1	1	1	1	2	1	2		15
4	1	1	1	1	2	2	1		16
5	1	1	2	2	1	1	1	2	5
6	1	1	2	2	1	2	2		8
7	1	1	2	2	2	1	2		7
8	1	1	2	2	2	2	1		6
9	1	2	1	2	1	1	1	1	4
10	1	2	1	2	1	2	2		1
11	1	2	1	2	2	1	2		2
12	1	2	1	2	2	2	1		3
13	1	2	2	1	1	1	1	3	12
14	1	2	2	1	1	2	2		10
15	1	2	2	1	2	1	2		11
16	1	2	2	1	2	2	1		9
17	2	1	1	2	1	1	2	8	29
18	2	1	1	2	1	2	1		31
19	2	1	1	2	2	1	1		32
20	2	1	1	2	2	2	2		30
21	2	1	2	1	1	1	2	5	20
22	2	1	2	1	1	2	1		19
23	2	1	2	1	2	1	1		18
24	2	1	2	1	2	2	2		17
25	2	2	1	1	1	1	2	7	25
26	2	2	1	1	1	2	1		28
27	2	2	1	1	2	1	1		26
28	2	2	1	1	2	2	2		27
29	2	2	2	2	1	1	2	6	21
30	2	2	2	2	1	2	1		22
31	2	2	2	2	2	1	1		24
32	2	2	2	2	2	2	2		23

ぎに，各日のなかで4点をどういう順序に実験するかをランダムにきめて，これに通し番号をつける．第2期の4日間も同じ．こうすると，実際の実験はつぎのように行なうことになる．

		実験条件
第1日	第1回	$A_2B_1C_2$ ⋮ $D_1E_2F_2$
	2回	$A_2B_1C_2$ ⋮ $D_2E_1F_2$
	3回	$A_2B_1C_2$ ⋮ $D_2E_2F_1$
	4回	$A_2B_1C_2$ ⋮ $D_1E_1F_1$
第2日	第1回	$A_1B_2C_2$ ⋮ $D_1E_1F_1$
	2回	$A_1B_2C_2$ ⋮ $D_2E_2F_1$
	3回	$A_1B_2C_2$ ⋮ $D_2E_1F_2$
	4回	$A_1B_2C_2$ ⋮ $D_1E_2F_2$

以下同様にきまる．これから明らかなように，A，B，Cの水準は，1日のなかでは一定に保たれ，D，E，Fの水準は毎回変えられる．

この実験で，もしADEという3因子交互作用が存在するかもしれないと考えるときには，それがどの列に現われるかを，基本表示をつかって，ただちに求めることができる．すなわち，

ADE→bde ((26)列)

より，(26)列の効果をしらべればよいことがわかる．

4.2 解析のしかた

各要因効果（主効果と交互作用効果）および対応する平方和を計算するには，各列ごとに（1水準の値の和－2水準の値の和）を求めればよいが，手計算でも電子計算機による場合でもイエーツ Yates の算法が便利である．このとき，通例とは反対に，1水準から2水準を引くためには，イエーツ算法で，相隣る2つの数字の和と，上から下を引いた差とを求めればよい．こうすれば，交互作用の定義通りの効果の推定値が求められる．

つぎに，2因子交互作用が有意になったときに，その2因子による二元表の各組合せでの推定値は，上と全く同じイエーツの算法で求められることがわかる．以下にその関係を，2^2型について示す．

表 4.8 イエーツの算法

処理合計から効果の推定へ

処理計	イエーツの算法 (1)	(2)	要因効果 (2)÷$4r$*
a_1b_1	$a_1(b_1+b_2)$	$(a_1+a_2)(b_1+b_2)$	平 均
a_1b_2	$a_2(b_1+b_2)$	$(a_1+a_2)(b_1-b_2)$	B
a_2b_1	$a_1(b_1-b_2)$	$(a_1-a_2)(b_1+b_2)$	A
a_2b_2	$a_2(b_1-b_2)$	$(a_1-a_2)(b_1-b_2)$	A×B

要因効果から処理平均の推定へ

要因効果の $4r$ 倍**	イエーツの算出 (1)	(2)	処理平均 (2)÷$4r$
平 均：$(a_1+a_2)(b_1+b_2)$	$2(a_1+a_2)b_1$	$4a_1b_1$	a_1b_1/r
B ：$(a_1+a_2)(b_1-b_2)$	$2(a_1-a_2)b_1$	$4a_1b_2$	a_1b_2/r
A ：$(a_1-a_2)(b_1+b_2)$	$2(a_1+a_2)b_2$	$4a_2b_1$	a_2b_1/r
A×B：$(a_1-a_2)(b_1-b_2)$	$2(a_1-a_2)b_2$	$4a_2b_2$	a_2b_2/r

* r は各処理組合せの反復数．$4r$ は総実験区数．

** 上表の(2)列の値をそのままうつす．

計算の原理は以上のとおりであるが，L_{64} や L_{81} 直交表を用いた実験のデータ解析はいちじるしく面倒である．しかしながら，それらの場合には，最近2，3年の間に開発された電子計算機の利用により，たかだか，数分のうちに多要因についての各水準の計と分散分析表を得ることができる[14]．

4.3 2因子交互作用の検討

互いに別名になっている2つ以上の交互作用については，その一方が技術的に見て，十分小さく，無視しうる

と考えられる場合には，何の困難も起らない．しかしながら，一般には AB=CD という列の効果の推定値が大きいときには，それはABの効果とCDの効果の和が大きいということであって，ABあるいはCDの効果はその何%ずつを占めているのか判断のしようがない．もし主効果A, Bの一方または双方がかなり大きくて，C, Dの主効果が小さいときには，この列の効果は交互作用ABに依ると考えるのがふつうである．

ABがプラスの効果を，CDがマイナスの効果をもつときには，両者が打ち消し合って，この列の効果が非常に小さくなるという事態も起らなくはない．それゆえ，やむなく，2つ以上の2因子交互作用を別名にして実験を行なうときには，ABとCDの効果は技術的に考えて少なくとも同符号に働くように，両者の水準のとり方を配慮する必要がある．

4.4　多水準作成法

どの因子もすべて，2水準とか3水準にそろえることは，ときによって大へん困難である．いま，2水準系の直交表に，4水準の因子を入れる場合を考える．すでに，4ブロックや8ブロックを入れたように，4水準の因子に対しては，互いに他の2つをわりつけた列の交互作用になるような3列を，8水準の因子に対しては同様な性質をもつ7列を用意しなければならない．いま，A因子の4水準を，A_1, A_2, A_3, A_4 とし，これを，つぎのような方形に表わす．

$$\begin{array}{c|cc|l} & \multicolumn{2}{c}{A^2} & \\ \hline A^1 & A_1 & A_2 & A^1=\{(A_1+A_2)-(A_3+A_4)\}/4 \\ & & & A^2=\{(A_1+A_3)-(A_2+A_4)\}/4 \\ & A_3 & A_4 & A^{12}=A^3=\{(A_1+A_4)-(A_2+A_3)\}/4 \\ \hline \end{array}$$

すると，この4水準の変動は，行方向の2水準の差を表わす擬因子 A^1 と，列方向の差を表わす擬因子 A^2 と，その交互作用にあたる $A^{12}(=A^3)$ とに分解される．それゆえ，直交表の適当な2列に擬因子 A^1, A^2 をわりつけ，その交互作用列に A^3 を入れればよい．

2水準系の直交表に3水準の因子を入れるときは，A_1, A_2, A_3, $A_4=A_1$ というような擬水準を用いて4水準とし，上の取扱いをする．A_1 は他の水準の2倍も反復されるから，これにはもちろん，一番重要なものをあてる．

3水準系の直交表に2水準の因子を入れるには，上と同様に，擬水準法で，A_1, A_2, $A_3=A_1$ とする．3水準系に4水準の因子を入れるのは，非常に効率がわるいから，避けた方がよい．

2水準系に，4水準の因子Aを入れたときは，Aと他の因子Bとの2因子交互作用に対しても3列を充てねばならない．それは，分解すれば，A^1B, A^2B, $A^3B=A^1A^2B$ となる．この最後のものは，2水準の因子3つの3因子交互作用に当るから，わりつけ表には出てこない．ゆえに，このときは，基本表示の記号を用いて $A^3B=A^1A^2B$ がどこに現われるか，他の重要な要因と別名になっていないかをいちいちたしかめなければならない．

5.　摘　　要

2水準系の直交表 L_{16}, L_{32}, L_{64} および3水準系の直交表 L_{27}, L_{81} を用いて，いくつの因子までが実験できるかをしらべた．この際，3因子以上の交互作用は無視し，一方，主効果はすべてカタヨリなく「推定可能」であることを条件として，できる限り多くの2因子交互作用に関する情報を取り出そうとした．その結果，わずか16区しか用いない L_{16} で8因子まで，32区を用いる L_{32} で16因子まで，64区の L_{64} で32因子まで，また，L_{27} では3水準の因子を4つまで，L_{81} では同じく10因子までの主効果といくつかの2因子交互作用が推定可能であるようなわりつけ表を得た．

このわりつけ表では，また，実験条件の均一度によって層別するところのブロックを，2水準系では，2, 4, 8個，3水準系では，3, 9個設ける場合についても，別個に，かつ，ブロックをつくらないときの要因間の関係をそのまま保持するように与えられている．さらに，分割区法の採用も，この表から容易に行なうことができるように配列した．

このわりつけ表作成の規準にした考え方は，アメリカ合衆国標準局 N.B.S. の応用数学シリーズ[11),12)]に所載の「2水準系および3水準系の一部実施法」のわりつけと同じであるが，その尨大かつ煩雑な表を，付表1〜5の直交表を用い，付表6の「直交表へのわりつけ表」として示すことにより，きわめて見通しの良いものにすることができた．ここで取り上げた実験規模――それは，圃場・ポット・実験室の何れにおける農業試験への応用についても，必要・十分と考えられる――の下においては，前記文献[11),12)]の表や従来知られている最良のものをすべてカバーするのみならず，より情報量の多い計画がいくつも発見された．

［注］ここで採用した「わりつけの原則」を再記すると，次のとおりである．

① 3因子以上の交互作用は無視する．

② 主効果は2因子交互作用と交絡させない．これを Resolution Ⅳ型 R_4 といい，定義対比は4因子以

上の交互作用ばかりとする．（Resolution Ⅲ型 R_3 では３因子交互作用が定義対比となるので，主効果は２因子交互作用と交絡する．）

③ 上の条件の下で，できるだけ多数の２因子交互作用を「推定可能」にする．

この原則の下で試行錯誤によって構成したベストの設計120種類を奥野・塩見[21)]（1965）およびその一部を本書の巻末に与えた．それらの中の３種は文献[11)]で与えられているものよりも③の原則に関して優れていた．

さてこの原則と全く同じ考え方を文献[22)]が与えている．

この文献では下記が明らかにされている：

1）実験の規模 N と因子数 k を与えたとき，Resolution の最高のもの $R_{\max}$ を探す方法．たとえば，$p=6$ 因子を取上げる実験では，$L_8(N=8)$ を用いると，Resolution Ⅲ型（$R_{\max}=R_3$），L_{16} とすると $R_{\max}=R_4$，L_{32} では $R_{\max}=R_6$ となることが導かれる．これに対して，本書では，$R_{\max}$ として必ず R_4 以上のものを取上げることに限定している．実用上これを勧めるからである．

2）同じ Resolution R_s の設計のなかでは，定義対比としての s 個の因子の交互作用の数を最小にするもの Minimum Aberration Design を探すアルゴリズムを与えている．たとえば，R_4 では定義対比となる４因子交互作用の数を最小にする．これは，互いに交絡する２因子交互作用の数を最小にすることに当り，逆に言えば，「推定可能」な２因子交互作用の数を最大にするという上記③の原則と一致する．

４水準の因子を 2^{k-p} 一部実施に導入する方法，および 3^{k-p} 型については，本書の設計に相当するものはまだ見当らないようである．

文　献

1) Box, G. E. P. and Hunter, J. S. (1961): The 2^{k-p} fractional factorial designs. *Technometrics,* 3 : 311-352, 449-458.

2) Finney, D. J. (1945): The fractional replication of factorial experiments, *Ann. Eug.,* 12 : 291-301.

3) —— (1946): Recent developments in the design of experiments. Ⅲ. Fractional replication, *Jour. Agr. Sci.,* 36 : 184-191.

4) —— (1960): *An introduction to the theory of experimental design,* The Univ. of Chicago Press.

5) Fisher, R. A. (1935, 1958): *The design of experiments*, Oliver & Boyd, London.

6) Kempthorne, O. (1947): A simple approach to confounding and fractional replication in factorial experiments, *Biometrika,* 34 : 255-272.

7) 北川敏男（1956）：実験計画法講義Ⅱ，培風館，東京．

8) Kitagawa, T. and Mitome, M. (1963): Group theoretical tabulations of confounded factorial designs with reference to "table for the design of factorial experiments", *Miscell. Bull. Kyushu Agr. Exp. St.* No.30, 1-107.

9) 増山元三郎（1956）：実験計画法，岩波書店，東京．

10) 森口繁一編（1956）：数値表(B)，日本科学技術連盟，東京．

11) National Bureau of Standards (1957): Fractional factorial experiment designs for factors at two levels, U. S. Department of Commerce, *Applied Mathematics* Series. 48.

12) —— (1959): Fractional factorial experiment designs for factors at three levels, U. S. Department of Commerce, *Applied Mathematics* Series. 54.

13) 日本科学技術連盟（1965）：QC Diary

14) 奥野千恵子（1965）：電子計算機による統計解析の事例，農業技術研究所報告A12号（77-88）

15) 奥野忠一（1964，1965）：実験計画法の基礎，直交表による多因子計画，農林水産技術会議事務局研修会用テキスト所収．およびDEリポート，10．

16) 嶋田正三（1960）：やさしい直交配列表の話，日本規格協会，東京．

17) 田口玄一（1962）：実験計画法　上，丸善，東京．

18) 田口玄一・小西省三（1959）：直交表による実験のわりつけ方，日本科学技術連盟．

19) Taguchi, G. (1959): Linear graphs for orthogonal arrays and their applications to experimental designs with the aid of various techniques, *Rep. Stat. Appli. Res.,* 6.

20) Yates, F. (1933): The principles of orthogonality and confounding in replicated experiments, *Jour. Agr. Sci.,* 23 : 108-145.

21) 奥野忠一・塩見正衛（1965）：直交表による多因子計画のわりつけ，農業技術研究所報告A第12号（23-75）

22) Arthur Fries & William G. Hunter (1980): Minimum Aberration 2^{k-p} Designs, *Technometrics,* 22, 4 : 601-608

第5章

試験の精度と環境適応性の評価法

R.A.フィッシャーの考案した実験計画法では，その実験誤差の大きさを当該実験のデータから評価し，それに基づいて，異なる処理の平均値間の差が“統計的に有意であるか否か”を判定する．それゆえ，いかなる実験を行なう場合にも，その実験に伴う「誤差」の大きさをあらかじめ推量しておくことが大切である．戦後，農業試験にこの実験計画法が導入されようとしたとき，まず「誤差」のおおよその大きさを把握する必要がある，しかもその「誤差」は試験区の大きさ（面積）や形によって変わるから，「誤差」を最小にするような「試験区」を選ばねばならない，と考えられた．そこで，均一栽培試験 uniformity trial が数年にわたり，各作物別に実施された．以下では，均一栽培試験ではなく，通常の品種比較試験の結果の分散分析から求められた「誤差」の大きさに基づき，どの位の品種間差が有意と認められるかを調べた論文[1]を1節に引用する．これは1955年の論文であるため尺貫法を用いているがそのままにしておく．また，そこで「生検」と書いているのは，「生産力検定試験」のことである．

2節では，農業試験において最も影響力の大きい環境因子である「地域」と「年次」の取扱い例を示す．この環境適応性の概略については，すでに第1章(6)で述べた．

3節では，工場実験における環境因子の取扱い方を紹介し，それに対する代案を提示する．

1.　品種試験の精度について

1.1　目　　的

乱塊法や分割法・格子法等を用いた試験では，分散分析によりその試験の測定値に伴う「誤差」の大きさを評価し，これに対決して，任意の2つの品種(または処理)の間に統計的に有意な significant 差があるか否かを判定するのが習慣になっている．ところで，この「誤差」は，試験のやり方を改めたり，供試圃場を別の処へ移したり，試験区の大きさや品種（処理）数を変えたり，あるいはブロック数を増減したり，するのでなければ，毎年その大きさはほぼ同じであろうと推察される[2]．そうだとすれば，同じ様式の試験を年々くりかえしていると，ある程度以下の差が有意と認められることは殆んどないということになる．たとえば，比較品種に較べて5％だけ生産力の高い系統を試験によって見付け出すためには，その5％の差が統計的に有意と判定される程度に「誤差」が小さくなければならない．これに反して，2割も3割も増収するような系統は「誤差」が少々大きくても容易に検出されるであろう．

そこで，今と同じ様式の試験を来年も行なうとしたら，一体どの位の差のあるものが有意として検出されるのか，大凡の見当をつけることは無意味ではないであろう．この論文では，そのために必要な表を作成し，かつそれを用いて，現行の若干の品種試験の精度を計算する．表から求められた値が実際に検出したい差よりも大きければ，すなわち，たとえば5％増収の系統を見付け出したいと考えているのに，表からは，1割以上も差のあるものしか検出されないということがわかれば，そのときは測定値に伴う「誤差」を小さくするようにしなければならない．その方法には2通りあって，1つは，より均一な圃場を求めたり，1区の形や大きさを変えたり，試験の管理をさらに良くしたりして，現実に存在する誤差そのものを小さくする方法であり，もう1つは，そのような客観的に存在する誤差は従来通りにして，ただブロック（反復）数を増す方法であって，この何れかを採用しなければならないであろう．反対に，表から求められる値の方が小さい場合には，その試験は当面の目的にとって精度が良すぎるのであり，ブロック数を減じたり，管理の手間を適当に省いたりしてもよいということになる．

有意差とは，上に述べたような「誤差」に対決して，意味のある差ということである．毎年の試験で，甲をとるか乙をえらぶか，という判定には，この有意差検定の方式が役立つであろう．しかし，品種の収量や被害率などは，年々の気象条件によって左右される面が大きい．どのような気象条件の年をふくめても，平均的に，この品種は収量が高いとか耐病性が強いとか，という判定ができるためには，年々の変化—年との交互作用—を規準にした検定を行なわねばならない．それ故，これについての研究には，数年，十数年にわたる試験で，気象要素や生育過程をも詳細に調べて判断しなければならないであろうから，ここでは論じないことにする．

1.2　計算手順と必要な表

それぞれの試験で分散分析が行なってあれば，それにつけ加えて行なわねばならぬ計算はきわめて僅かである．その手順はつぎのとおり．

1）奥野：品種試験の精度について，農業統計研究3巻4号　pp.1～5

2）このことは，後に述べるように収量や被害率の絶対値が年との交互作用をもつという事実を否定するものではない．しかし，「誤差」の大きさも年によってある程度は変るであろう．それが本質的な変化を示したかどうかは，個々の場合に容易に判定されないが，この点の検討は別の機会に行いたい．

1° 分散分析表での「誤差」の平均平方を σ^2 とおき，その平方根 σ を求める．これは，この種の試験の個々の測定値にともなう標準誤差と考えられる．

2° 供試品種（または処理）数を v，ブロック数（区制）を b とし，この v と b に対応する K の値を，表5.1または5.2から求める．K は δ/σ に当り，δ はその試験の条件の下で有意と判定されるであろう最小の差である．

3° 1°，2° で求めた σ と K から，$\delta=K\sigma$ を求める．ここで，表5.1の K を用いれば，δ の差は3年のうち2年は5％水準で有意となると予測され（すなわち第2種の過誤を犯す危険率 $\beta=0.30$，3年に1年は見逃される！），表5.2の K を使えば，$\beta=0.10$，すなわち見逃される確率は10年に1度位ということになる．

1.3 表の性質

表5.1は，有意水準5％の検定で見逃す確率（第2種の過誤）を30％としたときの K の値を示し，表5.2は，同様の確率を10％としたときの値を示す．ふつうは，表5.1を用いればよいと思うが，来年の試験では必ず有意と判断したいというようなときには，表5.2の値を用いる方がよいであろう．さて，この2つの表に共通の性質を列挙すると，つぎのようになる．

① ブロック数 b が，2→3→4 と増えるにしたがって，K の値はかなり顕著に減少する．特に $b=2$ と3の間で著しい．これは，「誤差」の大きさ σ が一定とすると，ブロック(反復)数が多い程，より微小な差 δ が有意として検出されることを示している．

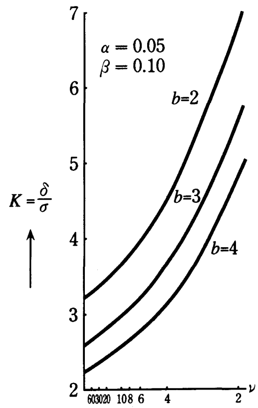


図 5.1

② 品種(または処理)数 v が多くなる程，徐々に K の値は小さくなる．これは，品種数が多い程，誤差の自由度 $\nu=(b-1)(v-1)$ は大になり，したがって，有意差検定に用いられる t 分布の5％点は小さくなり，より小さな差 δ が検出されるようになるからである．また，品種数の多い程一般に1ブロックの面積は広くなるから，それにも拘らず「誤差」σ が一定であるということは，それだけ試験の精度が高いとも考えられる．

③ 表5.2の K は表5.1の K よりかなり大きい．同一の「誤差」σ に対しては，差 δ が大きい程，見逃される確率は小さいのだから，これは当然である．

1.4 若干の品種試験の精度について

以上の計算を，昭和29年度関東東山ブロックの若干の品種試験に適用してみると，表5.3のようになる，これらは，すべて成績書に，分散分析表が記載されていたものである．

この表で，試験区の大きさ，品種数 v，ブロック数 b，平均 m，および「誤差」の平均平方 σ^2 は，それぞれの成績書から転記または計算した．これから，標準誤差 σ と，変動係数 $C.V.=\sigma/m$ を求め，一方，表5.1で，この v に対応する K の値を $b=2,3,4$ について求めて，その積として，$\delta=K\sigma$ を計算し，表に記入した．δ のつぎの括弧内の数字は，これを m で割った相対値を示す．$\delta/m=K(C.V.)$ である．たとえば，水稲，千葉農試の生検（標肥・中稲）の場合には，$v=10$，$\sigma=3.21$ 貫，$C.V.=2.7$％であるから，

