

UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA

Desempenhos do delineamento em blocos incompletos balanceados sob duas condições experimentais

Daibou Alassane
Doctor Scientiae

**VIÇOSA - MINAS GERAIS
2026**

DAIBOU ALASSANE

Desempenhos do delineamento em blocos incompletos balanceados sob duas condições experimentais

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Estatística Aplicada e Biometria, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

Orientador: Jose Ivo Ribeiro Junior

**Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Central da Universidade
Federal de Viçosa - Campus Viçosa**

T

A314d
2026
Alassane, Daibou, 1985-
Desempenhos do delineamento em blocos incompletos
balanceados sob duas condições experimentais / Daibou
Alassane. – Viçosa, MG, 2026.
1 tese eletrônica (54 f.): il.

Orientador: José Ivo Ribeiro Júnior.
Tese (doutorado) - Universidade Federal de Viçosa,
Departamento de Estatística, 2026.

Referências bibliográficas: f. 53-54.

DOI: <https://doi.org/10.47328/ufvbbt.2026.133>

Modo de acesso: World Wide Web.

1. Estatística matemática. 2. Projeto experimental.
3. Análise de erros (Matemática). 4. Análise de variância.
I. Ribeiro Júnior, José Ivo, 1966-. II. Universidade Federal de
Viçosa. Departamento de Estatística. Programa de
Pós-Graduação em Estatística Aplicada e Biometria. III. Título.

CDD 22. ed. 519.5

DAIBOU ALASSANE

Desempenhos do delineamento em blocos incompletos balanceados sob duas condições experimentais

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Estatística Aplicada e Biometria, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

APROVADA: 25 de fevereiro de 2026.

Assentimento:

Daibou Alassane
Autor

Jose Ivo Ribeiro Junior
Orientador

Essa tese foi assinada digitalmente pelo autor em 31/03/2026 às 19:00:50 e pelo orientador em 01/04/2026 às 09:16:20. As assinaturas têm validade legal, conforme o disposto na Medida Provisória 2.200-2/2001 e na Resolução nº 37/2012 do CONARQ. Para conferir a autenticidade, acesse <https://siadoc.ufv.br/validar-documento>. No campo 'Código de registro', informe o código **7XOZ.XEAP.GS3L** e clique no botão 'Validar documento'.

AGRADECIMENTOS

Este trabalho foi realizado com o apoio das seguintes agências de pesquisa brasileiras: Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001, Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG) e Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

A Deus, por estar sempre me indicando o melhor caminho, e me dando força em todos os momentos da vida, muito obrigado Senhor!

Ao orientador professor José Ivo Ribeiro Júnior, pela amizade, paciência, confiança, pelos conhecimentos transmitidos e pela orientação na realização deste trabalho.

Aos meus pais, Lamatou Soule e Mamam Alassane, meu tio Djibril Assouma, minhas irmãs e irmãos, pelo apoio, amizade, união e compreensão em todos os momentos.

A minha esposa, Jéssica Paula da Cruz, pelo apoio irrestrito, pelo incentivo, carinho e compreensão em todos os momentos.

Aos professores, colegas e amigos do departamento de estatística, pelos ensinamentos, disponibilidade, amizade e carinho.

À Universidade Federal de Viçosa, pela oportunidade de realizar minha pós-graduação, e a CAPES pelo apoio financeiro.

Aos professores que participaram da banca examinadora, Rodrigo Luiz Pereira Lara, Paulo Roberto Cecon, Paulo César Emiliano, Jaqueline Akemi Suzuki Sedyama e Caio Augusto Nunes Marques, por terem aceitado o convite e por suas contribuições oportunas, que certamente enriqueceram o trabalho.

Ao secretário do curso de pós-graduação em Estatística Aplicada e Biometria, Junior José Pires pelo apoio, atenção e amizade.

A todas as pessoas que, direta ou indiretamente, estiveram presentes na realização deste trabalho.

“A estatística é a gramática da ciência.”
(Karl Pearson)

RESUMO

ALASSANE, Daibou, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, fevereiro de 2026. **Desempenhos do delineamento em blocos incompletos balanceados sob duas condições experimentais.** Orientador: Jose Ivo Ribeiro Junior.

O delineamento em blocos incompletos balanceado (DBIB) é um delineamento que se torna importante nos experimentos agrários, quando há a necessidade de estratificar a heterogeneidade do campo experimental, a fim de estimar, mais adequadamente, a variância associada ao erro experimental, especialmente, quando são avaliados muitos tratamentos e/ou quando as condições experimentais são muito heterogêneas. No entanto, como o DBIB pode ser classificados em DBIBs tipos I, II e III e cujos dados podem ser analisados por meios das análises intrablocos (INTRA) e com recuperação da informação interblocos (INTER), o objetivo desse trabalho consistiu em avaliar os efeitos dos dois métodos de análises (INTRA e INTER) e dos três tipos de DBIBs (I, II e III), além de incluir como níveis de um terceiro fator, três diferentes possibilidades de casualizações dos tratamentos às unidades experimentais dos blocos incompletos (1, 2 e 3), sob duas condições experimentais. Para dar início à formação de cada conjunto de dados, foi realizada a simulação dos erros experimentais de acordo com a distribuição normal com média igual a zero e desvio-padrão populacional que fornecesse um coeficiente de variação residual de 4%. Depois, foram impostos os valores de todos os efeitos conhecidos dos modelos estatísticos associados aos DBIBs tipos I, II e III, a fim de obter os valores observados de uma variável-resposta Y . Como exemplo de simulação, adotou-se um experimento com seis tratamentos, dez repetições por tratamento e 30 blocos incompletos com duas unidades experimentais, sendo que cada par de tratamentos apareceu juntos em um mesmo bloco incompleto duas vezes. Após as análises dos valores observados de Y , foram estimados oito erros relativos em relação aos valores verdadeiros de Y , ou seja, sem a consideração dos erros experimentais simulados. E por fim, para cada um dos oito erros relativos estimados nas duas condições experimentais, separadamente, foi realizada a análise de um experimento fatorial $2 \times 3 \times 3$ instalado sob o delineamento inteiramente casualizado (DIC) com três repetições por tratamento, para determinar a melhor combinação entre os níveis dos três fatores avaliados: métodos de análises, diferentes casualizações e tipos de DBIBs. Posteriormente, foram obtidos os resultados dos oito erros relativos obtidos a partir das análises intrablocos e com recuperação da informação interblocos, oriundos das três diferentes casualizações e cujos

experimentos foram instalados sob os DBIBs tipos I, II e III, nas condições experimentais 1 e 2, separadamente. De modo geral, para as condições experimentais 1 e 2, consideradas como a recomendada e a não recomendada para as instalações dos DBIBs I e II, respectivamente, o DBIB tipo III apresentou o melhor desempenho por meio da análise intrablocos, e não havendo interferências das três diferentes casualizações. Por outro lado, a análise com recuperação da informação interblocos só aumenta a eficiência em melhorar as estimativas dos parâmetros estudados, quando aplicada aos experimentos instalados sob os DBIBs tipos I e II.

Palavras-chave: análise intrablocos; análise interblocos; Precisão experimental

ABSTRACT

ALASSANE, Daibou, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, February, 2026. **Performance of the balanced incomplete block design under two experimental conditions.** Adviser: Jose Ivo Ribeiro Junior.

The balanced incomplete block design (BIBD) is an important design in agricultural experiments when there is a need to account for field heterogeneity in order to more accurately estimate the variance associated with experimental error, especially when many treatments are evaluated and/or when experimental conditions are highly heterogeneous. However, since BIBDs can be classified into types I, II, and III, and their data can be analyzed using intrablock (INTRA) analysis or with recovery of interblock information (INTER), the objective of this study was to evaluate the effects of the two analysis methods (INTRA and INTER) and the three types of BIBDs (I, II, and III). Additionally, three different randomization schemes of treatments to experimental units within incomplete blocks (1, 2, and 3) were considered as levels of a third factor, under two experimental conditions. To generate each dataset, experimental errors were simulated according to a normal distribution with mean zero and a population standard deviation that provided a residual coefficient of variation of 4%. Subsequently, all known effects of the statistical models associated with BIBDs types I, II, and III were imposed in order to obtain the observed values of a response variable Y . As a simulation example, an experiment with six treatments, ten replications per treatment, and 30 incomplete blocks with two experimental units each was considered, such that each pair of treatments appeared together in the same incomplete block twice. After analyzing the observed values of Y , eight relative errors were estimated in relation to the true values of Y , that is, without considering the simulated experimental errors. Finally, for each of the eight relative errors estimated under the two experimental conditions, separately, a factorial experiment ($2 \times 3 \times 3$) arranged in a completely randomized design (CRD) with three replications per treatment was conducted to determine the best combination among the levels of the three evaluated factors: analysis methods, randomization schemes, and types of BIBDs. Subsequently, results for the eight relative errors obtained from intrablock analysis and from analysis with recovery of interblock information were evaluated, considering the three randomization schemes and experiments conducted under BIBDs types I, II, and III, separately for experimental conditions 1 and 2. In general, for experimental conditions 1 and 2, considered as recommended and not recommended for the implementation of BIBDs types I and II, respectively, BIBD type III showed

the best performance under intrablock analysis, with no influence of the three different randomization schemes. On the other hand, the analysis with recovery of interblock information only increases efficiency in improving parameter estimates when applied to experiments conducted under BIBDs types I and II.

Keywords: intrablock analysis; interblock analysis; experimental precision

LISTA DE SIGLAS

CAS: Casualização

CV: Coeficiente de variação

DBC: Delineamento em blocos casualizados

DBI: Delineamento em blocos incompletos

DBIB: Delineamento em blocos incompletos balanceados

DEL: Tipo de delineamento em blocos incompletos balanceados

ER: Eficiência relativa

ER_i: Erro relativo i

F: Teste F

FV: Fonte de Variação

GL: Graus de liberdade

INTER: Análise com recuperação da informação interblocos

INTRA: Análise intrablocos

MET: Método de análise

NREC : Segunda condição experimental não recomendada

REC: Primeira condição experimental recomendada

SQ: Soma de Quadrados

QM: Quadrado Médio

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	12
2. OBJETIVOS	14
2.1 Geral	14
2.2 Específicos	14
3. REVISÃO DE LITERATURA	15
3.1 Delineamento em Blocos Incompletos Balanceados	15
3.1.1 Análise de Variância Intrablocos	18
3.1.1.1 DBIB Tipo I.....	18
3.1.1.2 DBIB Tipo II	20
3.1.1.3 DBIB tipo III	21
3.1.2 Análise de Variância Interblocos	22
3.1.2.1 DBIB Tipo I.....	24
3.1.2.2 DBIB Tipo II	25
3.1.2.3 DBIB Tipo III.....	27
3.2 Médias de Tratamentos	28
3.3 Eficiência Relativa	29
3.4 Software R	30
4. METODOLOGIA	31
4.1 Simulação dos Dados	31
4.2 Condição Experimental	32
4.3 Delineamento em Blocos Incompletos Balanceados	34
4.3.1 DBIB Tipo I.....	34
4.3.2 DBIB Tipo II	35
4.3.3 DBIB Tipo III.....	36
4.4 Análise de Variância	37
4.4.1 DBIB Tipo I.....	37
4.4.2 DBIB Tipo II	38
4.4.3 DBIB Tipo III.....	40
4.5 Casualizações dos Tratamentos	42

4.6 Medidas Avaliadas	42
4.7 Análises das Medidas Avaliadas	43
5. RESULTADOS E DISCUSSÃO	44
5.1 Efeitos de Tratamentos	44
5.2 Variância Residual	48
5.3 Valores Ajustados.....	50
6. CONCLUSÕES	52
7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	53

1. INTRODUÇÃO

Nos experimentos em Ciências Agrárias, quando há a necessidade de estratificar a heterogeneidade, quando presente, da área experimental, o delineamento em blocos casualizados (DBC) é o geralmente adotado. A estratificação da área experimental por meio de blocos o mais homogêneos possíveis, possibilita maior precisão nas comparações entre os tratamentos (Steel et al., 1997; Pimentel-Gomes, 2022). Entretanto, a eficiência do DBC está condicionada ao tamanho e à homogeneidade dos blocos. Por isso à medida que o número de tratamentos aumenta ou que a área experimental apresenta maior variabilidade espacial, torna-se crescente a dificuldade de manter os blocos suficientemente homogêneos. Nesses cenários, o DBC tende a tornar-se ineficiente, uma vez que os blocos maiores ampliam a probabilidade de superestimação da variância residual, resultando em menor poder do teste para detectar diferenças reais entre os tratamentos (Piepho et al., 2003; Masood et al., 2008).

No entanto, quando o número de tratamentos aumenta muito e/ou quando o campo experimental é muito heterogêneo, ou ainda, quando certas limitações impedem a formação de blocos maiores, poderá ser mais viável implantar um delineamento em blocos incompletos (DBI). Dentre eles, destaca-se a aplicação do delineamento em blocos incompletos balanceados (DBIB), isto é, de um delineamento com blocos que não incluem todos os tratamentos, ou seja, de blocos incompletos, mas que impõe a restrição de que cada par de tratamentos ocorra o mesmo número de vezes em todos eles, a fim de possibilitar estimar, mais adequadamente, a variância associada ao erro experimental e, conseqüentemente, de proporcionar comparações mais justas entre as médias dos tratamentos (Pimentel-Gomes; Garcia, 2002; Pimentel-Gomes, 2022).

Conforme já mencionado, o DBIB é um delineamento de casualização, cujos os v tratamentos são distribuídos aleatoriamente em b blocos incompletos, cada um deles de tamanho k ($k < v$), de modo que cada tratamento apareça, de forma balanceada, com r repetições, que nenhum deles apareça mais de uma vez em um mesmo bloco incompleto e que cada par de tratamentos apareça juntos em um mesmo blocos incompletos (λ). Isso implica que duas condições referentes ao número total de unidades experimentais ($vr = bk$) e ao número de repetições de todos os pares possíveis de tratamentos [$\lambda(v - 1) = r(k - 1)$] sejam satisfeitas.

Contudo, as satisfações das duas condições relacionadas aos parâmetros do DBIB restringem, também, a escolha de uma determinada combinação entre a quantidade de tratamentos, o número de repetições por tratamento e a quantidade e o tamanho dos blocos

incompletos. Outra dúvida é garantir que as diferentes possibilidades de casualizações dos tratamentos a uma maior quantidade de blocos incompletos de tamanhos menores, possam, independentemente da casualização seguida para a distribuição dos tratamentos, evitar vieses nas comparações entre as médias dos tratamentos. Um terceiro desafio é estabelecer, mais adequadamente, o modelo estatístico. Por isso, o DBIB pode ser dividido nos seguintes três tipos de delineamentos: DBIBs tipos I, II e III. Além disso, cada um dos modelos estatísticos associados a cada um desses três tipos, respectivamente, pode ser analisado por meio de dois métodos de análise de variância: análise intrablocos e análise com recuperação da informação interblocos.

