

Delineamentos Experimentais

Palestra proferida numa reunião de experimentadores na Secção de Raízes e Tubérculos do Instituto Agronômico, em 17-7-1950.

A. CONAGIN

1 — CONTRIBUIÇÃO DOS ESTATÍSTICOS A EXPERIMENTAÇÃO

1.11 — *O problema da Interpretação* — Desde que os estatísticos usualmente não fazem experiências, é de extranhar como podem êles escrever, discutir sôbre êsse ponto, ainda mais, considerando-se que os estatísticos pouco conhecem sôbre muitos dos aspectos da experimentação. Não obstante, de uns anos para cá, os experimentadores teem procurado os estatísticos em escala cada vez mais intensa para ajudá-los no planejamento dos seus experimentos e na obtenção das conclusões a partir dos resultados. As razões são as seguintes: “Um caraterístico comum a experimentos de setores os mais diversos da experimentação é que quando os experimentos são repetidos, o efeito dos vários tratamentos varia de ensaio para ensaio. Esta variação introduz um grau de incerteza em qualquer conclusão que venha a ser tirada dos resultados. Mesmo depois de um certo número de repetições do ensaio o investigador ainda não sabe “em quanto” seu resultado poderá mudar se o experimento fôr repetido outra vez. Os ensaios sucessivos podem ser tão discrepantes nos seus resultados que haveria muita dúvida, na previsão de qual dentre dois tratamentos, tornar-se-ia o melhor numa longa sequênciã de repetições. Admitamos que um ensaio é efetuado visando a avaliação

do tempo necessário para duas máquinas A e B efetuarem um certo número de operações. Os dados referem-se aos segundos além de 2 minutos necessários para completar as operações.

Replicação	Maquina		Diferença (A-B)
	A	B	
1	30	14	16
2	21	21	0
3	22	5	17
4	22	13	9
5	18	13	5
6	29	17	12
7	16	7	9
8	12	14	- 2
9	23	8	15
10	23	24	- 1
Médias	21,6	13,6	8,0

O objetivo do experimento é, naturalmente, o de comparar a velocidade das duas máquinas ao efetuarem êstes cálculos. Mais especificamente, dois objetivos podem ser estabelecidos: O primeiro é uma resposta à questão: há alguma diferença na velocidade? Ou de outra forma será verdadeira a hipótese de que não há diferença na velocidade? O segundo objetivo, relacionado com o primeiro, é o de estimar o tamanho dessa diferença. De uma maneira geral todos os experimentos são efetuados visando um ou ambos os propósitos — prova da hipótese e estimação das diferenças no efeito dos diferentes tratamentos.

As informações relevantes de que podemos lançar mão em forma descritiva em relação à hipótese de que não há diferença na velocidade, são as seguintes: A máquina B foi mais rápida 7 vezes, A duas vezes, havendo igualdade, uma vez. No problema da estimação da diferença entre A e B, o que poderemos dizer é que a diferença média das duas velocidades, foi de 8 segundos em favor de B. Estas informações, puramente descritivas, não nos permitem ir muito longe pois que elas não nos fornecem informação alguma sôbre a confiança que poderemos ter nos dados apresentados. Por exemplo, que confiança po-

deremos ter em que a diferença de 8 segundos em favor de B venha a se manter, se o experimento fôr continuado através de mais 10 resultados ?

Devido às deficiências da aproximação descritiva, um novo ponto de vista foi adotado para a condensação dos resultados. A tendência é, considerar-se o problema da seguinte forma: Suponhamos que fôsse possível continuar o experimento indefinidamente e nas mesmas condições. A diferença média na velocidade entre as duas máquinas aproximar-se-ia de um valor fixo. Este valor, que é independente do tamanho do experimento efetuado, pode ser designado como valor verdadeiro da diferença entre A e B. Sob este ponto de vista o problema de redução dos dados pode estribar-se na questão: que podemos nós dizer a respeito da verdadeira diferença entre A e B? Este é um problema indutivo da parte para o todo, ou em linguagem estatística, da amostra para a população. Uma solução a este problema foi desenvolvida por meio da teoria estatística. E' esta solução que constitui a contribuição principal do estatístico para a interpretação do resultado.

1. 12 — *A inferência estatística* — Obviamente, não podemos esperar que a solução nos forneça o valor exato da diferença real, de nós desconhecida. De forma muito menos ambiciosa o que poderíamos esperar é estarmos aptos a achar dois limites dentro dos quais o valor exato estaria compreendido. O que poderemos fazer através da estatística é o seguinte: escolhida uma probabilidade, digamos, 0,95, 0,99 etc., dois limites podem ser obtidos de tal forma que a probabilidade do verdadeiro valor estar nesse intervalo, é de 0,95, 0,99, etc....

No exemplo anterior, a afirmativa de que B é mais rápida em uma quantidade que está compreendida entre 3,3 e 12,7 segundos, tem uma chance em vinte de estar errada (5%). Os limites são chamados, de confiança e as probabilidades, probabilidades de confiança.

Existem situações onde se conhecem os verdadeiros valores; é portanto possível pôr em prova a concordância dos resultados obtidos do experimento, com o que deveria ser espe-

rado pela teoria; isso tem sido feito muitas vezes e a concordância obtida tem sido satisfatória.