表 5.1 $K=\delta/\sigma$ の値
($\alpha=0.05$, $\beta=0.30$)
（3年のうち1年は見逃される！）

品種数 v ＼ ブロック数 b	2	3	4
3	**4.86**	**2.70**	**2.11**
4	*3.71*	**2.43**	*1.98*
5	**3.31**	**2.31**	**1.92**
6	*3.10*	**2.25**	*1.88*
7	**2.98**	**2.21**	**1.86**
8	*2.895*	**2.18**	*1.84*
9	**2.83**	**2.16**	**1.83**
10	*2.795*	**2.15**	*1.825*
11	**2.76**	**2.13**	**1.82**
12	*2.73*	*2.12*	*1.81*
13	**2.71**	**2.115**	*1.81*
14	*2.695*	*2.11*	*1.80*
15	**2.67**	**2.105**	**1.80**
17	**2.65**	*2.095*	*1.795*
19	**2.63**	*2.085*	*1.79*
21	**2.61**	**2.08**	**1.79**

表 5.2 $K=\delta/\sigma$ の値
($\alpha=0.05$, $\beta=0.10$)
（10年のうち1年は見逃される！）

品種数 v ＼ ブロック数 b	2	3	4
3	**6.80**	**3.59**	**2.77**
4	*5.08*	**3.19**	*2.58*
5	**4.40**	**3.03**	**2.50**
6	*4.10*	**2.94**	*2.46*
7	**3.91**	**2.89**	**2.425**
8	*3.79*	**2.85**	*2.41*
9	**3.71**	**2.82**	**2.39**
10	*3.65*	**2.80**	*2.38*
11	**3.60**	**2.78**	**2.37**
12	*3.56*	*2.77*	*2.37*
13	**3.54**	**2.76**	*2.36*
14	*3.505*	*2.75*	*2.35*
15	**3.49**	**2.74**	**2.345**
17	**3.46**	*2.73*	*2.34*
19	**3.43**	*2.715*	*2.33*
21	**3.41**	**2.71**	**2.33**

注）この表で，ゴシック体の数字は，非心 t 分布から理論的に計算された値であり，イタリック体は，誤差の自由度 $\nu=(b-1)(v-1)$ の逆数に対する K の値のグラフ（図5.1）から，補間によって求めた値である．

表 5.3 昭和29年度関東東山ブロック品種試験の精度

試験の種類	試験区の大きさ(坪)	ブロック数 b	品種数 v	平均 m	「誤差」の平均平方 σ^2	標準誤差 σ	変動係数 $C.V.$ (%)	δ (これ以上の差は3年のうち2年は有意となる) 2ブロック	3ブロック	4ブロック
〔水稲〕				(反当玄米重)						
●千葉 (本場)				貫		貫		貫 %	貫 %	貫 %
生検 標肥 早稲	5.0	4	3	118.3	24.19	4.92	4.2	23.91(20.4)	13.28(11.3)	10.38(8.9)
中稲	5.0	4	10	118.75	10.29	3.21	2.7	8.97(7.5)	6.90(5.8)	5.86(4.9)
晩稲	5.0	4	8	121.7	8.88	2.98	2.4	8.63(6.9)	6.50(5.2)	5.48(4.4)
糯	5.0	4	4	106.05	10.25	3.20	3.0	11.87(11.1)	7.78(7.3)	6.34(5.9)
多肥 早稲	5.0	4	3	122.2	0.52	0.72	0.6	3.50(2.9)	1.94(1.6)	1.52(1.3)
中稲	5.0	4	10	114.28	5.24	2.29	2.0	6.40(5.6)	4.92(4.3)	4.18(3.7)
晩稲	5.0	4	3	116.64	3.65	1.91	1.6	5.53(4.6)	4.16(3.5)	3.51(2.9)
(佐原試験場)										
生検 早生 標準	4.0	4	15	114.7	12.57	3.55	3.1	9.48(8.3)	7.47(6.5)	6.39(5.6)
多肥	4.0	4	15	119.2	25.45	5.05	4.2	13.48(11.2)	10.63(8.8)	6.09(7.6)
(現地試験)―中・晩稲										
山武郡白里町 細草	7.0	3	13	97.3	25.87	5.09	5.2	13.79(14.1)	10.76(11.0)	9.21(9.4)
同 長国	8.0	3	11	109.9	5.79	2.41	2.2	6.65(6.1)	5.13(4.7)	4.39(4.0)
成田市土屋 粳	8.0	3	11	123.3	3.87	1.97	1.6	5.44(4.4)	4.20(3.4)	3.59(2.9)
成田市土屋 糯	8.0	3	3	109.3	6.99	2.64	2.4	12.83(11.7)	7.13(6.5)	5.57(5.1)
長生郡水上村	7.0	3	13	117.5	13.92	3.73	3.2	10.10(8.7)	7.89(6.8)	6.75(5.8)
君津郡中川村	7.0	3	14	85.0	5.97	2.44	2.9	6.58(7.8)	5.15(6.1)	4.39(5.2)
同 松丘村	7.0	3	13	99.7	13.66	3.70	3.7	10.03(10.0)	7.83(7.8)	6.70(6.7)
●埼玉 (玉井支場)										
生検 晩稲	3.0	4	14	86.49	85.54	9.25	10.7	24.93(28.8)	19.52(22.6)	16.65(19.3)
●山梨 (岳麓分場)										
予検 早生	4.0	3	8	117.24	41.85	6.47	5.5	18.7 (15.9)	14.1 (12.0)	11.8 (10.1)
中生	4.0	3	5	112.1	22.70	4.76	4.25	15.76(14.1)	11.19(10.0)	9.14(8.2)
(八ヶ岳分場)										
奨励品種決定予備試験 極早生	2.5	3	11	127.2	79	8.89	7.0	24.54(19.3)	18.94(14.9)	16.18(12.7)
早生	2.5	3	12	114.1	110	10.5	9.2	28.67(25.1)	22.26(19.5)	19.01(16.7)
中生一類	2.5	3	12	120.5	86	9.27	7.7	25.31(21.0)	19.65(16.3)	16.78(13.9)
中生二類	2.5	3	9	121.0	180	13.4	11.1	37.92(31.4)	28.94(24.0)	24.52(20.3)
糯	2.5	3	4	97.0	27	5.20	5.36	19.29(19.9)	12.64(13.0)	10.30(10.6)
				(反当玄米容量)						
●神奈川 (本場)				石		石		石 %	石 %	石 %
生検 標準肥料	4.0	4	14	2.55	0.0098	0.099	3.9	0.27(10.5)	0.21(8.2)	0.18(7.0)
多肥 (1.5倍)	4.0	4	14	2.56	(0.0100)	0.10	3.9	0.27(10.5)	0.21(8.2)	0.18(7.0)
少肥 (0.5倍)	4.0	4	14	2.14	0.0079	0.089	4.2	0.24(11.3)	0.19(8.9)	0.16(7.6)
●栃木 (本場)										
生検 標準 早生	5.0	4	5	2.11	0.025	0.16	7.5	0.53(24.8)	0.38(17.6)	0.31(14.4)
中・晩生	5.0	4	5	2.30	*0.0109	0.104	4.5	0.34(14.9)	0.24(10.6)	0.20(8.6)
多肥 早生	5.0	4	5	2.30	0.018	0.13	5.8	0.43(19.2)	0.31(13.6)	0.25(11.1)
中・晩生	5.0	4	5	2.16	0.023	0.15	7.0	0.50(23.2)	0.35(16.5)	0.29(13.4)
					*欠測区	1つあり				
〔陸稲〕				(反当玄米重)						
●栃木 (本場)				貫		貫		貫 %	貫 %	貫 %
生検 標準	4.0	4	8	59.21	21.6716	4.66	7.9	13.49(22.8)	10.16(17.2)	8.57(14.5)
多肥	4.0	4	8	59.62	14.9386	3.87	6.5	11.20(18.8)	8.44(14.2)	7.12(12.0)
小麦間作	4.0	4	8	48.71	26.1063	5.11	10.5	14.79(30.4)	11.14(22.9)	9.40(19.3)
●茨城 (石岡試験地)										
予検 糯	1.7	3	30	41.37	57.968	7.61	18.4	19.56(47.3)	15.71(38.0)	13.55(32.8)
粳	1.7	3	37	40.32	19.1604	4.38	10.9	11.21(27.9)	9.01(22.4)	7.75(19.3)
生検 糯	3.3	4	14	46.16	14.0648	3.75	8.1	10.11(21.8)	7.91(17.1)	6.75(14.6)
粳	3.3	4	17	49.68	11.5117	3.39	6.8	8.98(18.0)	7.10(14.2)	6.09(12.2)
●埼玉										
(玉井支場)	7.0	3	10	47.06	28.11	5.30	11.3	14.81(31.6)	11.40(24.3)	9.67(20.6)
(入間川支場)	5.0	4	11	39.84	9.24	3.04	7.6	8.39(21.0)	6.48(16.2)	5.53(13.8)
●山梨 (八ヶ岳分場)										
奨励品種決定試験 粳	3.0	3	7	57.0	60.62	7.79	13.7	23.21(40.8)	17.22(30.3)	14.49(25.5)
糯	3.0	3	5	36.1	64.86	8.05	22.3	26.65(73.8)	18.92(52.4)	15.46(42.8)
				(反当玄米容量)						
●神奈川 (本場)				石				石 %	石 %	石 %
粳	3.0	4	8	1.34	0.0233	0.153	11.4	0.44(33.0)	0.33(24.9)	0.28(20.9)
糯	3.0	4	6	1.01	0.0250	0.158	15.6	0.49(48.4)	0.36(35.1)	0.30(29.3)
〔大豆〕				(反当子実重)						
●茨城 (石岡試験地)				貫		貫		貫 %	貫 %	貫 %
生検 標肥	3.0	4	7	51.45	22.74	4.77	9.0	14.2 (27.7)	10.5 (20.6)	8.9 (17.3)
増肥	3.0	4	7	57.49	21.24	4.61	8.0	13.7 (23.8)	10.2 (17.7)	8.6 (14.9)

表 5.3(つづき)　昭和29年度関東東山ブロック品種試験の精度

試験の種類	試験区の大きさ(坪)	ブロック数 b	品種数 v	平均 m	「誤差」の平均平方 σ^2	標準誤差 σ	変動係数 $C.V.$ (%)	δ (これ以上の差は3年のうち2年は有意となる) 2ブロック	3ブロック	4ブロック
●栃木　(本場)										
生検　標肥	4.0	4	8	42.8	4.83	2.20	5.1	6.37(14.9)	4.80(11.2)	4.05(9.5)
多肥	4.0	4	8	39.7	12.80	3.58	9.0	10.36(26.1)	7.80(19.6)	6.59(16.6)
晩播	4.0	4	8	33.35	10.29	3.21	9.6	9.29(27.8)	7.00(20.9)	5.91(17.7)
●山梨　(八ヶ岳分場)										
生検　夏大豆	3.0	3	4	28.6	5.78	2.40	8.4	8.90(31.2)	5.83(20.4)	4.75(16.6)
中間型大豆	3.0	3	15	64.14	20.86	4.57	7.1	12.20(19.0)	9.62(14.9)	8.23(12.8)
●群馬　(本場)										
生検	7.0	3	11	18.0	20.4	4.52	25.0	12.5 (69.3)	9.6 (53.5)	8.2 (45.7)
現地試験(利根郡糸の瀬村)	10.0	3	10	30.4	49.6	7.04	23.0	19.7 (64.8)	15.1 (49.9)	12.8 (42.3)
〃 (甘楽郡吉田村)	10.0	3	10	19.2	49.2	7.01	36	19.6(102.0)	15.1 (78.5)	12.8 (66.6)
山間地系適試験(沼田市)	5.0	3	12	36.0	38.4	6.20	17	16.9 (47.0)	13.1 (36.5)	11.2 (31.1)
●長野　(下伊那分場現地試験)										
下伊那分場	5.0	3	14	48.2	59.9	7.74	16	20.9 (43.4)	16.3 (34.0)	14.0 (29.0)
伊那市美篤試験地	5.0	3	14	35.65	28.86	5.37	15	14.5 (40.7)	11.3 (31.9)	9.7 (27.2)
〔小豆〕				(反当子実重)						
●山梨　(八ヶ岳分場)				貫				貫　%	貫　%	貫　%
生検	3.0	3	7	38.3	18.52	4.30	11.2	12.81(33.4)	9.50(24.8)	8.00(20.8)
〔落花生〕				(反当子実重)						
●神奈川　(原種分場)								貫　%	貫　%	貫　%
原種決定試験　標準	2.5	4	8	42.4	18	4.24	10.0	12.27(29.0)	9.24(21.8)	7.80(18.4)
多肥	2.5	4	8	39.2	15	3.87	9.9	11.20(28.7)	8.44(21.6)	7.12(18.2)
無肥	2.5	4	8	33.16	63	7.94	23.9	22.99(69.2)	17.31(52.1)	14.61(44.0)
●山梨　(八ヶ岳分場)										
生検	3.0	3	9	26.8	6.79	2.61	9.7	7.39(27.5)	5.64(21.0)	4.78(17.8)
				(反当上子実重)						
●茨城　(友部試験地)				貫						
品種比較試験　小・中粒種	3.0	3	12	45.9	9.61	3.10	6.75	8.46(18.4)	6.57(14.3)	5.61(12.2)
大粒種	3.0	3	9	32.0	9.99	3.16	9.9	8.94(28.0)	6.83(21.4)	5.78(18.1)
〔とうもろこし〕				(反当子実重)						
●山梨　(八ヶ岳分場)				貫				貫　%	貫　%	貫　%
一代雑種生検	5.0	3	9	108.3	73	8.54	7.9	24.17(22.4)	18.45(17.1)	15.63(14.5)
●茨城　(友部試験地)										
原種決定試験　4月25日播種	4.0	3	8	133.1	1115.48	33.4	25.1	96.69(72.7)	72.8 (54.7)	61.46(46.2)
5月25日播種	4.0	3	8	140.8	87.61	9.36	6.65	27.10(19.3)	20.40(14.5)	17.22(12.2)
生検(青刈用)(反当生草重)	4.0	3	6	1840.0	15867.21	126.0	6.85	390.6 (21.2)	283.5 (15.4)	236.9 (12.9)
〔いも〕				(反当上藷重)						
●山梨　(八ヶ岳分場)				貫				貫　%	貫　%	貫　%
食用藷奨励品種決定試験	3.0	3	5	396.4	5660	75.2	19.0	248.91(62.9)	176.72(44.7)	144.38(36.5)
飼料並工業原料藷奨励品種決定試験	3.0	3	7	524.8	4510.9	67.2	12.8	200.26(38.1)	148.51(28.3)	124.99(23.8)
				(反当総藷重)						

$b=2$(2ブロックのとき)　$K=2.795$

$\delta=K\sigma=2.795\times3.21=8.97$貫,

$\delta/m=K(C.V.)=2.795\times2.7=7.5\%$

$b=3$(3ブロックのとき)　$K=2.15$

$\delta=K\sigma=2.15\times3.21=6.90$貫,

$\delta/m=K(C.V.)=2.15\times2.7=5.8\%$

$b=4$(4ブロックのとき)　$K=1.825$

$\delta=K\sigma=1.825\times3.21=5.86$貫,

$\delta/m=K(C.V.)=1.825\times2.7=4.9\%$

を得る．したがって，この生検で，ひきつづき4ブロック制を採用するときには，絶対値において，約6貫，平均収量に対して約5％増収する程度の系統を見つけ出すことは可能であろう．しかし，もしこれを2ブロック制にすれば，約9貫，割合にして7.5％以上増収するような系統でなければ，実験誤差のためにその差を検出することが困難になると考えられる．このようにして，各試験の精度を判断することができるのである．

表5.3から推察される事柄を，つぎに箇条書きにしてみよう．

1) 水稲で4ブロック制の試験を行なえば，千葉では現地試験もふくめて大体5％，神奈川では7～8％，栃木では10～15％，八ヶ岳分場（山梨）や埼玉の玉井支場では15～20％増収するような系統でないと，有意とは判定されない．3ブロック，2ブロックと反復数を減らせ

ば，それに応じて，もっと大きな差のあるものでないと，その差は「誤差」によるバラツキの中に埋もれてしまって，有意にはならない.

2)　千葉や神奈川，栃木の精度が高い理由の1つは，試験区が5坪，千葉の現地試験では，7.0～8.0坪と面積が大きいことにあるかもしれない．これに反して，八ケ岳（山梨）や玉井は試験区が小さいために「誤差」が大きいのかもしれない.

3)　同じ試験場でのいくつかの試験のうちでは，平均の収量の高い試験が概して「誤差」σが小さい．これは生育条件の良い場合の方がそうでないときより誤差が小さくなると考えられる．その他，標肥と多肥，あるいは早・中・晩の間に何らかの傾向が見られるかとも考えたが，これは各場所ごとに事情が異なるようである.

4)　陸稲では，栃木・茨城の生検で，4ブロック制でも，12～19%の差がなければ有意とはならないであろう．埼玉，八ケ岳（山梨），神奈川では，20%以上増収するような系統を育成しなければ，この種の試験から良いとは判定されないであろう．ただ，陸稲の収量は水稲のほぼ半分であるから，増収量の絶対値についていえば，その精度は水稲にそれ程劣らないともいえる.

5)　4ブロック制で，落花生は，17～18%，大豆は，石岡・栃木・八ケ岳（山梨）で同じく17～18%，群馬・長野では30～50%，小豆は20%，とうもろこしは，特殊のものを除き約15%，いも類は八ケ岳の成績では20～40%以上増収したものがはじめて有意と判定されるであろう.

これらの個々の数字のうち，圃場の実態や現実の試験の管理状態から当然と首肯できるものはともかく，そうでないものについては，何故このような数字が出てきたかを検討しなければならないであろう．その上で，これらの数字による予想が，現実の要求を満足するときはよいが，しからざるときは，試験方法を改めねばならない.

1.5　試験区およびブロックの構成の仕方

前項では，品種試験の結果から，その試験に附随する「誤差」の大きさを分散分析により評価したのである．しかし，これは，同じ圃場でも，試験区の形や大きさ，ブロックの構成の仕方などによって異なってくる．それ故，そのうちで最も適切なものを選ぶためには，特に新しい圃場ではじめて試験を行なうようなときには，1年，均一栽培を行なうことが望ましい．そうして，その収量をなるべく小さい面積（1/2坪以下）ごとに測る．これを単位区収量とよぶ．この単位区を机上で2つ，3つ，4つ…と縦横に組み合わせることによって，いろいろの形や大きさの試験区を想定し，それに対応する収量を求めて，その分散を計算する．こうして，いろいろな場合の「誤差」を評価し，そのうち値の小さいものをえらぶのである.

しかし，上述のような試験はどの圃場でも行なえるものではないし，また1つの圃場の結論が他にもそのまま適用できるという性質のものでもない．ただ，それぞれの圃場にはそれ特有のクセともいうべきものがあって，これは長年の経験によってある程度知られている場合が多い．そのようなときには，つぎの原則にしたがって，試験区およびブロックを構成すればよいと考えられる.

①　試験区の地力は各ブロック内で互いにできるだけ均一にする.

まずその大きさについては，これが大になるにつれて，ブロックの面積も大になり，地力の不均一な部分をふくむようになる恐れがあるから，あまり大きくはできない．しかし，反対に面積を小さくすると，却って微小部分のムラが影響したり，また1区内の作物の個体数が減るために，個体差にかくらんされたり，あるいは隣接区との競合の影響を受けたりする．したがって，この決定は作物別に十分検討されねばならないであろう．他方，試験区の形については，たとえば畦間変動が著しく大きいときには，1区はなるべく多数畦にまたがるように構成する，というような配慮が必要である.

②　ブロックは，その内部ではできるだけ均一にし，不均一の部分はなるべくブロック間差違として現われるようにする.

従来，ブロックには，1枚の水田，あるいは1枚の畑を充てねばならないように考えられていた嫌いがあるが，それは，その内部は均一であろうとの推測に基づくものである．1枚の水田の中でも，水口と水尻とで生育が著しく違うとか畑が細長くて両端の地力が著しく違うとかいう場合には，たとえばもし同様の水田（または畑）が4枚使えるならば，むしろ各水田を4つに区切り，4枚の水田（畑）全部の中で類似する部分4つずつをまとめて4つのブロックをつくるというようにすればよい．また，1枚の水田の中に2ブロックを入れようとするときには，互いの間になるべく差のできるように2分すればよい.

以上の原則を，たとえば畦間変動が畦内変動に較べて著しく大きいという場合にあてはめると，ブロックはなるべく少数畦にし，試験区はその中でなるべく多数畦にまたがるようにすればよいということになる.

