

Delineamento e Análise de Experimentos

Professora Juliana Betini Fachini Gomes
e-mail: jfachini@unb.br

Brasília - 2023

EXEMPLO

- Suponha que um pesquisador esteja estudando os efeitos de cinco formulações diferentes de um propulsor de foguete usado em sistemas de escape de tripulação na taxa de queima observada;
- Cada formulação é misturada a partir de um lote de matéria-prima que é grande o suficiente apenas para cinco formulações serem testadas;
- As formulações são preparadas por vários operadores

EXEMPLO

- Logo, parece que há dois fatores de "incômodo" a serem considerado no projeto: lotes de matéria-prima e operadores;
- O projeto apropriado para este problema consiste em testar a exatidão de cada formulação uma vez em cada lote de matéria-prima e que cada formulação seja preparada exatamente uma vez por cada um dos cinco operadores;
- O experimento adequado para esse problema é o Experimento em Quadrado Latino.

Os experimentos em Quadrado Latino consideram os seguintes princípios básicos da experimentação:

- Casualização;
- Repetição;
- Controle local em dois sentidos perpendiculares: chamados de linhas e colunas

EXEMPLOS

- Experimentos envolvendo animais de pastejo em que pretende-se estudar o efeito de rações na produção de leite sobe regime de pastejo, com várias forrageiras:
 - De um lado controlam-se as várias forrageiras e de outro, os diferentes animais.
- Desgaste de pneus - deve-se controlar os tipos de carros e a posição em que o pneu se encontra.

QUADRADO LATINO

- A principal característica nesse tipo de experimento é que o número de linhas é igual ao número de colunas e igual ao número de tratamentos;
- Então, cada tratamento aparece apenas uma vez em cada linha e uma vez em cada coluna;
- Se tivermos p tratamentos, teremos p^2 parcelas.

QUADRADO LATINO

TABELA : Quadrado Latino antes da casualização

| Colunas | | | | | |
|---------|---|---|---|---|---|
| Linhas | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 1 | A | B | C | D | E |
| 2 | B | C | D | E | A |
| 3 | C | D | E | A | B |
| 4 | D | E | A | B | C |
| 5 | E | A | B | C | D |

QUADRADO LATINO

- A casualização pode ser feita em uma ou duas etapas;
- Em uma etapa - faz-se o sorteio das linhas ou das colunas;
- Em duas etapas - primeiro faz-se o sorteio das linhas e em seguida das colunas. Ou vice e versa.

QUADRADO LATINO

TABELA : Quadrado Latino após casualização das colunas

| Colunas | | | | | |
|---------|---|---|---|---|---|
| Linhas | 3 | 5 | 1 | 2 | 4 |
| 1 | C | E | A | B | D |
| 2 | D | A | B | C | E |
| 3 | E | B | C | D | A |
| 4 | A | C | D | E | B |
| 5 | B | D | E | A | C |

QUADRADO LATINO

TABELA : Quadrado Latino após casualização das colunas e linhas

| Colunas | | | | | |
|---------|---|---|---|---|---|
| Linhas | 3 | 5 | 1 | 2 | 4 |
| 3 | E | B | C | D | A |
| 1 | C | E | A | B | D |
| 4 | A | C | D | E | B |
| 5 | B | D | E | A | C |
| 2 | D | A | B | C | E |

MODELO

O modelo do experimento em Quadrado Latino é definido por:

$$y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \tau_j + \beta_k + \varepsilon_{ijk}, \quad (1)$$

em que $i = 1, 2, \dots, p$; $j = 1, 2, \dots, p$; $k = 1, 2, \dots, p$; y_{ijk} é a observação da i -ésima linha e k -ésima coluna para o j -ésimo tratamento; μ é a média geral; α_i é o efeito de linha; τ_j é o efeito dos tratamentos; β_k é o efeito de coluna e ε_{ijk} componente de erro aleatório com distribuição $N(0, \sigma^2)$.

MODELO

- As hipóteses de interesse para o modelo (1) são definidas por:

$$\begin{cases} H_0 : \tau_1 = \tau_2 = \dots = \tau_a = 0, & (\text{O efeito de tratamento é nulo}) \\ H_1 : \exists \tau_i \neq 0 \end{cases}$$