A solução estatística do problema da estimação consiste na afirmação de que a verdadeira diferença está compreendida entre certos limites, mais uma probabilidade de que a afirmação seja correta. E' de interesse considerarmos se este tipo de informação é suficientemente preciso para permitir que decisões de importância prática possam ser tomadas: na verdade, inferências desse tipo permitem ao experimentador uma ação definida e útil. Quando falha o processo, uma das razões mais prováveis é que os dados obtidos foram insuficientes para uma conclusão, ou o experimento foi mal planejado.

Suponhamos que a aplicação de uma adubação só venha a ser econômica se o resultado obtido for uma diferença para mais, em média, de 200 quilos do cereal. Uma série de experimentos é efetuada de forma a nos fornecer uma resposta média ao fertilizante. Se os limites de confiança de 95% para o acréscimo devido ao fertilizante são 400 e 1.100 quilos, seu uso pode ser recomendado com bastante segurança (houve eficiência do tratamento). Se houver interesse numa decisão correta, experimentos posteriores poderão ser feitos, de forma a estreitar a distância entre os limites de confiança.

No caso da estimação de diferenças, surgem dificuldades devidas à variabilidade, atributo típico dos dados experimentais. Porisso os dados nunca concordam exatamente com a hipótese e o problema é decidir se a discrepância entre os dados e a hipótese deva ser atribuída a estas variações ou ao fato de que a hipótese não é verdadeira. A contribuição da estatística no problema é a operação conhecida como teste de significância.

Este é essencialmente uma regra para decidir a partir do exame dos dados se rejeitamos ou não a hipótese feita. Estas regras visam satisfazer duas condições, que são, obviamente, desejáveis: 1 — As hipóteses que são verdadeiras devem ser rejeitadas só muito ocasionalmente, a probabilidade de rejeição podendo ser escolhida pelo experimentador. 2 — As hipóteses que são falsas devem ser rejeitadas tanto quanto possível.

Essa técnica permite-nos pôr em prova a hipótese acêrca da ação dos tratamentos, sabendo-se que há sempre um pequeno risco de estarmos rejeitando a hipótese verdadeira, podendo-se porém, fixar o risco que se corre a 5%, 1%, etc...

Êstes níveis são justamente, convenções úteis, e uma probabilidade mais baixa pode ser usada se as consequências de uma rejeição errônea da hipótese fôr muito séria.

1. 13 — *Finalidades do sorteio* — A inferência estatística que pode ser feita a partir de um conjunto de dados, depende da natureza dêsses dados. E' facil mostrar uma situação em que inferências úteis não são possíveis devido ao modo como os dados foram obtidos. Suponhamos que os dados obtidos para determinar a velocidade das máquinas de calcular *A* e *B*, foram de uma experiência que consistiu em efetuarmos tôdas as operações primeiro com a máquina *A* e depois com a *B*. E' possível que a maior familiaridade com os dados tenha permitido efetuarmos os segundos cálculos (na máquina *B*) com maior rapidez. Se o experimento fosse feito dessa forma, a diferença (*B* — *A*) observada seria uma estimativa da verdadeira diferença, mais a diferença da velocidade adquirida pela prática da operação. Os limites de confiança dizem respeito a essa última situação, e portanto não dizem respeito à verdadeira diferença de velocidade entre *A* e *B*. Nós estamos lidando com um "bias" cuja natureza pode ser percebida, antes de efetuarmos o experimento. Afim de evitar "bias" nós precisamos lançar mão de um meio que nos assegure que um dos tratamentos não será permanentemente favorecido nas replicações sucessivas dessas fontes estranhas de variação, conhecidas ou desconhecidas. Isso é conseguido através da casualização (sorteio ao acaso), devido a R. A. Fisher.

Em vez de efetuarmos cada uma das operações começando pela máquina *A*, nós aplicamos o principio do sorteio ao acaso; o sorteio pode ser feito pelo lançamento de uma moeda, o resultado cara indicando efetuar-se a operação com *A* em primeiro lugar, corôa o contrário, isso para cada operação a ser feita. Portanto, em cada operação, cada uma das máquinas

tem a mesma chance de ser testada na condição mais favorável. O sorteio ao acaso é um dos poucos característicos do moderno delineamento experimental que é realmente novo. Encontramos experimentos feitos há 100 ou 150 anos que são tão bem feitos quanto os modernos, com uma única exceção do sorteio. O sorteio ao acaso é qualquer coisa análoga ao seguro de vida, no qual tomam-se precauções contra distúrbios que podem ou não ocorrer e cujas consequências podem ser ou não sérias se ocorrerem. É aconselhável de uma maneira geral efetuarmos o sorteio, mesmo que se espere que não haja qualquer "bias" na ausência do mesmo. O experimentador pelo sorteio se protege contra qualquer evento não previsto que possa vir a transformar seu experimento.

1.13.1 — *Sorteio com restrições* — Vamos discutir o sorteio proposto no experimento com as duas máquinas de calcular, de forma a discutir uma crítica que pode surgir de um exame mais demorado da questão.