2. 農業試験における環境因子の取扱い方

この課題への対応を，品種試験によって例示する．異なる遺伝子を持つ2つの品種を交配して，何世代にもわたって優良なものだけを選抜していくと，8～10世代目には，ほとんど同一の遺伝子を持つものだけになる．これを品種の固定という．固定された品種になる直前（1ないし2世代前）のものは系統と呼ばれ，この段階から育成した試験地だけでなく，他県の農業試験場または農家に依頼して同じ品種（系統）群について同一設計で試験を始める．この一連の試験を「系統適応性検定試験」という．本節では，大畠論文[2]の一部を借用して解説する．

2.1 序　　論

昭和29年度から実施されている，水稲および麦類をはじめとする主要作物の系統適応性検定試験は，地方番号のつけられる1ないし2世代前における有望な系統を，関係地域内の代表的環境と思われるいくつかの試験地に配布して，特性や生産力を検定し，その成績に基づいて「系統の地域適応性とその範囲」[3]を確認し，そこで普遍的に，また特殊的に，品種の優劣を明らかにすることを目的としている．また，同じく同年度から始められた主要作物の原種決定試験は，当該都道府県内のいくつかの現地試験地において，供試各原種の適応性とその優劣を検定，確認しようとするもので，系統適応性検定試験と類似の目的をもっている．ただ，この原種決定試験の場合は，地域適応性に加えて，気象条件に対する適応性，すなわち，年次適応性ともいうべきものを同時に確認することが要請されているので，ふつうには2ないし3年間同じ原種が供試されている．何れにしても，これらの試験は，一定の目的の下にいくつかの試験を1組として実施するという点で，試験場で1つずつ独立に行なわれる各種の圃場試験とは異なった性格をもっている．統計的観点からいえば，後者の場合には，そこで得られた結論はあくまで，与えられたその試験の条件の範囲内でしか，その再現を期待することは出来ないが，前者の場合には，いくつかの試験の成績を総括することによって，当該試験地での判断にとどまらず，それらの試験地によって代表される地域一帯についての普遍的な結論をみちびくことも，一定の前提の下においては可能になる．しかしながら，そのためには，平均値の単なる比較や，試験地別に分散分析をして，それを単純につみ重ねるだけでは適切・十分な結論がみちびかれるとは限らず，さらに高度な統計的手法を駆使することが必要になる．これと同種の手法と考え方は，施肥改善の連絡試験や病虫害防除の共同試験などにおいても必要とされるであろうが，ここでは，系統適応性検定試験について論じる．

数ブロックを用いた乱塊法試験において，品種（処理）間の収量差を検出しようとするとき，そこに用いられる試験の誤差というのは，供試品種の収量差がブロックごとにどの程度に異なるかを評価する量であって，統計的には〈品種とブロックとの交互作用〉として計算される．A，B，C，D，…という品種の収量差がどのブロックでも一定のときは，交互作用はゼロ，すなわち，誤差はゼロということになるが，一般には，この誤差は，試験区の地力や栽培管理，測定技術などの影響を受けてバラツクので，この交互作用，すなわち，誤差分散の大きさは，その試験の精度を表わすものと考えられている．この誤差分散に対決して品種間差異が有意であるときは，品種の収量差がブロックによってバラツクにしても，そのバラツキの程度を越えて，なお，各品種の平均収量の間に差が認められることを意味する．しかしながら，このような論理に基づいてみちびかれる結論は，その試験に与えられた気象的・土壌的な外的条件の枠内では，その再現性が保証されるであろうが，試験条件や，場所および年次を異にした場合に，その推論をそのまま拡大・適用することができないのはいうまでもない．

他方，系統適応性検定試験では，そのような制約をのりこえ，地域や年次を通じて普遍的な結論をみちびくことを当初から意図している．したがって，そのような意図に応じるように供試試験地が選ばれるのであって，ふつうには，何らかの意味で，各地域の特殊性を代表するような場所が指定される．さて，この場合でも，巨視的な観点にたてば，たとえそれぞれ特殊性をもつ場所であっても，それらの場所をすべて含む広い地域一帯を対象にとり，これらの試験地はその地域のなかで選ばれた少数の標本（サンプル），すなわち，いくつかのブロックであると想定すれば，この全部の試験はまた，1つの大規模な乱塊法試験であると考えられる．そうすると，そこでの誤差は，品種と場所（ブロックと考えた）との交互作用により評価されることになる．そこでもし，これに対決して品種間差を検定して，有意な結果がえられると，それは供試品種の収量差が，それぞれの試験地によってある程度異なるとしても，その変動を越えるような品種間差が普遍的に認められるということになり，この地域一帯についての結論と考えても大過ないようになる．しかしながら，以上の叙述からも明らかなように，この品種と場所との交互作用は，ふつうの乱塊法試験での誤差，すなわち，品種とブロックとの交互作用と全く

同じ性格のものであると考えることは出来ない．何故なら，ブロックは本来無性格的なものであって，試験の精度を高めるために，その内部が出来るだけ斉一になるように圃場を区分して構成した地郭そのものであるに反し，場所は上述のように意識的，作為的に選ばれ，かつそこでの気象的・土壌的特徴をもつものである．したがって，品種とブロックとの交互作用は，計算上はともかく，その実態は本来の交互作用ではなく，各ブロック内での試験区の地力差や栽培管理のムラ，測定誤差などの大きさを表わす量なのである．しかるに，品種と場所との交互作用は，同様な誤差要因をふくむが，より決定的には，場所により品種間差違が異なる different response，という本来の交互作用効果をそのなかに認めることができるものである．それ故に，たとえば，他の試験地とは傾向の全く異なった特定の1試験地を組入れるか，除外するかによって，その交互作用は大きくかわるというようなことが起こる．この種の影響は，品種の側で，地域適応性の特異な1つの品種を組入れるかどうかによっても起こる．さらに，この品種間差違が場所によって異なる程度，すなわち，品種と場所との交互作用が大きい場合には，平均としての品種の収量差は互いに打消し合って小さくなり，品種間の優劣が普遍的に存在するという判断――交互作用に対決した品種間差の検出――は一般には成立しないことが多い．このような場合には，これらの試験地区を，気象・土壌条件，栽培慣行などの具体的状況に応じて，いくつかのグループ（小地域）に分類し，各グループ内では品種間差違が同じ傾向になるように試みる．そうすると，この小地域ごとには，品種と場所との交互作用が小さく，これに対決して品種間差が有意になり，この小地域についての普遍的な結論が得られることが期待される．このような小地域の設定方法は，品種の地域適応性に関する地域（地帯）区分と呼ぶことができよう．

2.2　データと試験地ごとの解析

ここでは4品種（系統）を5試験地においてそれぞれ2ブロック（2区制とよぶ）の乱塊法によって実施した例を取り上げる．系統適応性検定試験は通常，系統数も試験地数も10程度であるが，ここでは例示的に小規模なものを採用した．各試験区の収量（貫／反）を表5.4に試験地ごとの分散分析表を表5.5に示す．

表5.5で，品種間差に有意性が認められたのは群馬県のみである．これは「誤差」の自由度が3で小さすぎるためでもある．

そこで，これら5試験地のデータをプールして解析することを考える．プールできるためには，この5つの試

表 5.4　29年度皮麦極早生群の収量

試験地	区	品種（系統）名				計
		関系1	関系2	サツキムギ	会津4号	
長　野	1区	95.8	114.0	75.2	94.2	379.2
	2区	99.9	122.1	114.6	115.5	452.1
	計	195.7	236.1	189.8	209.7	831.3
栃　木	1区	94.5	122.4	108.0	118.5	443.4
	2区	90.0	87.3	104.4	107.7	389.4
	計	184.5	209.7	212.4	226.2	832.8
群　馬	1区	49.7	92.2	70.5	71.5	283.9
	2区	53.3	85.9	68.5	70.2	277.9
	計	103.0	178.1	139.0	141.7	561.8
埼　玉	1区	117.3	102.6	97.5	105.9	423.3
	2区	122.2	90.6	102.9	96.3	402.0
	計	229.5	193.2	200.4	202.2	825.3
神奈川	1区	91.8	85.2	81.0	78.3	336.3
	2区	90.9	79.8	93.9	77.4	342.0
	計	182.7	165.0	174.9	155.7	678.3

注）関系とは関東東山地域農業試験場で育成した系統の地方番号である．この系統適応性検定試験の結果から選ばれた系統が農林省で認知され，農林番号のつく品種となる．現在は農林8号というような呼び名でなくコシヒカリというような愛称が付けられている．

表 5.5　29年度皮麦極早生群の試験地別分散分析

試験地	変動因	自由度	平方和	平均平方	F
長　野	全　体	7	1681.69		
	ブロック	1	664.30	664.30	5.25
	品　種	3	637.46	212.49	1.68
	誤　差	3	379.93	126.64	
栃　木	全　体	7	1143.72		
	ブロック	1	364.50	364.50	3.35
	品　種	3	452.79	150.93	1.39
	誤　差	3	326.43	108.81	
群　馬	全　体	7	1441.01		
	ブロック	1	4.50	4.50	—
	品　種	3	1411.84	470.61	57.25**
	誤　差	3	24.67	8.22	
埼　玉	全　体	7	566.40		
	ブロック	1	56.71	56.71	1.91
	品　種	3	380.74	126.91	4.28
	誤　差	3	88.95	92.65	
神奈川	全　体	7	305.63		
	ブロック	1	4.06	4.06	—
	品　種	3	207.04	69.01	2.20
	誤　差	3	94.53	31.51	

験の精度がほぼ同じであることが前提である．それを確認するために誤差分散の一様性を，Hartleyの最大分散比を用いて検定する．

$$F_{\max}=\frac{126.64}{8.22}=15.4$$

この分子と分母は長野と群馬の誤差分散である．この比が15.4もあるので，当然均一とは言えないようであるが，誤差の自由度が小さいために，5％水準では有意とならない．それゆえ，見掛け上の差は無視してプールした解析に進む．

2.3 プールした解析

その分散分析結果を表5.6に示す．ブロックの自由度が5になっているのは，各試験地でのブロックの自由度1をプールしたものである．表5.7に各試験地ごとの「2ブロック計」の値を，場所（試験地）と品種の二元表にまとめて示す．この表の数字から，表5.6の試験地(P)，品種(V)およびその交互作用（$V\times P$）の平方和が計算できる．

表 5.6 29年度皮麦極早生群のこみにした分散分析

変動因	自由度	平方和	平均平方	F(誤差)	$F(V\times P)$
全　　体	39	12549.89			
試験地(P)	4	7451.46	1862.87	30.55**	8.34*
ブロック	5	1094.07	218.81	3.59*	—
品　種(V)	3	410.15	136.72	2.24	—
$V\times P$	12	2679.70	223.31	3.66*	
誤　　差	15	914.51	60.97		

表 5.7 29年度皮麦極早生群の2区合計収量

試験地	品種名				計
	関系1	関系2	サツキムギ	会津4号	
長　野	195.7	236.1	189.8	209.7	831.3
栃　木	184.5	209.7	212.4	226.2	832.8
群　馬	103.0	178.1	139.0	141.7	561.8
埼　玉	229.5	193.2	200.4	202.2	825.3
神奈川	182.7	165.0	174.9	155.7	678.3

この表5.6で「誤差」に対決してF検定をすると，試験地（P）の差は1％有意，ブロック間差も5％有意であるが，品種（V）については有意差が認められない．Pを変量模型と考えて，Vを$V\times P$に対決して検定しようとしても，Vの平均平方の方が小さいので全試験地を通じての品種間差違もないとしか言いようがない．しかしながら$V\times P$が5％有意である．これは品種間の優劣が場所によって異なることを示している．

2.4 地域区分をした分散分析

表5.7をグラフに表わすと図5.2のようになる．

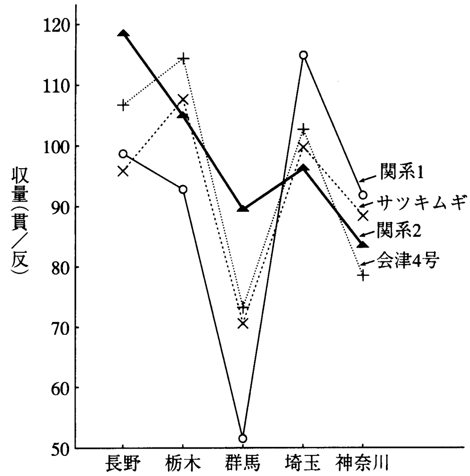


図 5.2 29年度皮麦極早生群の品種および系統の優劣の場所による差違

この表と図によれば，関系1は神奈川と埼玉で第1位の高収であるが，他の3県ではきわめて悪く，関系2は長野と群馬で第1位で，栃木でも相当の収量を示しているが，神奈川と埼玉では悪い，という全く逆の傾向を示している．また，サツキムギを会津4号に比べると，神奈川と埼玉と群馬で，同程度か，または高収であるが，長野と栃木では会津4号に劣る．これらのことから，地理的には，長野と栃木と群馬の北関東（東山も含む）の3試験地によって代表される地域Aと，埼玉と神奈川の2試験地によって代表される地域Bとに分けてみることが29年度の皮麦極早生群の地域適応性を調べるのに，最も妥当のように思われるので，この仮説の下で分析を進めてみよう．

そこで，表5.8にA地域とB地域別の集計表をつくり，表5.9と表5.10にそれぞれの地域ごとの分散分析を行なった結果を示す．何れの地域でも，交互作用$V\times P$は誤差分散とほぼ同じオーダーであり，もちろん有意ではない．したがって，これらの地域では，試験地をさらに分割する必要はないといえる．

この交互作用$V\times P$に対して，品種間差違Vを検定すると，A地域では5％水準で有意であり，B地域では$V\times P$の自由度が小さいために有意にならないがF値はかなり大きい．そこで両地域ごとに4品種の平均値を表5.5から求め，大きさの順に並べて，対応する最小有意差 l.s.d を示すと表5.11のようになる．

表 5.8　地域区分分析のための補助表

	試験地	関系1	関系2	サツキムギ	会津4号	計
		品種名				
A地域	長野	195.7	236.1	189.8	209.7	831.3
	栃木	184.5	209.7	212.4	226.2	832.8
	群馬	103.0	178.1	139.0	141.7	561.8
	計	483.2	623.9	541.2	577.6	2225.9
B地域	神奈川	182.7	165.0	174.9	155.7	678.3
	埼玉	229.5	193.2	200.4	202.2	825.3
	計	412.2	358.2	375.3	357.9	1503.6

表 5.9　A地域（長野・栃木・群馬）の分散分析

変動因	自由度	平方和	平均平方	F(誤差)	$F(V\times P)$
全体	23	10352.82			
試験地(P)	2	6086.40	3043.20	37.47**	24.80**
ブロック	3	1033.30	344.43	4.24*	2.81
品種(V)	3	1765.83	588.61	7.25**	4.80*
$V\times P$	6	736.26	122.71	1.51	
誤差	9	731.03	81.22		

表 5.10　B地域（埼玉・神奈川）の分散分析

変動因	自由度	平方和	平均平方	F(誤差)	$F(V\times P)$
全体	15	2182.58			
試験地(P)	1	1350.56	1350.56	44.16**	40.95**
ブロック	2	60.77	30.39	—	
品種(V)	3	488.84	162.95	5.33*	4.94
$V\times P$	3	98.93	32.98	1.08	
誤差	6	183.48	30.58		

$$\mathrm{l.s.d.}(\mathrm{A})=t(6;0.05)\sqrt{2(V\times P)/6}$$
$$=2.447\times\sqrt{122.71/3}=15.6$$
$$\mathrm{l.s.d.}(\mathrm{B})=t(3;0.05)\sqrt{2(V\times P)/4}$$
$$=3.182\sqrt{32.98/2}=12.9$$

表5.11で平均値の下にアンダーラインが引かれている範囲は，l.s.d.に照らして有意でないことを示す．それゆえ，A地域では，関系2は関系1に比べて有意に多収で，関系1は比較品種会津4号に比べても有意に劣ることがわかる．5％水準にとらわれなければ，関系2は比較品種サツキムギより多収と言ってもよいであろう．一方，B地域では，関系1が会津4号よりすぐれていることだけが言える．

5試験地全体に通じる多収品種を探そうとすれば，何も言えなかったのであるが，A，B2地域に区分すれば，それぞれごとにどの品種がどの品種より多収であるかがはっきり言える．この際，試験地をまとめた地域は気象・土壌条件などの性格のはっきりした母数模型として，また各地域内の試験地は変量模型として扱われているのである．

表 5.11　品種平均と最小有意差

地域A	関系1	サツキムギ	会津4号	関系2	$V\times P$から求めたl.s.d.
	80.5	90.2	96.3	104.0	15.6

地域B	会津4号	関系2	サツキムギ	関系1	$V\times P$から求めたl.s.d.
	89.5	89.6	93.8	103.1	12.9

さいごに全試験地をこみにした分散分析（表5.6）と地域別の分散分析（表5.9と5.10）との関係を示すために，表5.12をつくる．これは，表5.6の試験地P（自由度4）を，地域間とA地域内およびB地域内に分割したものである．

表 5.12　地域区分を含めた総括的分析

変動因	自由度	平方和	平均平方	F
全体	39	12549.89		
ブロック	5	1094.07		
試験地(P)	4	7451.46		
地域間(G)	1	14.50	14.50	—
A地域内(A)	2	6086.40	3043.20	49.9**
B地域内(B)	1	1350.6	1350.56	22.2**
品種(V)	3	410.15		
$V\times P$	12	2679.70		
$V\times G$	3	1844.51	614.84	10.1**
$V\times A$	6	736.26	122.71	2.01
$V\times B$	3	98.93	32.98	—
誤差	15	914.51	60.97	

この表でのA地域内(A)，B地域内(B)はそれぞれ，表5.9と5.10における試験地（P）と一致し，また$V\times A$，$V\times B$は，表5.9，5.10の$V\times P$と一致する．これから$V\times A$，$V\times B$はともに誤差と同じオーダーで，品種とブロックとの交互作用とみてよいことがわかる．しかし$V\times G$は高度に有意で，地域区分の必要性を示している．

ところで，表5.9，5.10の品種（V）の平方和は表5.12のそれらとどのように対応するか，地域ごとの品種(V)の平方和を加えたものが，表5.12の品種(V)と$V\times G$の

平方和の和になっているのである.

$$\begin{array}{ccccc} (\text{A地域の}V) & (\text{B地域の}V) & (V) & (V\times G) & \\ 1765.83 + & 488.84 & = 410.15 + & 1844.51 & = 2254.67 \end{array}$$

上と同様の解析は地域の代りに，品種区分を導入することによっても行なえる．しかし，品種はこの例のように，皮麦極早生品種群というようにあらかじめ層別してから用いられることが多い.

2.5 品種別環境適応性指標の抽出

以上の解析では，品種間差が環境によってどのように変わるかを主題にして，要すれば地域区分（環境区分）に持ち込み，それぞれの地域ごとに安定した品種間差を示すことを究極の目標とした．しかしながら各品種にその環境適応性の程度を示す値を付与するようなことは行なっていない．1963年にオーストラリアの小麦の育種家 K.W. Finlay と数理統計学者 G.N. Wilkinson[4]は，品種数が十分多いときには i 品種の j 環境における収量 y_{ij} の j 環境における（全品種の）平均収量 $\bar{y}_{.j}$ に対する回帰係数により i 品種の適応性を評価する提案を行なった．この回帰係数が 1.0 の品種は環境の生産性（平均収量）をそのまま反映する収量変化を示し，回帰係数が 1.0 より大きい品種は生産の高い環境下ではより高収に，生産性の低い環境下ではそこでの平均収量よりも低くなる．つまり，環境変化に対してきわめて敏感に反応することを示す．これに対して回帰係数が 1.0 より小さい品種は，環境の変化に対して鈍感で高収の環境下で平均収量より低く，反対に低収の環境下では平均より高い収量となる．このように考えて Finlay と Wilkinson は，各品種ごとに，その平均収量と回帰係数を表示することを勧めた.

しかしながら種々の品種試験でこの方法を適用してみると，各観測値は必ずしも回帰直線上には乗らず，むしろ回帰からの残差の方が大きい場合も起こる．品種数を v，環境数を p とすると，交互作用 $V\times P$ の平方和の自由度は $(v-1)(p-1)$ である．この平方和を v 個の回帰係数の差を表わす平方和（自由度 $v-1$）と回帰残差の平方和（自由度は $(v-1)(p-2)$）に分解すると，後者の分散の方が大きくなることがあり，この場合は，回帰係数だけによって環境適応性を評価できないことになる．こ

表 5.13 国際イネ品種適応性検定試験の収量（gr/m^2）

		SUWON (KOREA)		NIIGATA (JAPAN)		SAITAMA (JAPAN)		SHIZUOKA (JAPAN)		OKAYAMA (JAPAN)		SAGA (JAPAN)		KATHMANDU (NEPAL)	
No.	Variety	F-0	F-1	F-0	F-1	F-0	F-1	F-0	F-1	F-0	F-1	F-0	F-1	F-0	F-1
6	Refaello	310	275	423	518	181	267	379	468	447	557	412	504	195	481
7	Vialone nano	217	185	325	382	181	161	377	380	473	393	455	390	327	196
8	Fujiminori	332	313	355	535	181	331	348	421	477	417	419	580	275	321
9	Koshihikari	265	398	530	707	319	397	430	511	540	653	448	568	310	413
11	Norin 41	348	367	450	580	217	414	396	521	530	587	490	600	345	362
12	Nongkwang	343	390	528	710	206	275	512	562	460	580	397	395	242	378
13	Paltal	310	315	565	675	164	278	474	528	487	577	537	607	113	178
14	Panbira	220	243	430	465	225	314	356	382	373	473	443	515	190	197
16	Hsinchu 56	345	375	480	580	275	342	453	538	483	540	452	550	568	430
17	Taichung(N) 1	222	210	453	535	229	358	474	542	447	553	465	631	413	365
18	Taichung 65	362	352	532	582	228	309	457	508	500	473	527	605	250	365
20	Tainan 3	317	313	572	685	208	294	513	588	447	517	527	582	413	500
23	Caloro 1561-1	350	378	582	680	125	83	426	541	163	238	350	363	172	413
24	Calrose 8988	365	308	572	608	147	181	453	545	327	470	383	304	242	447
30	Romeo	273	495	308	405	176	225	388	447	503	477	409	406	327	197
31	Honenwasė	332	283	370	578	214	333	378	448	497	530	443	452	195	378
32	Hoyoku	138	113	328	492	175	289	427	514	470	467	485	568	258	258
33	Kimmaze	318	387	462	602	192	269	469	547	467	567	492	568	310	500
34	Manryo	345	342	585	615	278	342	485	539	540	620	478	577	292	413
35	Norin 8	175	207	470	557	249	322	496	521	633	593	580	624	310	440
36	Norin 22	300	340	498	615	233	354	503	520	593	623	540	615	310	482
37	Norin 29	317	395	543	682	244	325	480	581	590	653	595	579	172	362
38	Yamabiko	337	398	465	535	286	344	413	535	543	593	540	601	310	447
40	Jae Keum(S152)	333	333	522	653	181	339	474		607	560	502	570	242	430
41	Jin Heung(S)	342	377	528	665	258	331	373	492	653	607	517	570	190	430
42	Palkweng	235	347	487	578	206	314	435	484	603	520	487	562	242	378
43	Suwon 82	333	360	375	605	236	233	368		480	410	383	395	190	362
44	Sabieny	213	200	345	432	267	283	241	285	567	650	575	573	307	180
45	Blue bonnet 50-8990	97	60	373	398	169	186	348	399	287	360	297	324	345	367

ういう時，気象条件，土壌条件，栽培慣行などによって環境指標を作り直さねばならない．もともと Finlay らの用いた例は，オーストラリアの小麦地帯で，環境の平均収量がほぼ雨量だけで定まるという単純なケースであったので，かれらの指標は有用であったと考えられる．

環境差が複雑な構造をもつ場合に，適切な環境指標を見出すことは一般に容易ではない．奥野は，交互作用 $V\times P$ の各要素を並べた二元表で，Pを変量，Vをサンプルとして，その分散・共分散行列に主成分分析を施し，2ないし3個の主成分についての各品種のスコアを環境適応性を表わす指標とすることを提案した．

以上のような解析手順を，1968年，国際生物学計画 International Biological Project の一部として実施された，国際イネ品種適応性検定試験 International Rice Adaptation Experiments (IRAE) のデータを借りて例示する（奥野ほか(1971)[5]）．

この試験は，温帯7試験地と熱帯9試験地で3年にわたって行なわれたが，ここでは1968年に温帯の7試験地で無肥料区 (F_0) と施肥区 (F_1) の2区を用いた計14環境を取り上げる．供試した品種は50であったが，そのうちうまく生育しなかったものや一部の試験地で欠測になったものを除いて29品種を取り上げ，その収量のデータを表5.13に示す．番号が飛んでいるのは除外した品種があるためである．

表5.14に分散分析結果を示す．そこでは，Finlay らの回帰をあてはめたときの「残差」および奥野の主成分分析法により第3主成分まで求めたときの「残余」も示している．後者の分散の方がはるかに小さくc.v.で11.2%であるが，前者は16.9%である．回帰の平均平方 $m.s.$ は残差の高々1.8倍程度であり，回帰だけで環境適応性を評価するのは不十分である．しかし熱帯のデータではこの回帰項だけで品種の環境適応性がほぼ完全に表わされることがある．(ここでは，示していないが文献[6]参照)．