Porém, o que se sabe, conforme as informações apresentadas por Masood et al. (2008) e Sewenet (2019), é que o delineamento em bloco casualizado (DBC) pode se tornar mais ineficiente à medida em que o número de tratamentos aumentar, devido ao aumento da dificuldade do bloco completo continuar sob as mesmas condições homogêneas com o aumento do seu tamanho. Como resultado, pode-se obter uma superestimativa da variância do erro experimental e, conseqüentemente, uma diminuição na probabilidade de detectar diferenças significativas entre as médias dos tratamentos avaliados. Por isso, nesses casos, eles recomendam a troca do DBC por um tipo de DBIB analisado por um determinado método, sem, necessariamente, estabelecerem uma indicação mais específica.

Isso significa que um tipo de DBIB pode ser a escolha mais adequada para o planejamento de experimentos, quando os mesmos enfrentarem os desafios inerentes às comparações de muitos tratamentos e a uma maior variabilidade experimental. De todo modo, o melhor planejamento dependerá da melhor escolha da combinação entre o tipo do DBIB e o método de análise, sob uma determinada condição experimental. Conseqüentemente, uma alternativa para enfrentar esse desafio, a fim de proporcionar uma restrição da casualização dos tratamentos às unidades experimentais mais eficiente, de modo a estratificar melhor as heterogeneidades presentes no experimento.

Portanto, ao compreender como os DBIBs se comportam sob diferentes condições experimentais, pode se aprimorar a aplicabilidade desses delineamentos, visando análises estatísticas mais confiáveis e inferências mais assertivas.

2. OBJETIVOS

2.1 Geral

Determinar a melhor combinação entre os métodos de análises intrablocos e com recuperação da informação interblocos, de três diferentes possibilidades de casualização e dos DBIBs tipos I, II e III, sob duas diferentes condições experimentais.

2.2 Específicos

Verificar se diferentes condições experimentais implicam na necessidade de planejar diferentes tipos de DBIBs e de analisar os seus dados por diferentes métodos.

Verificar se diferentes casualizações provocam diferentes comparações entre os efeitos dos tratamentos.

3. REVISÃO DE LITERATURA

3.1 Delineamento em Blocos Incompletos Balanceados

O delineamento em blocos incompletos balanceados (DBIB) constitui-se em uma classe de delineamentos amplamente utilizada na experimentação agrícola e nos ensaios de melhoramento, especialmente quando o número de tratamentos (v) é elevado ou quando a heterogeneidade espacial da área experimental impede a formação de blocos completos homogêneos.

Por definição, o DBIB é dito balanceado quando todos os pares de tratamentos aparecem juntos em um bloco incompleto o mesmo número de vezes. Portanto, o DBIB é um delineamento em blocos casualizados (DBC) com o mesmo número de repetições por tratamento, mas que não contém todos eles em cada bloco incompleto, separadamente, ou seja, quando os tratamentos são agrupados em blocos incompletos e cada bloco incompleto contém apenas uma parte deles, respeitando-se as seguintes condições (Pimentel-Gomes; Garcia, 2002; Pimentel-Gomes, 2022):

$$\lambda(v - 1) = r(k - 1);$$

$$vr = bk;$$

$$k < v; e$$

$$b \geq v, \text{ em que:}$$

λ = número de vezes em que cada par de tratamentos aparece juntos em um mesmo bloco incompleto;

v = número de tratamentos;

r = número de repetições por tratamento;

k = número de unidades experimentais por bloco incompleto; e

b = número de blocos incompletos.

Desse modo, para implantar o DBIB, primeiro, precisa-se determinar quantos tratamentos (v) serão comparados no experimento e, posteriormente, o número de blocos incompletos (b) e o tamanho de cada um deles (k). Logo depois, deve-se decidir quantas vezes cada tratamento deve ser repetido (r) e quantas vezes cada par de tratamentos devem ocorrer juntos (λ). Em seguida, verificar se as condições necessárias para a existência do DBIB são satisfeitas. E, por fim, construir os blocos incompletos, casualizar os tratamentos de acordo com a restrição imposta pelo DBIB, analisar os dados e interpretar os resultados adequadamente.

A primeira utilização do DBIB ocorreu em um experimento conduzido por Cochran e Cox (1950). Nesse experimento, eles investigaram os efeitos de diferentes variedades de algodão sobre o controle de uma praga conhecida como o bicudo-do-algodoeiro. Para a execução, as variedades de algodão foram casualizadas em diferentes blocos incompletos. Ao final, eles destacaram que o DBIB foi um planejamento eficiente para reduzir a variabilidade experimental, proporcionando estimativas mais precisas dos efeitos das variedades de algodão e permitindo inferências mais robustas.

Porém, o DBIB já havia sido, anteriormente, introduzido por Yates (1940), com o objetivo de eliminar a heterogeneidade intrabloco, através da diminuição do número de unidades experimentais por bloco.

Mais recentemente, o DBIB tem sido utilizado nos experimentos agrícolas em que são avaliados maior número de tratamentos na presença de uma considerável variabilidade do solo. Como exemplos de aplicações, são mencionados experimentos de competições entre diferentes linhagens e variedades nas culturas do algodão e do milho. Além deles, Abreu et al. (2014) avaliaram, para a substituição do farelo de soja, os efeitos de diferentes tipos de ureia adicionados em suplementos concentrados sobre o desempenho produtivo de vacas mestiças.

Conforme as revisões apresentadas por Pimentel-Gomes e Garcia (2002) e Pimentel-Gomes (2022), o DBIB pode ser dividido em três tipos principais de experimentos. No DBIB tipo I, os blocos incompletos podem ser agrupados em repetições. No DBIB tipo II, os blocos incompletos podem ser agrupados formando grupos de repetições. E no DBIB tipo III, os blocos incompletos não podem ser agrupados formando repetições e nem grupos de repetições. Além desses três, podem ser considerados ainda mais dois tipos de DBIB: tipo IV com $v = b$ e $k < v$ e, tipo V, quando o número total de unidades experimentais é relativamente pequeno em relação aos números de tratamentos e de blocos incompletos.

No DBIB tipo I, as casualizações dos v tratamentos repetidos r vezes, às k unidades experimentais de cada bloco incompleto, deve obedecer à restrição de que todos eles apareçam uma única vez dentro de cada bloco incompleto e que cada par de tratamentos apareça juntos em um mesmo bloco incompleto λ vezes. Conseqüentemente, as casualizações dos v tratamentos, além de ocorrerem dentro de cada bloco incompleto, ocorrerão também dentro de cada repetição, separadamente. Esse delineamento parece ser mais útil quando há fatores de variação adicionais que não são levados em consideração pelos blocos incompletos, mas que são relevantes para o experimento. Agrupar os blocos incompletos em repetições pode favorecer o controle desses fatores adicionais e reduzir a variância dos erros experimentais. Isso significa que para aplicar, preferencialmente, o DBIB tipo I, as diferentes repetições dos

tratamentos que agrupam os diferentes blocos incompletos, possam ser compostas de blocos incompletos com menos diferenças dentro delas do que entre elas.

No BIB tipo II, os v tratamentos são casualizados r vezes às vr unidades experimentais de cada um dos g grupos de repetições, que contêm vr/k blocos incompletos, tendo cada um deles k unidades experimentais. Desse modo, o número de blocos incompletos é obtido por: $b = vgr/k$. Nesse caso, apesar de os blocos incompletos poderem ser diferentes entre si, espera-se que eles sejam mais parecidos entre si dentro de um grupo contendo mais de uma repetição por tratamento. Isso significa que para aplicar, preferencialmente, o DBIB tipo II, os diferentes grupos de repetições dos tratamentos que agrupam os diferentes blocos incompletos, possam ser compostos de blocos incompletos com menos diferenças dentro deles do que entre eles.

No DBIB tipo III, os v tratamentos são casualizados r vezes às vr unidades experimentais contidas nos b blocos incompletos com k unidades experimentais. Agora, o número de blocos incompletos é obtido por: $b = vr/k$. Nesse caso, os tratamentos são casualizados dentro dos blocos incompletos de acordo com a condição de balanceamento. Portanto, cada bloco incompleto é atribuído com uma combinação equilibrada de tratamentos, garantindo que todos eles ocorram o mesmo número de vezes dentro de cada bloco incompleto. O DBIB tipo III é utilizado quando não há uma maneira lógica de agrupar os blocos incompletos e/ou quando a variação entre eles é considerada mais relevante do que qualquer estrutura de repetição. Consequentemente, sem nenhum conhecimento prévio de como os blocos incompletos se diferem. E, conceitualmente, o DBIB se configura, originalmente, como o DBIB tipo III.

Segundo Montgomery (2012), a análise adequada de um modelo estatístico de um DBIB deve permitir realizar testes de hipóteses para avaliar a significância dos efeitos de tratamentos, bem como permitir realizar as comparações entre as médias de tratamentos e controlar a variabilidade introduzida pelos blocos incompletos.

Portanto, para os dados obtidos de um tipo de DBIB, são possíveis de serem realizadas dois tipos de análise de variância: a análise intrablocos e a análise com recuperação da informação interblocos. No primeiro caso, os efeitos dos tratamentos, considerados como independentes entre si, são ajustados para os efeitos dos blocos incompletos em que são casualizados. E na segunda, realiza-se, *a priori*, ajustes nos efeitos dos blocos incompletos com base nos seus tratamentos, que também são considerados nos ajustes das médias dos tratamentos, mas que agora deixam de ser independentes entre si e, portanto, o resultado de qualquer teste de comparações das médias dos tratamentos será apenas aproximado (Pimentel-Gomes; Garcia, 2002; Pimentel-Gomes, 2022).

3.1.1 Análise de Variância Intrablocos

A análise intrablocos é exclusiva para a análise dos dados de experimentos instalados sob um tipo de DBIB. Nela, são feitas comparações entre as unidades experimentais de um mesmo bloco incompleto, e apenas essas são utilizadas para as estimativas dos efeitos dos tratamentos. Sendo assim, o efeito de cada bloco incompleto é considerado como fixo. Como já mencionado, a análise intrablocos pode ser usada para qualquer tipo de DBIB e se baseia em métodos estatísticos exatos. Essa afirmação foi comprovada por (Iemma et al., 1982), quando foi demonstrada a decomposição da soma de quadrados total.

3.1.1.1 DBIB Tipo I

O modelo estatístico do experimento instalado sob o DBIB tipo I é definido por:

$$y_{il(j)} = \mu + \rho_j + \beta_{l(j)} + \tau_i + \varepsilon_{il(j)}, \text{ em que:}$$

$y_{il(j)}$ = valor observado da variável-resposta Y no tratamento x_i ($i = 1, 2, \dots, v$) e no bloco incompleto $b_{l(j)}$ dentro da repetição r_j ($l = 1, 2, \dots, b$ e $j = 1, 2, \dots, r$);

μ = média geral populacional;

ρ_j = efeito da repetição r_j ;

$\beta_{l(j)}$ = efeito do bloco incompleto $b_{l(j)}$ dentro da repetição r_j ;

τ_i = efeito do tratamento x_i ; e

$\varepsilon_{il(j)}$ = erro experimental associado ao valor observado $y_{il(j)}$ que segue distribuição normal com média $\mu_\varepsilon = 0$ e variância comum σ_ε^2 em todos os tratamentos.

A análise intrablocos do DBIB tipo I fica conforme apresentada na Tabela 3.1. Nela, observa-se que a soma de quadrados para as fontes de variação total, repetições e blocos dentro de repetições são calculadas de maneiras usuais, enquanto a soma de quadrados para tratamentos é ajustada para os efeitos de blocos (Pimentel-Gomes; Garcia, 2002; Pimentel-Gomes, 2022).

Tabela 3.1 - Análise de variância intrablocos de um experimento em DBIB tipo I

FV	GL	SQ	QM	F
Repetições	$r - 1$	SQR	$SQR / (r - 1)$	
Blocos incompletos dentro das repetições (não aj.)	$r(b - 1)$	SQBdRnaj	$SQBdRnaj / [r(b - 1)]$	
Tratamentos (aj.)	$v - 1$	SQTaj	$SQTaj / (v - 1)$	QMTaj / QMRes
Resíduo	glRes	SQRes	$SQRes / glRes$	
Total	$rv - 1$	SQTotal		

Em termos de somatórios, as fórmulas práticas para obter as somas de quadrados da análise intrablocos do DBIB tipo I são dadas por:

$$SQR = \frac{1}{v} \sum_{j=1}^r R_j^2 - C;$$

$$SQBdRnaj = \frac{1}{k} \sum_{\{l=1\}}^{\{b\}} B_{l(j)}^2 - C - SQR;$$

$$SQTaj = \frac{\sum_{i=1}^v Q_i^2}{\lambda kv}; \text{ e}$$

$$SQTotal = \sum_{i=1}^v \sum_{j=1}^r y_{il(j)}^2 - C, \text{ em que:}$$

$$C = \frac{G^2}{rv};$$

$$G = \sum_{i=1}^v \sum_{j=1}^r y_{il(j)};$$

$$Q_i = kT_i - A_i;$$

R_j = total da repetição r_j ;

$B_{l(j)}$ = total do bloco incompleto $b_{l(j)}$ dentro da repetição r_j ;

T_i = total do tratamento x_i ; e

A_i = soma dos totais de cada bloco incompleto onde aparece o tratamento x_i .

Já o número de graus de liberdade do resíduo é obtido por:

$$glRes = v(r - 1) - rb + 1.$$

3.1.1.2 DBIB Tipo II

No caso do DBIB tipo II, o modelo estatístico é dado por:

$$y_{il(j)} = \mu + \gamma_j + \beta_{l(j)} + \tau_i + \varepsilon_{il(j)}, \text{ em que:}$$

$y_{il(j)}$ = valor observado da variável resposta Y no tratamento x_i ($i = 1, 2, \dots, v$) e no bloco incompleto $b_{l(j)}$ dentro do grupo de repetições g_j ($l = 1, 2, \dots, b$ e $j = 1, 2, \dots, g$);

μ = média geral populacional;

γ_j = efeito do grupo de repetições g_j ;

$\beta_{l(j)}$ = efeito do bloco incompleto $b_{l(j)}$ dentro do grupo de repetições g_j ;

τ_i = efeito do tratamento x_i ; e

$\varepsilon_{il(j)}$ = erro experimental associado ao valor observado $y_{il(j)}$ que segue distribuição normal com média $\mu_\varepsilon = 0$ e variância comum σ_ε^2 em todos os tratamentos.