Quando o experimento está sendo planejado nós possuímos o conhecimento de que há alguma vantagem para a máquina que está efetuando o cálculo em segundo lugar (suponhamos uma prática nas operações a serem feitas). Em vista disso, parece ser mais exato que cada máquina receba a vantagem em 5 das 10 replicações em vez de deixar a escolha a ser decidida pelo arremesso da moeda (completamente ao acaso). Na realidade, se a decisão for feita pelo arremesso da moeda, a probabilidade de obtermos 5 vezes A em primeiro lugar será de $1/4 = 0,25$. Desse modo em 0,75 dos casos há deficiência no método de sorteio.

O experimento pode ser efetuado de modo a contornar essa situação, introduzindo a restrição de que cada máquina deva efetuar a operação em primeiro lugar, exatamente 5 vezes. Poderíamos pensar em efetuar as 5 primeiras replicações com A, em primeiro lugar, e as restantes com B. Mas, pode acontecer que com o trabalho o operador se canse e a diferença entre os 2 cálculos de uma mesma operação se vá gradualmente reduzindo. Nesse caso A seria beneficiada pelo proces-

so. O melhor processo de sorteio consiste então em escolher 5 números ao acaso entre 1 e 10; sejam êles 1, 3, 6, 8 e 9. Usaremos então a máquina *A* em primeiro lugar, nas replicações 1, 3, 6, 8 e 9.

Muitos dos delineamentos utilizados na experimentação agrícola são efetuados para atender situações como essa. Com restrições apropriadas no sorteio, êstes delineamentos tornam o experimentador apto a utilizar qualquer conhecimento que redundará num aumento de precisão do experimento. Não obstante, apesar das restrições introduzidas, cada delineamento permite um sorteio mais que suficiente para prevenir "bias" nas fontes de variação acerca das quais o nosso conhecimento é menos certo.

Vimos que dois tipos de sorteio podem ser usados: Um, completamente ao acaso, o outro com restrições. Ambos os métodos nos fornecem um teste de significância válido e um limite de confiança válido também. Não obstante os cálculos feitos para o teste de significância e para os limites de confiança são diferentes nos dois casos. Vemos então, que a maneira pela qual o experimento foi conduzido, determina não somente se as inferências podem ser feitas, como também os cálculos requeridos para fazê-las. O experimentador deve estar bem seguro de que os cálculos que êle está efetuando são os apropriados para o experimento em aprêço.

1.14 — *Importância do Planejamento* — Os estatísticos são solicitados muitas vezes para ajudar na análise e nas conclusões do experimento. Desde que as inferências que venham a ser feitas dependem do modo como o experimento foi efetuado, o estatístico necessita de uma descrição detalhada do experimento, e de seu objetivo. E' possível que pela disposição adotada nenhuma inferência possa ser feita ou então, aquela que poderia ser feita não responda às questões que o experimentador esperava responder. Nestas circunstâncias, a única coisa que o estatístico pode fazer é indicar, se possível, como evitar os inconvenientes que possam surgir em experimentos futuros.

Devemos pensar em que as inferências que virão a ser feitas a partir de um experimento, vão depender da forma como o experimento foi planejado. Um experimento bem planejado é uma garantia a mais na solução dos problemas a que o experimentador se propõe.

2 — A EXPERIMENTAÇÃO COM CANTEIROS

2.1 — *Fatôres a considerar*

2.11 — *A Heterogeneidade do solo* — Uma das dificuldades encontradas na experimentação de campo é devida ao fato de que só raramente encontramos condições de uniformidade de solo, e ainda, sobre pequenas porções de um campo. A heterogeneidade do solo, medida pela produção obtida com uma cultura plantada numa grande área e colhida na forma de pequenos canteiros, pode ser devida à topografia do terreno, manchas de solo, variação na fertilidade, ou causada por tratamentos culturais efetuados anteriormente.

Em 1920, Harris publicou os resultados de testes efetuados para avaliar a heterogeneidade do solo, sobre muitas culturas, de locais os mais diversos, cujos resultados mostraram que a heterogeneidade do solo é praticamente universal. Na conclusão de seu trabalho, êle afirmou — “A demonstração de que os campos nos quais foram efetuados os estudos com canteiros são praticamente sem exceção tão heterogêneos que influenciam profundamente a produção dos canteiros, vem realçar a necessidade de um maior cuidado na técnica agrônômica e um uso mais extenso dos métodos estatísticos na análise dos dados obtidos”.

Os ensaios de uniformidade, ou ensaios em branco, tem sido usados intensivamente na avaliação da natureza e intensidade da heterogeneidade do solo. Num tal ensaio, o campo é plantado com uma única variedade e colhido na forma de pequenos canteiros. O campo todo é plantado com a mesma densidade de sementeação, no mesmo espaçamento e com tratamentos culturais uniformes. Os canteiros unitários colhidos per-

mitem o agrupamento de modo a formarmos canteiros maiores, com diferentes tamanhos e formatos.