表 5.14　分散分析表

変動因	$d.f.$ (v=29, p=14)	$s.s.$	$m.s.$
環境 P	13	4877945	375227**
品種 V	28	976939	34891**
交互作用 $V\times P$	364	1796461	4935
回帰 A	28	200568	7163*
残差 u	336	1595893	4750
第1主成分	40	683414	17085**
第2主成分	38	356413	9379**
第3主成分	36	229541	6376*
残余	250	527093	2108
平均 gr/m²		409	
$\sqrt{\text{残差}(u)}$/(平均)%		16.9	
$\sqrt{\text{残余}}$/(平均)%		11.2	

主成分の $m.s.$ は第1，第2とも回帰の $m.s.$ よりも大きい．それゆえ，表5.15に v=29品種，p=14環境の二元表での交互作用項の値を示す．

交互作用項とは表5.13に示した「観測値」から次のように計算した値である：

(交互作用)=(観測値)−(環境平均)−(品種平均)
+(総平均)

この表の周辺に，それぞれの環境平均と品種平均の値を参考のために付記する．

また，この交互作用項の環境間平方和・積和行列を，表5.16の右上に，その環境間相関行列をその左下に示す．これら2つの表は各環境における品種間変動の大きさと環境間の類似性・異質性を検討するのに用いられるが，主成分分析は，環境間平方和・積和行列に施した．

表5.15，表5.16から次のことがわかる：

① 環境の平均収量では新潟・岡山・佐賀，静岡が高く，埼玉・スオン・カトマンズが低い．

② 施肥の効果はどこでも認められるが，その差はとくに新潟・カトマンズで大きく 100 gr/m² に及び，埼玉・静岡・佐賀・岡山とつづき，スオンではその差は僅か 23 gr/m² である

③ 表5.16の対角線上の値から各環境での品種間変動の大きさを読むと，カトマンズが最大で，岡山の F_0，スオンの F_1 がこれに次いでいる．埼玉や静岡では品種間変動が小さい．

④ 環境間の相関のうち，同じ場所での F_0 と F_1 の相関が案外に低いのにおどろかされる．その大きさの順にあげると次のとおりである．

静岡	新潟	スオン	佐賀	岡山	埼玉	カトマンズ
0.81	0.69	0.66	0.63	0.60	0.39	0.09

この相関係数が0.4以下の埼玉とカトマンズでは，F_0 区と F_1 区で各品種はまったく違った反応を示したようである．

⑤ 場所間の相関でみると，埼玉・岡山・佐賀グループと，新潟・静岡・スオン・カトマンズグループとは概して負の相関をもつ．これは，①で見た平均収量についての分類とは異なる分類になっている．また日本国内5場所の間に見られる，なんらかの相関に比べて，スオン・カトマンズは他との相関の大きいものが少ない．

表 5.15 品種と環境との交互作用項

	スオン Suwon F_0	F_1	新潟 Niigata F_0	F_1	埼玉 Saitama F_0	F_1	静岡 Shizuoka F_0	F_1	岡山 Okayama F_0	F_1	佐賀 Saga F_0	F_1	カトマンズ Kathmandu F_0	F_1	平均収量
6 Rafaello	42.3	−15.6	−19.2	−34.5	−12.8	−4.1	−24.3	−4.1	−20.4	52.6	−36.2	2.4	−61.0	134.8	387
7 Vialone nano	19.0	−36.0	−47.6	−100.9	56.9	−40.5	43.4	−22.4	75.2	−41.7	76.5	−42.0	140.6	−80.5	317
8 Fujiminori	72.3	30.4	−79.2	−9.5	−4.8	67.9	−47.3	−43.1	17.6	−79.4	−21.2	86.4	27.0	−17.2	379
9 Koshihikari	−79.3	30.8	11.2	77.9	48.7	49.3	−49.8	−37.6	−4.0	72.1	−76.7	−10.2	−22.6	−9.7	464
11 Norin 41	23.9	20.0	−48.7	−28.9	−33.2	86.5	−63.7	−7.5	6.1	26.2	−14.6	42.0	32.6	−40.6	443
12 Nongkwang	35.2	59.3	45.7	117.4	−27.8	−36.2	68.7	49.9	−47.5	35.6	−91.2	−146.7	−54.1	−8.2	427
13 Paltal	14.4	−3.5	94.8	94.6	−57.7	−21.0	42.8	28.0	−8.4	44.7	60.9	77.5	−170.9	−196.1	415
14 Panbira	−5.5	−5.4	30.0	−45.3	73.5	85.1	−5.1	−47.8	−52.2	10.8	37.0	55.6	−23.8	−107.0	345
16 Hsinchu 56	6.3	13.4	−33.2	−43.5	10.2	−0.1	−21.3	−5.1	−55.4	−35.4	−67.2	−22.6	241.0	12.8	458
17 Taichung(N) 1	−80.0	−114.9	−23.5	−51.8	1.0	52.6	36.4	35.7	−54.7	14.3	−17.5	95.1	122.7	−15.5	421
18 Taichung 65	49.1	16.2	44.5	−15.7	−11.0	−7.3	8.5	−9.3	−12.7	−76.6	33.6	58.2	−51.2	−26.4	432
20 Tainan 3	−26.3	−53.3	54.1	56.8	−61.4	−52.7	34.1	40.3	−96.1	−63.0	3.2	4.7	81.4	78.2	463
23 Caloro 1561-1	121.8	126.9	179.3	167.0	−29.3	−148.6	62.2	108.4	−264.9	−226.9	−58.7	−99.1	−44.5	106.3	347
24 Calrose 8988	102.0	22.0	134.4	60.1	−42.1	−85.5	54.4	77.6	−135.8	−29.7	−60.5	−193.0	−9.4	105.5	382
30 Romeo	32.5	231.6	−107.0	−120.3	9.5	−18.9	11.9	2.2	62.8	−0.2	−12.0	−68.4	98.2	−122.0	360
31 Honenwase	63.3	−8.6	−73.2	24.5	19.2	60.9	−26.3	−25.1	28.6	24.6	−6.2	−50.6	−62.0	30.8	388
32 Hoyoku	−98.6	−146.5	−83.2	−29.4	12.3	49.0	54.8	73.0	33.6	−6.3	67.9	97.5	33.1	−57.1	356
33 Kimmaze	−2.0	44.0	−32.6	−2.9	−54.1	−54.5	13.4	22.6	−52.8	10.3	−8.5	14.0	1.6	101.5	439
34 Manryo	3.5	−22.5	68.9	−11.4	10.4	−3.0	7.9	−6.9	−1.3	41.8	−44.0	1.5	−37.9	−7.0	461
35 Norin 8	−147.0	−137.9	−26.5	−49.8	1.0	−3.4	38.4	−5.3	111.3	34.3	77.5	68.1	−0.3	39.5	441
36 Norin 22	−46.9	−29.8	−23.5	−16.7	−40.0	3.7	20.5	−31.3	46.3	39.4	12.6	34.2	−25.2	56.6	466
37 Norin 29	−29.3	25.7	22.1	50.8	−28.4	−24.7	−1.9	30.3	43.9	70.0	68.2	−1.3	−162.6	−62.8	466
38 Yamabiko	2.9	41.0	−43.7	−83.9	25.8	6.5	−56.7	−3.5	9.1	22.2	25.4	33.0	−12.4	34.4	453
40 Jae Keum(S152)	3.2	−19.7	17.7	38.4	−74.8	5.8	8.7	5.9	77.5	−6.4	−8.2	6.3	−76.1	21.8	449
41 Jin Heung(s)	8.9	21.0	20.3	47.1	−1.2	−5.5	−95.7	−45.5	120.1	37.2	3.4	3.0	−131.4	18.4	452
42 Palkweng	−65.6	23.5	11.8	−7.4	−20.7	10.0	−1.2	−21.0	102.6	−17.3	5.9	27.5	−46.9	−1.1	420
43 Suwon 82	83.4	87.5	−49.2	70.6	60.3	−20.0	−17.2	−20.0	30.6	−76.3	−47.1	−88.5	−47.9	33.9	369
44 Sabieny	−33.3	−69.3	−75.9	−99.2	94.6	33.3	−140.9	−165.7	120.9	167.0	148.2	92.7	72.4	−144.8	366
45 Blue bonnet 8990-50	−70.2	−130.1	31.3	−54.0	75.7	15.4	45.2	27.4	−79.9	−43.9	−50.7	−77.1	189.5	121.3	286
平均収量	289	312	464	574	216	293	425	494	489	526	470	523	278	368	409

表 5.16 環境間平方和・積和行列（$\times 10^{-2}$，右上）と環境間相関行列（左下）

		スオン F_0	F_1	新潟 F_0	F_1	埼玉 F_0	F_1	静岡 F_0	F_1	岡山 F_0	F_1	佐賀 F_0	F_1	カトマンズ F_0	F_1
スオン	F_0	1070	897	316	438	−127	−349	−26	137	−598	−557	−364	−671	−352	182
	F_1	0.66	1710	124	389	−157	−403	−113	85	−306	−416	−464	−738	−485	−126
新潟	F_0	0.28	0.09	1230	878	−307	−574	405	483	−994	−475	−322	−532	−625	389
	F_1	0.37	0.26	0.69	1330	−398	−456	264	457	−741	−437	−468	−577	−1060	384
埼玉	F_0	−0.17	−0.16	−0.38	−0.47	541	244	−225	−333	217	154	131	39	460	−241
	F_1	−0.40	−0.36	−0.61	−0.47	0.39	722	−338	−386	561	464	154	610	175	−426
静岡	F_0	−0.03	−0.10	0.44	0.28	−0.37	−0.48	683	556	−551	−451	−175	−350	89	232
	F_1	0.16	0.08	0.52	0.48	−0.54	−0.54	0.81	698	−771	−535	−328	−425	−74	435
岡山	F_0	−0.42	−0.17	−0.64	−0.46	0.21	0.48	−0.48	−0.66	1940	963	711	739	−337	−831
	F_1	−0.47	−0.28	−0.37	−0.33	0.18	0.48	−0.48	−0.56	0.60	1320	416	478	−315	−607
佐賀	F_0	−0.38	−0.38	−0.31	−0.44	0.19	0.20	−0.23	−0.43	0.55	0.39	853	705	−147	−705
	F_1	−0.53	−0.46	−0.39	−0.41	0.04	0.59	−0.35	−0.42	0.44	0.34	0.63	1490	−62	−703
カトマンズ	F_0	−0.21	−0.23	−0.35	−0.58	0.39	0.13	0.07	−0.06	−0.15	−0.17	−0.10	−0.03	2550	185
	F_1	0.13	−0.07	0.26	0.25	−0.24	−0.37	0.21	0.38	−0.44	−0.39	−0.56	−0.43	0.09	1830

表 5.17　種々の環境指標

		平均収量	同左指数	交互作用変動(平方和×10^{-2})	PCAによる環境差 第1主成分 C_1	第2主成分 C_2	第3主成分 C_3	同左因子負荷量 1	2	3	3主成分の寄与率
スオン	F_0	289	−0.293	1070	0.24	0.11	0.38	0.61	0.21	0.56	72.7
	F_1	312	−0.237	1710	0.22	0.23	0.67	0.44	0.33	0.77	90.3
新潟	F_0	464	0.134	1230	0.31	0.12	−0.28	0.73	0.21	−0.38	72.8
	F_1	574	0.402	1330	0.32	0.29	−0.18	0.72	0.47	−0.24	80.2
埼玉	F_0	216	−0.471	541	−0.12	−0.12	0.15	−0.43	−0.31	0.30	37.4
	F_1	293	−0.283	722	−0.24	−0.02	0.00	−0.72	−0.04	0.00	52.6
静岡	F_0	425	0.039	683	0.16	−0.10	−0.21	0.52	−0.23	−0.38	46.7
	F_1	494	0.207	698	0.23	−0.07	−0.18	0.72	−0.15	−0.33	65.4
岡山	F_0	489	0.195	1940	−0.43	0.24	0.12	−0.81	0.32	0.13	76.9
	F_1	526	0.285	1320	−0.30	0.19	−0.06	−0.68	0.31	−0.08	57.1
佐賀	F_0	470	0.149	853	−0.24	0.11	−0.12	−0.69	0.22	−0.19	55.8
	F_1	523	0.278	1490	−0.34	0.07	−0.27	−0.72	0.11	−0.34	65.0
カトマンズ	F_0	278	−0.319	2550	−0.11	−0.79	0.21	−0.18	−0.94	0.20	95.4
	F_1	368	−0.100	1830	0.29	−0.26	−0.22	0.56	−0.36	−0.25	50.9

(a)　種々の環境指標の比較

さて，このような事情の下で，主成分分析によって各環境に与えられた指標は表5.17に示すとおりとなる．この係数を用いると，3つの主成分 z_1, z_2, z_3 は，j-環境での値（交互作用項—表5.15）を $\tilde{y}_j$ とかくと

$$\begin{cases} z_1=0.24\tilde{y}_1+0.22\tilde{y}_2+0.31\tilde{y}_3+0.32\tilde{y}_4-\cdots\cdots \\ \qquad -0.11\tilde{y}_{13}+0.29\tilde{y}_{14} \\ z_2=0.11\tilde{y}_1+0.23\tilde{y}_2+0.12\tilde{y}_3+0.29\tilde{y}_4-\cdots\cdots \\ \qquad -0.79\tilde{y}_{13}-0.26\tilde{y}_{14} \\ z_3=0.38\tilde{y}_1+0.67\tilde{y}_2-0.28\tilde{y}_3-0.18\tilde{y}_4+\cdots\cdots \\ \qquad +0.21\tilde{y}_{13}-0.22\tilde{y}_{14} \end{cases}$$

とかける．この各主成分の係数の2乗和は1になるように規準化されているから，Finlay & Wilkinson が環境を特徴づけたところの平均収量 $\bar{y}_{\cdot j}$ も，

$$\frac{\bar{y}_{\cdot j}-\bar{y}}{\sqrt{\sum(\bar{y}_{\cdot j}-\bar{y})^2}}$$

によって規準化すると，この2乗和も1になる．この値は，Finlay & Wilkinson の回帰係数を品種ごとに計算するときに，各環境に与えられる重み（係数）に相当する．この数値を平均収量の指数として表5.17に示している．この指数と3つの主成分の係数（各主成分と各環境との相関係数が0.7または0.5以上のものに注目して）が，どのような環境差を表示しているかを次にまとめてみよう．

(i)　平均収量指数（Finlay らの回帰に用いられる）：高収の（新潟，岡山，佐賀と静岡の F_1）対　低収の（スオン，カトマンズ，埼玉）の環境差を示す．（正・負に分かれている）．

(ii)　第1主成分 C_1：（新潟，静岡，スオン，カトマンズの F_1）対（岡山，佐賀，埼玉の F_1）との環境差を示す．この分類は，前項⑤で環境相関からすでに予想したとおりであって，わが国農業地域の東北型と西南型にほぼ対応する．

(iii)　第2主成分 C_2：カトマンズの F_0 区の特異性を示す．

(iv)　第3主成分 C_3：スオンの F_1 および F_0 区の特異性を示す．

(v)　主成分のひとつひとつについてのこのような分類を総合するため，図5.3に C_1 と C_2，C_1 と C_3 に対応する因子負荷量を打点する．（○印 F_0，×印 F_1 を示す）

この結果，14の環境は次の4つのグループに大別してよいと考えられる．

- 第1グループ：埼玉，岡山，佐賀
- 第2グループ：カトマンズ（F_1），新潟，静岡
- 第3グループ：スオン
- 第4グループ：カトマンズ（F_0）

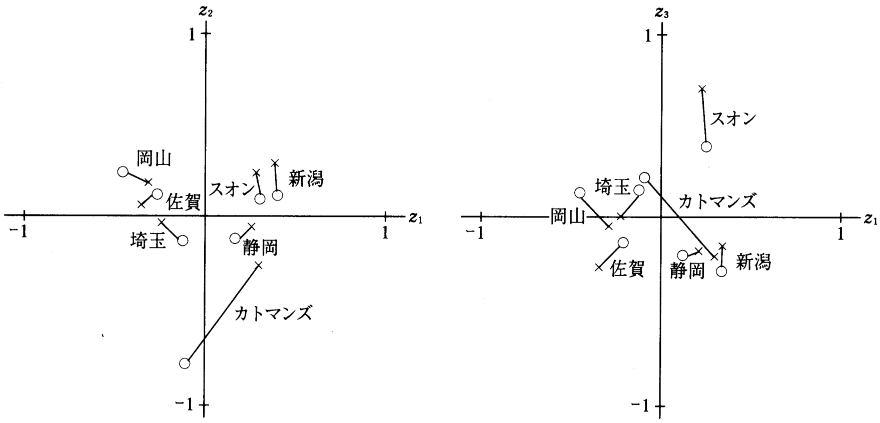


図 5.3　3つの主成分の係数による環境の分類

この分類は，いうまでもなく，品種の適応性がほぼ似ている環境を集めたものである．

ついでながら環境指標 C_1, C_2, C_3 と各環境の平均収量との相関をとると右のようになった．これから見ると，第3および第2主成分が環境の平均収量と若干の負の相関をもつ（したがって Finlay らの

	C_1	C_2	C_3
平均収量	0.069	−0.501	−0.625

表 5.18　各品種の環境適応性指標

品種 ＼ 指標	平均収量	回帰係数	残差の標準偏差	主成分のスコア 第1主成分	第2主成分	第3主成分	収量指数	標準化した主成分のスコア 第1主成分	第2主成分	第3主成分
6 Rafaello	387	0.982	50.6	34	9	−24	−0.44	0.22	0.07	−0.27
7 Vialone nano	317	0.764	66.6	−109	−125	80	−1.84	−0.70	−1.11	0.88
8 Fujiminori	379	0.816	50.9	−52	−14	85	−0.60	−0.33	−0.12	0.94
9 Koshihikari	464	1.039	53.0	−17	47	1	1.10	−0.11	0.42	0.01
11 Norin 41	443	0.925	42.2	−79	−5	57	0.68	−0.51	−0.04	0.63
12 Nongkwang	427	1.073	73.8	193	71	24	0.36	1.24	0.63	0.27
13 Paltal	415	1.498	72.0	−1	246	−87	0.12	−0.01	2.18	−0.96
14 Panbira	345	0.883	54.0	−86	26	8	−1.28	−0.55	0.23	0.09
16 Hsinchu 56	458	0.636	64.0	10	−235	94	0.98	0.06	−2.08	1.04
17 Taichung(N) 1	421	0.999	68.3	−94	−160	−106	0.24	−0.60	−1.42	−1.17
18 Taichung 65	432	1.007	39.9	25	49	−3	0.46	0.16	0.43	−0.03
20 Tainan 3	463	1.086	60.4	123	−109	−104	1.08	0.79	−0.97	−1.15
23 Caloro 1561-1	347	0.896	151.6	506	−5	−3	−1.24	3.24	−0.04	−0.03
24 Calrose 8988	382	0.913	100.3	321	−31	−7	−0.54	2.05	−0.27	−0.08
30 Romeo	360	0.627	87.1	−54	−30	293	−0.98	−0.35	−0.27	3.24
31 Honenwase	388	0.916	43.8	−14	53	44	−0.42	−0.09	0.47	0.49
32 Hoyoku	356	1.183	73.0	−161	−67	−140	−1.06	−1.03	−0.59	−1.55
33 Kimmaze	439	1.038	43.6	71	−28	−8	0.60	0.45	−0.25	−0.09
34 Manryo	461	1.054	29.3	13	34	−34	1.04	0.08	0.30	−0.38
35 Norin 8	441	1.270	70.0	−173	−34	−164	0.64	−1.11	−0.30	−1.81
36 Norin 22	466	1.139	32.3	−58	12	−58	1.14	−0.37	0.11	−0.64
37 Norin 29	466	1.364	47.0	−19	198	−46	1.14	−0.12	1.76	−0.51
38 Yamabiko	453	0.889	36.7	−62	−5	50	0.88	−0.40	−0.04	0.55
40 Jae Keum(S 152)	449	1.226	31.3	8	88	−50	0.80	0.05	0.78	−0.55
41 Jin Heung(S)	452	1.192	58.9	−41	171	9	0.86	−0.26	1.52	0.10
42 Palkweng	420	1.130	37.6	−59	62	−15	0.22	−0.38	0.55	−0.17
43 Suwon 82	369	0.790	57.4	103	51	127	−0.80	0.66	0.45	1.40
44 Sabieny	366	0.982	121.8	−379	18	63	−0.86	−2.43	0.16	0.70
45 Blue bonnet 50-8990	286	0.685	84.3	48	−286	−83	−2.46	0.31	−2.54	−0.92

回帰係数と相関をもつスコアを与える）が，第1主成分は以下で明らかになるように，回帰とはほとんど無関係で，回帰からのふれ—残差—と関係があることがわかる．

(vi)　3つの主成分で，各環境の特性がどの程度説明されたかは表の最右欄の「寄与率」によって評価できる．一般に品種間差違の大きかった環境ほど寄与率は高い．

寄与率70%以上—スオン，カトマンズ(F_0)，新潟，岡山(F_0)

寄与率50%以下—埼玉(F_0)，静岡(F_0)

寄与率の低い環境では，そこでの品種間差違が他の環境での品種間差違と共通点が少ないことを示している．

(b)　各品種の種々の環境適応性指標

ここで，いよいよ品種の適応性を表わす指標を検討しよう．その種々の指標を表5.18に示す．ここではまずこれらの指標相互の間の相関係数を計算すると表5.19のようになる（主成分のスコア同志の相関は理論的に0になる）．

表 5.19　指標間の相関

	主成分のスコア		
	z_1	z_2	z_3
品種の平均収量	0.040	−0.369	−0.244
Finlay らの回帰係数	0.125	−0.625	−0.658
ecovalence	0.357	0.124	0.099

この結果は，すでに環境指標の(v)で述べたことと対応する．すなわち Finlay らの回帰係数は第2，第3主成分 z_2, z_3 と僅かの相関をもち，z_1 とはほとんど無関係である．z_1 は ecovalence（文献[6]参照）と高い相関をもつ．そこで，主成分から十分の情報を引き出すために，z_1 と z_2，z_1 と z_3，z_2 と z_3 についての29品種の散布図を図5.4(a)，(b)，(c)に示す．

以上の結果に各品種の産地（国名）を考慮すると，この主成分分析によって，29品種はその環境適応性に関して表5.20に示すような特徴をもつグループに分類することができる．

以上を要約すると，品種はほとんど産地別に分類することができる．

① 韓国の品種群—z_2が正で，スオン，新潟に適応する．

② U.S.A.の品種群—z_1が著しく大で，新潟・静岡・スオンに適する No.23(Caloro)，24(Calrose)と，z_2が著しく小でネパールに好適の No.45(Blue bonnet)がある．