Na Tabela 3.2, está representada a análise intrablocos do modelo estatístico do DBIB tipo II.

Tabela 3.2 - Análise de variância intrablocos de um experimento em DBIB tipo II

FV	GL	SQ	QM	F
Grupos de repetições	$g - 1$	SQG	$SQG / (g - 1)$	
Blocos incompletos dentro dos grupos de repetições (não aj.)	$g(b - 1)$	SQBdGnaj	$SQBdGnaj / [g(b - 1)]$	
Tratamentos (aj.)	$v - 1$	SQTaj	$SQTaj / (v - 1)$	QMTaj / QMRes
Resíduo	glRes	SQRes	$SQRes / glRes$	
Total	$grv - 1$	SQTotal		

Em termos de somatórios, as fórmulas práticas para obter as somas de quadrados da análise intrablocos do DBIB tipo II são dadas por:

$$SQG = \frac{1}{rv} \sum_{j=1}^g G_j^2 - C;$$

$$SQBdGnaj = \frac{1}{k} \sum_{l=1}^b B_{l(j)}^2 - C - SQR;$$

$$SQT_{aj} = \frac{\sum_{i=1}^v Q_i^2}{\lambda_{kv}}; e$$

$$SQ_{Total} = \sum_{i=1}^v \sum_{j=1}^r y_{il(j)}^2 - C, \text{ em que:}$$

$$C = \frac{G^2}{grv};$$

$$G = \sum_{i=1}^v \sum_{j=1}^r y_{il(j)}; e$$

$$Q_i = kT_i - A_i.$$

Já o número de graus de liberdade do resíduo é obtido por:

$$gl_{Res} = g(rv - b) - v + 1.$$

3.1.1.3 DBIB tipo III

O modelo estatístico correspondente ao DBIB tipo III é idêntico ao do DBC e, portanto, dado por:

$$y_{il} = \mu + \tau_i + \beta_l + \varepsilon_{il}, \text{ em que:}$$

y_{il} = valor observado da variável-resposta Y no tratamento x_i ($i = 1, 2, \dots, v$) e no bloco incompleto b_l ($l = 1, 2, \dots, b$);

μ = média geral populacional;

β_l = efeito do bloco incompleto b_l ;

τ_i = efeito do tratamento x_i ; e

ε_{il} = erro experimental associado ao valor observado y_{il} que segue distribuição normal com média $\mu_\varepsilon = 0$ e variância comum σ_ε^2 em todos os tratamentos.

Na Tabela 3.3 está representada a análise intrablocos do modelo estatístico do DBIB tipo III.

Tabela 3.3 - Análise de variância intrablocos de um experimento em DBIB tipo III

FV	GL	SQ	QM	F
Blocos incompletos (não aj.)	$b - 1$	SQBnaj	$SQBnaj / (b - 1)$	
Tratamentos (aj.)	$v - 1$	SQTaj	$SQTaj / (v - 1)$	QMTaj / QMRes
Resíduo	glRes	SQRes	$SQRes / glRes$	
Total	$rv - 1$	SQTotal		

Em termos de somatórios, as fórmulas práticas para obter as somas de quadrados da análise intrablocos do DBIB tipo III são dadas por:

$$SQBnaj = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^b B_i^2 - C;$$

$$SQTaj = \frac{\sum_{i=1}^v Q_i^2}{\lambda kv}; e$$

$$SQTotal = \sum_{i=1}^v \sum_{l=1}^b y_{il}^2 - C, \text{ em que:}$$

$$C = \frac{G^2}{bv};$$

$$G = \sum_{i=1}^v \sum_{l=1}^b y_{il}; e$$

$$Q_i = kT_i - A_i.$$

E para os DBIBs tipos I, II e III, os estimadores dos efeitos de tratamentos ajustados, baseadas na análise intrablocos, são obtidas por:

$$\hat{\tau}_i = \frac{Q_i}{\lambda v}.$$

Já o número de graus de liberdade do resíduo é obtido por:

$$glRes = v(r - 1) - b + 1.$$

3.1.2 Análise de Variância Interblocos

A análise com recuperação da informação interblocos foi desenvolvida por Yates (1940), que modificou a análise por considerar, além de outras modificações, os efeitos dos blocos incompletos como aleatórios, de modo que os efeitos dos tratamentos contidos nesses

blocos incompletos pudessem ser recuperados. A primeira modificação possibilita o ajuste da soma de quadrados de blocos incompletos para os efeitos dos seus respectivos tratamentos. Outras dizem respeito a novos ajustes nas médias de tratamentos e na soma de quadrados de tratamentos para contemplar a recuperação da informação interblocos.

Segundo Yates (1940), o procedimento fundamenta-se na consideração dos blocos incompletos como efeitos aleatórios, permitindo que a variabilidade entre esses blocos seja incorporada ao processo de estimação dos efeitos dos tratamentos. Quando devidamente ponderada, essa variabilidade contribui para a obtenção de estimativas mais precisas, particularmente em situações nas quais os blocos incompletos não apresentam um nível satisfatório de homogeneidade.

Diversos autores destacam que a recuperação da informação interblocos representa um equilíbrio entre a estrutura incompleta do delineamento e a necessidade de maximizar o aproveitamento dos dados (Kempthorne, 1952; Federer, 1955; Cochran; Cox, 1957).

Na análise com recuperação da informação interblocos, as comparações entre os blocos incompletos e entre as suas unidades experimentais são consideradas para as obtenções das estimativas dos efeitos dos tratamentos. Apesar de permitir aproveitar melhor os dados, ela usa métodos estatísticos aproximados e, a sua recomendação, é para um tipo de DBIB com número de graus de liberdade relativamente grande para os blocos incompletos e para o resíduo (John; Williams, 1995). Por outro lado, se os blocos incompletos forem eficientes em reduzir os erros experimentais, a recuperação da informação interblocos contribuirá pouco para a melhoria das estimativas dos parâmetros analisados. Essa contribuição poderá ser mais interessante apenas se a redução do erro experimental for pequena (Kuehl, 2001).

Já a informação interblocos é definida de forma populacional por:

$$P = \frac{\sigma_{\varepsilon}^2}{\sigma_{\varepsilon}^2 + \sigma_b^2}, \text{ em que:}$$

σ_{ε}^2 = variância populacional do erro experimental e comum a todos os tratamentos; e

σ_b^2 = variância populacional interblocos.

Acontece, porém, que, na prática, as variâncias populacionais σ_{ε}^2 e σ_b^2 não são conhecidas. Portanto, devem ser usadas as suas estimativas baseadas nos quadrados médios do resíduo (QMRes) e dos blocos incompletos ajustados (QMBaj). Isso significa em obter o estimador de P, definido por R.

3.1.2.1 DBIB Tipo I

O modelo estatístico do experimento instalado sob o DBIB tipo I já foi apresentado na seção 3.2.1 com as mesmas definições para os seus efeitos, como sendo:

$$y_{il(j)} = \mu + \rho_j + \beta_{l(j)} + \tau_i + \varepsilon_{il(j)}.$$

Porém, nesse caso, a análise com recuperação da informação interblocos do DBIB tipo I fica conforme apresentada na Tabela 3.4.

Tabela 3.4 - Análise de variância interblocos de um experimento em DBIB tipo I

FV	GL	SQ	QM	F
Repetições	$r - 1$	SQR	$SQR / (r - 1)$	
Blocos incompletos				
dentro das repetições (aj.)	$r(b - 1)$	SQBdRaj	$SQBdRaj / [r(b - 1)]$	
Tratamentos (aj.)	$v - 1$	SQTaj*	$SQTaj* / (v - 1)$	$QMTaj* /$ $QMRes*$
Resíduo	glRes	SQRes*	$SQRes* / glRes$	
Total	$rv - 1$	SQTotal		

Em termos de somatórios, as fórmulas práticas para obter as somas de quadrados da análise com recuperação da informação interblocos do DBIB tipo I são dadas por:

$$SQR = \frac{1}{v} \sum_{j=1}^r R_j^2 - C;$$

$$SQBdRaj = SQBdRnaj + SQTaj - SQTnaj;$$

$$SQTaj* = \frac{\sum_{i=1}^v M_i^2}{k[\lambda v + (r - \lambda)R]}; \text{ e}$$

$$SQTotal = \sum_{i=1}^v \sum_{j=1}^r y_{il(j)}^2 - C, \text{ em que:}$$

$$SQBdRnaj = \frac{1}{k} \sum_{l=1}^b B_{l(j)}^2 - C - SQR;$$

$$SQTaj = \frac{\sum_{i=1}^v Q_i^2}{\lambda kv};$$

$$SQT_{naj} = \frac{1}{r} \sum_{i=1}^v T_i^2 - C;$$

$$M_i = Q_i + RA_i - \frac{RkG}{v};$$

$$R = \frac{(r-1)QM_{Res}}{rQM_{BdRaj} - QM_{Res}};$$

$$Q_i = kT_i - A_i;$$

$$C = \frac{G^2}{rv};$$

$$G = \sum_{i=1}^v \sum_{j=1}^r y_{il(j)};$$

R_j = total da repetição r_j ;

$B_{l(j)}$ = total do bloco incompleto $b_{l(j)}$ dentro da repetição r_j ;

T_i = total do tratamento x_i ; e

A_i = soma dos totais de cada bloco incompleto onde aparece o tratamento x_i .

Já o número de graus de liberdade do resíduo é obtido por:

$$gl_{Res} = v(r-1) - b + 1.$$

3.1.2.2 DBIB Tipo II

No caso do DBIB tipo II, o modelo estatístico apresenta-se com os mesmos efeitos mencionados na seção 3.2.2 e, do mesmo modo, é dado por:

$$y_{il(j)} = \mu + \gamma_j + \beta_{l(j)} + \tau_i + \varepsilon_{il(j)}.$$

Já a análise com recuperação da informação interblocos do DBIB tipo II também sofre uma modificação, conforme apresentada na Tabela 3.5.

Tabela 3.5 - Análise de variância interblocos de um experimento em DBIB tipo II

FV	GL	SQ	QM	F
Grupos de repetições	$g - 1$	SQG	$SQG / (g - 1)$	
Blocos incompletos				
dentro dos grupos de repetições (aj.)	$g(b - 1)$	SQBdGaj	$SQBdGaj / [g(b - 1)]$	
Tratamentos (aj.)	$v - 1$	SQTaj*	$SQTaj* / (v - 1)$	$QMTaj* / QMRes*$
Resíduo	glRes	SQRes*	$SQRes* / glRes$	
Total	grv - 1	SQTotal		

Em termos de somatórios, as fórmulas práticas para obter as somas de quadrados da análise com recuperação da informação interblocos do DBIB tipo II são dadas por:

$$SQG = \frac{1}{rv} \sum_{j=1}^g G_j^2 - C;$$

$$SQBdGaj = SQBdGnaj + SQTaj - SQTnaj;$$

$$SQTaj* = \frac{\sum_{i=1}^v M_i^2}{k[\lambda v + (r - \lambda)R]}; e$$

$$SQTotal = \sum_{i=1}^v \sum_{j=1}^r y_{ij}^2 - C, \text{ em que:}$$

$$SQBdGnaj = \frac{1}{k} \sum_{l=1}^b B_{l(i)}^2 - C - SQR;$$

$$SQTaj = \frac{\sum_{i=1}^v Q_i^2}{\lambda kv};$$

$$SQTnaj = \frac{1}{r} \sum_{i=1}^v T_i^2 - C;$$

$$M_i = Q_i + RA_i - \frac{RkG}{v};$$

$$R = \frac{t(r-1) - k(g-1)QMRes}{k(b-g)QMBdGaj - (v-k)QMRes};$$

$$Q_i = kT_i - A_i;$$

$$C = \frac{G^2}{grv}; e$$

$$G = \sum_{i=1}^v \sum_{j=1}^r y_{il(j)}.$$

Já o número de graus de liberdade do resíduo é obtido por:

$$glRes = g(rv - b) - v + 1.$$

3.1.2.3 DBIB Tipo III

Nesse caso, o modelo estatístico é o mesmo e com as mesmas definições mencionadas na seção 3.2.3, sendo dado por:

$$y_{il} = \mu + \beta_l + \tau_i + \varepsilon_{il}.$$

E na Tabela 3.6, está representada a análise com recuperação da informação interblocos do modelo estatístico do DBIB tipo III.

Tabela 3.6 - Análise de variância interblocos de um experimento em DBIB tipo III

FV	GL	SQ	QM	F
Blocos incompletos (aj.)	$b - 1$	SQBaj	SQBaj / $(b - 1)$	
Tratamentos (aj.)	$v - 1$	SQTaj*	SQTaj* / $(v - 1)$	QMTaj* / QMRes*
Resíduo	glRes	SQRes*	SQRes* / glRes	
Total	$rv - 1$	SQTotal		

Em termos de somatórios, as fórmulas práticas para obter as somas de quadrados da análise com recuperação da informação interblocos do DBIB tipo III são dadas por:

$$SQBaj = SQBnaj + SQTaj - SQTnaj;$$

$$SQTaj* = \frac{\sum_{i=1}^v M_i^2}{k[\lambda v + (r - \lambda)R]}; \text{ e}$$

$$SQTotal = \sum_{i=1}^v \sum_{l=1}^b y_{il}^2 - C, \text{ em que:}$$

$$SQBnaj = \frac{1}{k} \sum_{l=1}^b B_l^2 - C;$$

$$SQTaj = \frac{\sum_{i=1}^v Q_i^2}{\lambda kv};$$

$$SQT_{naj} = \frac{1}{r} \sum_{i=1}^v T_i^2 - C;$$

$$M_i = Q_i + RA_i - \frac{RkG}{v};$$

$$R = \frac{QMRes}{QMRes - \frac{k(b-1)}{bk-v} (QMRes - QMBaj)};$$

$$Q_i = kT_i - A_i;$$

$$C = \frac{G^2}{bv}; e$$

$$G = \sum_{i=1}^v \sum_{l=1}^b y_{il(j)}.$$

E para os DBIBs tipos I, II e III, as estimativas dos efeitos de tratamentos ajustados com a recuperação da informação interblocos são obtidas por:

$$\hat{\tau}_i^* = \frac{M_i}{\lambda v + (r - \lambda)R}.$$

Já o número de graus de liberdade do resíduo é obtido por:

$$glRes = v(r - 1) - b + 1.$$

3.2 Médias de Tratamentos

Os testes de comparações múltiplas em um experimento instalado sob um tipo de DBIB são usados para fazer comparações específicas entre as médias de tratamentos, quando qualitativos, levando-se em consideração a estrutura de cada um desses delineamentos para os ajustes das mesmas. Portanto, esses testes, apenas quando aplicados às médias ajustadas de tratamentos, é que poderão ser usados para determinar quais tratamentos diferem significativamente uns dos outros, em média. Isso se deve às restrições impostas pela casualização de apenas parte dos tratamentos dentro dos diferentes blocos incompletos.