A natureza da heterogeneidade do solo, pode ser demonstrada de forma gráfica por meio do mapa de contôrno da fertilidade efetuado a partir dos dados. Um ensaio desse tipo, foi por nós efetuado em 1947, em colaboração com o nosso colega Milton Alcover, da Secção de Cereais e Leguminosas, onde um campo de trigo plantado com a variedade "Puza 4", foi colhido na forma de 3.600 pequenos canteiros, topogrâficamente enumerados, cada canteiro medindo 1,40 x 0,60m (3 linhas de 1,40m de comprimento).

Para se traçarem as linhas de mesma cota de fertilidade, pontos que se desviavam + 30, + 20, + 10,0, — 10, — 20 e — 30% da média geral dos canteiros foram interpolados entre os centros dos canteiros, sendo obtidas linhas de contôrno pela ligação de tais pontos, formando mapas do campo. Tais mapas demonstram graficamente que a variabilidade do solo é até certo ponto regular sôbre pequenas áreas. Há uma certa "irregularidade regular" no contôrno de fertilidade. O uso de tamanhos e formatos diferentes dos canteiros poderia mudar o mapa do contôrno, mas, suas características gerais se conservam.

O grau de heterogeneidade do solo pode ser medido pela determinação do grau de correlação da produção entre canteiros próximos. A correlação obtida é maior entre canteiros adjacentes, diminuindo à medida que aumenta a distância entre os mesmos. Com relação à uniformidade de comportamento, Harris e Scofield (1928) verificaram uma tendência dos canteiros de se comportarem semelhantemente de ano para ano. As diferenças na produtividade natural dos canteiros persistiram durante um período de vários anos.

2.12 — *Competição* — *O efeito da bordadura* — As plantas que crescem nos bordos e cabeceira dos canteiros são frequentemente maiores que as do meio do canteiro, por causa da

maior disponibilidade em solo, água e luz. Isso é particularmente verdadeiro quando ao redor dos canteiros existem áreas não cultivadas. Arny e Hayes (1918) e Arny (1921-922) estudaram o efeito da bordadura sobre a produção, em três culturas de inverno, a aveia, o trigo e a cevada e obtiveram um aumento de 50% a 100%, em favor das linhas de bordo. Num ensaio do nosso colega G. P. Castro, com ramie, em que os canteiros constavam de 4 linhas distantes de 1 metro entre fileiras e 2 metros entre canteiros, houve uma superioridade de 20% das linhas marginais em relação às centrais. É claro que a ausência da bordadura pode influenciar profundamente a produção: Nem todas as variedades porém são afetadas igualmente. De modo geral parece que a eliminação em cada canteiro de 1 linha de cada lado remove a maior parte do efeito devido à bordadura. Quando variedades de porte bem diferente são comparadas, as mais altas podem ser beneficiadas, de modo que em casos como esse, em casos de plantação em épocas diferentes, em ensaios de espaçamento e de adubação, o uso de uma linha neutra, ou de uma linha em cada lado do canteiro servindo de bordadura, tornam mais reais os resultados obtidos.

2.13 — *Tamanho e formato dos canteiros* — Nos EE. UU. existem duas espécies de canteiros experimentais. Os micro canteiros, plantados à mão ou com equipamento especializado, cultivados à mão: Há também os canteiros de campo, que são geralmente maiores e adaptados para o uso de máquinas agrícolas. A distinção entre esses dois tipos de canteiros pode ser mais ou menos arbitrária.

Para a experimentação com cereais tem sido preconizado o uso de 1 linha básica de 6 metros, removendo-se depois 1/2 metro de cada lado, nas cabeceiras; o número de linhas plantadas no canteiro varia nos diferentes tipos de experimentos e nas diferentes estações, de uma única linha a 5 linhas. No caso dos canteiros possuírem várias linhas, frequentemente eliminam-se duas de bordadura para eliminar uma competição possível entre os tratamentos.

Os canteiros maiores variam geralmente entre 1/100 e 1/10 acre (entre 40 e 400 metros quadrados). Eles permitem observações dos dados em condições mais comparáveis às das grandes culturas.

No geral, a experiência tem mostrado que os pequenos canteiros de uma linha ou mais e os grandes canteiros, são ambos eficientes para a comparação de diferenças de variedades, desde que precauções adequadas sejam tomadas para evitar a competição e outros tipos de erro.

Aumentando-se o tamanho, diminuimos o erro de estimação por canteiro. Por outro lado, o aumento do canteiro aumentará o tamanho do bloco e a heterogeneidade dentro dos mesmos. O erro experimental dependerá do balanço entre essas duas tendências opostas.

Numerosos estudos efetuados sobre a influência do tamanho dos canteiros e formato dos mesmos, nos tem mostrado que o aumento do número de repetições diminuirá o tamanho do erro de forma mais rápida, que um correspondente aumento no tamanho dos canteiros. De um modo geral os canteiros alongados são mais eficientes que os mais quadrados. A eficiência relativa dos canteiros de formato variável depende da direção das linhas de fertilidade do campo. Se as direções predominantes são conhecidas, canteiros alongados colocados de forma perpendicular às mesmas, nos conduziriam a um erro menor, pois a variabilidade dentro dos blocos é reduzida a um mínimo.

2.14 — *Repetições* — As repetições servem para duas finalidades :

1 — Aumentam a precisão do experimento, pois a média de várias repetições é uma estimativa mais precisa do comportamento de uma variedade que o valor de um único canteiro.