③ U.A.R.の品種（Sabieny）—z_1が著しく小で，岡山・佐賀・埼玉に好適．

④ 台湾の品種群—z_2が負で，大部分はネパール(F_0)によく適応する．

⑤ イタリーの品種（Romeo）—z_3が著しく大で，スオンおよびネパール(F_0)には向くが，新潟には非常に不適．

⑥ パキスタンの品種—中庸，平均収量は低いが，適応性については，日本の品種とほとんど同じ．

⑦ 日本の品種群—z_1，z_2，z_3ともに中庸．これは供試品種数が多いためでもあるが，特徴のあるものがないことを示す．

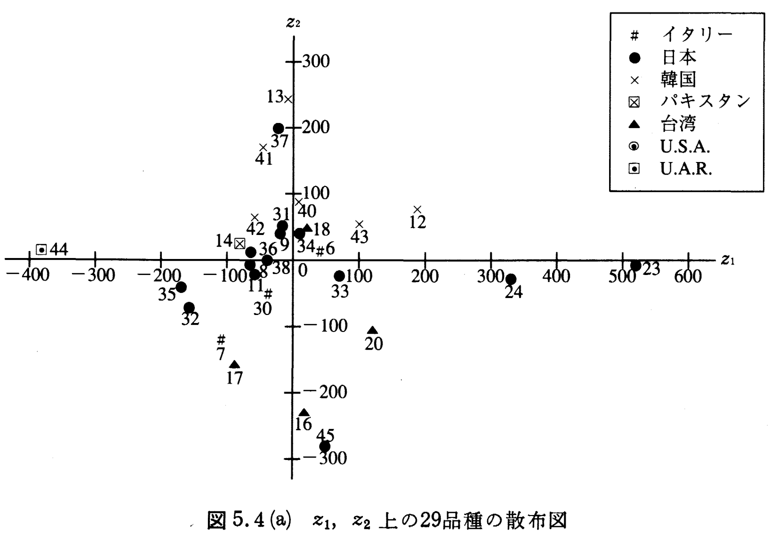


図5.4(a)　z_1，z_2 上の29品種の散布図

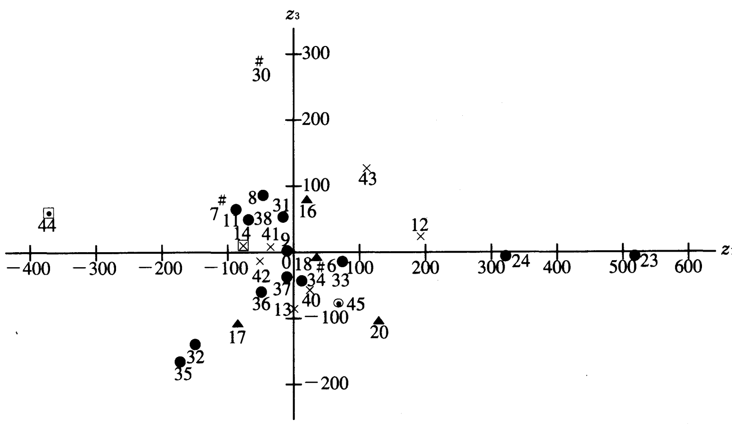


図 5.4 (b) z_1, z_3 上の29品種の散布図

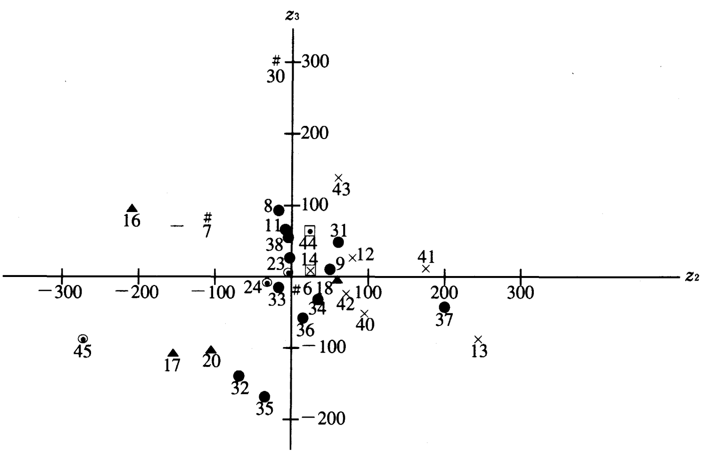


図 5.4 (c) z_2, z_3 上の29品種の散布図

表 5.20 環境適応性によって分類された品種の種々の型

主成分	適応性のタイプ	環境との関係	主成分の得点が		
			正で大	ほとんどゼロ	負で大
第 1 z_1	西南暖地適応型 (z_1の負がよい)	岡山・佐賀, 埼玉 (F_1) で良く, 新潟・静岡・スオンでわるい	23 Caloro 24 Calrose	日本, イタリー, 韓国, 台わんの品種	44 の Sabieny (U.A.R.)
第 2 z_2	ネパール適応型 (z_2の負がよい)	ネパール (F_0) で圧倒的に良く, 同 (F_1) でも良いが, スオン・新潟ではわるい	13, 41, 40, 12, 42(韓国) 37のN-29	U.S.A. イタリー 日本の大部分	45 Blue bonnet 16, 17, 20 (台わん) 7(イタリー)
第 3 z_3	スオン適応型 (z_3の正がよい)	スオンで良く新潟・静岡でわるい	30 Romeo (イタリー)	U.S.A. 韓国, 日本の大部分	35のN-8, 32のホウヨク20, 17 (台わん)

その各型の特徴は上述のとおりである.

3. 工場実験における環境因子の取扱い方

工業分野において，環境因子の取扱い方に正面から取り組んでおられるのは田口玄一氏である．氏は実験計画法に関して，多くの独創的な手法を開発し，さらにそれを発展させて「タグチメソッド」と呼ばれる独自の体系を構築されつつある．それを全部理解することは，筆者には到底及ばない仕事であるが，現在は少なくとも次のように解釈している．すなわち，品質の基準として，製品の特定の物理的特性をとるのではなく，いろいろに変化する環境条件の下でのその機能の安定性，あるいは頑健性を重視し，これを目標特性とする実験計画を組み，そのデータ解析法にSN比を用いることを提案しておられる．

安定性の良い条件を見出すための実験のわりつけには，SN比（信号対雑音比，signal to noise ratio）を比較するための因子である制御因子や標示因子のわりつけ（これを内側のわりつけという）と，SN比を求めるための因子である信号因子や誤差因子のわりつけ（これを外側のわりつけという）とがあり，両者を区別して考える．制御因子はなるべく多く取り上げ，その水準幅はできるだけ大きくする．そうしなければ内乱や外乱の影響によって効果が見失われてしまう．これらの制御因子はL_{12}やL_{18}のような（内側）直交表にわりつけ，多くの交互作用が交絡した中で，顕著な主効果を見出すようにする（この方法では，直交表実験を一部実施法と考えるときの定義対比は存在しない）．このわりつけでk通りの異なる条件が指定される（L_{18}なら$k=18$）．外側のわりつけに用いる信号因子や誤差因子（筆者はこの用語には抵抗があり，本書ではまとめて環境因子と呼ぶことにする）の水準もできるだけ幅広くとり，直交表または多元配置によってわりつける．これでn通りの条件が指定されたら，表5.21のような$k\times n$のすべての組合せについて実験データをとることになる．これを内側と外側との直積という．

これらのデータが得られたら，1からkまでの各内側条件の安定性の評価であるSN比を，各々のn個の外側データ（表の各行のn個の数字）から計算し，求められたk通りのSN比の大きいものが安定性が良い条件と考える．

このSN比の計算方法は田口氏の定義されている望小特性，望大特性，望目特性によって異なるが，ここでは詳しくは触れない．

表 5.21 内側と外側との直積のわりつけ

No.	制御因子 A B …	環境因子の水準組合せ P_1: Q_1 Q_2 …… P_2: Q_1 Q_2 …
1 2 ⋮ k	L_k	実験データ 1, 2, ………, n

さて，このSN比による安定性の評価は，具体的には何をしていることになるかを，本章2節の表5.4に示したデータに基づいて検討してみよう．そこでは$k=4$, $n=10$で，上の表5.21とは行・列が入れかわっている．制御因子としては$k=4$の一元配置で表わされる品種だけである．環境因子としては，5試験地，各2ブロックで，$n=10$である．計算方法はつぎのとおりとなる．

表5.4のデータは皮麦の収量であるから望大特性（値が大きくて安定しているほど望ましい特性）である．その解析は，逆数をとって望小特性（値が小さくて安定しているほど望ましい特性）として考える．

y_{ij} : i品種のj環境における収量

$z_{ij}=1/y_{ij}$ （y_{ij}の逆数）

i品種（$i=1,2,3,4$）について

$$S_T=z_{i1}^2+z_{i2}^2+\cdots+z_{in}^2$$

$$\text{SN比}\ \eta=-10\log\left(\frac{1}{n}S_T\right)$$

を計算する．ここで，z_{ij}の母平均，母分散をμ_i, σ_i^2とおけば（環境jについては変量と考える）

$$E\left[\frac{1}{n}S_T\right]=\mu_i^2+\sigma_i^2$$

となるから，SN比は母集団においては

$$\eta=-10\log(\mu_i^2+\sigma_i^2)$$

となり，対数をとる前のSN比は母平均の2乗と分散とを加えたもの（目標値ゼロからの平均2乗誤差）である．このことを念頭において次の計算結果を考察しよう．

表 5.22 望大特性のSN比
（ ）内はSN比の大きさの順位

品種	地域をプールしたSN比	地域区分後のSN比 A地域 長野，栃木，群馬	地域区分後のSN比 B地域 神奈川，埼玉
関系1	38.01(4)	36.98(4)	40.23(1)
関系2	39.56(1)	40.04(1)	38.93(3)
サツキムギ	38.83(3)	38.51(3)	39.34(2)
会津4号	38.96(2)	39.07(2)	38.80(4)

これから見ると，地域をプールしたSN比ηでは，関系2が最高で関系1は最低である．これから関系2が最

も安定性があると結論することには筆者は抵抗がある．実際4品種のSN比の差はきわめて僅少であって，この地域をプールしたSN比では4品種ともほぼ同じであるとしか言いようがない．

しかし，このままでは，関系1は全く取柄のない品種のように見える．そこで，2節で述べたような検討を加えた地域区分を行なって，A，B両地域別にSN比を求めて，表5.22の右欄に示す．

A地域では，関系2のSN比が圧倒的に大きく，関系1のSN比は非常に低い．しかしながら，B地域でのSN比は，関系1が一番大きくなる．これらのSN比の順序は表5.11に示した平均収量の順序と全く一致する．

SN比を求めることの利点は，各品種ごとに分散を求め，SN比という直感的にもわかりやすいひとつの指標として安定性の尺度を求めることである．田口氏の言う望目特性に対する指標としては，その計算方法をここでは述べないが，まさにSN比にあたる．しかし上述の望大特性や望小特性に対するSN比は，平均 μ_i と分散 σ_i^2 を結びつけてはいるが，これが信号対雑音比であるとは筆者には理解できない．さらに，一般に，田口氏の勧めておられる方法には次のような問題点があると思われる．

① 外側因子の水準間の変動を繰返し誤差のように扱って分散を求めている．しかし元来外側因子は水準間の差を大幅にとった環境因子であるから，これは母数因子である．もちろん，どんな環境下でも安定して機能する製品を探しているのだと言われればそれまでであるが，環境を層別してアクションを変えることが可能な場合には農業試験で行なわれているような環境区分を導入すべきであろう．上に示したように，処理と環境との交互作用を解析し，環境区分を行なうことによって，各環境区分ごとに最適処理を見つけることができた．全環境を通じて1つのSN比という指標だけで判断すると処理の間に何の差違も見つけられず，重要な情報を見逃してしまうことになる．

② 「タグチメソッド」では，環境因子（誤差因子）の効果はランダムな実験誤差に比べてはるかに大きいと考えられている．したがって通常は統計的判定は行なわれず，SN比の値の大きな処理組合せが最適条件として選択されている．工場実験では一般に実験期間が短く容易に確認実験を行なうことができる．それゆえ，間違った処理組合せを選んでも確認実験によって修正が容易である．しかし，生物を扱う農業実験や医学実験では環境因子の効果以外のランダムな実験誤差も無視できない．また一般に，1回の実験に要する期間も長い．したがって，計算されたSN比にどの位の差があれば考慮に値するのかをはっきりさせる必要がある．苦労していちいち複雑な統計量を求めても，その数字の信憑性に疑念をもたざるをえない．このような状況は工業実験の場においても当然起こりうることである．

以上のようなわけで，SN比だけに頼る解析法ではなく，工業の場でももっと広い視野に立って環境因子の取扱い方を工夫する必要があると考える．

文　献

1) 奥野忠一（1955）：品種試験の精度について，農業統計研究 3，4（1〜5）
2) 大畠秀弥（1962）：麦類品種の系統適応性検定試験並びに原種決定試験の統計的分析，農研報告A第9号（69-151）
3) 奥野忠一（1950）：数ケ所で実施した同種の生産力検定試験の成績を一括して分析する1つの方法について，農業技術 5，10
4) Finlay, K. W. & Wilkinson, G. N. (1963): The Analysis of adaptation in a plant breeding programme, *Aust. J. Agric. Res.*, 14 (742-754)
5) 奥野忠一，菊池文雄，熊谷甲子夫，奥野千恵子，塩見正衛，田渕ひろみ（1971）：品種特性の環境による変動の評価法について——イネ国際協力試験データ（1968）の解析，農研報告A第18号（103〜158）

第6章
終　　章

(1) 農業と工業の違い

工業製品では，田口氏が指摘しておられるように，その出荷時の物理的特性が重要なのではなく，ユーザーの手にわたってから，どのような環境条件下で，いつまでその機能性が保持できるのかを評価することが重要である．それについて田口氏は「品質工学」を標榜し，種々の独創的な考え方と手法を提案しておられる．

これに対して，農業産品の品質は味，色，香りなどのような官能特性であって，消費者の手にわたってから劣悪な条件下で長期保存されたための影響などは，例外的なこととしてあまり関心がもたれない．しかしウイスキー原酒のように10年以上も貯蔵してからはじめて製品として出荷されるものについてはその品質設計は非常にむつかしい．

次に，その生産工程におけるフィードバックの仕組みが農業と工業では大いに異なる．工業でも1次工程の不具合が次工程に影響を及ぼすから，「後工程はお客様」のスローガンの下に，各工程で品質をつくりこむことに努力している．しかし一旦失敗したものを後工程で修復することは一般にはむつかしい．他方，農業生産では，その作物の生育期間中，気象，病虫害等の外界の影響を受けるが，たとえば，生育初期に気象条件が悪くて，分けつ（茎）数が少ないときに，その後天候が回復すれば，1穂に沢山の実をつけるというような生物体自身のもつ補償作用によって最終的な収量を確保するというようなことが常におこる．それゆえ，生産者は各時期ごとに適切な手を打てば，その効果は非常に大きくなる．であるから，試験設計は，工業のように最初にすべてを決めるのではなく，イネの場合には，分けつ最盛期，穂ばらみ期などに分けて，それぞれの時期にいくら窒素肥料を追肥するかというような因子を導入する．だから，こういった因子も直交表にわりつけておくが，その水準は具体的にはきめないでおくのである．このようにして適応制御技術を確立していくのである．

工場実験は，まず L_8 の実験を行ない，その結果を見て，次の L_8 の実験を行ない，それによって交絡要因を取り除いて行くというような逐次実験が可能である．これを直交表実験では直和法と言っている．一方，農業の実験は通常1年に1度しかできない．それゆえ，1回の実験からできるだけ多くの情報を得るために，本書第3章で例示したような L_{64}，L_{81} という大規模な試験が多用されるのである．

(2) 農業実験計画法の将来

本書で推奨している「直交表による多因子計画」は1960，70年代に広く採用されたが，80年代以降，その実施例を見ることが少なくなった，それには次のような理由が考えられる．

① 日本国内における農業生産の比重が下がるにつれて，農業技術者・研究者はかえって忙しくなり，試験設計をゆっくり考えている余裕がなくなった．

② このような大規模な試験を実施するときは，そのデータ解析に，「農林研究計算センター」のサポートが必須であったが，コンピュータの筑波移転に伴って，その機能の継続が不十分になった．

③ バイオ・テクノロジーのような新しい技術が次々に開発されるにつれて，研究者の興味がその方に移り，量産に役立つ技術情報の整理に役立つ実験計画法に関心が向けられなくなった．

一部の有識者のなかには，この事態を憂える人たちもいて，バイテクの技術も最後に量産に結びつけるためにはこのような試験を経過しなければならないことが強調されはじめている．

故広崎昭太氏と夢みた農業生産の適応制御技術の確立は志半ばで途絶えている．はじめはオンライン制御が必要かと考えたが，作物の生育状況は分・秒の短時間で変るものではないから，数日あるいは1週間位単位で処置しても通常はおそすぎることはない．作物の生育の一定時期ごとに，作物体（葉，茎，根）中の窒素N，燐酸P，加里Kなどの成分量をサンプリングによって調べ，N不足ならNを追肥するとか，光合成産物の変化量を調べて摘葉するなどの制御をする技術を確立する必要がある．それには，その時期の気象要素と作物体の状態から将来を予測するための重回帰モデルを探索しなければならない．また既知のものとは違った革新的な制御技術を見出すためには，直交表を用いた多因子計画による実験が有力な武器となると考える．

(3) 農業技術者への謝辞

農業試験研究に従事したこの20有余年をふりかえって，数学科出身の筆者に農業に関する豊富な知識を授け，筆者とともに共同研究をして下さった多くの農業技術者に対して感謝の気持で一杯である．

一方，農業技術者の側から筆者に対してうれしいコメントを書いて下さった方がおられるので，それをここに引用させていただく．

目的は何だ――直交表

実験計画法の一つに直交表による多因子計画という方法がある．この方法は，これまでの実験では単一の因子（たとえば窒素肥料）だけを変化させて実験を行なっていたものを，1回の実験の中でたくさんの因子（窒素だけでなく，リン酸も，カリも石灰も）を組み合わせて，それらの因子の水準を変化させて行なう方法であり，多要因少水準試験法ともいわれる．

この方法をはじめて知ったのは，富山時代に乾田直播に対する緩効性肥料の連絡試験を行なったときである．この試験の設計は当時農業技術研究所の物理統計科長であった奥野忠一先生が立案したもので，全国数カ所で同じ設計で行なわれた．この試験を行なってみて，この実験計画法は1回の試験で多くの情報を得ることができて効率的で，しかもかなり高い信頼度で統計的評価ができる方法であることを知った．

私はたちまちこの計画法のとりこになり，翌年の乾田直播の窒素の施肥法試験にこの方法を使おうと考え，上京して奥野先生の研究室を訪ねた．そして私の考えた試験の意図と設計案を説明した．奥野先生は黙って聞いていたが，私の説明が終わると，「石川さん，この試験の目的は何ですか？」と質問してきた．私は一瞬その意味がわからず，試験のねらいははじめに説明したはずなのに，おかしいことを聞くものだなあ，と思いながら，もう一度説明をくり返した．しかし，先生は私の説明では満足しないようで，なぜこの因子をとりあげたか，乾田直播の多収のためにとりあげるべきもっと大事な因子はないのか，本当の目的は何かと，つぎつぎに質問される．私はとにかく乾田直播の施肥法試験の設計を作ってもらいさえすれば，と安易に考えてきたので，根本的な因子のえらびかたで，考えの甘さを指摘され，汗びっしょりになった．

今になって考えると，奥野先生は，試験を行なうときには目的をはっきりと立て，それを解決するには，幅広く調査して，もっとも重要な因子をえらぶことが必要だということを暗示していたようである．このことは，きわめて当然のことでありながら，長い間のマンネリズムにひたっていた私にとって大きな警告であった．

農業試験場では，毎年8月ころ次年度の基本計画がつくられ，2月ごろには具体的な試験設計の検討会が開かれる．設計の説明を聞いていると，目的があいまいで，「○○に資せんとする」というような，漠然としたものも少なくない．また，設計でとりあげられている試験因子が，果たして適切なものであるかどうかと首をかしげたくなるものもある．そんなとき，「家をつくるときには，つくろうとする家のイメージがあって，それにもとづいて設計や仕様書がつくられるはずであり，それがなければ希望通りの家が建たないのではないか」と冷やかしている．

試験研究には，目的と，それを達成するための設計と，設計を効率的に行なう手順が大切である．私は試験設計検討会になると，奥野先生の「目的は何だ」という言葉を思い出す．直交表はやがて，主成分分析法による県内火山灰土壌の分類へと発展した．

この文章は，昭和59年3月に茨城県農業試験場長を最後に36年間の研究生活を終えられた石川昌男氏が，その著「レンゲの花一私の回想」の中にしるされたものである．この著は，石川さんの研究の履歴の回顧であるばかりではなく，KJ法，PERTなども含んだ試験研究に対する「私の方法論」が記載されており，上記はその一節である．今読み返してみると，筆者はそんな大それたことを申上げたのかと忸怩たるものがあるが，その頃の筆者の考え方をうまく描写して下さっているので，お許しを得て引用させていただいた．

付　　表

1. $L_{16}(2^{15})$ 直交表

列番号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
列名	a	b	ab	c	ac	bc	abc	d	ad	bd	abd	cd	acd	bcd	$abcd$
群	1	2		3				4							
No. 1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
2	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2
3	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2
4	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1
5	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2
6	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1
7	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1
8	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2
9	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2
10	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1
11	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1
12	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2
13	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1
14	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2
15	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2
16	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1

2. $L_{32}(2^{31})$ 直交表

列番号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)
列名	a	b	ab	c	ac	bc	abc	d	ad	bd	abd	cd	acd	bcd	$abcd$	e	ae	be	abe	ce	ace	bce	$abce$	de	ade	bde	$abde$	cde	$acde$	$bcde$	$abcde$
群	1	2		3				4								5															
No. 1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
3	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2
4	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1
5	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2
6	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1
7	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1
8	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2
9	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2
10	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1
11	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1
12	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2
13	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1
14	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2
15	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2
16	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1	2	2	1	1	2	2	2	2	1	1
17	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2
18	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1
19	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1
20	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	1	2	1	2
21	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1
22	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2
23	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2
24	2	1	2	2	1	2	1	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	1	2	1	2	2	1	2	1
25	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1
26	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2
27	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2
28	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	1	2	2	1
29	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2
30	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1
31	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1
32	2	2	1	2	1	1	2	2	1	1	2	1	2	2	1	2	1	1	2	1	2	2	1	1	2	2	1	2	1	1	2