MODELO

A análise de variância pode ser estendida para o modelo (1) ao particionar a soma quadrados total de $N = p^2$ observações em componentes de linhas, colunas, tratamentos e erros, por exemplo

$$SQ_T = SQ_{Linha} + SQ_{Trat} + SQ_{Coluna} + SQ_{Res}; \quad (2)$$

com respectivo grau de liberdade:

$$p^2 - 1 = (p - 1) + (p - 1) + (p - 1) + (p - 2)(p - 1)$$

MODELO

- As somas de quadrados também podem ser escritas como:

$$SQ_T = \sum_i \sum_j \sum_k y_{ijk}^2 - \frac{y_{...}^2}{N}$$

$$SQ_{Trat} = \frac{1}{p} \sum_{j=1}^p y_{.j.}^2 - \frac{y_{...}^2}{N}$$

$$SQ_{Linha} = \frac{1}{p} \sum_{i=1}^p y_{i..}^2 - \frac{y_{...}^2}{N}$$

$$SQ_{Coluna} = \frac{1}{p} \sum_{k=1}^p y_{..k}^2 - \frac{y_{...}^2}{N}$$

$$SQ_{Res} = SQ_T - (SQ_{Linha} + SQ_{Trat} + SQ_{Coluna})$$

ANOVA

- Sob a suposição de $\varepsilon_{ijk} \sim N(0, \sigma^2)$, cada soma de quadrados do lado direito da equação (1) dividido por σ^2 , são variáveis aleatórias independente com distribuição χ^2 .
- Sendo assim, para testar a igualdade das médias de tratamento, a estatística de teste é definida por:

$$F_0 = \frac{QM_{Trat}}{QM_{Res}},$$

com distribuição $F_{p-1, (p-2)(p-1)}$ se a hipótese nula for verdadeira.

- A região crítica é a cauda superior da distribuição F , e rejeitamos H_0 se $F_0 > F_{\alpha, p-1, (p-2)(p-1)}$.

ANOVA

TABELA 1: Tabela de Análise de Variância - Quadrado Latino

| Fonte de Variação | SQ | g.l. | QM | E[QM] | F |
|-------------------|---------------|--------------|---------------|--|------------------------|
| Tratamentos | SQ_{Trat} | $p - 1$ | QM_{Trat} | $\sigma^2 + \frac{p \sum \tau_j^2}{p-1}$ | QM_{Trat} / QM_{Res} |
| Linhas | SQ_{Linha} | $p - 1$ | QM_{Linha} | $\sigma^2 + \frac{p \sum \alpha_i^2}{p-1}$ | |
| Colunas | SQ_{Coluna} | $p - 1$ | QM_{Coluna} | $\sigma^2 + \frac{p \sum \beta_k^2}{p-1}$ | |
| Resíduo | SQ_{Res} | $(p-2)(p-1)$ | QM_{Res} | σ^2 | |
| Total | SQ_T | $p^2 - 1$ | | | |

ANOVA

- Como o número de tratamentos define o número de linhas e de colunas ele também define o número de repetições;
- A grande restrição dos experimentos em quadrado latino é que para 2, 3 ou 4 tratamentos, teremos apenas 0, 2 ou 6 grau de liberdade para o resíduo, respectivamente;
- Por outro lado, com 9 ou mais tratamentos, o quadrado latino fica muito grande trazendo dificuldades na instalação;
- Então, os quadrados latinos mais utilizados são de 5×5 , 6×6 , 7×7 e 8×8 .

COMPARAÇÕES DE MÉDIAS

- Caso seja verificado pela ANOVA a diferença entre as médias de tratamentos;
- Pode-se utilizar todas as técnicas de comparações múltiplas estudadas anteriormente;
- Porém, deve-se realizar as modificações necessárias em relação ao número de repetições e número de graus de liberdade.

ESTIMAÇÃO DOS PARÂMETROS

- Para encontrar os estimadores de mínimos quadrados de μ , α_i , τ_j e β_k , é necessário escrever a soma dos quadrados dos erros:

$$L = \sum_i \sum_{jk} \varepsilon_{ijk}^2 = \sum_i \sum_{jk} (y_{ijk} - \mu - \alpha_i - \tau_j - \beta_k)^2 \quad (3)$$

e os valores de μ , α_i , τ_j e β_k , que minimizam a equação (3) são os estimadores de mínimos quadrados, $\hat{\mu}$, $\hat{\alpha}_i$, $\hat{\tau}_j$ e $\hat{\beta}_k$.

- Os valores apropriados seriam as soluções para as equações simultâneas:

$$\frac{\partial L}{\partial \mu} | \hat{\mu}, \hat{\alpha}_i, \hat{\tau}_j, \hat{\beta}_k = 0,$$

$$\frac{\partial L}{\partial \alpha_i} | \hat{\mu}, \hat{\alpha}_i, \hat{\tau}_j, \hat{\beta}_k = 0 \quad i = 1, 2, \dots, p,$$

$$\frac{\partial L}{\partial \tau_j} | \hat{\mu}, \hat{\alpha}_i, \hat{\tau}_j, \hat{\beta}_k = 0 \quad j = 1, 2, \dots, p,$$

e

$$\frac{\partial L}{\partial \beta_k} | \hat{\mu}, \hat{\alpha}_i, \hat{\tau}_j, \hat{\beta}_k = 0 \quad k = 1, 2, \dots, p.$$