2 — A partir das replicações é possível calcularmos uma estimativa do erro do experimento.

Nos experimentos em blocos ao acaso, o erro padrão de uma média é s/\sqrt{n} onde s é o erro padrão na base de um canteiro e n o número de canteiros plantados com cada uma das variedades. Desde que se conheça s pode-se esperar reduzir

sx a 1/2, 1/3, 1/4 usando respectivamente 4, 9, e 16 repetições de cada variedade.

3 — DELINEAMENTOS FUNDAMENTAIS

3.1 — *Blocos ao acaso* — A finalidade de uma experiência de campo é efetuar-se a comparação de um certo número de tratamentos visando a escolha do melhor dentre os mesmos. Para instalarmos a experiência, necessitamos de canteiros em número suficiente para permitir a comparação dos tratamentos escolhidos, cada tratamento sendo plantado com um certo número de repetições.

Denominamos por plano em blocos ao acaso aquêles que é constituído de tantos blocos quantas repetições, todos os tratamentos sendo incluídos por sorteio ao acaso em cada um dos blocos. O grupamento dos tratamentos em blocos, é prática bastante antiga em agricultura; a novidade é o sorteio ao acaso, pois, no passado, predominavam as disposições sistemáticas que conduziam a resultados afetados por "bias" facilmente perceptíveis.

Nesse tipo de delineamento a variação apresentada pelos dados é atribuída a três cousas diversas :

- a — diferença entre tratamentos
- b — diferença entre blocos
- c — uma parte residual, compreendendo tôda a variação não explicada por (a) e (b) e que denominamos *erro experimental*.

3.11 — *Exatidão* — A disposição em blocos ao acaso conduz à comparação de canteiros em um mesmo bloco a qual é usualmente mais exata que a efetuada entre canteiros de blocos diferentes. Isso sucede porque a diferença entre as produções de dois canteiros próximos um do outro é em geral, menor que a entre dois canteiros afastados. Essa disposição, permitindo separar os componentes (b) e (c) de (a), pelo desdobramento da variação total dos dados, aumenta por conse-

guinte, a exatidão do experimento e torna a prova de significância mais sensível, a qual é efetuada pelo teste de F.

$F = \text{variância tratamentos} / \text{variância experimental}$

3.12 — *Flexibilidade* — O plano em blocos ao acaso não conduz a restrições, quer quanto ao número de tratamentos, quer quanto ao de repetições. Em relação a êste último, devemos considerar que o número de repetições não pode ser menor que dois, sem o que não é possível obtermos provas de significância e o máximo será determinado pela consideração de que, à media que aumenta o número de repetições, todos os aumentos equivalentes em precisão são obtidos a um custo cada vez maior. Após um limite, variável nos diferentes casos, um aumento no número de repetições implica em um aumento de despesas, não compensado pelo aumento em precisão.

Quanto ao número de tratamentos, êste influi diretamente no tamanho do bloco. Se ao gruparmos os tratamentos em blocos, procuramos obter comparação entre canteiros próximos, podemos facilmente compreender que o aumento do tamanho do bloco destroi essa vantagem, e prejudica a eficiência considerada.

3.13 — *Simplicidade da análise* — E' das mais simples e rápidas a análise da experiência em blocos ao acaso: Se n é o número de tratamentos, k o de repetições, os nk canteiros de que consta a experiência proporcionam $nk - 1$ graus de liberdade, que decompos em partes correspondentes aos três componentes de variação acima considerados.

Teremos:

- a) $n - 1$ graus de liberdade correspondentes às diferenças entre tratamentos.
- b) $k - 1$, correspondentes às diferenças entre repetições.
- c) $(n - 1)(k - 1)$ para o erro experimental.

A soma dos quadrados de desvios, total, é facilmente dividida em três partes ortogonais relativas às 3 divisões dos graus de liberdade.

Além disso, é possível, neste plano, subdividir com facilidade o erro, isolando as partes correspondentes à compara-

ção entre qualquer conjunto de tratamentos. Da mesma maneira é possível excluir do conjunto de tratamentos um qualquer dentre eles sem, com isso, invalidar a experiência ou complicar a análise dos resultados. Estas propriedades serão grandemente vantajosas no caso em que as diferenças de produções entre alguns tratamentos sejam muito grandes ou quando perdemos um dos tratamentos ou ainda quando o material estudado fôr muito heterogêneo.

3.2 — *Quadro Latino* — Consideremos uma tabela de dupla entrada com o mesmo número de linhas e colunas, número êsse que designaremos por k . Suponhamos agora, que temos k tratamentos e que distribuimos êsses tratamentos entre as k^2 células da tabela, de tal forma que cada tratamento apareça uma única vez em cada linha e coluna. Se escolhermos por sorteio uma das disposições possíveis, teremos o plano experimental que designamos por *quadrado latino*, cujas propriedades são :

3.21 — *Exatidão* — A disposição em quadrado latino conduz ao grupamento dos tratamentos em duas séries de blocos (blocos no sentido das linhas e blocos no sentido das colunas). Permite, por conseguinte, a eliminação dos efeitos devidos ao gradiente de fertilidade, em duas direções. Dessa dupla eliminação decorre, na maioria dos casos, maior exatidão que a obtida com a disposição em blocos ao acaso.