3. $L_{27}(3^{13})$ 直交表

列番号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
列名	a	b	ab	a^2b	c	ac	a^2c	bc	abc	a^2bc	b^2c	ab^2c	a^2b^2c
群	1	2			3								
No. 1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
2	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2
3	1	1	1	1	3	3	3	3	3	3	3	3	3
4	1	2	2	2	1	1	1	2	2	2	3	3	3
5	1	2	2	2	2	2	2	3	3	3	1	1	1
6	1	2	2	2	3	3	3	1	1	1	2	2	2
7	1	3	3	3	1	1	1	3	3	3	2	2	2
8	1	3	3	3	2	2	2	1	1	1	3	3	3
9	1	3	3	3	3	3	3	2	2	2	1	1	1
10	2	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3
11	2	1	2	3	2	3	1	2	3	1	2	3	1
12	2	1	2	3	3	1	2	3	1	2	3	1	2
13	2	2	3	1	1	2	3	2	3	1	3	1	2
14	2	2	3	1	2	3	1	3	1	2	1	2	3
15	2	2	3	1	3	1	2	1	2	3	2	3	1
16	2	3	1	2	1	2	3	3	1	2	2	3	1
17	2	3	1	2	2	3	1	1	2	3	3	1	2
18	2	3	1	2	3	1	2	2	3	1	1	2	3
19	3	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2
20	3	1	3	2	2	1	3	2	1	3	2	1	3
21	3	1	3	2	3	2	1	3	2	1	3	2	1
22	3	2	1	3	1	3	2	2	1	3	3	2	1
23	3	2	1	3	2	1	3	3	2	1	1	3	2
24	3	2	1	3	3	2	1	1	3	2	2	1	3
25	3	3	2	1	1	3	2	3	2	1	2	1	3
26	3	3	2	1	2	1	3	1	3	2	3	2	1
27	3	3	2	1	3	2	1	2	1	3	1	3	2

4. $L_{64}(2^{63})$ 直交表

No. \ 列名	(1)	(2)(3)	(4)(5)(6)(7)	(8)(9)(10)(11)	(12)(13)(14)(15)	(16)(17)(18)(19)	(20)(21)(22)(23)	(24)(25)(26)(27)	(28)(29)(30)(31)	(32)(33)(34)(35)	(36)(37)(38)(39)	(40)(41)(42)(43)	(44)(45)(46)(47)	(48)(49)(50)(51)	(52)(53)(54)(55)	(56)(57)(58)(59)	(60)(61)(62)(63)
列名	a	b ab	c ac bc abc	d ad bd abd	cd acd bcd abcd	e ae be abe	ce ace bce abce	de ade bde abde	cde acde bcde abcde	f af bf abf	cf acf bcf abcf	df adf bdf abdf	cdf acdf bcdf abcdf	ef aef bef abef	cef acef bcef abcef	def adef bdef abdef	cdef acdef bcdef abcdef
群	1	2	3	4		5				6							
1	1	11	1111	1111	1111	1111	1111	1111	1111	1111	1111	1111	1111	1111	1111	1111	1111
2	1	11	1111	1111	1111	1111	1111	1111	1111	2222	2222	2222	2222	2222	2222	2222	2222
3	1	11	1111	1111	1111	2222	2222	2222	2222	1111	1111	1111	1111	2222	2222	2222	2222
4	1	11	1111	1111	1111	2222	2222	2222	2222	2222	2222	2222	2222	1111	1111	1111	1111
5	1	11	1111	2222	2222	1111	1111	2222	2222	1111	1111	2222	2222	1111	1111	2222	2222
6	1	11	1111	2222	2222	1111	1111	2222	2222	2222	2222	1111	1111	2222	2222	1111	1111
7	1	11	1111	2222	2222	2222	2222	1111	1111	1111	1111	2222	2222	2222	2222	1111	1111
8	1	11	1111	2222	2222	2222	2222	1111	1111	2222	2222	1111	1111	1111	1111	2222	2222
9	1	11	2222	1111	2222	1111	2222	1111	2222	1111	2222	1111	2222	1111	2222	1111	2222
10	1	11	2222	1111	2222	1111	2222	1111	2222	2222	1111	2222	1111	2222	1111	2222	1111
11	1	11	2222	1111	2222	2222	1111	2222	1111	1111	2222	1111	2222	2222	1111	2222	1111
12	1	11	2222	1111	2222	2222	1111	2222	1111	2222	1111	2222	1111	1111	2222	1111	2222
13	1	11	2222	2222	1111	1111	2222	2222	1111	1111	2222	2222	1111	1111	2222	2222	1111
14	1	11	2222	2222	1111	1111	2222	2222	1111	2222	1111	1111	2222	2222	1111	1111	2222
15	1	11	2222	2222	1111	2222	1111	1111	2222	1111	2222	2222	1111	2222	1111	1111	2222
16	1	11	2222	2222	1111	2222	1111	1111	2222	2222	1111	1111	2222	1111	2222	2222	1111
17	1	22	1122	1122	1122	1122	1122	1122	1122	1122	1122	1122	1122	1122	1122	1122	1122
18	1	22	1122	1122	1122	1122	1122	1122	1122	2211	2211	2211	2211	2211	2211	2211	2211
19	1	22	1122	1122	1122	2211	2211	2211	2211	1122	1122	1122	1122	2211	2211	2211	2211
20	1	22	1122	1122	1122	2211	2211	2211	2211	2211	2211	2211	2211	1122	1122	1122	1122
21	1	22	1122	2211	2211	1122	1122	2211	2211	1122	1122	2211	2211	1122	1122	2211	2211
22	1	22	1122	2211	2211	1122	1122	2211	2211	2211	2211	1122	1122	2211	2211	1122	1122
23	1	22	1122	2211	2211	2211	2211	1122	1122	1122	1122	2211	2211	2211	2211	1122	1122
24	1	22	1122	2211	2211	2211	2211	1122	1122	2211	2211	1122	1122	1122	1122	2211	2211
25	1	22	2211	1122	2211	1122	2211	1122	2211	1122	2211	1122	2211	1122	2211	1122	2211
26	1	22	2211	1122	2211	1122	2211	1122	2211	2211	1122	2211	1122	2211	1122	2211	1122
27	1	22	2211	1122	2211	2211	1122	2211	1122	1122	2211	1122	2211	2211	1122	2211	1122
28	1	22	2211	1122	2211	2211	1122	2211	1122	2211	1122	2211	1122	1122	2211	1122	2211
29	1	22	2211	2211	1122	1122	2211	2211	1122	1122	2211	2211	1122	1122	2211	2211	1122
30	1	22	2211	2211	1122	1122	2211	2211	1122	2211	1122	1122	2211	2211	1122	1122	2211
31	1	22	2211	2211	1122	2211	1122	1122	2211	1122	2211	2211	1122	2211	1122	1122	2211
32	1	22	2211	2211	1122	2211	1122	1122	2211	2211	1122	1122	2211	1122	2211	2211	1122
33	2	12	1212	1212	1212	1212	1212	1212	1212	1212	1212	1212	1212	1212	1212	1212	1212
34	2	12	1212	1212	1212	1212	1212	1212	1212	2121	2121	2121	2121	2121	2121	2121	2121
35	2	12	1212	1212	1212	2121	2121	2121	2121	1212	1212	1212	1212	2121	2121	2121	2121
36	2	12	1212	1212	1212	2121	2121	2121	2121	2121	2121	2121	2121	1212	1212	1212	1212
37	2	12	1212	2121	2121	1212	1212	2121	2121	1212	1212	2121	2121	1212	1212	2121	2121
38	2	12	1212	2121	2121	1212	1212	2121	2121	2121	2121	1212	1212	2121	2121	1212	1212
39	2	12	1212	2121	2121	2121	2121	1212	1212	1212	1212	2121	2121	2121	2121	1212	1212
40	2	12	1212	2121	2121	2121	2121	1212	1212	2121	2121	1212	1212	1212	1212	2121	2121
41	2	12	2121	1212	2121	1212	2121	1212	2121	1212	2121	1212	2121	1212	2121	1212	2121
42	2	12	2121	1212	2121	1212	2121	1212	2121	2121	1212	2121	1212	2121	1212	2121	1212
43	2	12	2121	1212	2121	2121	1212	2121	1212	1212	2121	1212	2121	2121	1212	2121	1212
44	2	12	2121	1212	2121	2121	1212	2121	1212	2121	1212	2121	1212	1212	2121	1212	2121
45	2	12	2121	2121	1212	1212	2121	2121	1212	1212	2121	2121	1212	1212	2121	2121	1212
46	2	12	2121	2121	1212	1212	2121	2121	1212	2121	1212	1212	2121	2121	1212	1212	2121
47	2	12	2121	2121	1212	2121	1212	1212	2121	1212	2121	2121	1212	2121	1212	1212	2121
48	2	12	2121	2121	1212	2121	1212	1212	2121	2121	1212	1212	2121	1212	2121	2121	1212
49	2	21	1221	1221	1221	1221	1221	1221	1221	1221	1221	1221	1221	1221	1221	1221	1221
50	2	21	1221	1221	1221	1221	1221	1221	1221	2112	2112	2112	2112	2112	2112	2112	2112
51	2	21	1221	1221	1221	2112	2112	2112	2112	1221	1221	1221	1221	2112	2112	2112	2112
52	2	21	1221	1221	1221	2112	2112	2112	2112	2112	2112	2112	2112	1221	1221	1221	1221
53	2	21	1221	2112	2112	1221	1221	2112	2112	1221	1221	2112	2112	1221	1221	2112	2112
54	2	21	1221	2112	2112	1221	1221	2112	2112	2112	2112	1221	1221	2112	2112	1221	1221
55	2	21	1221	2112	2112	2112	2112	1221	1221	1221	1221	2112	2112	2112	2112	1221	1221
56	2	21	1221	2112	2112	2112	2112	1221	1221	2112	2112	1221	1221	1221	1221	2112	2112
57	2	21	2112	1221	2112	1221	2112	1221	2112	1221	2112	1221	2112	1221	2112	1221	2112
58	2	21	2112	1221	2112	1221	2112	1221	2112	2112	1221	2112	1221	2112	1221	2112	1221
59	2	21	2112	1221	2112	2112	1221	2112	1221	1221	2112	1221	2112	2112	1221	2112	1221
60	2	21	2112	1221	2112	2112	1221	2112	1221	2112	1221	2112	1221	1221	2112	1221	2112
61	2	21	2112	2112	1221	1221	2112	2112	1221	1221	2112	2112	1221	1221	2112	2112	1221
62	2	21	2112	2112	1221	1221	2112	2112	1221	2112	1221	1221	2112	2112	1221	1221	2112
63	2	21	2112	2112	1221	2112	1221	1221	2112	1221	2112	2112	1221	2112	1221	1221	2112
64	2	21	2112	2112	1221	2112	1221	1221	2112	2112	1221	1221	2112	1221	2112	2112	1221

5. $L_{81}(3^{40})$ 直交表

列番号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)	(32)	(33)	(34)	(35)	(36)	(37)	(38)	(39)	(40)
列名	a	b	ab	a^2b	c	ac	a^2c	bc	abc	a^2bc	b^2c	ab^2c	a^2b^2c	d	ad	a^2d	bd	abd	a^2bd	b^2d	ab^2d	a^2b^2d	cd	acd	a^2cd	bcd	$abcd$	a^2bcd	b^2cd	ab^2cd	a^2b^2cd	c^2d	ac^2d	a^2c^2d	bc^2d	abc^2d	a^2bc^2d	b^2c^2d	ab^2c^2d	$a^2b^2c^2d$
群	1	2			3									4																										
1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
3	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
4	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2	3	3	3	3	3	3	3	3	3
5	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	3	3	3	3	3	3	3	3	3	1	1	1	1	1	1	1	1	1
6	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2	3	3	3	3	3	3	3	3	3	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2
7	1	1	1	1	3	3	3	3	3	3	3	3	3	1	1	1	1	1	1	1	1	1	3	3	3	3	3	3	3	3	3	2	2	2	2	2	2	2	2	2
8	1	1	1	1	3	3	3	3	3	3	3	3	3	2	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	3	3	3	3	3	3	3	3	3
9	1	1	1	1	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	2	2	2	2	2	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	1
10	1	2	2	2	1	1	1	2	2	2	3	3	3	1	1	1	2	2	2	3	3	3	1	1	1	2	2	2	3	3	3	1	1	1	2	2	2	3	3	3
11	1	2	2	2	1	1	1	2	2	2	3	3	3	2	2	2	3	3	3	1	1	1	2	2	2	3	3	3	1	1	1	2	2	2	3	3	3	1	1	1
12	1	2	2	2	1	1	1	2	2	2	3	3	3	3	3	3	1	1	1	2	2	2	3	3	3	1	1	1	2	2	2	3	3	3	1	1	1	2	2	2
13	1	2	2	2	2	2	2	3	3	3	1	1	1	1	1	1	2	2	2	3	3	3	2	2	2	3	3	3	1	1	1	3	3	3	1	1	1	2	2	2
14	1	2	2	2	2	2	2	3	3	3	1	1	1	2	2	2	3	3	3	1	1	1	3	3	3	1	1	1	2	2	2	1	1	1	2	2	2	3	3	3
15	1	2	2	2	2	2	2	3	3	3	1	1	1	3	3	3	1	1	1	2	2	2	1	1	1	2	2	2	3	3	3	2	2	2	3	3	3	1	1	1
16	1	2	2	2	3	3	3	1	1	1	2	2	2	1	1	1	2	2	2	3	3	3	3	3	3	1	1	1	2	2	2	2	2	2	3	3	3	1	1	1
17	1	2	2	2	3	3	3	1	1	1	2	2	2	2	2	2	3	3	3	1	1	1	1	1	1	2	2	2	3	3	3	3	3	3	1	1	1	2	2	2
18	1	2	2	2	3	3	3	1	1	1	2	2	2	3	3	3	1	1	1	2	2	2	2	2	2	3	3	3	1	1	1	1	1	1	2	2	2	3	3	3
19	1	3	3	3	1	1	1	3	3	3	2	2	2	1	1	1	3	3	3	2	2	2	1	1	1	3	3	3	2	2	2	1	1	1	3	3	3	2	2	2
20	1	3	3	3	1	1	1	3	3	3	2	2	2	2	2	2	1	1	1	3	3	3	2	2	2	1	1	1	3	3	3	2	2	2	1	1	1	3	3	3
21	1	3	3	3	1	1	1	3	3	3	2	2	2	3	3	3	2	2	2	1	1	1	3	3	3	2	2	2	1	1	1	3	3	3	2	2	2	1	1	1
22	1	3	3	3	2	2	2	1	1	1	3	3	3	1	1	1	3	3	3	2	2	2	2	2	2	1	1	1	3	3	3	3	3	3	2	2	2	1	1	1
23	1	3	3	3	2	2	2	1	1	1	3	3	3	2	2	2	1	1	1	3	3	3	3	3	3	2	2	2	1	1	1	1	1	1	3	3	3	2	2	2
24	1	3	3	3	2	2	2	1	1	1	3	3	3	3	3	3	2	2	2	1	1	1	1	1	1	3	3	3	2	2	2	2	2	2	1	1	1	3	3	3
25	1	3	3	3	3	3	3	2	2	2	1	1	1	1	1	1	3	3	3	2	2	2	3	3	3	2	2	2	1	1	1	2	2	2	1	1	1	3	3	3
26	1	3	3	3	3	3	3	2	2	2	1	1	1	2	2	2	1	1	1	3	3	3	1	1	1	3	3	3	2	2	2	3	3	3	2	2	2	1	1	1
27	1	3	3	3	3	3	3	2	2	2	1	1	1	3	3	3	2	2	2	1	1	1	2	2	2	1	1	1	3	3	3	1	1	1	3	3	3	2	2	2
28	2	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3
29	2	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1
30	2	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2
31	2	1	2	3	2	3	1	2	3	1	2	3	1	1	2	3	1	2	3	1	2	3	2	3	1	2	3	1	2	3	1	3	1	2	3	1	2	3	1	2
32	2	1	2	3	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	3	1	2	3	1	2	3	1	2	1	2	3	1	2	3	1	2	3
33	2	1	2	3	2	3	1	2	3	1	2	3	1	3	1	2	3	1	2	3	1	2	1	2	3	1	2	3	1	2	3	2	3	1	2	3	1	2	3	1
34	2	1	2	3	3	1	2	3	1	2	3	1	2	1	2	3	1	2	3	1	2	3	3	1	2	3	1	2	3	1	2	2	3	1	2	3	1	2	3	1
35	2	1	2	3	3	1	2	3	1	2	3	1	2	2	3	1	2	3	1	2	3	1	1	2	3	1	2	3	1	2	3	3	1	2	3	1	2	3	1	2
36	2	1	2	3	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	2	3	1	2	3	1	2	3	1	1	2	3	1	2	3	1	2	3
37	2	2	3	1	1	2	3	2	3	1	3	1	2	1	2	3	2	3	1	3	1	2	1	2	3	2	3	1	3	1	2	1	2	3	2	3	1	3	1	2
38	2	2	3	1	1	2	3	2	3	1	3	1	2	2	3	1	3	1	2	1	2	3	2	3	1	3	1	2	1	2	3	2	3	1	3	1	2	1	2	3
39	2	2	3	1	1	2	3	2	3	1	3	1	2	3	1	2	1	2	3	2	3	1	3	1	2	1	2	3	2	3	1	3	1	2	1	2	3	2	3	1
40	2	2	3	1	2	3	1	3	1	2	1	2	3	1	2	3	2	3	1	3	1	2	2	3	1	3	1	2	1	2	3	3	1	2	1	2	3	2	3	1
41	2	2	3	1	2	3	1	3	1	2	1	2	3	2	3	1	3	1	2	1	2	3	3	1	2	1	2	3	2	3	1	1	2	3	2	3	1	3	1	2
42	2	2	3	1	2	3	1	3	1	2	1	2	3	3	1	2	1	2	3	2	3	1	1	2	3	2	3	1	3	1	2	2	3	1	3	1	2	1	2	3
43	2	2	3	1	3	1	2	1	2	3	2	3	1	1	2	3	2	3	1	3	1	2	3	1	2	1	2	3	2	3	1	2	3	1	3	1	2	1	2	3
44	2	2	3	1	3	1	2	1	2	3	2	3	1	2	3	1	3	1	2	1	2	3	1	2	3	2	3	1	3	1	2	3	1	2	1	2	3	2	3	1
45	2	2	3	1	3	1	2	1	2	3	2	3	1	3	1	2	1	2	3	2	3	1	2	3	1	3	1	2	1	2	3	1	2	3	2	3	1	3	1	2
46	2	3	1	2	1	2	3	3	1	2	2	3	1	1	2	3	3	1	2	2	3	1	1	2	3	3	1	2	2	3	1	1	2	3	3	1	2	2	3	1
77	2	3	1	2	1	2	3	3	1	2	2	3	1	2	3	1	1	2	3	3	1	2	2	3	1	1	2	3	3	1	2	2	3	1	1	2	3	3	1	2
48	2	3	1	2	1	2	3	3	1	2	2	3	1	3	1	2	2	3	1	1	2	3	3	1	2	2	3	1	1	2	3	3	1	2	2	3	1	1	2	3
49	2	3	1	2	2	3	1	1	2	3	3	1	2	1	2	3	3	1	2	2	3	1	2	3	1	1	2	3	3	1	2	3	1	2	2	3	1	1	2	3
50	2	3	1	2	2	3	1	1	2	3	3	1	2	2	3	1	1	2	3	3	1	2	3	1	2	2	3	1	1	2	3	1	2	3	3	1	2	2	3	1
51	2	3	1	2	2	3	1	1	2	3	3	1	2	3	1	2	2	3	1	1	2	3	1	2	3	3	1	2	2	3	1	2	3	1	1	2	3	3	1	2
52	2	3	1	2	3	1	2	2	3	1	1	2	3	1	2	3	3	1	2	2	3	1	3	1	2	2	3	1	1	2	3	2	3	1	1	2	3	3	1	2
53	2	3	1	2	3	1	2	2	3	1	1	2	3	2	3	1	1	2	3	3	1	2	1	2	3	3	1	2	2	3	1	3	1	2	2	3	1	1	2	3
54	2	3	1	2	3	1	2	2	3	1	1	2	3	3	1	2	2	3	1	1	2	3	2	3	1	1	2	3	3	1	2	1	2	3	3	1	2	2	3	1
55	3	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2
56	3	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3
57	3	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1
58	3	1	3	2	2	1	3	2	1	3	2	1	3	1	3	2	1	3	2	1	3	2	2	1	3	2	1	3	2	1	3	3	2	1	3	2	1	3	2	1
59	3	1	3	2	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	3	2	1	3	2	1	3	2	1	1	3	2	1	3	2	1	3	2
60	3	1	3	2	2	1	3	2	1	3	2	1	3	3	2	1	3	2	1	3	2	1	1	3	2	1	3	2	1	3	2	2	1	3	2	1	3	2	1	3
61	3	1	3	2	3	2	1	3	2	1	3	2	1	1	3	2	1	3	2	1	3	2	3	2	1	3	2	1	3	2	1	2	1	3	2	1	3	2	1	3
62	3	1	3	2	3	2	1	3	2	1	3	2	1	2	1	3	2	1	3	2	1	3	1	3	2	1	3	2	1	3	2	3	2	1	3	2	1	3	2	1
63	3	1	3	2	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	3	2	1	2	1	3	2	1	3	2	1	3	1	3	2	1	3	2	1	3	2
64	3	2	1	3	1	3	2	2	1	3	3	2	1	1	3	2	2	1	3	3	2	1	1	3	2	2	1	3	3	2	1	1	3	2	2	1	3	3	2	1
65	3	2	1	3	1	3	2	2	1	3	3	2	1	2	1	3	3	2	1	1	3	2	2	1	3	3	2	1	1	3	2	2	1	3	3	2	1	1	3	2
66	3	2	1	3	1	3	2	2	1	3	3	2	1	3	2	1	1	3	2	2	1	3	3	2	1	1	3	2	2	1	3	3	2	1	1	3	2	2	1	3
67	3	2	1	3	2	1	3	3	2	1	1	3	2	1	3	2	2	1	3	3	2	1	2	1	3	3	2	1	1	3	2	3	2	1	1	3	2	2	1	3
68	3	2	1	3	2	1	3	3	2	1	1	3	2	2	1	3	3	2	1	1	3	2	3	2	1	1	3	2	2	1	3	1	3	2	2	1	3	3	2	1
69	3	2	1	3	2	1	3	3	2	1	1	3	2	3	2	1	1	3	2	2	1	3	1	3	2	2	1	3	3	2	1	2	1	3	3	2	1	1	3	2
70	3	2	1	3	3	2	1	1	3	2	2	1	3	1	3	2	2	1	3	3	2	1	3	2	1	1	3	2	2	1	3	2	1	3	3	2	1	1	3	2
71	3	2	1	3	3	2	1	1	3	2	2	1	3	2	1	3	3	2	1	1	3	2	1	3	2	2	1	3	3	2	1	3	2	1	1	3	2	2	1	3
72	3	2	1	3	3	2	1	1	3	2	2	1	3	3	2	1	1	3	2	2	1	3	2	1	3	3	2	1	1	3	2	1	3	2	2	1	3	3	2	1
73	3	3	2	1	1	3	2	3	2	1	2	1	3	1	3	2	3	2	1	2	1	3	1	3	2	3	2	1	2	1	3	1	3	2	3	2	1	2	1	3
74	3	3	2	1	1	3	2	3	2	1	2	1	3	2	1	3	1	3	2	3	2	1	2	1	3	1	3	2	3	2	1	2	1	3	1	3	2	3	2	1
75	3	3	2	1	1	3	2	3	2	1	2	1	3	3	2	1	2	1	3	1	3	2	3	2	1	2	1	3	1	3	2	3	2	1	2	1	3	1	3	2
76	3	3	2	1	2	1	3	1	3	2	3	2	1	1	3	2	3	2	1	2	1	3	2	1	3	1	3	2	3	2	1	3	2	1	2	1	3	1	3	2
77	3	3	2	1	2	1	3	1	3	2	3	2	1	2	1	3	1	3	2	3	2	1	3	2	1	2	1	3	1	3	2	1	3	2	3	2	1	2	1	3
78	3	3	2	1	2	1	3	1	3	2	3	2	1	3	2	1	2	1	3	1	3	2	1	3	2	3	2	1	2	1	3	2	1	3	1	3	2	3	2	1
79	3	3	2	1	3	2	1	2	1	3	1	3	2	1	3	2	3	2	1	2	1	3	3	2	1	2	1	3	1	3	2	2	1	3	1	3	2	3	2	1
80	3	3	2	1	3	2	1	2	1	3	1	3	2	2	1	3	1	3	2	3	2	1	1	3	2	3	2	1	2	1	3	3	2	1	2	1	3	1	3	2
81	3	3	2	1	3	2	1	2	1	3	1	3	2	3	2	1	2	1	3	1	3	2	2	1	3	1	3	2	3	2	1	1	3	2	3	2	1	2	1	3