ESTIMAÇÃO DOS PARÂMETROS

- Ao aplicar as restrições: $\sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i = 0$, $\sum_{j=1}^p \hat{\tau}_j = 0$ e $\sum_{k=1}^p \hat{\beta}_k = 0$, a solução para o sistema de equações normais é:

$$\hat{\mu} = \bar{y}_{...},$$

$$\hat{\alpha}_i = \bar{y}_{i..} - \bar{y}_{...}$$

$$\hat{\tau}_j = \bar{y}_{.j.} - \bar{y}_{...}$$

e

$$\hat{\beta}_k = \bar{y}_{..k} - \bar{y}_{...}$$

DIAGNÓSTICO DO MODELO

- As técnicas de diagnóstico utilizadas para os experimentos anteriores também devem ser utilizadas para verificar os pressupostos do modelo;
- Para o modelo (1), os resíduos são definidos por:

$$\begin{aligned} e_{ijk} &= y_{ijk} - \hat{y}_{ijk} \\ &= y_{ijk} - \bar{y}_{i..} - \bar{y}_{.j.} - \bar{y}_{..k} + 2\bar{y}_{...} \end{aligned} \quad (4)$$

SUPosição DE NORMALIDADE

- Pode ser inicialmente verificada ao construir um histograma dos resíduos. Se a suposição sobre os erros for satisfeita, este gráfico deve se parecer com uma amostra de uma distribuição normal centrada em zero;
- Outro recurso gráfico importante é o **Gráfico de Probabilidade Normal dos resíduos** - cada resíduo é colocado em um gráfico versus seu valor esperado sob normalidade.
- Se o resultado gráfico for aproximadamente linear, há evidências da suposição de normalidade.
- Se o resultado gráfico afasta substancialmente da linearidade, não há evidências de que a distribuição do erro é normal.
- Teste de hipótese também pode ser utilizado, como o teste de Shapiro-Wilk.

SUPosição DE INDEPENDÊNCIA

- O objetivo é verificar se existe qualquer correlação entre os erros que são próximos um dos outros em uma sequência;
- Quando os erros são independentes espera-se que os resíduos versus a ordem das observações flutuem em um padrão mais ou menos aleatório em torno da linha de referência Zero.

VARIÂNCIA CONSTANTE

- Gráficos dos resíduos versus valores ajustados podem ser usados para verificar se a variância dos erros é constante. Pois, os sinais dos resíduos não são importantes para examinar a constância da variância do erro;
- Testes de hipóteses: F , Bartlett e Levene podem ser utilizados com certa parcimônia.

ADITIVIDADE

- Teste de hipótese: Teste de aditividade de Tukey

Qual o tamanho da amostra?

- Em qualquer problema de planejamento experimental, uma decisão crítica é a escolha do tamanho da amostra, isto é, determinar o número de tratamentos, linhas e blocos a serem executadas, ao considerar o delineamento em quadrado latino;

TAMANHO DA AMOSTRA

- A probabilidade do erro tipo II do modelo de efeitos fixos é definida por:

$$\begin{aligned}\beta &= P\{\text{n\~ao rejeitar } H_0 | H_0 \text{ \textit{e} falsa}\} \\ &= P\{F_0 < F_{\text{cr\~itico}} | H_0 \text{ \textit{e} falsa}\}\end{aligned}\tag{5}$$

TAMANHO DA AMOSTRA

- Para avaliar a probabilidade do erro tipo II, definida na equação (5), é preciso conhecer a distribuição da estatística do teste F_0 se a hipótese nula for falsa;
- Pode-se mostrar que, se H_0 for falsa, a estatística $F_0 = QM_{Trat}/QM_{Res}$ tem distribuição F não central com $p - 1$ e $(p - 2)(p - 1)$ graus de liberdade e parâmetro de não centralidade δ ;
- Se $\delta = 0$, a distribuição F não central torna-se a distribuição F usual (central).

TAMANHO DA AMOSTRA

- O parâmetro de não centralidade da distribuição F pode ser obtido ao calcular:

$$E \left[\frac{SQ_{Trat}}{\sigma^2} \right],$$

- E esse parâmetro será igual a:

$$\delta = \frac{p \sum_{j=1}^p \tau_j^2}{\sigma^2}, \quad (6)$$

- É possível observar que sob H_0 , a equação (6) é igual a 0.

TAMANHO DA AMOSTRA

- O pesquisador deve especificar os valores de τ e σ^2 ;
- A estimativa de σ^2 pode estar disponível a partir de uma experiência anterior, um experimento anterior ou uma estimativa de julgamento.
- Ao calcular δ , β e o poder do teste $(1 - \beta)$ para diferentes valores de n , é possível encontrar o tamanho da amostra.