3.22 — *Flexibilidade* — O uso do quadrado latino limita o número de repetições, fixando-o igual ao de tratamentos, o que torna êsse plano pouco prático nos casos em que o número de tratamentos seja muito pequeno ou quando muito elevado. Quando o número de tratamentos é pequeno, podemos contornar a dificuldade, usando maior número de quadrados latinos mas, quando os tratamentos são em número elevado, não temos outro recurso senão o de usar outro plano experimental.

3.23 — *Simplicidade da análise* — Para analisar um quadrado latino, subdividimos os $k^2 - 1$ graus de liberdade correspondentes aos k^2 canteiros em 4 partes :

Tratamentos	$k - 1$
Linhas	$k - 1$
Colunas	$k - 1$
Erro	$(k - 1) (k - 2)$
Total	$k^2 - 1$

e as somas dos quadrados, de forma correspondente a êsse esquema.

Diversamente do que sucede com os blocos ao acaso, o termo correspondente ao erro, não pode ser, no quadrado latino, subdividido de forma a isolar a parte devida à comparação entre grupos de tratamentos. Decorre disto, que quando um ou mais tratamentos tem que ser eliminados da análise, esta é bastante mais complicada do que no caso de blocos ao acaso.

3.3 — *Comparação entre os planos em blocos ao acaso e em quadrados latinos* — Utilizando o ensaio de uniformidade de trigo, calculamos a eficiência relativa dos planos em blocos ao acaso, (alongados e quadrados) e em quadrado latino, compreendendo cada um deles, 25 canteiros numa mesma área de 5 x 5 canteiros. Foram utilizadas, 20 amostras diferentes, obtidas por sorteio. Os resultados obtidos são apresentados no quadro I.

3,31 — *Conclusões*

1) Os blocos quadrados foram mais eficientes que os alongados, porque eliminaram uma maior porção da heterogeneidade do solo.

2) Quando o número de variedades comparadas é pequeno (entre 5 e 8), o uso de planos em quadrado latino é o mais aconselhável, por fornecer estimativas, com menor dispersão e por ser, de uma maneira geral um plano experimental mais eficiente. Isso fica perfeitamente claro no caso 5 x 5 pela inspeção do quadro 1.

3.4 — *Experimentos fatoriais* — Os experimentos fatoriais são experimentos que abrangem tôdas as combinações possíveis entre os vários fatores. Com êsse tipo de experimenta-

ção, poderemos obter informações sôbre a ação dos fatores e, ainda, investigar as interações dos mesmos. Dizemos que dois fatores interagem quando o efeito dos dois, agindo juntos, é diferente da soma do efeito de cada um quando agindo sozinho. Nos estudos iniciais de uma cultura, um ensaio fatorial, constando da comparação de algumas variedades, adubações e espaçamentos levar-nos-ia a uma solução mais rápida dos problemas culturais. Longe de seguir o princípio científico de variar um só fator em cada experimento, isto é, em vez de serem instalados ensaios separados, um sôbre variedades, outro sôbre adubações e outro de espaçamentos, um único, fatorial, nos daria a mesma informação que os três separados e, mais ainda, o comportamento dos tratamentos quando em combinações uns com os outros (interações). Devem, porisso, ser preferidos, pois além de mais eficientes, são mais econômicos.

Admitamos que os três fatores a serem estudados, sejam simplesmente *a*, *b* e *c* com dois níveis cada: um e dois. Estaríamos em presença de um plano fatorial $2 \times 2 \times 2 = 2^3$ com os 8 tratamentos seguintes:

a1 b1 c1	1 1 1
a2 b1 c1	2 1 1
a1 b2 c1	1 2 1
a2 b2 c1	2 2 1
0.1	
a1 b1 c2	1 1 2
a2 b1 c2	2 1 2
a1 b2 c2	1 2 2
a2 b2 c2	2 2 2

Estas oito combinações poderiam ser dispostas num plano em blocos ao acaso, com todos os tratamentos em cada um dos blocos. Na análise da variância dêsse plano, os sete graus de liberdade entre tratamentos podem ser decompostos, ortogonalmente, da seguinte forma: três para os efeitos principais A, B e C, três para as interações AB, AC e BC e um para a interação ABC.

Os efeitos principais e as interações são definidas a partir dos seguintes produtos :

$$A = (a_2 - a_1) (b_2 + b_1) (c_2 + c_1) =$$

$$A = a_2b_2c_2 + a_2b_1c_2 + a_2b_2c_1 + a_2b_1c_1 - a_1b_2c_2 -$$

$$- a_1b_1c_2 - a_1b_2c_1 - a_1b_1c_1$$

$$AB = (a_2 - a_1) (b_2 - b_1) (c_2 + c_1)$$

$$ABC = (a_2 - a_1) (b_2 - b_1) (c_2 - c_1) , \text{ etc...}$$

Quando a interação AB existe e é positiva, o que aconteceu foi : nos tratamentos em que a e b entraram juntos, em $a_2b_2c_2$ por exemplo, a produção além de sofrer um acréscimo $\Delta a + \Delta b + \Delta c$ devido à ação de a , b e c , sofreu ainda um acréscimo Δab porque as ações de a e b quando juntas produziram um novo efeito. Um delineamento fatorial apresenta as seguintes vantagens :

- a — Permite a investigação das interações dos fatores.
- b — Aumento de generalidade nas conclusões.
- c — Um ensaio bem planejado desse tipo é de eficiência maior que o conjunto de ensaios feitos com cada um dos fatores em separado.