6．2^n 型計画の直交表へのわりつけ

(1) L_{16} 実験

列番	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	定義対比およびブロック交絡要因
列名（計画）	a	b	ab	c	ac	bc	abc	d	ad	bd	abd	cd	acd	bcd	abcd	
4. 1. 1	A	B	AB	C	AC	BC		D	AD	BD		CD				—
5. ½. 1	A	B	AB	C	AC	BC	DE	D	AD	BD	CE	CD	BE	AE	E	1＝ABCDE
6. ¼. 1	A	B	AB=DE	C	AC=DF	BC=EF		D	AD=BE=CF	BD=AE	E	CD=AF	F		CE=BF	1＝ABDE＝ACDF
4. 1. 2	R	A		B		AB	CD	C		AC	BD	BC	AD		D	R＝ABCD
5. ½. 2	R=AB	A	B	C	DE	AC	BC	D	CE	AD	BD	CD	E	BE	AE	1＝ABCDE R＝AB
6. ¼. 2	R	A	BC=EF	B	AC=DF	AB=DE	C	D	CE=BF	AD=BE=CF		BD=AE	F	E	CD=AF	1＝ABDE＝ACDF R＝ABC

(2) L_{32} 実験

列番	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)	定義対比およびブロック交絡要因
列名（計画）	a	b	ab	c	ac	bc	abc	d	ad	bd	abd	cd	acd	bcd	abcd	e	ae	be	abe	ce	ace	bce	abce	de	ade	bde	abde	cde	acde	bcde	abcde	
5. 1. 1	A	B	AB	C	AC	BC		D	AD	BD		CD				E	AE	BE		CE				DE								—
6. ½. 1	A	B	AB	C	AC	BC		D	AD	BD		CD			EF	E	AE	BE		CE			DF	DE			CF		BF	AF	F	1＝ABCDEF
7. ¼. 1	A	B	AB=FG	C	AC	BC		D	AD	BD		CD	EF	EG		E	AE	BE		CE	DF	DG		DE	CF	CG		AF=BG	F	G	BF=AG	1＝ACDEF＝BCDEG (＝ABFG)
8. ⅛. 1	A	B	AB=FG	C	AC=GH	BC=FH		D	AD	BD	EH	CD	EF	EG		E	AE	BE	DH	CE	DF	DG		DE	CF=BH	CG=AH	H	AF=BG	F	G	BF=AG=CH	1＝ACDEF＝BCDEG＝ABDEH (＝ACGH)
5. 1. 2	R	A		B		AB		C		AC		BC			DE	D		AD		BD			CE	CD			BE		AE		E	R＝ABCDE
6. ½. 2	R	A	BC	B	AC	AB	C	D	EF	AD		BD			CD	E	DF	AE		BE			CE	DE	F		AF		BF	CF		1＝ABCDEF R＝ABC
7. ¼. 2	R	A	BC	B	AC	AB=FG	C	D		AD	EG	BD	EF		CD	E		AE	DG	BE	DF		CE	DE	BF	CF=AG	G	CG	F		AF=BG	1＝ACDEF＝ABFG R＝ABC
8. ⅛. 2	R	A	BC=FH	B	AC=GH	AB=FG	C	D		AD	EG	BD	EF	EH	CD	E		AE	DG	BE	DF	DH	CE	DE	BF=AG=CH	CF=BH	G	CG=AH	F	H	AF=BG	1＝ACDEF＝ABFG＝ACGH R＝ABC
5. 1. 4	R^1	R^2	R	A	BC	DE		B	AC			AB	C			D		AE		AD		E		BD			CE		CD	BE		R^1＝ABC R^2＝ADE
6. ½. 4	R^1	R^2	R=AF	A	BC	DE	F	B	AC	CF		AB	C		BF	D	EF	AE		AD		E	DF	BD			CE		CD	BE		1＝ABCDEF R^1＝ABC R^2＝BCF
7. ¼. 4	R^1	R^2	R=AF=BG	A	BC	CG	F	B	AC	CF	G	AB=FG	C	DE	BF=AG	D			CE	AD	EG	BE	DF	BD	EF	AE	DG		CD	E		1＝ACDEF＝ABFG R^1＝ABC R^2＝BCF
8. ⅛. 4	R^1=AB=FG	R^2=AC=GH	R=BC=FH	A	B	C		D	EH	EF	EG	AD	BD	CD		E	DH	DF	DG	AE	BE	CE		DE	H	F	G	CF=BH	CG=AH	AF=BG	BF=AG=CH	1＝ACDEF＝ABFG＝ACGH R^1＝AB R^2＝AC

(3) L_{64} 実験

直交表の列番	(1)(2)(3)	(4)(5)(6)(7)	(8)(9)(10)(11)	(12)(13)(14)(15)	(16)(17)(18)(19)	(20)(21)(22)(23)	(24)(25)(26)(27)	(28)(29)(30)(31)	(32)(33)(34)(35)	(36)(37)(38)(39)	(40)(41)(42)(43)	(44)(45)(46)(47)	(48)(49)(50)(51)	(52)(53)(54)(55)	(56)(57)(58)(59)	(60)(61)(62)(63)	定義対比 および ブロック交絡要因
列名 (計画)	a b a b	c a b a c c b c	d a b a d d b d	c a b a d c c b d d c d	e a b a e e b e	c a b a e c c b e e c e	d a b a e d d b e e d e	c a b a d c c b e d d c e e d e	f a b a f f b f	c a b a f c c b f f c f	d a b a f d d b f f d f	c a b a d c c b f d d c f f d f	e a b a f e e b f f e f	c a b a e c c b f e e c f f e f	d a b a e d d b f e e d f f e f	c a b a d c c b e d d c f e e d f f e f	
6. 1. 1	ABA B	CAB CC	DAB DD	C D	EAB EE	C E	D E		FAB FF	C F	D F		E F				—
7. 1/2. 1	ABA B	CAB CC	DAB DD	C D	EAB EE	C E	D E	F G	FAB FF	C F	D F	E G	E F	D G	C G	BAG GG	1=ABCDEFG
8. 1/4. 1	ABA B	CAB CC	DAB DD	C F D G	EAB EE	CF EH	D G E H		FAB FF	CE D FH G	D C F G	BAG GG	EC FH	AH B H H		D E H G	1=ABCDFG =ACEFH
9. 1/8. 1	ABA B	CAB CC	DAB DD	C F D G = H I	EAB EE	CF EH = G I	D G E H = F I		FAB FF	CE D FH G	D EC F IG	BAG GG	ECD FHI	AH B H H	B IA I I	DCE HIG	1=ABCDFG =ACEFH =BDEFI (=FGHI)
10. 1/16. 1	ABA B	CAB CC	DAB DD	C F D G = = E H J I	EAB EE	CF EH = = DG JI	D G E H = = C F J I	JAB JJ	FAB FF	CEID FHJG	DHEC FJIG	BAG GG	ECDG FHIJ	AH B H H	B IA I I	FDCE JHIG	=CDEJ
6. 1. 2	R A	B A B	C A C	B C	D A D	B D	C D	E F	E A E	B E	C E	D F	D E	C F	B F	A F F	R=ABCDEF
7. 1/2. 2	R A	B AE BF	CDA GC	B C	DCA GD	B D	CG A D G	B G	E AB EF	BA F EF	C E	C F	D E	D F	E G	F G	1=ABCDEFG R=ABEF (=CDG)
8. 1/4. 2	R A	B A B	CDA HC	BE CG	DCAE HDF	B D	CH A D H	BF HG	E AD EF	BC EG	CBF EGH	G A G	DA F EF	G B H F	E C H F	D G	1=ABCDFG =ACEFH R=ADEF
9. 1/8. 2	R A	B A B	CDAF HCJ	BE CG	DCAE HDF	BG DJ	CH A D H = E J	BF HG	EHAD JEF	BC EG	CBF EGH = D J	G A G	DA F EF = C J	G B H F	JEAC HJF	BD JG	R=ADEF 1=ABCDFG =ACEFH =CDEJ
10. 1/16. 2	R AB I	BAAI IB	CDAF HCJ	BE C CG I	DCAE HDF	BG D DJ I	CH A D H = E J	BF HG = H I	EHAD JEF	BC E EG I	CBF EGH = = D G J I	G A G	DA F EF = C J	G B H F = F I	JEAC HJF	BD I JG J	=BDEFI (=FGHI)
6. 1. 4	R^1R^2R	A	B	AE BF	C	A D C F	B D C E		D	A C D F	B C D E		C AB D FE	F	E	BA FE	R^1=ABEF R^2=ACDF
7. 1/2. 4	R^1R^2R	A F G	B E G	AE BF	CD G	A D C F	B D C E		DC G	A C D F	B C D E		CGAB D FE	AF G	B E G	BA FE	R^1=ABEF R^2=ACDF 1=ABCDEFG
8. 1/4. 4	R^1R^2R	A D G	B C F	A E B H	CDB HF	A G C H	BEF CG	AD FE	DCA HG	AEG DF	B F D H	BC GE	CH D	ACB HGE	BDA HFE	F E G	R^1=ADEF R^2=BCF 1=ABCDFG =ACEFH
9. 1/8. 4	R^1R^2R	ABD IG	BAC IF	AIE B H	CDB HF	A G C H = F I	BEF CG	CAD IFE	DCA HG	AEG DF	B F D H = G I	DBC IGE	CHE D I	ACB HGE	BDA HFE	F E G = H I	=BDEFI (=FGHI)
10. 1/16. 4	R^1R^2R = F H = G I	ABBC IGE = D J	BAA IG	AIG B	CDDA HFE	AFHE CJJ	BEE CGI	CCB IGE	DCCA HFJ	AEEJ DFH	BGI DJJ	DDB IGJ	CHF D = E J	AAD HFE = C J	BB HF	F G G H = = H F I I	R^1=ADEF R^2=CDF 1=ABCDFG =ACEFH =BDEFI =CDEJ

7. $2^m \times 4^n$ 型計画の直交表へのわりつけ

(1) $2^m \times 4$ 計画の L_{16} へのわりつけ

列番	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	
列名（計画）	a	b	a b	c	a c	b c	a b c	d	a d	b d	a b d	c d	a c d	b c d	a b c d	定義対比およびブロック交絡要図
1.2.1.1.	A	B	A B	X^1	X^1 A	X^1 B		X^2	X^2 A	X^2 B		X^3	X^3 A	X^3 B		—
1.3.½.1.	A	B	A B ‖ X^3 C	X^1	X^1 A	X^1 B	X^2 C	X^2	X^2 A	X^2 B	X^1 C	X^3	X^3 A ‖ B C	X^3 B ‖ A C	C	$1=X^3ABC$
1.2.1.2.	R	A	X^3 B	X^1		X^1 A	X^2 B	X^2		X^2 A	X^1 B	X^3	A B	X^3 A	B	$R=X^3AB$
1.3.½.2.	R ‖ X^3 C ‖ A B	A	B	X^1	X^2 C	X^1 A	X^1 B	X^2	X^1 C	X^2 A	X^2 B	X^3	C	X^3 A ‖ B C	X^3 B ‖ A C	$R=X^3C$, $1=X^3ABC$

(2) $2^m \times 4$ 計画の L_{32} へのわりつけ

列番	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
列名（計画）	a	b	a b	c	a c	b c	a b c	d	a d	b d	a b d	c d	a c d	b c d	a b c d
1.3.1.1.	A	B	A B	C	A C	B C		X^1	X^1 A	X^1 B		X^1 C			
1.4.½.1.							X^3 D								X^2 D
1.5.¼.1.	A	B	A B	C	X^2 E ‖ A C	B C	X^1 D	X^1	X^1 A	X^1 B	C D	X^1 C	X^3 E ‖ B D	A D	D
1.3.1.2.	R	A		B		A B	X^3 C	X^1		X^1 A		X^1 B			X^2 C
1.4.½.2.	R R	A	X^1 C	B	X^2 D	A B		X^1	A C	X^1 A	C	X^1 B	X^3 D		B C
1.5.¼.2.	R	A	X^3 B ‖ D E	C	X^2 D	X^2 E ‖ A C		X^1		X^1 A	X^2 B	X^1 C	X^3 D ‖ B E	X^3 E ‖ B D	
2.1.1.1.	A	X^1	X^1 A	X^2	X^2 A	X^3	X^3 A	Y^1	Y^1 A	X^1 Y^1		X^2 Y^1		X^3 Y^1	
2.2.½.1.	A	X^1	X^1 A	X^2	X^2 A	X^3	X^3 A ‖ Y^2 B	Y^1	Y^1 A	X^1 Y^1		X^2 Y^1		X^3 Y^1	Y^3 B
2.1.1.2.	R	X^1	Y^1 A	X^2		X^3		Y^1	X^1 A	X^1 Y^1	A	X^2 Y^1	X^3 A	X^3 Y^1	X^2 A
2.2.½.2.	R	X^1	Y^1 A	X^2	Y^3 B	X^3		Y^1	X^1 A	X^1 Y^1	A	X^2 Y^1	X^3 A ‖ Y^2 B	X^3 Y^1	X^2 A

列番	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)	
列名（計画）	e	a e	b e	a b e	c e	a c e	b c e	a b c e	d e	a d e	b d e	a b d e	c d e	a c d e	b c d e	a b c d e	定義対比およびブロック交絡要図
1.3.1.1.	X^2	X^2 A	X^2 B		X^2 C				X^3	X^3 A	X^3 B		X^3 C				
1.4.½.1.								X^1 D				C D		B D	A D	D	$1=X^3ABCD$
1.5.¼.1.	X^2	X^2 A ‖ C E	X^2 B		X^2 C ‖ A E	E		X^3 D ‖ B E	X^3	X^3 A	X^3 B ‖ D E		X^3 C	X^1 E		X^2 D	$1=X^1ABCD$ $=X^2ACE$
1.3.1.2.	X^2		X^2 A		X^2 B			X^1 C	X^3		X^3 A	B C	X^3 B	A C		C	$R=X^3ABC$
1.4.½.2.	X^2	B D	X^2 A	X^3 C	X^2 B	D		A D	X^3		X^3 A	X^2 C	X^3 B	X^1 D	C D		$R=X^2BD$, $1=X^3ABCD$
1.5.¼.2.	X^2	C D	X^2 A ‖ C E	X^1 B	X^2 C ‖ A E	D	E	A D	X^3	A B	X^3 A	B	X^3 C	X^1 D	X^1 E	B C	$R=X^2CD$, $1=X^1ABCD$ $=X^2ACE$
2.1.1.1.	Y^2	Y^2 A	X^1 Y^2		X^2 Y^2		X^3 Y^2		Y^3	Y^3 A	X^1 Y^3		X^2 Y^3		X^3 Y^3		
2.2.½.1.	Y^2	X^3 B ‖ Y^2 A	X^1 Y^2	X^2 B	X^2 Y^2	X^1 B	X^3 Y^2 ‖ A B	B	Y^3	Y^3 A	X^1 Y^3		X^2 Y^3		X^3 Y^3	Y^1 B	$1=X^3Y^2AB$
2.1.1.2.	Y^2		X^1 Y^2	Y^3 A	X^2 Y^2		X^3 Y^2		Y^3		X^1 Y^3	Y^2 A	X^2 Y^3		X^3 Y^3		$R=X^1Y^1A$
2.2.½.2.	Y^2		X^1 Y^2	Y^3 A	X^2 Y^2	Y^1 B	X^3 Y^2 ‖ A B		Y^3	X^2 B	X^1 Y^3	Y^2 A ‖ X^3 B	X^2 Y^3	B	X^3 Y^3	X^1 B	$R=X^1Y^1A$ $1=X^3Y^2AB$

(3a) $2^m \times 4$ 計画の L_{64} へのわりつけ(I型)

列番	(1)(2)(3)	(4)(5)(6)(7)	(8)(9)(10)(11)	(12)(13)(14)(15)	(16)(17)(18)(19)	(20)(21)(22)(23)	(24)(25)(26)(27)	(28)(29)(30)(31)	(32)(33)(34)(35)	(36)(37)(38)(39)	(40)(41)(42)(43)	(44)(45)(46)(47)	(48)(49)(50)(51)	(52)(53)(54)(55)	(56)(57)(58)(59)	(60)(61)(62)(63)	
列名 (計画)	a a b b	a a b b c c c c	a a b b d d d d	a a b b c c c c d d d d	a a b b e e e e	a a b b c c c c e e e e	a a b b d d d d e e e e	a a b b c c c c d d d d e e e e	a a b b f f f f	a a b b c c c c f f f f	a a b b d d d d f f f f	a a b b c c c c d d d d f f f f	a a b b e e e e f f f f	a a b b c c c c e e e e f f f f	a a b b d d d d e e e e f f f f	a a b b c c c c d d d d e e e e f f f f	定義対比 および ブロック交絡要図
1.4.1.1.	A B A B	C A B C C	D A B D D	C D	$X^1X^1X^1$ A B	X^1 C	X^1 D		$X^2X^2X^2$ A B	X^2 C	X^2 D		$X^3X^3X^3$ A B	X^3 C	X^3 D		—
1.5.½.1.	A B A B	C A B C C	D A B D D	C X^3 D E	$X^1X^1X^1$ A B	X^1 C	X^1 D	X^2 E	$X^2X^2X^2$ A B	X^2 C	X^2 D	X^1 E	$X^3X^3X^3$ A B	X^3 D C E	X^3 C D E	B A E E E	$1=X^3ABCDE$
1.6.¼.1.	A B A B	C A B X^3 C C E	D A B X^1 D D F	C D	$X^1X^1X^1D$ A B F	X^1 X^2 C E	X^1B A F D F F	C F	$X^2X^2X^2$ A B	X^2 X^1 C E	X^2 X^3 D F	E F	$X^3X^3X^3C$ A B E	X^3B A E C E E	X^3 X^2 D F	D E	$1=X^1ABDF$ $=X^3ABCE$
1.7.⅛.1.	A B A B	C A B X^3 C C E ‖ D G	D A B X^1 D D F ‖ C G	C G A D G ‖ B G	$X^1X^1X^1D$ A B F	X^1F X^2 C G E	X^1B A F D F F	X^1C G F	$X^2X^2X^2$ A B	X^2 X^1 C E	X^2 X^3 D F	E X^2 F G	$X^3X^3X^3C$ A B E	X^3B A E C E E	X^3E X^2 D G F	X^3D G E	$1=X^1ABDF$ $=X^3ABCE$ $=BCDG$
1.8.1/16.1.	A B A B	C A B X^3 C C E ‖ D G	D A B X^1 D D F ‖ C G	C X^2 A D H G ‖ B G	$X^1X^1X^1D$ A B F	X^1F X^2 C G E	X^1B A F D F F ‖ E H	X^3 X^1C H G F	$X^2X^2X^2G$ A B H	X^2D X^1 C H E	X^2C X^3 D H F	E H X^2B F G H ‖ A H	$X^3X^3X^3C$ A B E	X^3B A E C E E ‖ F H	X^3E X^2 D G F	X^1 X^3D H G E	$1=X^1ABDF$ $=X^3ABCE$ $=BCDG$ $=AEFH$
1.4.1.2.	R A	B A B	C A C	B X^3 C D	X^1 X^1 A	X^1 B	X^1 C	X^2 D	X^2 X^2 A	X^2 B	X^2 C	X^3 D	X^3 X^3 A	X^3 C B D	X^3 B C D	A D D	$R=X^3ABCD$
1.5.½.2.	R A	B A X^2 B D	C X^1A E C	B C	X^1C X^1 E A	X^1 X^3 B D	X^1E A C E	B E	X^2 X^2B A D	X^2A D B D	X^2X^3 C E	C D	X^3 X^3 A	X^3 X^1 B D	X^3X^2 C E	D E	$R=X^1CE$, $1=X^3ABCDE$
1.6.¼.2.	R A	B A D B E	C X^3A D C	B X^3X^2 C E F	X^1E X^1 F A	X^1 D B F	X^1X^2 C D	X^2X^3 E F	X^2 X^2 A	X^2 C B F	X^2X^1 B C D F	A X^1F F E	X^3C X^3 D A	X^3 C B E	X^3D B A C E D	A B E X^1 E D F	$R=X^3CD$, $1=X^1ABDF$ $=X^3ABCE$
1.7.⅛.2.	R A	B X^3A D G B E	C X^3A E D C G	B X^3X^2 C E F ‖ D G	X^1E X^1 F A	X^1 X^2D B G F	X^1X^2F C D G	X^2X^3 E F	X^2 X^2 A	X^2X^1 C B G F	X^2X^1 B C D F	A X^1F F E	X^3C X^3 D A ‖ B G	X^3G C A B E G	X^3D B A C E D	A B E X^1 E D F ‖ C G	$R=X^3CD$, $1=X^1ABDF$ $=X^3ABCE$ $=BCDG$
1.8.1/16.2.	R A X^1 H	B X^3 A D G B E	C X^3A E D C G	B X^3X^2 C E F ‖ D G	X^1 E X^1H F A ‖ A H	X^1X^2 D B B G F H	X^1X^2 F C C D G H	X^2X^3 E F	X^2 X^2X^3 A H	X^2X^1G C B G H F	X^2X^1D B C D H F	A X^1F F E ‖ E H	X^3C X^3X^2 D A H ‖ B G	X^3G C A B E G	X^3D B A C E D	A B E X^1 E D F ‖ ‖ F C H G	$R=X^3CD$, $1=X^1ABDF$ $=X^3ABCE$ $=BCDG$ $=AEFH$
1.4.1.4.	R^1R^2R	A X^1 C	B X^2 D	A B	X^1A C	X^1C A	X^1 X^3 B D	B C	X^2 B D	X^2X^3 A C	X^2 D B	A D	X^3	X^3X^2 A C	X^3 X^1 B D	C D	$R^1=X^1AC$, $R^2=X^2BD$
1.5.½.4.	R^1R^2R	A X^1 X^3 C D	B C E	A X^1 B E	X^1A C	X^1C B X^2 A E D	X^1 A B E	B E C	X^2 C D	X^2X^3 X^1 A C D	X^2D B E	X^3 E	X^3 A D	X^3X^2 D A C	X^3 B	X^2B E D	$R^1=X^1AC$, $R^2=X^2CD$ $1=X^3ABCDE$
1.6.¼.4.	R^1R^2R	A X^2X^3 E F	B X^1X^2 C D	A D B E	X^1B E C F	$X^1X^3X^2$ A E F	X^1C X^3 B D	D A F C	X^2A B E D	X^2E X^1 A F	X^2X^3D B C	B A C E D F	X^3 A C F D	X^3X^1F A E	$X^3X^2X^1$ B C D	C B E F	$R^1=X^1BC$, $R^2=X^2BD$, $1=X^1ABDF$ $=X^3ABCE$
1.7.⅛.4.	R^1R^2R	A X^2X^3 E F	B $X^1X^2X^3$ C D G	A F D B G E	X^1B E C F ‖ D G	$X^1X^3X^2$ A E F	X^1C X^3X^2 B D G	D A E F C G	X^2A B E D ‖ C G	X^2E X^1 A F	X^2X^3D X^1 B C G	B A C E D F	X^3 A C F D ‖ B G	X^3X^1F A E	$X^3X^2X^1G$ B C D	C B A E F G	$R^1=X^1BC$, $R^2=X^2BD$, $1=X^1ABDF$ $=X^3ABCE$ $=BCDG$
1.8.1/16.4.	R^1R^2R	A $X^2X^3X^1$ E F H	B $X^1X^2X^3$ C D G	A F C D B G H E	X^1B E C F ‖ ‖ D A G H	$X^1X^3X^2$ H A E F	X^1C X^3X^2 B D G	D A E B F C G H	X^2 A B E D ‖ ‖ F C H G	X^2E X^1X^3 A F H	X^2X^3D X^1 B C G	G B A C H E D F	X^3 A C F D ‖ ‖ E B H G	$X^3X^1FX^2$ A E H	$X^3X^2X^1G$ B C D	C D B A E H F G	$R^1=X^1BC$, $R^2=X^2BD$, $1=X^1ABDF$ $=X^3ABCE$ $=BCDG$ $=AEFH$