Em delineamentos incompletos, cada tratamento aparece apenas em um subconjunto dos blocos, de forma que parte da variabilidade causada pelo arranjo experimental precisa ser removida para que as estimativas dos efeitos dos tratamentos sejam comparáveis. Esse é o princípio fundamental que justifica o uso das médias ajustadas, tanto na análise intrablocos quanto na análise com recuperação da informação interblocos.

Detalhes sobre as obtenções das médias ajustadas de tratamentos pelos métodos de análises intrablocos e com recuperação da informação interblocos foram apresentados por Pimentel-Gomes e Garcia (2002) e Pimentel-Gomes (2022). Os autores apresentam

detalhadamente os procedimentos para as obtenções dessas médias ajustadas em conformidade com os métodos clássicos de Yates (1940).

As médias ajustadas de tratamentos são calculadas conforme as seguintes expressões apresentadas por John e Williams (1995) e Pimentel-Gomes e Garcia (2002):

$$\hat{\mu}_i = \hat{\mu} + \hat{\tau}_i, \text{ para a análise intrablocos; e}$$

$$\hat{\mu}_i^* = \hat{\mu} + \hat{\tau}_i^*, \text{ para a análise interblocos, em que:}$$

$\hat{\mu}$ = estimativa da média geral populacional.

3.3 Eficiência Relativa

A eficiência relativa (ER) de um tipo de DBIB é uma medida da eficiência desse tipo de delineamento de casualização em comparação com o delineamento em blocos casualizados (DBC), no qual todos os tratamentos estão presentes em todos os blocos, que são, conseqüentemente, completos. A ER apresenta valor no intervalo $0 < ER < 1$, sendo definida por:

$$ER = \frac{\lambda v}{kr}$$

De acordo com Pimentel-Gomes (2022), a ER de um tipo de DBIB depende dos objetivos do experimento e da adequação desse delineamento de casualização às características e às restrições específicas do experimento. Quanto menor a ER, menor será a precisão das estimativas. Portanto, deve-se, se possível, escolher um tipo de DBIB com ER mais próximo de 1. De modo geral, o DBIB do tipo I é menos eficiente que o tipo II, sendo este último o mais próximo, em termos de ER, do DBC. Apesar de os blocos incompletos serem diferentes nesses dois tipos de DBIB, consegue-se agrupar no DBIB tipo II, blocos incompletos mais parecidos entre si. Isto possibilita colocar todos tratamentos, uma ou mais vezes, em condições mais homogêneas (Tabela 3.7).

Tabela 3.7 - Eficiências relativas de alguns DBIBs tipos I, II e III

DBIB	v	k	r	λ	ER
	6	2	5	1	0,60
I	6	3	10	4	0,80
	8	2	7	1	0,57
II	6	4	10	6	0,90
	9	6	8	5	0,94
III	6	3	5	2	0,80
	9	4	8	3	0,84
	9	5	10	5	0,90

3.4 Software R

No R (R Core Team, 2024), existe mais de um pacote que permite a análise dos dados de um experimento instalado por um tipo de DBIB. Como exemplos, podem ser utilizados os pacotes *lme4* (Bates et al., 2015), *agricolae* (Mendiburu, 2023), *easyanova* (Arnhold, 2023) e *multcomp* (Hothorn et al., 2023).

O pacote *lme4* (Bates et al., 2015) realiza a análise com recuperação da informação interblocos, permitindo estimar os efeitos de tratamentos com maior precisão, especialmente quando se utiliza o DBIB tipo III.

O pacote *agricolae* (Mendiburu, 2023) fornece várias funções para as realizações da análise de variância intrablocos e de vários testes de comparações das médias ajustadas de tratamentos. Além disso, ele possibilita realizar a casualização dos tratamentos aos blocos incompletos.

Já o pacote *easyanova* (Arnhold, 2023) é útil para realizar a análise de variância intrablocos.

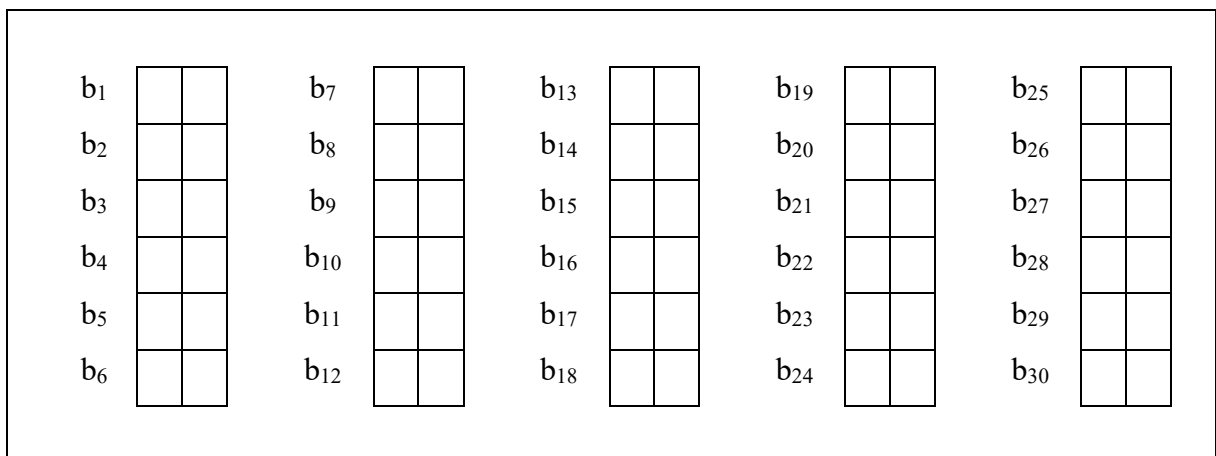
E o pacote *multcomp* (Hothorn et al., 2023) é o mais comumente utilizado para realizar as comparações múltiplas entre as médias ajustadas dos tratamentos após a realização da análise de variância.

4. METODOLOGIA

4.1 Simulação dos Dados

Para avaliar o desempenho em termos de erros relativos de um tipo do delineamento em blocos incompletos balanceados (DBIB) em duas condições experimentais, foi obtido por meio da simulação de dados, um experimento instalado sob o DBIB com seis tratamentos (v) (x_1, x_2, x_3, x_4, x_5 e x_6), dez repetições por tratamento (r) (r_1, r_2, \dots, r_{10}), 30 blocos incompletos (b) (b_1, b_2, \dots, b_{30}), cada um com duas unidades experimentais (k), como também, cada par de tratamentos aparecendo juntos em um mesmo bloco incompleto duas vezes (λ). Este DBIB com $ER = 0,6$ está apresentado, sem a casualização dos tratamentos a todas as 60 unidades experimentais na Figura 4.1.

Figura 4.1 - Experimento em DBIB com $v = 6, r = 10, b = 30, k = 2$ e $\lambda = 2$.



Nesse caso, a relação de causa e efeito da variável-resposta Y com os fatores de interesse X e perturbador B , foi representada, para cada condição experimental, separadamente, pelo seguinte modelo estatístico:

$$y_{il} = \mu + \tau_i + \beta_l + \varepsilon_{il}, \text{ em que:}$$

y_{il} = valor observado de Y no tratamento x_i ($i = 1, 2, \dots, 6$) e no bloco incompleto b_l ($l = 1, 2, \dots, 30$);

μ = média geral populacional;

τ_i = efeito do tratamento $x_i = \mu_i - \mu$ (μ_i = média populacional do tratamento x_i);

β_l = efeito do bloco incompleto $b_l = \mu_l - \mu$ (μ_l = média populacional do bloco incompleto b_l); e

ε_{il} = erro experimental associado ao valor observado y_{il} que segue distribuição normal com média $\mu_\varepsilon = 0$ e variância comum σ_ε^2 em todos os tratamentos.

Como os efeitos de tratamentos e de blocos incompletos são definidos como desvios de médias populacionais, têm-se:

$$\sum_{i=1}^6 \tau_i = \sum_{l=1}^{30} \beta_l = 0.$$

Já os efeitos dos seis tratamentos foram definidos por:

$$\tau_1 = -17,5; \tau_2 = -10,5; \tau_3 = -3,5; \tau_4 = 3,5; \tau_5 = 10,5; \text{ e } \tau_6 = 17,5.$$

E a média geral populacional foi definida por:

$$\mu = 50.$$

Isso implica que, sem a presença do erro experimental (ε_{il}) no modelo estatístico, foram obtidos os 60 valores verdadeiros de Y, para cada condição experimental, separadamente, como segue:

$$y_{il_v} = \mu + \tau_i + \beta_l, \text{ em que:}$$

y_{il_v} = valor verdadeiro de Y no tratamento x_i ($i = 1, 2, \dots, 6$) e no bloco incompleto b_l ($l = 1, 2, \dots, 30$).

Por fim, os 60 erros experimentais (ε_{il}) foram simulados para as obtenções dos respectivos resíduos (e_{il}), a partir de uma distribuição normal com os parâmetros $\mu_\varepsilon = 0$ e $\sigma_\varepsilon^2 = 4$ ($\sigma_\varepsilon = 2$), para proporcionar um coeficiente de variação residual (CV_ε) igual a 4%, para cada condição experimental, separadamente.

Desse modo, os 60 valores observados de Y, para cada condição experimental, separadamente, foram obtidos por meio da seguinte expressão:

$$y_{il} = 50 + \tau_i + \beta_l + e_{il}, \text{ para } i = 1, 2, \dots, 6 \text{ e } l = 1, 2, \dots, 30.$$

No total, foram realizadas três simulações distintas dos erros experimentais, para cada condição experimental, separadamente.

4.2 Condição Experimental

Como já mencionado, foram impostas duas condições experimentais. A primeira, partindo-se do pressuposto de que os blocos incompletos com efeitos mais próximos entre si, apresentaram-se dispostos no sentido vertical. Já na segunda, os blocos incompletos com efeitos mais próximos entre si, apresentaram-se dispostos no sentido horizontal.

Desta forma, para a primeira e para a segunda condição experimental, foram impostos os seguintes efeitos dos 30 blocos incompletos, conforme apresentados nas Figuras 4.2 e 4.3, respectivamente.

Figura 4.2 - Efeitos dos blocos incompletos de um DBIB com $v = 6$, $r = 10$, $b = 30$, $k = 2$ e $\lambda = 2$, para a primeira condição experimental.

b ₁	$\beta_1 = -14,5$	b ₇	$\beta_7 = -8,5$	b ₁₃	$\beta_{13} = -2,5$	b ₁₉	$\beta_{19} = 3,5$	b ₂₅	$\beta_{25} = 9,5$
b ₂	$\beta_2 = -13,5$	b ₈	$\beta_8 = -7,5$	b ₁₄	$\beta_{14} = -1,5$	b ₂₀	$\beta_{20} = 4,5$	b ₂₆	$\beta_{26} = 10,5$
b ₃	$\beta_3 = -12,5$	b ₉	$\beta_9 = -6,5$	b ₁₅	$\beta_{15} = -0,5$	b ₂₁	$\beta_{21} = 5,5$	b ₂₇	$\beta_{27} = 11,5$
b ₄	$\beta_4 = -11,5$	b ₁₀	$\beta_{10} = -5,5$	b ₁₆	$\beta_{16} = 0,5$	b ₂₂	$\beta_{22} = 6,5$	b ₂₈	$\beta_{28} = 12,5$
b ₅	$\beta_5 = -10,5$	b ₁₁	$\beta_{11} = -4,5$	b ₁₇	$\beta_{17} = 1,5$	b ₂₃	$\beta_{23} = 7,5$	b ₂₉	$\beta_{29} = 13,5$
b ₆	$\beta_6 = -9,5$	b ₁₂	$\beta_{12} = -3,5$	b ₁₈	$\beta_{18} = 2,5$	b ₂₄	$\beta_{24} = 8,5$	b ₃₀	$\beta_{30} = 14,5$

Figura 4.3 - Efeitos dos blocos incompletos de um DBIB com $v = 6$, $r = 10$, $b = 30$, $k = 2$ e $\lambda = 2$, para a segunda condição experimental.

b ₁	$\beta_1 = -14,5$	b ₇	$\beta_7 = -13,5$	b ₁₃	$\beta_{13} = -12,5$	b ₁₉	$\beta_{19} = -11,5$	b ₂₅	$\beta_{25} = -10,5$
b ₂	$\beta_2 = -9,5$	b ₈	$\beta_8 = -8,5$	b ₁₄	$\beta_{14} = -7,5$	b ₂₀	$\beta_{20} = -6,5$	b ₂₆	$\beta_{26} = -5,5$
b ₃	$\beta_3 = -4,5$	b ₉	$\beta_9 = -3,5$	b ₁₅	$\beta_{15} = -2,5$	b ₂₁	$\beta_{21} = -1,5$	b ₂₇	$\beta_{27} = -0,5$
b ₄	$\beta_4 = 0,5$	b ₁₀	$\beta_{10} = 1,5$	b ₁₆	$\beta_{16} = 2,5$	b ₂₂	$\beta_{22} = 3,5$	b ₂₈	$\beta_{28} = 4,5$
b ₅	$\beta_5 = 5,5$	b ₁₁	$\beta_{11} = 6,5$	b ₁₇	$\beta_{17} = 7,5$	b ₂₃	$\beta_{23} = 8,5$	b ₂₉	$\beta_{29} = 9,5$
b ₆	$\beta_6 = 10,5$	b ₁₂	$\beta_{12} = 11,5$	b ₁₈	$\beta_{18} = 12,5$	b ₂₄	$\beta_{24} = 13,5$	b ₃₀	$\beta_{30} = 14,5$

No entanto, como se pode observar, a ordem de formação dos blocos incompletos foi sempre no sentido vertical, para ambas as condições experimentais (Figuras 4.2 e 4.3).

Consequentemente, estabeleceu-se que, para a primeira condição experimental, denominada como a recomendada (REC) por Pimentel-Gomes e Garcia (2002) e Pimentel-Gomes (2022), os blocos incompletos situados dentro de cada repetição ou grupo de repetições foram mais semelhantes entre si, quando comparados aos blocos incompletos das outras repetições ou grupos de repetições, caso sejam instalados os DBIBs tipos I e II, respectivamente. Já para a segunda condição experimental, denominada como a não recomendada (NREC) pelos mesmos autores, os blocos incompletos situados dentro de cada

repetição ou grupo de repetições não foram os mais semelhantes entre si e, conseqüentemente, não adequados para as instalações dos mesmos DBIBs tipos I e II, respectivamente.