A medida que aumentamos o número de fatores ou níveis dos mesmos, aumentamos, proporcionalmente, o número de canteiros no bloco, o tamanho do bloco aumenta, a heterogeneidade dentro dos blocos cresce, e, como consequência, perdemos precisão. Entretanto com um refinamento de técnica, conseguimos contornar essa situação. Por exemplo, um ensaio de três fatores N, P, e K, cada um com três níveis, necessitaria de $3 \times 3 \times 3 = 27$ canteiros em cada bloco. Com o uso da técnica denominada “confundimento” conseguimos reduzir o bloco de 27 canteiros para três de nove, sem perder nenhuma das informações suplementares mais importantes acerca dos efeitos principais e interações.

3.5 — *Limitações dos Delineamentos Clássicos* — Uma lição fundamental tanto do delineamento em Blocos ao Acaso como do Quadrado Latino, é que o número de tratamentos ou variedades que comparamos tem que ser igual ao número de canteiros quer no bloco, na linha ou na coluna. Assim, se quisés-

semos comparar 8 tratamentos, no plano em blocos ao acaso necessitaríamos de 8 canteiros em cada bloco e nos quadrados latinos além de 8 canteiros na linha, 8 na coluna, devido à restrição do número de tratamentos necessitar igual número de repetições.

Precisamos então considerar a possibilidade da construção de delineamentos, que obedeçam às seguintes condições :

i) que o número de unidade por bloco seja menor que o número de variedades ou tratamentos.

ii) que tôdas as comparações entre duas variedades, ou dois tratamentos, tenham a mesma precisão (como teem nos delineamentos em blocos ao acaso e quadrado latino).

Um dos delineamentos que satisfazem a êsses dois itens é o delineamento em blocos incompletos equilibrados.

3.6 — *Blocos incompletos equilibrados.*

3.6.1 — Vamos considerar o problema a partir da forma mais simples. Suponhamos que o bloco é restrito a duas unidades (canteiros). Por exemplo, em um experimento, com o propósito de compararmos diversos sistemas de ensinar a lêr o melhor procedimento seria escolher para a prova, uma série de gêmeos monozigóticos. Os dois gêmeos são idênticos na herança genética e muito parecidos, na história de ambiente, nas influências familiares, sociais, etc... O par constitui, por isso um "bloco" natural com dois "canteiros". No estudo de vários métodos de curtir, o bloco poderia ser constituído das duas metades do couro de um animal, cortado na linha do dorso. Num ensaio sôbre o efeito de várias concentrações de Virus o bloco pode ser constituído de duas metades de uma mesma fôlha, etc... Nos exemplos citados, temos disponível uma série de blocos; num dêles o bloco é um par de gêmeos, no outro um couro, no terceiro uma fôlha de fumo. A estrutura lógica dos três experimentos foi a mesma.

Suponhamos que pretendemos comparar cinco tratamentos ou variedades designadas por *a*, *b*, *c*, *d*, *e*. Vamos constituir um esquema de todos os pares possíveis entre êstes tratamentos;

I ab	VI bd
II ac	VII be
III ad	VIII cd
IV ae	IX ce
V bc	X de

Se tivermos dez blocos disponíveis, podemos pôr um destes pares em cada bloco. Dentro de cada bloco a unidade que receberá o tratamento designado pela primeira letra no quadro acima, seria escolhida pelo lançamento de uma moeda.

O delineamento tem os seguintes característicos.

número de unidades por bloco	$k = 2$
número de tratamentos ou variedades	$v = 5$
número de repetições	$r = 4$
número de blocos	$b = 10$
número de unidades experimentais	$bk = rv = 20$
número de vezes que duas determinadas variedades estão juntas num mesmo bloco	$\lambda = 1$

E' claro que o delineamento obedece à primeira condição imposta :

$$k \leq x$$

E' possível concluirmos que ela obedece também à segunda, pelo seguinte raciocínio: o delineamento é simétrico em relação aos tratamentos. Seja qual fôr o par de letras escolhido, essas duas letras tem a propriedade de se juntar uma vez (e somente uma vez) em 1 bloco.

Notamos que não é legítimo compararmos a média das 4 repetições de *a* com a média das 4 repetições de *b*. As de *a* se encontram nos blocos I, II, III e IV; as de *b* nos blocos I, V, VI e VII. A diferença entre as médias das repetições de *a* e de *b* incluirá o efeito dos blocos II, III e IV por um lado, e V, VI e VII por outro. São essas diferenças entre blocos que

o experimento deve eliminar das comparações entre médias de tratamentos.