(3b) $2^m \times 4^2$ 計画の L_{64} へのわりつけ(II型)

列番	(1) (2)(3)	(4)(5)(6)(7)	(8)(9)(10)(11)	(12)(13)(14)(15)	(16)(17)(18)(19)	(20)(21)(22)(23)	(24)(25)(26)(27)	(28)(29)(30)(31)
列名 (計画)	a a b b	a a b b c c c c	a a b b d d d d	a a b b c c c c d d d d	a a b b e e e e	a a b b c c c c e e e e	a a b b d d d d e e e e	a a b b c c c c d d d d e e e e
2.2.1.1.	$A\ B\ A$ B	$X^1X^1X^1$ $A\ B$	$X^2X^2X^2$ $A\ B$	$X^3X^3X^3$ $A\ B$	$Y^1Y^1Y^1$ $A\ B$	X^1 Y^1	X^2 Y^1	X^3 Y^1
2.3.½.1.	$A\ B\ A$ B	$X^1X^1Y^1Y^1$ $A\ B\ C$	$X^2X^2X^2$ $A\ B$	$X^3X^3X^3$ $A\ B$	$Y^1Y^1Y^1X^1$ $A\ B\ C$	$X^1\ B\ A\ C$ $Y^1\ C\ C$	$X^2\quad X^3$ $Y^1\quad C$	$X^3\quad X^2$ $Y^1\quad C$
2.4.¼.1.	$A\ B\ A$ B	$X^1X^1X^1Y^1$ $A\ B\ C$	$X^2X^2X^2Y^2$ $A\ B\ D$	$X^3X^3X^3$ $A\ B$	$Y^1Y^1Y^1X^1$ $A\ B\ C$	$X^1\ B\ A\ C$ $Y^1\ C\ C$	$X^2\quad X^3$ $Y^1\quad C$ ‖ Y^3 D	$X^3\quad X^2$ $Y^1\quad C$
2.5.⅛.1.	$A\ B\ A$ B	$X^1X^1X^1Y^1$ $A\ B\ C$	$X^2X^2X^2Y^2$ $A\ B\ D$	$X^3X^3X^3$ $A\ B$ ‖ Y^3 E	$Y^1Y^1Y^1X^1$ $A\ B\ C$	$X^1\ B\ A\ C$ $Y^1\ C\ C$ ‖ D E	$X^2\quad X^3$ $Y^1\quad C$ ‖ Y^3 D	$X^3\ Y^2\quad X^2$ $Y^1\ E\quad C$
2.2.1.2.	$R\ A$	$X^1\ X^1$ A	$X^2\ X^2$ A	$X^3\quad X^3Y^3$ $A\ B$	$Y^1\ Y^1$ A	X^1 Y^1	X^2 Y^1	$X^3\quad Y^2$ $Y^1\quad B$
2.3.½.2.	$R\ A$	$X^1\ X^1$ A	$X^2Y^2X^2$ $C\ A$	$X^3\quad X^3Y^3$ $A\ B$	$Y^1\ Y^1$ A	$X^1\quad B$ $Y^1\quad C$	X^2Y^3 Y^1C	$X^3\quad Y^2$ $Y^1\quad B$
2.4.¼.2.	$R\ A$	$X^1Y^1X^1$ $D\ A$	$X^2\ X^2$ A	$X^3\quad X^3Y^3$ $A\ B$	$Y^1X^1Y^1$ $D\ A$	$X^1\ D\ B\ A$ $Y\quad C\ D$	$X^2\ Y^3$ $Y^1\ C$ ‖ X^3 D	$X^3X^2\quad Y^2$ $Y^1\ D\quad B$
2.5.⅛.2.	$R\quad AY^3$ B	$X^1Y^2X^1$ $C\ A$	$X^2Y^1X^2$ $D\ A$	$X^3\ B\ X^3$ $E\ A$ ‖ Y^3 E	$Y^1X^2Y^1Y^2$ $D\ A\ B$	X^1X^3B $Y^1D\ C$ ‖ Y^3 C	$X^2\ D\quad A$ $Y^1\quad D$ ‖ C E	$X^3X^1Y^2$ $Y^1D\ E$
2.2.1.4.	$R^1\quad R^2R$	X^1	X^2	$X^3Y^2Y^1$ $B\ A$	$Y^1\quad X^3$ A	$X^1\quad X^2$ $Y^1\quad A$	$X^2\quad X^1$ $Y^1\quad A$	X^3Y^3A Y^1B
2.3.½.4.	$R^1\quad R^2R$	$X^1\quad Y^2$ C	$X^2\quad B$ C	$X^3Y^2Y^1$ $B\ A$	$Y^1\quad X^3$ A	$X^1\quad X^2Y^3$ $Y^1\quad A\ C$	$X^2\quad X^1$ $Y^1\quad A$	X^3Y^3A Y^1B
2.4.¼.4.	$R^1\quad R^2R$	$X^1A\quad Y^2$ $D\quad C$	$X^2\quad BY^1$ $C\ D$	$X^3Y^2Y^1$ $B\ A$	$Y^1\quad X^3X^2$ $A\ D$	$X^1\quad X^2Y^3$ $Y^1\quad A\ C$ ‖ X^3 D	$X^2\quad X^1D$ $Y^1\quad A$	$X^3Y^3AX^1$ $Y^1B\quad D$
2.5.⅛.4.	$R^1\quad R^2\ R$ ‖ ‖ ‖ $X^3\quad X^3A$ $E\quad D\ C$ ‖ ‖ ‖ $Y^3\quad Y^3D$ $A\quad C\ E$	$X^1X^2X^2Y^1$ $E\ D\ B$	$X^2X^1X^1$ $E\ D$	$X^3\ E\ D$	$Y^1Y^2Y^2X^1$ $A\ C\ B$	$X^1\quad B$ Y^1	$X^2\ B\ B\ X^3$ $Y^1D\ E\ B$	$X^3Y^1Y^1X^2$ $Y^1E\ D\ B$

列番	(32)(33)(34)(35)	(36)(37)(38)(39)	(40)(41)(42)(43)	(44)(45)(46)(47)	(48)(49)(50)(51)	(52)(53)(54)(55)	(56)(57)(58)(59)	(60)(61)(62)(63)	
列名 (計画)	a a b b f f f f	a a b b c c c c f f f f	a a b b d d d d f f f f	a a b b c c c c d d d d f f f f	a a b b e e e e f f f f	a a b b c c c c e e e e f f f f	a a b b d d d d e e e e f f f f	a a b b c c c c d d d d e e e e f f f f	定義対比 および ブロック交絡要図
2.2.1.1.	$Y^2Y^2Y^2$ $A\ B$	X^1 Y^2	X^2 Y^2	X^3 Y^2	$Y^3Y^3Y^3$ $A\ B$	X^1 Y^3	X^2 Y^3	X^3 Y^3	——
2.3.½.1.	$Y^2Y^2Y^2$ $A\ B$	$X^1\quad Y^3$ $Y^2\quad C$	X^2 Y^2	X^3 Y^2	$Y^3Y^3Y^3$ $A\ B$	$X^1\quad Y^2$ $Y^3\quad C$	X^2 Y^3	X^3 Y^3	$1=X^1Y^1ABC$
2.4.¼.1.	$Y^2Y^2Y^2X^2$ $A\ B\ D$	$X^1\quad Y^3$ $Y^2\quad C$ ‖ X^3 D	$X^2\ B\ A\ D$ $Y^2\ D\ D$	$X^3\quad X^1$ $Y^2\quad D$	$Y^3Y^3Y^3$ $A\ B$	$X^1\quad Y^2$ $Y^3\quad C$	$X^2\quad Y^1$ $Y^3\quad D$	X^3 Y^3 ‖ C D	$1=X^1Y^1ABC$ $=X^3Y^3CD$
2.5.⅛.1.	$Y^2Y^2Y^2X^2$ $A\ B\ D$	$X^1\quad Y^3$ $Y^2\quad C$ ‖ X^3 D	$X^2\ B\ A\ D$ $Y^2\ D\ D$ ‖ C E	$X^3Y^1\quad X^1$ $Y^2\ E\quad D$	Y^3Y^3 A ‖ X^3 E	$X^1X^2\quad Y^2$ $Y^3E\quad C$	$X^2X^1\quad Y^1$ $Y^3E\quad D$	$X^3\ E\quad B$ $Y^3\quad E$ ‖ A E	$1=X^1Y^1ABC$ $=X^3Y^3CD$ $=X^3Y^3AE$
2.2.1.2.	$Y^2\quad Y^2$ A	X^1 Y^2	X^2 Y^2	$X^3\quad Y^1$ $Y^2\quad B$	$Y^3\quad Y^3X^3$ $A\ B$	$X^1\quad X^2$ $Y^3\quad B$	$X^2\quad X^1$ $Y^3\quad B$	$X^3\ A\quad B$ $Y^3\ B$	$R=X^3Y^3AB$
2.3.½.2.	$Y^2X^2Y^2$ $C\ A$	X^1X^3 Y^2C	$X^2C\quad A$ $Y^2\quad C$	$X^3X^1\quad Y^1$ $Y^2C\quad B$	$Y^3\quad Y^3X^3$ AB	$X^1\quad X^2$ $Y^3\quad B$	$X^3Y^1\quad X^1$ $Y^3C\quad B$	$X^3\ A\ B$ $Y^3\ B$	$1=X^1Y^1ABC$
2.4.¼.2.	$Y^2X^2Y^2$ $C\ A$	X^1X^3 $Y^2\ C$ ‖ Y^3 D	$X^2\ C\ B\ A$ $Y^2\quad D\ C$	$X^3X^1\quad Y^1$ $Y^2\ C\quad B$	$Y^3\quad Y^3X^3$ $A\ B$	$X^1Y^2\quad X^2$ $Y^3D\quad B$	$X^2Y^1\quad X^1$ $Y^2\ C\quad B$	$X^3\ A\quad B$ $Y^3\ B$ ‖ C D	$1=X^1Y^1ABC$ $=X^3Y^3CD$
2.5.⅛.2.	$Y^2X^1Y^2Y^1$ $C\ A\ B$	$X^1C\quad A$ $Y^2\quad C$ ‖ D E	$X^2X^3\ B$ $Y^2C\ D$ ‖ Y^3 D	$X^3X^2Y^1$ $Y^2C\ E$	$Y^3\ A\ X^3\ B$ $B\ E$ ‖ Y^3 A	$X^1Y^1X^2X^1$ $Y^3C\ E\ B$	$X^2Y^2X^1X^2$ $Y^3D\ E\ B$	$X^3\quad E\ X^3$ $Y^3\quad B$ ‖ A E ‖ C D	$R=Y^3AB$ $1=X^1Y^1ABC$ $=X^3Y^3CD$ $=X^3Y^3AE$
2.2.1.4.	Y^2X^3 B	X^1X^2 Y^2B	X^2X^1 Y^2B	$X^3\ B\ Y^3$ $Y^2\quad A$	$Y^3\quad A$ B	$X^1\quad X^1$ $Y^3\quad B$	X^2 Y^3	$X^3Y^1Y^2$ $Y^3B\ A$	$R^1=X^3Y^1A$ $R^2=X^3Y^2B$
2.3.½.4.	$Y^2X^3\quad X^1$ $B\quad C$	$X^1X^2\quad C$ Y^2B	$X^2X^1\quad X^3$ $Y^2B\quad C$	$X^3BY^3X^2$ $Y^2\quad A\ C$	$Y^3\quad A$ B	$X^1\quad Y^1$ $Y^3\quad C$	X^2A Y^3C	$X^3Y^1Y^2$ $Y^3\ B\ A$	$1=X^1Y^1ABC$
2.4.¼.4.	$Y^2X^3\quad X^1$ $B\quad C$	$X^1X^2\quad C$ Y^2B	$X^2X^1\quad X^3$ $Y^2B\quad C$ ‖ Y^3 D	$X^3BY^3X^2$ $Y^2\quad A\ C$	$Y^3\quad A$ B	$X^1\quad BY^1$ $Y^3\quad D\ C$	$X^2A\quad Y^2$ $Y^3C\quad D$	$X^3Y^1Y^2$ $Y^3\ B\ A$ ‖ C D	$1=X^1Y^1ABC$ $=X^3Y^3CD$
2.5.⅛.4.	$Y^2Y^1Y^1$ $A\ C$	X^1BAY^3 $Y^2C\ B\ B$	X^2 Y^2	$X^3Y^2Y^2$ $Y^2E\ D$	Y^3AC	$X^1X^1X^1Y^2$ $Y^3A\ C\ B$	$X^2X^2X^2$ $Y^3\ A\ C$	$X^3X^3X^3\ A$ $Y^3A\ C\ D$ ‖ ‖ ‖ ‖ $A\ Y^3Y^3C$ $E\ E\ D\ E$ ‖ C D	$R^1=Y^3A,\ R^2=Y^3C$ $1=X^1Y^1ABC$ $=X^3Y^3CD$ $=X^3Y^3AE$

8. 3^n 型計画の直交表へのわりつけ

(1) L_{27} 実験

列番	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	定義対比およびブロック交絡要図
列名（計画）	a	b	ab	a^2b	c	ac	a^2c	bc	abc	a^2bc	b^2c	ab^2c	a^2b^2c	
3. 1. 1.	A	B	AB	A^2B	C	AC	A^2C	BC			B^2C			—
4. ⅓. 1	A	B	$AB=C^2D$	A^2B	C	$AC=B^2D$	A^2C	$BC=A^2D$	D	AD	B^2C	BD	C^2D^2	$1=ABCD^2$
3. 1. 3.	R	A		B^2C	B		A^2C	AB		C	A^2B	B^2C^2	AC	$R=A^2B^2C$
4. ⅓. 3	$R=AB^2$	A	$A^2B^2=CD^2$	B	C	BD	AD	$AC=B^2D$	C^2D^2	$BC=A^2D$	A^2C	B^2C	D	$1=ABCD^2$ $R=AB^2$

(2) L_{81} 実験

列番	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)
列名（計画）	a	b	ab	a^2b	c	ac	a^2c	bc	abc	a^2bc	b^2c	ab^2c	a^2b^2c	d	ad	a^2d	bd	abd	a^2bd	b^2d	ab^2d	a^2b^2d
4. 1. 1	A	B	AB	A^2B	C	AC	A^2C	BC			B^2C			D	AD	A^2D	BD			B^2D		
5. ⅓. 1	A	B	AB	A^2B	C	AC	A^2C	BC	DE^2		B^2C			D	AD	A^2D	BD			B^2D		CE
6. ⅑. 1	A	B	$AB=EF^2$	A^2B	C	AC	A^2C	BC	DE^2		B^2C		DF^2	D	AD	A^2D	BD	CF		B^2D		CE
4. 1. 3	R	A			B			AB			A^2B		C^2D^2	C			AC			A^2C		B^2D^2
5. ⅓. 3	R	A		DE	B	C^2E		AB			A^2B		C^2D^2	C	B^2E		AC			A^2C		B^2D^2
6. ⅑. 3	R	A		$DE=CF^2$	B	$C^2E=D^2F^2$		$AB=EF^2$			A^2B		C^2D^2	C	$B^2E=AF$		AC	A^2F	C^2F^2	A^2C	F	B^2D^2
4. 1. 9	R^1	R^2	R	R	A	B^2C				C^2D	BD^2			B	A^2C		AD					C^2D^2
5. ⅓. 9	R^1	R^2	R	$R=AB$	A		C^2D^2		CE^2	A^2B	DE	B^2		C		A^2D^2	B^2E	BD^2	DE^2			AE
6. ⅑. 9	R^1	R^2	R	$R=AB=EF^2$	A		C^2D^2		$CE^2=DF$	A^2B	$DE=CF^2$	B^2		C	B^2F	A^2D^2	$B^2E=AF$	BD^2	DE^2		DF^2	AE

列番	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)	(32)	(33)	(34)	(35)	(36)	(37)	(38)	(39)	(40)	定義対比およびブロック交絡要図
列名（計画）	cd	acd	a^2cd	bcd	$abcd$	a^2bcd	b^2cd	ab^2cd	a^2b^2cd	c^2d	ac^2d	a^2c^2d	bc^2d	abc^2d	a^2bc^2d	b^2c^2d	ab^2c^2d	$a^2b^2c^2d$	
4. 1. 1	CD									C^2D									—
5. ⅓. 1	CD				D^2E^2				C^2E	C^2D		BE			B^2E	AE	A^2E	E	$1=ABCD^2E$
6. ⅑. 1	CD				$D^2E^2=C^2F$				$C^2E=D^2F^2$	$C^2D=E^2F^2$	B^2F	BE	A^2F	F	$B^2E=AF$	AE	$A^2E=BF$	E	$1=ABCD^2E$ $=ABC^2DF^2$ $(=ABE^2F$ $=C^2DEF)$
4. 1. 3	BC		AD^2			A^2D^2			D^2	B^2C				C^2D				BD^2	$R=A^2BCD$
5. ⅓. 3	BC	E	AD^2	DE^2	AE	A^2D^2		A^2E	D^2	B^2C	BE	C^2E^2		C^2D				BD^2	$1=ABCD^2E$ $R=A^2BCD$
6. ⅑. 3	BC	E	AD^2	DE^2	AE	A^2D^2		$A^2E=BF$	D^2	B^2C	BE	C^2E^2		$C^2D=E^2F^2$		DF^2	B^2F	BD^2	$1=ABCD^2E$ $=ABC^2DF^2$ $R=A^2BCD$
4. 1. 9	AB	C		A^2D			B^2D^2			A^2B	AC	B^2C^2	D						$R^1=A^2B^2C$ $R^2=AB^2D$
5. ⅓. 9	AC	BE	D^2		C^2E^2			B^2C	A^2E	A^2C	C^2D	AD^2			BC	B^2D^2		E	$1=ABCD^2E$ $R^1=ACD$ $R^2=A^2BCD$
6. ⅑. 9	AC	BE	D^2	A^2F	C^2E^2		C^2F^2	B^2C	$A^2E=BF$	A^2C	$C^2D=E^2F^2$	AD^2	F		BC	B^2D^2		E	$1=ABCD^2E$ $=ABC^2DF^2$ $R^1=ACD$ $R^2=A^2BCD$

索　　引

さ

た

著者紹介

奥野　忠一（おくの　ただかず）

1922年　大阪船場に生まれる．汎愛小学校，住吉中学校，大阪高校を卒業
1944年　東京大学理学部数学科卒業．東京大学大学院特別研究生（兵役免除）
1962年　理学博士
1946年～75年　農林省農業技術研究所技官　73年～75年　物理統計部長
1975年～83年　東京大学教授　工学部計数工学科
1977年～83年　国立公害研究所　環境情報部長（併任）
1977年～89年　統計審議会委員
1983年～　東京理科大学教授　工学部経営工学科
1985年～88年　同　工学部長　1993年～　同　経営学部長
1988年～　学校法人東京理科大学　理事
1977年～79年　国際統計学会副会長
1981年度　日本応用統計学会会長
1982年度　日本品質管理学会会長
1987年～89年　計量生物学会会長

受賞

大内賞（1968年）　デミング賞（1969年）　総務庁長官表彰（1988年）
農林大臣賞（1973年）　農林水産試験研究功績者表彰（1993年）

主要著訳書

『実験計画法』（共著），1969年，培風館
『農学・生物学のための FORTRAN 入門』（共著），1969年，日科技連出版社
スネデカー，コクラン『統計的方法（原書第６版）』（共訳），1972年，岩波書店
『応用統計ハンドブック』（編著），1978年，養賢堂
「実験計画法」，理論（分担執筆），『現代統計学大辞典』所収，1962年，東洋経済新報社
「実験計画法」，直交表による多因子計画（編著），『新版 品質管理便覧』（共編著），所収，1977年，1988年（第２版），日本規格協会
『多変量解析法』（共著），1971年，1981年（改訂版），日科技連出版社
『情報化時代の経営分析』（共著），1978年，東京大学出版会
『工業における多変量データの解析』（共著），1986年，日科技連出版社
他多数

農業実験計画法小史

1994年10月13日　第１刷発行
1995年２月６日　第２刷発行

著　者	奥　野　忠　一
発行人	栟　和　輝　英
発行所	株式会社　日科技連出版社

検印省略

〒151　東京都渋谷区千駄ケ谷５-４-２
電話　出版　03-5379-1244～5
　　　営業　03-5379-1238～9
振替口座　東京　7-7309

印刷　東京河北印刷株式会社
製本　小実製本印刷株式会社

Printed in Japan

ISBN 4-8171-0380-9