4.3 Delineamento em Blocos Incompletos Balanceados

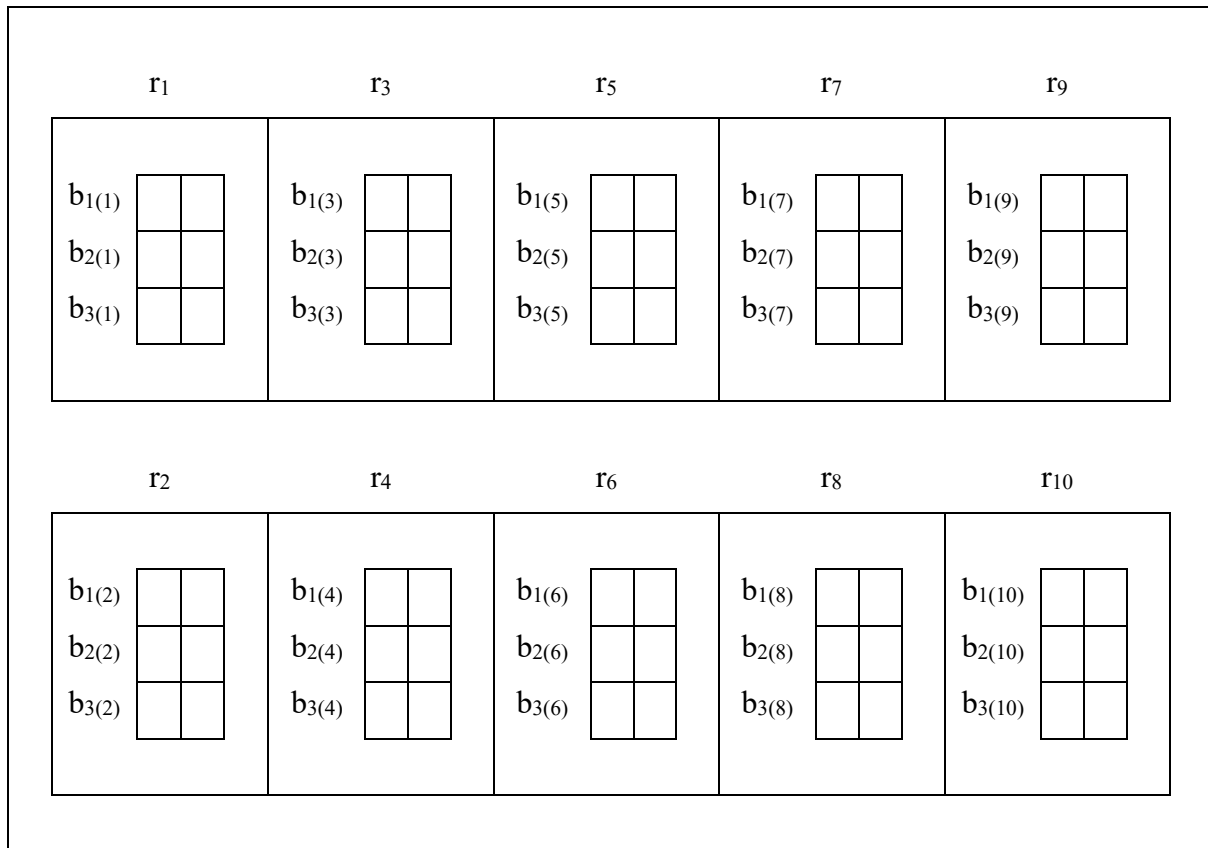
4.3.1 DBIB Tipo I

Para a instalação do DBIB tipo I, para cada condição experimental, separadamente, com $v = 6$, $k = 2$ e $\lambda = 2$, os 30 blocos incompletos foram agrupados em dez repetições (r), sendo que em cada repetição (r_j , para $j = 1, 2, \dots, 10$), cada tratamento apareceu uma única vez. Nesse estudo, as dez repetições ($r_1, r_2, r_3, r_4, r_5, r_6, r_7, r_8, r_9$ e r_{10}) foram constituídas pelos seguintes blocos incompletos ($b_{l(j)}$, para $l = 1, 2, 3$ e $j = 1, 2, \dots, 10$) renomeados de acordo com a respectiva repetição em que foram hierarquizados (Figura 4.4):

- r_1 : b_1 ($b_{1(1)}$), b_2 ($b_{2(1)}$) e b_3 ($b_{3(1)}$);
- r_2 : b_4 ($b_{1(2)}$), b_5 ($b_{2(2)}$) e b_6 ($b_{3(2)}$);
- r_3 : b_7 ($b_{1(3)}$), b_8 ($b_{2(3)}$) e b_9 ($b_{3(3)}$);
- r_4 : b_{10} ($b_{1(4)}$), b_{11} ($b_{2(4)}$) e b_{12} ($b_{3(4)}$);
- r_5 : b_{13} ($b_{1(5)}$), b_{14} ($b_{2(5)}$) e b_{15} ($b_{3(5)}$);
- r_6 : b_{16} ($b_{1(6)}$), b_{17} ($b_{2(6)}$) e b_{18} ($b_{3(6)}$);
- r_7 : b_{19} ($b_{1(7)}$), b_{20} ($b_{2(7)}$) e b_{21} ($b_{3(7)}$);
- r_8 : b_{22} ($b_{1(8)}$), b_{23} ($b_{2(8)}$) e b_{24} ($b_{3(8)}$);
- r_9 : b_{25} ($b_{1(9)}$), b_{26} ($b_{2(9)}$) e b_{27} ($b_{3(9)}$); e
- r_{10} : b_{28} ($b_{1(10)}$), b_{29} ($b_{2(10)}$) e b_{30} ($b_{3(10)}$).

Porém, como a ordem de formação das repetições com três blocos incompletos foi sempre no sentido vertical, elas foram constituídas de blocos incompletos mais similares entre si, apenas na condição experimental 1 (REC). Já na condição experimental 2 (NREC), os blocos incompletos que constituíram as mesmas repetições não foram os mais similares.

Figura 4.4 - Experimento sob o DBIB tipo I com $v = 6$, $r = 10$, $b/r = 3$, $k = 2$ e $\lambda = 2$.



4.3.2 DBIB Tipo II

Já para a instalação do DBIB tipo II, para cada condição experimental, separadamente, com $v = 6$, $k = 2$ e $\lambda = 2$, os 30 blocos incompletos foram agrupados em cinco grupos de duas repetições (g), sendo que em cada grupo de duas repetições (g_j , para $j = 1, 2, \dots, 5$), cada tratamento apareceu duas vezes. Nesse estudo, os cinco grupos de duas repetições (g_1, g_2, g_3, g_4 e g_5) foram constituídos pelos seguintes blocos incompletos ($b_{l(j)}$, para $l = 1, 2, \dots, 6$ e $j = 1, 2, \dots, 5$) renomeados de acordo com o respectivo grupo de repetições em que foram hierarquizados (Figura 4.5):

g_1 : b_1 ($b_{1(1)}$), b_2 ($b_{2(1)}$), b_3 ($b_{3(1)}$), b_4 ($b_{4(1)}$), b_5 ($b_{5(1)}$) e b_6 ($b_{6(1)}$);

g_2 : b_7 ($b_{1(2)}$), b_8 ($b_{2(2)}$), b_9 ($b_{3(2)}$), b_{10} ($b_{4(2)}$), b_{11} ($b_{5(2)}$) e b_{12} ($b_{6(2)}$);

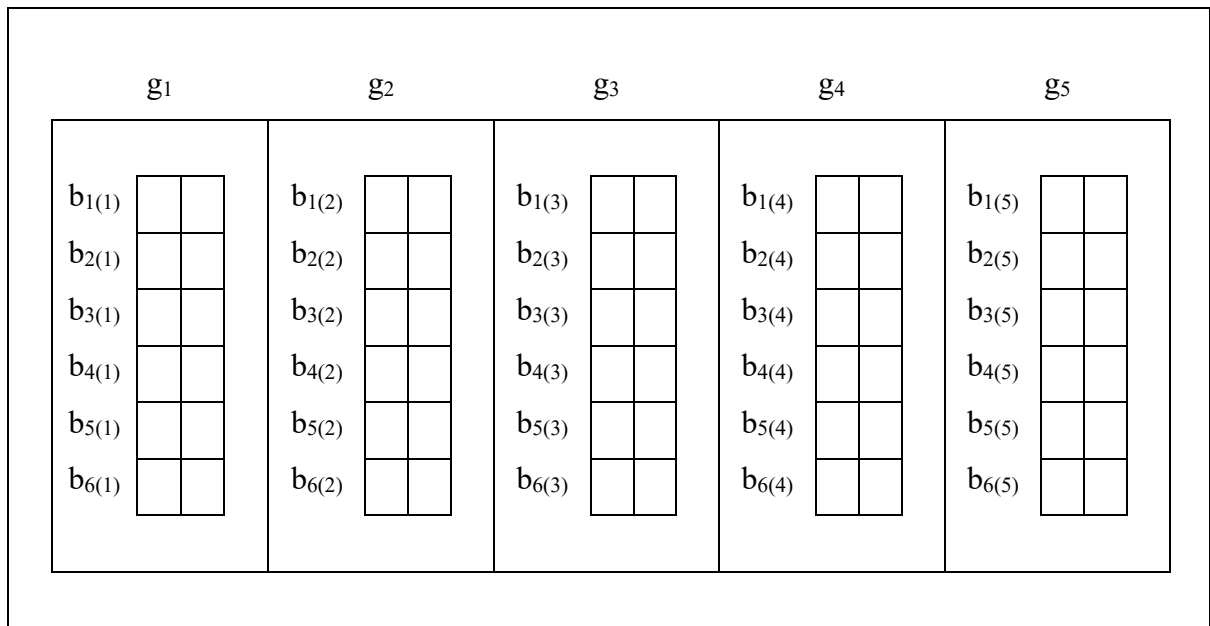
g_3 : b_{13} ($b_{1(3)}$), b_{14} ($b_{2(3)}$), b_{15} ($b_{3(3)}$), b_{16} ($b_{4(3)}$), b_{17} ($b_{5(3)}$) e b_{18} ($b_{6(1)}$);

g_4 : b_{19} ($b_{1(4)}$), b_{20} ($b_{2(4)}$), b_{21} ($b_{3(4)}$), b_{22} ($b_{4(4)}$), b_{23} ($b_{5(4)}$) e b_{24} ($b_{6(4)}$); e

g_5 : b_{25} ($b_{1(5)}$), b_{26} ($b_{2(5)}$), b_{27} ($b_{3(5)}$), b_{28} ($b_{4(5)}$), b_{29} ($b_{5(5)}$) e b_{30} ($b_{6(5)}$).

Do mesmo modo, como a ordem de formação dos grupos de repetições com seis blocos incompletos foi sempre no sentido vertical, eles foram constituídos de blocos incompletos mais similares entre si, apenas na condição experimental 1 (REC). Já na condição experimental 2 (NREC), os blocos incompletos que constituíram os mesmos grupos de repetições não foram os mais similares.

Figura 4.5 - Experimento sob o DBIB tipo II com $v = 6$, $r = 10$, $g = 5$, $b/g = 6$, $k = 2$ e $\lambda = 2$.

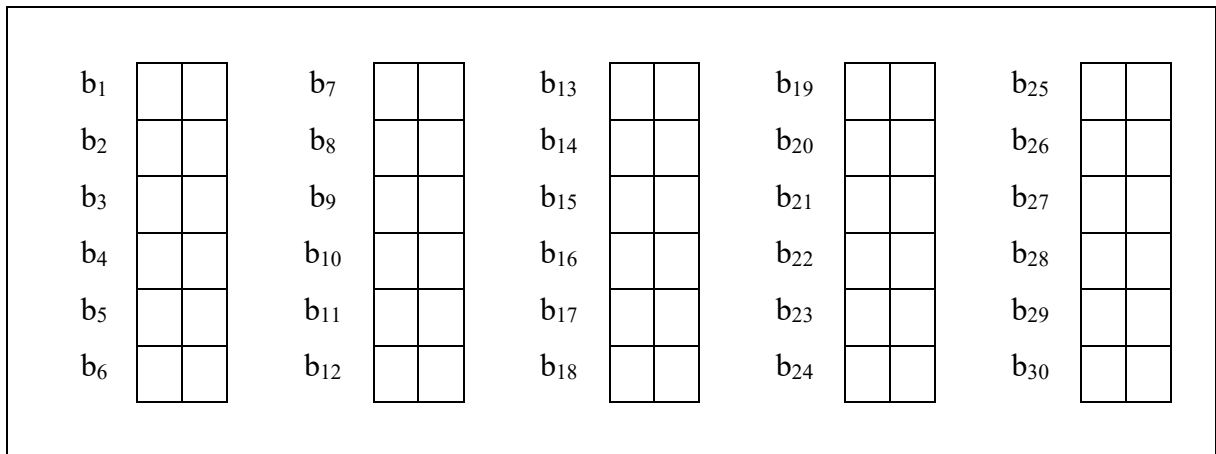


4.3.3 DBIB Tipo III

E para a instalação do DBIB tipo III, para cada condição experimental, separadamente, com $v = 6$, $k = 2$ e $\lambda = 2$, foram ignorados os agrupamentos dos blocos incompletos em repetições e em grupos de repetições. Isso significa que, nesse caso, as duas condições experimentais não provocaram mudanças na expectativa da eficiência do delineamento de casualização, dado que todo e qualquer bloco incompleto apresentou-se de forma homogênea.

Nesse estudo, as dez repetições ($r_1, r_2, r_3, r_4, r_5, r_6, r_7, r_8, r_9$ e r_{10}) foram organizadas nos 30 blocos incompletos (b_i , para $i = 1, 2, \dots, 30$) (Figura 4.6).

Figura 4.6 - Experimento sob o DBIB tipo III com $v = 6$, $r = 10$, $b = 30$, $k = 2$ e $\lambda = 2$.