A técnica de eliminar essas diferenças consiste justamente em calcular e estimativa Δa (acréscimo devido à variedade a) pelo cálculo de

$\Delta a = 1/5 [(a-b) I + (a-c) II + (a-d) III + (a-e) IV]$
pois Δa é uma estimativa de Δa onde

$$\Delta a = a - \frac{a + \beta + v + o + e}{5} =$$

$$\Delta a = 1/5 [(a-\beta) + (a-v) + (a-o) + (a-e)]$$

Essa estimativa está isenta das diferenças entre blocos pois foi calculada com canteiros do mesmo bloco. Nas tabelas de Fisher e Yates encontramos as soluções possíveis para diferentes números de variedades e ainda como efetuar a análise estatística. O prof. W. L. Stevens apresentou no I Seminário de Estatística, em Campinas, algumas soluções novas.

Com princípios semelhantes, outros delineamentos foram inventados, satisfazendo às condições $k \leq v$, como delineamentos em latice onde k é igual a raiz quadrada do número de variedades (portanto o número de variedades comparáveis deve ser um quadrado perfeito), em lattice cúbico (onde o número de variedades é o cubo do número das unidades que entram num bloco), etc., tendo cada um sua técnica especial de sorteio e análise estatística, permitindo comparações de um número bem maior de tratamentos, praticamente impossível de serem feitas por meio dos delineamentos em blocos ao acaso e quadrados latinos.

4 — *Algumas sugestões* — O experimentador deve considerar o seu problema, lembrando-se :

a) — Que existem numerosos métodos para aumentar a exatidão de um experimento: frequentemente pode-se chegar ao mesmo fim por diferentes caminhos.

b) — Que o método adotado deve ser aquêle para o qual o padrão desejado de exatidão pode ser obtido com os menores gastos de tempo e dinheiro.

c) — Que uma vez escolhido o delineamento, a interpretação dos dados tem que ser feita pela análise estatística apropriada ao delineamento.

d) — Que um experimento bem planejado responderá às questões formuladas pelo experimentador de forma mais rápida e completa.

BIBLIOGRAFIA SUPLEMENTAR

— Aqueles que estiverem interessados em maiores detalhes, recomendamos :

- 1 — COCHRAN, W. G. e Gertrudes M. Cox — *Experimental Designs*, Johon Wiley & Sons, 1950.
- 2 — HAYES, H. K. e F. R. Immer — *Methods of Plant Breeding*, Mcgraw-Hill, 1942.
- 3 — FRAGA JR., C. G. — *Princípios de Planejamento de Experiências*. I Seminário de Estatística, 1949.
- 4 — CONAGIN, A. — *Eficiência na Experimentação com Caneteiros*, Rev. Agric. Vol. XXIV, N. 3-4, 1949.
- 5 — CONAGIN, A. — *Delineamento e Análise de um Experimento Fatorial do tipo 3 x 3 x 3 com confundimento parcial* — IV Seminário de Estatística, 1950.
- 6 — STEVENS, W. L. — *Desenvolvimentos Modernos do Delineamento dos Experimentos*. Experimentação Fatorial. II Seminário de Estatística, 1949.
- 7 — STEVENS W. L. — *Blocos Incompletos Equilibrados* — I Seminário de Estatística, 1949.

Na elaboração desta palestra aproveitámos os trechos seguintes :

Capítulo I — Resumido de Cochran e Cox.

Capítulo II — Selecionado de Hayes e Immer.

Capitulo III — Foi baseado nos artigos de C. G. Fraga Jr., A. Conagin e W. L. Stevens.

Quando foi possível citámos resultados obtidos em nossas condições, pois apresentam maior interêsse para nós.

Quadro I — Resultados obtidos com planos em blocos ao acaso e em quadrado latinos.

Amostras	Erros experiment. (Variâncias)			Difer. mínimas em % da média geral		
	Bloc. along.	Bloc. quadr.	Quadr. latino	Bloc. along.	Bloc. quadr.	Quadr. latino
1	7604	3278	1574	27,2	17,9	12,7
2	1617	2005	1131	14,1	15,7	12,1
3	3014	1224	1190	18,9	12,0	12,2
4	4234	2418	2278	21,6	16,3	16,3
5	2865	1295	1272	19,0	12,8	13,0
6	1159	816	877	10,5	8,8	9,4
7	2655	1782	2269	15,8	12,9	15,0
8	3959	3546	1820	18,5	17,5	12,9
9	3000	3247	2156	16,8	17,4	14,6
10	3232	3429	2549	17,7	18,3	16,2
11	2720	1602	1746	17,3	13,2	14,2
12	2254	868	956	15,4	9,6	10,3
13	2831	1732	1246	17,8	13,9	12,2
14	1202	3834	2111	11,7	20,9	15,9
15	5012	1598	810	22,3	12,6	9,2
16	1814	2681	1369	13,5	16,4	12,0
17	5483	1035	831	23,2	10,1	9,3
18	4835	1317	805	21,6	11,2	9,0
19	1813	2456	970	14,8	17,2	11,1
20	2854	1975	1896	18,1	15,0	15,1
Dispers. V médio	6445	3018	1744	16,7	12,1	7,3
Efic. rel.	68.2%	84.2%	100%	71,3%	87,6%	100,0%