4.4 Análise de Variância

4.4.1 DBIB Tipo I

O modelo estatístico do experimento instalado sob o DBIB tipo I foi definido por:

$$y_{il(j)} = \mu + \rho_j + \beta_{l(j)} + \tau_i + \varepsilon_{il(j)}, \text{ em que:}$$

$y_{il(j)}$ = valor observado de Y no tratamento x_i ($i = 1, 2, \dots, 6$) e no bloco incompleto $b_{l(j)}$ dentro da repetição r_j ($l = 1, 2, 3$ e $j = 1, 2, \dots, 10$);

μ = média geral populacional;

ρ_j = efeito da repetição r_j ;

$\beta_{l(j)}$ = efeito do bloco incompleto $b_{l(j)}$ dentro da repetição r_j ;

τ_i = efeito do tratamento x_i ; e

$\varepsilon_{il(j)}$ = erro experimental associado ao valor observado $y_{il(j)}$ que segue distribuição normal com média $\mu_\varepsilon = 0$ e variância comum σ_ε^2 em todos os tratamentos.

Após as obtenções dos 60 valores observados de Y , foram realizadas as análises intrablocos (INTRA) e com recuperação da informação interblocos (INTER), como também, foram obtidas as estimativas dos seis efeitos ajustados de tratamentos e, conseqüentemente, das respectivas médias ajustadas de tratamentos, por ambas as análises do DBIB tipo I e para cada condição experimental, separadamente, sendo (Tabela 4.1):

$$\hat{\mu}_{i_1} = \hat{\mu} + \hat{\tau}_{i_1} = \hat{\mu} + \frac{Q_i}{2 \times 6}, \text{ para a análise intrablocos; e}$$

$$\hat{\mu}_{i_1}^* = \hat{\mu} + \hat{\tau}_{i_1}^* = \hat{\mu} + \frac{M_{i_1}}{2 \times 6 + (10 - 2) \times R_1}, \text{ para a análise interblocos, em que:}$$

$\hat{\mu}$ = estimativa da média geral populacional;

$\hat{\tau}_{i_1}$ = estimativa do efeito ajustado do tratamento x_i , para a análise intrablocos;

$\hat{\tau}_{i_1}^*$ = estimativa do efeito ajustado do tratamento x_i , para a análise interblocos;

$Q_i = 2T_i - A_i$ (T_i = total do tratamento x_i e A_i = soma dos totais de cada bloco incompleto em que aparece o tratamento x_i);

$$R_I = \frac{(10 - 1) \times \text{QMRes}^*}{10 \times \text{QMBdRaj} - \text{QMRes}^*};$$

$$M_{i_1} = Q_i + R_I A_i - \frac{2R_I G}{6}; \text{ e}$$

G = total geral amostral.

Tabela 4.1 - Quadrados médios das análises de variância intrablocos e interblocos do DBIB tipo I

Intrablocos			Interblocos		
FV	GL	QM	FV	GL	QM
Repetição (R)	9	SQR/9	Repetição (R)	9	SQR/9
Bloco/R (não aj.)	20	SQBdRnaj/20	Bloco/R (aj.)	20	SQBdRaj/20
Tratamento (aj.)	5	SQTaj/5	Tratamento (aj.)	5	SQTaj*/5
Resíduo	25	SQRes/25	Resíduo	25	SQRes*/25
Total	59		Total	59	

$$\text{SQTotal} = \sum_{i=1}^6 \sum_{j=1}^{10} y_{il(j)}^2 - C; \text{SQR} = \frac{1}{6} \sum_{j=1}^{10} R_j^2 - C; \text{SQBdRnaj} = \frac{1}{2} \sum_{l=1}^b B_{l(j)}^2 - \text{SQR}; \text{SQTaj} = \frac{\sum_{i=1}^6 Q_i^2}{2 \times 2 \times 6};$$

$$\text{SQBdRaj} = \text{SQBdRnaj} + \text{SQTaj} - \text{SQTnaj}; \text{SQTaj}^* = \frac{\sum_{i=1}^6 M_i^2}{2 \times [2 \times 6 + (3 - 2) \times R]}; \text{SQRes} = \text{SQTotal} - \text{SQR} - \text{SQBdRnaj} -$$

$$\text{SQTaj}; \text{SQRes}^* = \text{SQTotal} - \text{SQR} - \text{SQBdRaj} - \text{SQTaj}^*; C = \frac{G^2}{10 \times 6}; G = \sum_{i=1}^6 \sum_{j=1}^{10} y_{il(j)}.$$

As análises intrablocos e com recuperação da informação interblocos do DBIB tipo I, foram realizadas com os auxílios das funções `ea1` do pacote *easyanova* (Arnhold, 2023) e `lmer` do pacote *lme4* (Bates et al., 2015), respectivamente.

4.4.2 DBIB Tipo II

O modelo estatístico do experimento instalado sob o DBIB tipo II foi definido por:

$$y_{il(j)} = \mu + \gamma_j + \beta_{l(j)} + \tau_i + \varepsilon_{il(j)}, \text{ em que:}$$

$y_{il(j)}$ = valor observado de Y no tratamento x_i ($i = 1, 2, \dots, 6$) e no bloco incompleto $b_{l(j)}$ dentro do grupo de repetições g_j ($l = 1, 2, \dots, 6$ e $j = 1, 2, \dots, 5$);

μ = estimativa da média geral populacional;

γ_j = efeito do grupo de repetições g_j ;

$\beta_{l(j)}$ = efeito do bloco incompleto $b_{l(j)}$ dentro do grupo de repetições g_j ;

τ_i = efeito do tratamento x_i ; e

$\varepsilon_{il(j)}$ = erro experimental associado ao valor observado $y_{il(j)}$ que segue distribuição normal com média $\mu_\varepsilon = 0$ e variância comum σ_ε^2 em todos os tratamentos.

Do mesmo modo, após as obtenções dos 60 valores observados de Y, foram realizadas as análises intrablocos (INTRA) e com recuperação da informação interblocos (INTER), como também, foram obtidas as estimativas dos seis efeitos ajustados de tratamentos e, conseqüentemente, das respectivas médias ajustadas de tratamentos, por ambas as análises do DBIB tipo II e para cada condição experimental, separadamente, sendo (Tabela 4.2):

$$\hat{\mu}_{iII} = \hat{\mu} + \hat{\tau}_{iII} = \hat{\mu} + \frac{Q_i}{2 \times 6}, \text{ para a análise intrablocos; e}$$

$$\hat{\mu}_{iII}^* = \hat{\mu} + \hat{\tau}_{iII}^* = \hat{\mu} + \frac{M_{iII}}{2 \times 6 + (10 - 2) \times R_{II}}, \text{ para a análise interblocos, em que:}$$

$\hat{\mu}$ = estimativa da média geral populacional;

$\hat{\tau}_{iII}$ = estimativa do efeito ajustado do tratamento x_i , para a análise intrablocos;

$\hat{\tau}_{iII}^*$ = estimativa do efeito ajustado do tratamento x_i , para a análise interblocos;

$Q_i = 2T_i - A_i$ (T_i = total do tratamento x_i e A_i = soma dos totais de cada bloco incompleto em que aparece o tratamento x_i);

$$R_{II} = \frac{6 \times (10 - 1) - 2 \times (5 - 1) \times QME^*}{2 \times (6 - 5) \times QMBdGaj - (6 - 2) \times QMRes^*};$$

$$M_{iII} = Q_i + R_{II}A_i - \frac{2R_{II}G}{6}; \text{ e}$$

G = total geral amostral.

Tabela 4.2 - Quadrados médios das análises de variância intrablocos e interblocos do DBIB tipo II

Intrablocos			Interblocos		
FV	GL	QM	FV	GL	QM
Grupo (G)	4	SQG/4	Grupo (G)	4	SQG/4
Bloco/G (não aj.)	25	SQBdGnaj/25	Bloco/G (aj.)	25	SQBdGaj/25
Tratamento (aj.)	5	SQTaj/5	Tratamento (aj.)	5	SQTaj*/5
Resíduo	25	SQRes/25	Resíduo	25	SQRes*/25
Total	59		Total	59	

$$SQ_{Total} = \sum_{i=1}^6 \sum_{j=1}^5 y_{il(j)}^2 - C; \quad SQG = \frac{1}{2 \times 6} \sum_{j=1}^5 G_j^2 - C; \quad SQ_{BdGnaj} = \frac{1}{2} \sum_{l=1}^b B_{l(j)}^2 - SQG; \quad SQTaj = \frac{\sum_{i=1}^6 Q_i^2}{2 \times 2 \times 6};$$

$$SQ_{BdGaj} = SQ_{BdGnaj} + SQTaj - SQTnaj; \quad SQTaj^* = \frac{\sum_{i=1}^6 M_i^2}{2 \times [2 \times 6 + (3-2) \times R]}; \quad SQ_{Res} = SQ_{Total} - SQG - SQ_{BdGnaj} -$$

$$SQTaj; \quad SQ_{Res}^* = SQ_{Total} - SQG - SQ_{BdGaj} - SQTaj^*; \quad C = \frac{G^2}{2 \times 5 \times 6}; \quad G = \sum_{i=1}^6 \sum_{j=1}^5 y_{il(j)}.$$

As análises intrablocos e com recuperação da informação interblocos do DBIB tipo II, foram realizadas com os auxílios das funções `ea1` do pacote *easyanova* (Arnhold, 2023) e `lmer` do pacote *lme4* (Bates et al., 2015), respectivamente.

4.4.3 DBIB Tipo III

O modelo estatístico do experimento instalado sob o DBIB tipo III foi definido por:

$$y_{il} = \mu + \beta_l + \tau_i + \varepsilon_{il}, \text{ em que:}$$

$y_{il(j)}$ = valor observado de Y no tratamento x_i ($i = 1, 2, \dots, 6$) e no bloco incompleto b_l ($l = 1, 2, \dots, 30$);

μ = média geral populacional;

β_l = efeito do bloco incompleto b_l ;

τ_i = efeito do tratamento x_i ; e

ε_{il} = erro experimental associado ao valor observado y_{il} que segue distribuição normal com média $\mu_\varepsilon = 0$ e variância comum σ_ε^2 em todos os tratamentos.

Do mesmo modo, após as obtenções dos 60 valores observados de Y, foram realizadas as análises intrablocos (INTRA) e com recuperação da informação interblocos (INTER), como também, foram obtidas as estimativas dos seis efeitos ajustados de tratamentos e,

consequentemente, das respectivas médias ajustadas de tratamentos, por ambas as análises do DBIB tipo III e para cada condição experimental, separadamente, sendo (Tabela 4.3):

$$\hat{\mu}_{i_{III}} = \hat{\mu} + \hat{\tau}_{i_{III}} = \hat{\mu} + \frac{Q_i}{2 \times 6}, \text{ para a análise intrablocos; e}$$

$$\hat{\mu}_{i_{III}}^* = \hat{\mu} + \hat{\tau}_{i_{III}}^* = \hat{\mu} + \frac{M_{i_{III}}}{2 \times 6 + (10 - 2) \times R_{III}}, \text{ para a análise interblocos, em que:}$$

$\hat{\mu}$ = estimativa da média geral populacional;

$\hat{\tau}_{i_{III}}$ = estimativa do efeito ajustado do tratamento x_i , para a análise intrablocos;

$\hat{\tau}_{i_{III}}^*$ = estimativa do efeito ajustado do tratamento x_i , para a análise interblocos;

$Q_i = 2T_i - A_i$ (T_i = total do tratamento x_i e A_i = soma dos totais de cada bloco incompleto em que aparece o tratamento x_i);

$$R_{III} = \frac{QMR_{Res}^*}{QMR_{Res}^* - \frac{2 \times (30 - 1)}{(30 \times 2) - 6} \times (QMR_{Res}^* - QMB_{aj})};$$

$$M_{i_{III}} = Q_i + R_{III}A_i - \frac{2R_{III}G}{6}; \text{ e}$$

G = total geral amostral.

Tabela 4.3 - Quadrados médios das análises de variância intrablocos e interblocos do DBIB tipo III

Intrablocos			Interblocos		
FV	GL	QM	FV	GL	QM
Bloco (não aj.)	29	SQBnaj/29	Bloco (aj.)	29	SQBaj/29
Tratamento (aj.)	5	SQTaj/5	Tratamento (aj.)	5	SQTaj*/5
Resíduo	25	SQRes/25	Resíduo	25	SQRes*/25
Total	59		Total	59	

$$SQ_{Total} = \sum_{i=1}^6 \sum_{l=1}^{30} y_{il}^2 - C; \quad SQ_{Bnaj} = \frac{1}{2} \sum_{l=1}^{30} B_l^2 - C; \quad SQ_{Taj} = \frac{\sum_{i=1}^6 Q_i^2}{2 \times 2 \times 6}; \quad SQ_{Baj} = SQ_{Bnaj} + SQ_{Taj} - SQ_{Tnaj};$$

$$SQ_{Taj}^* = \frac{\sum_{i=1}^6 M_i^2}{2 \times [2 \times 6 + (3 - 2) \times R]}; \quad SQ_{Res} = SQ_{Total} - SQ_{Bnaj} - SQ_{Taj}; \quad SQ_{Res}^* = SQ_{Total} - SQ_{Baj} - SQ_{Taj}^*; \quad C = \frac{G^2}{10 \times 6};$$

$$G = \sum_{i=1}^6 \sum_{l=1}^{30} y_{il}.$$

As análises intrablocos e com recuperação da informação interblocos do DBIB tipo I, foram realizadas com os auxílios das funções *ea1* do pacote *easyanova* (Arnhold, 2023) e *lmer* do pacote *lme4* (Bates et al., 2015), respectivamente.

4.5 Casualizações dos Tratamentos

Para as implantações dos DBIBs tipos I, II e III, as casualizações dos tratamentos às 60 unidades experimentais foram realizadas de acordo com a função `design.bib` do pacote *agricolae* (Mendiburu, 2023), presente no *software* R.

E nesse estudo, foram realizadas três diferentes casualizações para os experimentos instalados sob os DBIBs tipos I, II e III, para cada uma das duas condições experimentais, separadamente.

4.6 Medidas Avaliadas

Nesse estudo, foram estimados, em percentuais, oito erros relativos aos desvios absolutos das estimativas em relação aos seus respectivos parâmetros (ER_i), para $i = 1, 2, \dots, 8$, como seguem:

$$ER_1 = 100 \times \left| \frac{\hat{\tau}_1 - (-17,5)}{-17,5} \right|, \text{ para o efeito do tratamento } x_1;$$

$$ER_2 = 100 \times \left| \frac{\hat{\tau}_2 - (-10,5)}{-10,5} \right|, \text{ para o efeito do tratamento } x_2;$$

$$ER_3 = 100 \times \left| \frac{\hat{\tau}_3 - (-3,5)}{-3,5} \right|, \text{ para o efeito do tratamento } x_3;$$

$$ER_4 = 100 \times \left| \frac{\hat{\tau}_4 - 3,5}{3,5} \right|, \text{ para o efeito do tratamento } x_4;$$

$$ER_5 = 100 \times \left| \frac{\hat{\tau}_5 - 10,5}{10,5} \right|, \text{ para o efeito do tratamento } x_5;$$

$$ER_6 = 100 \times \left| \frac{\hat{\tau}_6 - 17,5}{17,5} \right|, \text{ para o efeito do tratamento } x_6;$$

$$ER_7 = 100 \times \left| \frac{QME - 4}{4} \right|, \text{ para a variância residual comum a todos os tratamentos; e}$$

$$ER_8 = 100 \times \left(\frac{1}{60} \sum_{i=1}^{60} \left| \frac{\hat{y}_i - y_{iv}}{y_{iv}} \right| \right), \text{ para os valores verdadeiros da variável-resposta.}$$

Como se pode observar, os seis primeiros erros relativos se referem às avaliações das estimativas dos efeitos dos seis tratamentos. O sétimo, à avaliação da estimativa da variância residual do experimento. E o oitavo erro relativo, à avaliação das estimativas dos valores ajustados pelo modelo estatístico.

Desse modo, com base nos oito erros relativos definidos, foi verificado o desempenho, partindo-se do princípio de que quanto mais próximos de zero foram os seus resultados, mais próximos foram as estimativas dos parâmetros e, conseqüentemente, melhor foi o desempenho.

4.7 Análises das Medidas Avaliadas

De posse dos valores observados, foram aplicados os dois métodos de análise de variância (INTRA e INTER) para os experimentos realizados com três diferentes casualizações (1, 2 e 3) e instalados sob os três tipos de DBIBs (I, II e III), para as duas condições experimentais (REC e NREC), separadamente. Consequentemente, os oito erros relativos foram obtidos de um experimento fatorial $2 \times 3 \times 3$, para determinar a melhor combinação entre os níveis dos três fatores avaliados, conforme as definições dos dois métodos de análise de variância (MET), das três diferentes casualizações (CAS) e dos três tipos de DBIBs (DEL).

Como cada uma das 18 combinações foi simulada três vezes, isto é, por três diferentes simulações dos erros experimentais, considerou-se um experimento fatorial $2 \times 3 \times 3$ instalado sob o delineamento inteiramente casualizado (DIC) com três repetições por tratamento.

Além disso, como os três fatores apresentaram-se com níveis qualitativos, foi realizada uma análise de variância com posterior aplicação do teste de Tukey de acordo com as significâncias das interações duplas e tripla (Tabela 4.4).

As análises estatísticas mencionadas foram realizadas para cada condição experimental, separadamente, e com o auxílio da função `fat3.dic` do pacote *ExpDes.pt* (Ferreira et al., 2022) do *software* R, a 5% de significância.

Tabela 4.4 - Graus de liberdade da análise de variância de cada erro relativo

FV	GL
MET	1
CAS	2
DEL	2
MET × CAS	2
MET × DEL	2
CAS × DEL	4
MET × CAS × DEL	4
Resíduo	36
Total	53

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

De acordo com os resultados obtidos em relação aos oito erros relativos após as análises intrablocos (INTRA) e com recuperação da informação interblocos (INTER) aplicadas aos dados simulados a partir dos erros experimentais e considerando-se as três diferentes casualizações para as instalações dos experimentos instalados sob os delineamentos em blocos incompletos balanceados (DBIBs) tipos I, II e III, foram realizadas as análises de variância e os testes de Tukey para os oito erros relativos avaliados no experimento fatorial $2 \times 3 \times 3$ instalado sob o DIC com três repetições por tratamento, para as condições experimentais 1 ou recomendada (REC) e 2 ou não recomendada (NREC), separadamente.

5.1 Efeitos de Tratamentos

Os desempenhos medidos pelos seis erros relativos e associados às estimativas dos efeitos dos seis tratamentos, foram influenciados ($p < 0,05$) pelos métodos de análise de variância, pelos tipos de DBIBs e pela interação entre eles, mas sem a interferência ($p > 0,05$) das casualizações, para as condições experimentais 1 (REC) (Tabela 5.1) e 2 (NREC) (Tabela 5.2), separadamente.

Tabela 5.1 - Quadrados médios das análises de variância do ER₁, ER₂, ER₃, ER₄, ER₅ e ER₆, para a condição experimental 1 (REC)

FV	GL	QM					
		ER ₁	ER ₂	ER ₃	ER ₄	ER ₅	ER ₆
MET	1	249,91*	510,72*	5.572,52*	5.770,85*	667,91*	322,95*
CAS	2	13,08 ^{ns}	26,58 ^{ns}	227,18 ^{ns}	51,85 ^{ns}	19,92 ^{ns}	5,63 ^{ns}
DEL	2	140,58*	277,09*	2.055,70*	2.638,46*	258,95*	127,73*
MET×CAS	2	5,32 ^{ns}	23,26 ^{ns}	253,98 ^{ns}	108,95 ^{ns}	1,44 ^{ns}	9,62 ^{ns}
MET×DEL	2	159,08*	308,31*	2.494,87*	2.988,16*	317,83*	145,14*
CAS×DEL	4	1,69 ^{ns}	23,07 ^{ns}	186,41 ^{ns}	99,11 ^{ns}	9,61 ^{ns}	7,36 ^{ns}
MET×CAS×DEL	4	1,50 ^{ns}	8,00 ^{ns}	195,52 ^{ns}	53,45 ^{ns}	2,72 ^{ns}	3,33 ^{ns}
Resíduo	36	6,06	33,05	332,42	339,60	22,69	10,12
CV (%)		58,98	68,68	68,41	73,30	62,19	55,58

MET = método de análise. CAS = casualização. DEL = tipo de DBIB. *: significativo pelo teste F ($p < 0,05$). ^{ns}: não significativo pelo teste F ($p > 0,05$).

Tabela 5.2 - Quadrados médios das análises de variância do ER₁, ER₂, ER₃, ER₄, ER₅ e ER₆, para a condição experimental 2 (NREC)

FV	GL	QM					
		ER ₁	ER ₂	ER ₃	ER ₄	ER ₅	ER ₆
MET	1	10.983,80*	28.026,95*	246.494,43*	262.095,76*	29.020,50*	10.789,48*
CAS	2	11,56 ^{ns}	18,89 ^{ns}	583,05 ^{ns}	121,40 ^{ns}	6,73 ^{ns}	3,56 ^{ns}
DEL	2	4.642,53*	12.187,79*	109.323,65*	112.019,26*	12.415,70*	4.581,63*
METxCAS	2	5,08 ^{ns}	58,86 ^{ns}	257,41 ^{ns}	266,69 ^{ns}	3,33 ^{ns}	23,65 ^{ns}
METxDEL	2	4.647,21*	12.135,25*	109.589,03*	111.652,80*	12.341,23*	4.576,94*
CASxDEL	4	1,45 ^{ns}	18,35 ^{ns}	35,29 ^{ns}	113,94 ^{ns}	3,65 ^{ns}	6,74 ^{ns}
METxCASxDEL	4	1,34 ^{ns}	15,18 ^{ns}	47,88 ^{ns}	85,81 ^{ns}	2,09 ^{ns}	6,23 ^{ns}
Resíduo	36	6,20	41,19	506,36	402,29	34,52	10,83
CV (%)		15,17	22,34	25,91	23,47	21,44	18,09

MET = método de análise. CAS = casualização. DEL = tipo de DBIB. *: significativo pelo teste F ($p < 0,05$). ^{ns}: não significativo pelo teste F ($p > 0,05$).

Quanto às estimativas dos coeficientes de variações (CV), em percentuais, observou-se que na condição experimental 1 (REC), elas foram bem maiores. Isso indica que, na condição experimental 2 (NREC), os métodos de análises e os tipos de DBIBs apresentaram mais diferenças entre si, no sentido de promoverem as estimativas dos efeitos dos seis tratamentos (Tabelas 5.1 e 5.2).

Como se pode observar e como deveria ser esperado, as três diferentes casualizações realizadas para as instalações dos três tipos de DBIBs nas duas condições experimentais, não promoveram ($p > 0,05$) diferenças nas estimativas dos efeitos de todos os seis tratamentos, independentemente do método de análise de variância utilizado (Tabelas 5.1 e 5.2).

Isso significa, que mesmo em condições experimentais bastante heterogêneas, as três casualizações impostas pelos três tipos de DBIBs, respectivamente, foram plenamente adequadas e, conseqüentemente, não prejudicaram e nem favoreceram nenhum dos tratamentos avaliados. A mesma conclusão também foi realizada por Steel et al. (1997), porém para as situações em que os blocos são completos.

Já em relação à interação ($p < 0,05$) entre os métodos de análise de variância e os tipos de DBIBs sobre as qualidades das estimativas dos efeitos dos seis tratamentos medidas pelos seis primeiros erros relativos, foram obtidas as mesmas conclusões para todas elas nas condições experimentais 1 (REC) e 2 (NREC), separadamente (Tabela 5.3).

Tabela 5.3 - Médias dos erros relativos (ER₁, ER₂, ER₃, ER₄, ER₅ e ER₆) para as condições experimentais 1 (REC) e 2 (NREC)

ER	MET	REC			NREC		
		DEL			DEL		
		I	II	III	I	II	III
ER ₁	INTRA	3,98 aB	12,90 aA	2,10 aB	24,45 aB	65,47 aA	2,12 aC
	INTER	2,18 aA	1,81 bA	2,08 aA	2,21 bA	2,13 bA	2,13 aA
ER ₂	INTRA	7,42 aB	20,69 aA	6,23 aB	39,95 aB	108,31 aA	6,28 aC
	INTER	4,60 aA	5,11 bA	6,17 aA	5,68 bA	6,10 bA	6,07 aA
ER ₃	INTRA	29,65 aB	61,95 aA	18,83 aB	119,74 aB	324,80 aA	18,72 aC
	INTER	15,56 aA	15,59 bA	18,32 aA	19,74 bA	19,05 bA	19,10 aA
ER ₄	INTRA	25,11 aB	63,95 aA	17,37 aB	121,75 aB	326,81 aA	16,87 aC
	INTER	13,83 aA	14,13 bA	16,45 aA	15,27 bA	16,12 bA	16,03 aA
ER ₅	INTRA	8,71 aB	20,11 aA	4,71 aB	39,38 aB	107,73aA	4,65 aC
	INTER	4,19 aA	3,71 bA	4,53 aA	3,81 bA	4,44 bA	4,42 aA
ER ₆	INTRA	6,05 aB	14,37 aA	4,09 aB	25,93 aB	66,94 aA	4,11 aC
	INTER	2,59 bA	3,22 bA	4,02 aA	4,02 bA	4,08 bA	4,07 aA

MET = método de análise. DEL = tipo de DBIB. Médias seguidas pela mesma letra minúscula, na coluna, e pela mesma letra maiúscula, na linha, não diferem entre si pelo teste de Tukey ($p > 0,05$), para cada ER e condição experimental, separadamente.

Para a condição experimental 1 (REC) e em relação às comparações entre os três tipos de DBIBs, concluiu-se que os tipos I e III foram os melhores ($p < 0,05$) quando os dados foram analisados pelo método de análise intrablocos (INTRA) e que os três tipos foram iguais ($p > 0,05$) quando a análise foi realizada pelo método que recupera a informação interblocos (INTER). Por outro lado, a análise INTER só superou ($p < 0,05$) a análise INTRA, quando ocorreu a instalação do DBIB tipo II. Portanto, recomenda-se a análise INTRA para os DBIBs tipos I e III e a análise INTER para os DBIBs tipos I, II e III (Tabela 5.3).

Como já mencionado para a condição experimental 1 (REC), o esperado era que os DBIBs tipos I e II, mas principalmente o tipo II, fossem superiores ao DBIB tipo III em fornecerem as melhores estimativas dos efeitos de tratamentos, e independentemente do método de análise de variância, dado que nessa condição experimental, os blocos incompletos situados dentro de cada repetição ou dentro de cada grupo de repetições foram mais semelhantes entre si do que os blocos incompletos das outras repetições (DBIB tipo I) ou dos outros grupos de repetições (DBIB tipo II). No entanto, os resultados não corroboraram com essa expectativa. Isso significa que as recomendações relatadas por Pimentel-Gomes e Garcia (2002) e Pimentel-

Gomes (2022) para as instalações dos DBIBs tipos I e II não melhoram as estimativas dos efeitos de tratamentos. Consequentemente, essas recomendações podem ser negligenciadas e, de forma mais simples, instalar, mesmos nas condições favoráveis às instalações desses dois tipos de DBIBs, o DBIB tipo III. E para a análise dos dados, utilizar, livremente, o método INTRA ou INTER.

Já para a condição experimental 2 (NREC) e em relação às comparações entre os três tipos de DBIBs, concluiu-se que o tipo III foi o melhor ($p < 0,05$) quando os dados foram analisados pelo método de análise intrablocos (INTRA) e que os três tipos foram iguais ($p > 0,05$) quando a análise foi realizada pelo método que recupera a informação interblocos (INTER). Por outro lado, a análise INTER superou ($p < 0,05$) a análise INTRA, quando ocorreram as instalações dos DBIBs tipos I e II. Portanto, recomenda-se a análise INTRA para o DBIB tipo III e a análise INTER para os DBIBs tipos I, II e III (Tabela 5.3).

Como já mencionado para a condição experimental 2 (NREC), o esperado era que o DBIB III fosse superior aos DBIBs tipos I e II em fornecerem as melhores estimativas dos efeitos de tratamentos, e independentemente do método de análise de variância, dado que nessa condição experimental, os blocos incompletos situados dentro de cada repetição ou dentro de cada grupo de repetições não foram mais semelhantes entre si do que os blocos incompletos das outras repetições (DBIB tipo I) ou dos outros grupos de repetições (DBIB tipo II). No entanto, os resultados só corroboraram com essa expectativa, quando os dados foram analisados pelo método INTRA. Isso significa que, mesmo contrário às recomendações relatadas por Pimentel-Gomes e Garcia (2002) e Pimentel-Gomes (2022) para as instalações dos DBIBs tipos I e II, os mesmos podem ser instalados, mas desde que os dados coletados sejam analisados pelo método INTER. Consequentemente e do mesmo modo, recomenda-se, de forma mais simples, instalar o DBIB tipo III. E para a análise dos dados, utilizar, livremente, o método INTRA ou INTER.

Portanto, desde que seja instalado o DBIB tipo III para as condições experimentais 1 (REC) e 2 (NREC), não há a necessidade de recomendar a utilização da análise com recuperação da informação interblocos como forma de aumentar a precisão experimental, conforme defendida por Cochran e Cox (1957), Montgomery (2012) e Resende (2016).

De modo geral, o DBIB tipo II forneceu as maiores médias ($p < 0,05$) dos seis erros relativos, quando os dados foram analisados pelo método INTRA e para ambas as condições experimentais. A sua igualdade ($p > 0,05$) aos DBIBs tipos I e III só ocorreu quando se utilizou

a análise INTER (Tabela 5.3). Esse resultado implica em perda de desempenho do DBIB tipo II quando não há o aproveitamento da informação interblocos (Steel et al., 1997).

Como o método de análise só causou alterações ($p < 0,05$) nas estimativas dos efeitos dos seis tratamentos para o DBIB tipo II e para os DDBIBs tipos I e II nas condições experimentais 1 (REC) e 2 (NREC), respectivamente, e favorável ao método INTER (Tabela 5.3), conclui-se que o método de análise com recuperação da informação interblocos não exerce influência positiva sobre a precisão experimental para quaisquer delineamentos com estrutura incompleta, conforme relatado por Cochran e Cox (1957) e Montgomery (2012).

Conseqüentemente, entre os tipos de DBIBs avaliados, o tipo III se destacou por fornecer as menores estimativas dos seis primeiros erros relativos, tanto na análise INTRA quanto INTER, mas especialmente na condição experimental 2 (NREC). Assim, a instalação do DBIB tipo III é independente do método de análise, constitui a melhor estratégia para aumentar a qualidade da estimativa de um determinado efeito de tratamento em experimentos com blocos incompletos balanceados. Tal escolha corrobora com as recomendações metodológicas para experimentos agrícolas e de campo sob condições de elevada heterogeneidade definidas por Zimmermann (2014).

Vale destacar que, na prática, muitos experimentos reportados na literatura utilizam apenas o DBIB sem especificar os tipos I ou II, como observado em Sewenet (2019) e Montesinos-López et al. (2023), o que corresponde, na verdade, ao DBIB tipo III.

5.2 Variância Residual

O desempenho medido pelo sétimo erro relativo e associado à estimativa da variância residual comum a todos os tratamentos, não foi influenciado ($p > 0,05$) pelos métodos de análise de variância, nem pelas casualizações, nem pelos tipos de DBIBs e nem pelas interações entre eles, para as condições experimentais 1 (REC) e 2 (NREC), separadamente (Tabela 5.4).

Tabela 5.4 - Quadrados médios das análises de variância do ER₇ para as condições experimentais 1 (REC) e 2 (NREC)

FV	GL	QM	
		REC	NREC
MET	1	0,31 ^{ns}	2,13 ^{ns}
CAS	2	912,41 ^{ns}	970,38 ^{ns}
DEL	2	0,63 ^{ns}	0,79 ^{ns}
MET × CAS	2	0,78 ^{ns}	3,35 ^{ns}
MET × DEL	2	0,63 ^{ns}	0,79 ^{ns}
CAS × DEL	4	0,53 ^{ns}	1,05 ^{ns}
MET × CAS × DEL	4	0,53 ^{ns}	1,05 ^{ns}
Resíduo	36	369,68	362,07
CV (%)		101,5	99,01

MET = método de análise. CAS = casualização. DEL = tipo de DBIB. ^{ns}: não significativo pelo teste F ($p > 0,05$).

Nesse trabalho, foram obtidas, para o ER₇, as médias de 18,94 e 19,22, para as condições experimentais 1 (REC) e 2 (NREC), respectivamente.

Esses resultados não foram coerentes com os relatados por Cochran e Cox (1957), Federer (1955) e John e Williams (1995), que afirmaram que a eficiência de um tipo de DBIB dependia da casualização, principalmente nos experimentos com número reduzido de unidades experimentais por bloco incompleto.

Além disso, o método com recuperação da informação interblocos (INTER) não reduziu ($p > 0,05$) o ER₇ em relação ao método intrablocos (INTRA), o que contrariou, também, as afirmações favoráveis ao método INTER por Yates (1940) e Piepho et al. (2006). Isso significa que a recuperação da informação interblocos é dispensável para aumentar a precisão experimental de um tipo de DBIB.

Assim, de modo semelhante ao observado para os seis primeiros erros relativos, o uso do DBIB tipo III proporciona o mesmo ($p > 0,05$) desempenho que os DBIBs tipos I e II, independentemente do método de análise e da casualização. Tal comportamento reforça que o DBIB tipo III, além de estruturalmente mais simples, constitui uma escolha adequada para os experimentos instalados sob o DBIB, conforme já destacado por Zimmermann (2014), Sewenet (2019) e Montesinos-López et al. (2023).

5.3 Valores Ajustados

O desempenho medido pelo oitavo erro relativo e associado às estimativas dos valores ajustados da variável-reposta Y, foi influenciado ($p < 0,05$) pelos métodos de análise de variância, pelos tipos de DBIBs e pela interação entre eles, mas sem a interferência ($p > 0,05$) das casualizações, para as condições experimentais 1 (REC) (Tabela 5.1) e 2 (NREC) (Tabela 5.5), separadamente.

Tabela 5.5 - Quadrados médios das análises de variância do ER₈ para as condições experimentais 1 (REC) e 2 (NREC)

FV	GL	QM	
		REC	NREC
MET	1	35,88*	6,45*
CAS	2	0,28 ^{ns}	1,83 ^{ns}
DEL	2	2,09*	0,85*
MET × CAS	2	0,00 ^{ns}	0,32 ^{ns}
MET × DEL	2	7,95*	1,28*
CAS × DEL	4	0,04 ^{ns}	0,09 ^{ns}
MET × CAS × DEL	4	0,01 ^{ns}	0,09 ^{ns}
Resíduo	36	0,10	0,11
CV (%)		22,69	14,98

MET = método de análise. CAS = casualização. DEL = tipo de DBIB. *: significativo pelo teste F ($p < 0,05$). ^{ns}: não significativo pelo teste F ($p > 0,05$).

Novamente e como deveria ser esperado, as três diferentes casualizações realizadas para as instalações dos três tipos de DBIBs nas duas condições experimentais, não promoveram ($p > 0,05$) diferenças nas estimativas dos valores ajustados de Y, independentemente do método de análise de variância utilizado (Tabela 5.5).

Já em relação à interação ($p < 0,05$) entre os métodos de análise de variância e os tipos de DBIBs sobre as qualidades das estimativas dos valores ajustados medidas pelo oitavo erro relativo, os resultados para as condições experimentais 1 (REC) e 2 (NREC), separadamente, estão apresentados na Tabela 5.6.

Tabela 5.6 - Médias do ER₈ para as condições experimentais 1 (REC) e 2 (NREC)

MET	REC			NREC		
	DEL			DEL		
	I	II	III	I	II	III
INTRA	2,78 aA	2,78 aA	1,07 aB	2,84 aA	2,84 aA	2,02 aB
INTER	0,22 bB	0,56 bB	0,96 aA	1,75 bA	1,94 bA	1,93 aA

MET = método de análise. DEL = tipo de DBIB. Médias seguidas pela mesma letra minúscula, na coluna, e pela mesma letra maiúscula, na linha, não diferem entre si pelo teste de Tukey ($p > 0,05$), para cada condição experimental, separadamente.

Para a condição experimental 1 (REC) e em relação às comparações entre os três tipos de DBIBs, concluiu-se que o tipo III foi o melhor ($p < 0,05$) quando os dados foram analisados pelo método de análise intrablocos (INTRA) e que os tipos I e II foram os melhores ($p < 0,05$) quando a análise foi realizada pelo método que recupera a informação interblocos (INTER). Por outro lado, a análise INTER superou ($p < 0,05$) a análise INTRA, quando ocorreram as instalações dos DBIBs tipos I e II. Portanto, recomenda-se a análise INTRA para o DBIB tipo III e a análise INTER para os DBIBs tipos I e II (Tabela 5.6).

Já para a condição experimental 2 (NREC) e em relação às comparações entre os três tipos de DBIBs, concluiu-se que o tipo III foi o melhor ($p < 0,05$) quando os dados foram analisados pelo método de análise intrablocos (INTRA) e que os três tipos foram iguais ($p > 0,05$) quando a análise foi realizada pelo método que recupera a informação interblocos (INTER). Por outro lado, a análise INTER superou ($p < 0,05$) a análise INTRA, quando ocorreram as instalações dos DBIBs tipos I e II. Portanto, recomenda-se a análise INTRA para o DBIB tipo III e a análise INTER para os DBIBs tipos I, II e III (Tabela 5.6).

Esses resultados reforçam, desde que seja instalado o DBIB tipo III para as condições experimentais 1 (REC) e 2 (NREC), não haver a necessidade de recomendar a utilização da análise com recuperação da informação interblocos como forma de aumentar a precisão experimental, conforme defendida por Cochran e Cox (1957).

6. CONCLUSÕES

Para aumentar o desempenho do DBIB em proporcionar as melhores estimativas dos efeitos de tratamentos, da variância residual e dos valores ajustados da variável-resposta, recomenda-se instalar os DBIBs I e II com a aplicação do método de análise com recuperação da informação interblocos ou o DBIB tipo III com a aplicação do método de análise intrablocos.

Para a condição experimental adequada para as instalações dos DBIBs tipos I e II, recomendam-se as instalações dos mesmos quando os dados coletados forem analisados pelo método da análise com recuperação da informação interblocos. Além deles, recomenda-se, também, a instalação do DBIB tipo III quando os dados coletados forem analisados pelo método de análise intrablocos.

Para a condição experimental não adequada para as instalações dos DBIBs tipos I e II, recomendam-se, do mesmo modo, as instalações dos tipos I e II quando os dados coletados forem analisados pelo método da análise com recuperação da informação interblocos e, do tipo III, quando os dados coletados forem analisados pelo método de análise intrablocos.

As diferentes casualizações possíveis de serem aplicadas nos DBIBs tipos I, II e III não provocam alterações nas estimativas dos efeitos de tratamentos, da variância residual e dos valores ajustados da variável-resposta.

Dada a sua maior simplicidade de instalação e dada a análise intrablocos estar mais facilmente disponíveis nos *software* estatísticos, recomenda-se, de modo geral, o DBIB tipo III.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABREU, D. C.; LANA, R. P.; OLIVEIRA, A. S.; BARBOSA, F. A.; ANDRADE, F. L.; SILVA, P. T.; FONSECA, M. A.; GHEDINI, C. P.; PAULA, R. M.; MAGALHÃES, F. A. Performance of lactating crossbred cows on pasture supplemented with conventional urea or slow release urea. **Arq. Bras. Med. Vet. Zootec.**, v. 66, p. 1487-1494, 2014.
- ARNHOLD, E. **Analysis of variance and other important complementary analyses**. R package version 10.0, 2023. 25 p.
- BATES, D.; MÄCHLEER, M.; BOLKER, B.; WALKER, S. Fitting linear mixed-effects using lme4. **Journal of Statistical Software**, v.67, p. 1-48, 2015.
- COCHRAN, W. G.; COX, G. M. Experimental designs. **Journal of the American Statistical Association**, v. 45, p. 454-455, 1957.
- FEDERER, W. T. **Experimental design: Theory and application**. New York: The Macmillan Company, 1955. 544 p.
- FERREIRA, E. B.; CAVALCANTI, P. P.; NOGUEIRA, D. A. **Pacote experimental designs (portugues)**. R package version 1.2.2, 2022. 68 p.
- HOTHORN, T.; BRETZ, F.; WESTFALL, P. **Simultaneous inference in general parametric models**. R package version 1.4-25, 2023. 36 p.
- IEMMA, A. F.; CAMPOS, H. **Ensaio em parcelas subdivididas delineados em blocos incompletos balanceados**. *Scientia Agricola*, Piracicaba, 1982.
- JOHN, J. A.; WILLIAMS, E. R. **Cyclic and computer generated designs**. 2. ed. New York: Chapman & Hall, 1995. 256 p.
- KEMPTHORNE, O. **The design and analysis of experiments**. New York: John Wiley & Sons, 1952. 631 p.
- KUEHL, R. O. **Diseño de experimentos: principios estadísticos para el diseño y análisis de investigaciones**. 12. ed. México: Thomson Learning, 2001. 666 p.
- MASOOD, M. A.; FAROOQ, K.; MUJAHID, Y.; ANWAR, M. Z. Improvement in precision of agricultural field experiments through design and analysis. **Pakistan Journal of Life and Social Sciences**, v. 6, p. 89-91, 2008.
- MENDIBURU, F. **Statistical procedures for agricultural research**. R package version 1.3-7, 2023. 155 p.
- MONTESINOS-LÓPEZ, O. A.; MOSQUEDA-GONZÁLEZ, B. A.; SALINAS-RUIZ, J.; MONTESINOS-LÓPEZ, A.; CROSSA, J. Sparse multi-trait genomic prediction under balanced incomplete block design. **The Plant Genome**, v. 16, p. 1-13, 2023.

- MONTGOMERY, D. C. **Design and analysis of experiments**. 8. ed. New York: John Wiley & Sons, 2012. 730 p.
- PIEPHO, H. P.; BÖHMEN, S.; WILLIAMS, E. R. Efficient use of incomplete-block designs for plant breeding trials. **Agronomy Journal**, v. 95, p. 965-971, 2003.
- PIEPHO, H. P.; WILLIAMS, E. R.; MÜLLER, K. **Statistical principles for the design of experiments**. New York: Springer, 2006. 216 p.
- PIMENTEL-GOMES, F. **Curso de estatística experimental**. 15. ed. Piracicaba: Fealq, 2022. 451 p.
- PIMENTEL-GOMES, F.; GARCIA, C. H. **Estatística aplicada a experimentos agronômicos e florestais**. Piracicaba: Fealq, 2002. 309 p.
- R CORE TEAM. **R: A language and environment for statistical computing**. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, 2024.
- RESENDE, M. D. V. Software Selegen-REML/BLUP: a useful tool for plant breeding. **Crop Breeding and Applied Biotechnology**, v. 16, p. 330-339, 2016.
- SEWENET, H. K. A review on comparison of complete and incomplete block designs. **Journal of Biology, Agriculture and Healthcare**, v. 9, p. 15-24, 2019.
- STEEL, R.G.; TORRIE, J. H.; DICKEY, D. A. **Principles and procedures of statistics: a biometrical approach**. 3. ed. New York: McGraw-Hill, 1997. 666 p.
- YATES, F. The recovery of inter-block information in balanced incomplete block designs. **Annals of Eugenics**, v. 10, p. 317-325, 1940.
- ZIMMERMANN, F. P. **Estatística aplicada à pesquisa agrícola**. 2. ed. Brasília: EMBRAPA, 2014. 582 p.