

ALICE DOS SANTOS RIBEIRO

**AVALIAÇÕES DAS INTERAÇÕES ENTRE OS EFEITOS DO MODELO
ESTATÍSTICO DO DELINEAMENTO EM QUADRADO LATINO**

Dissertação 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 *Magister Scientiae*.

Orientador: José Ivo Ribeiro Júnior

**VIÇOSA - MINAS GERAIS
2019**

**Ficha catalográfica preparada pela Biblioteca Central da Universidade
Federal de Viçosa - Câmpus Viçosa**

T

R484a
2019
Ribeiro, Alice dos Santos, 1984-
Avaliações das interações entre os efeitos do modelo
estatístico do delineamento em quadrado latino / Alice dos
Santos Ribeiro. – Viçosa, MG, 2019.
49f. : il. ; 29 cm.

Orientador: José Ivo Ribeiro Júnior.
Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Viçosa.
Referências bibliográficas: f.48-49.

1. Modelos multiníveis (Estatísticas). 2. Pressuposição
(Lógica). I. Universidade Federal de Viçosa. Departamento de
Estatística. Programa de Pós-Graduação em Estatística Aplicada
e Biometria. II. Título.

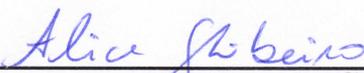
CDD 22 ed. 519.5

ALICE DOS SANTOS RIBEIRO

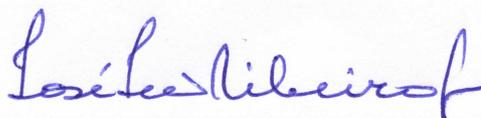
AVALIAÇÃO DAS INTERAÇÕES ENTRE OS EFEITOS DO MODELO
ESTATÍSTICO DO DELINEAMENTO EM QUADRADO LATINO

Dissertação 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 *Magister Scientiae*.

APROVADA: 15 de julho de 2019.



Alice dos Santos Ribeiro
Autora



José Ivo Ribeiro Júnior
Orientador

*À minha família e meu
marido que sempre me
apoiaram e deram suporte*

AGRADECIMENTOS

A Deus, por guiar meu caminho e me dar força em todos os momentos.

Aos meus pais e irmãos, por sempre apoiarem minhas decisões.

Ao Rodrigo, pela paciência e carinho, sendo esse companheiro maravilhoso em todos os momentos.

Ao meu orientador e amigo, José Ivo, cujo apoio, conselhos, paciência e incentivo me tiraram da incerteza e me guiaram por esse caminho de novas possibilidades.

Aos professores do departamento pelos ensinamentos e apoio.

Aos professores membros da banca Eduardo Campana Barbosa e Fabrício Luciani Valente pelas críticas e sugestões.

Aos colegas de curso pela amizade, ajuda e boas risadas, sempre ajudando uns aos outros a superar cada degrau.

Ao secretário Júnior José Pires pela constante prontidão em auxiliar nas diversas atividades burocráticas do PPESTBIO/UFV.

Aos amigos que fiz por esse caminho, por todas as tardes de diversão, risos, RPG e puxadas de orelha.

A CAPES e a Fapemig, pela concessão da bolsa de estudos, durante o período de realização deste trabalho.

“A persistência é o caminho do êxito”. (Charles Chaplin)

RESUMO

RIBEIRO, Alice dos Santos, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, julho de 2019. **Avaliações das interações entre os efeitos do modelo estatístico do delineamento em quadrado latino.** Orientador: José Ivo Ribeiro Júnior.

Na agropecuária, muitos experimentos possuem restrições na casualização. Um delineamento utilizado quando há dois fatores perturbadores é o quadrado latino (DLQ). Porém, há a exigência de que os níveis dos fatores não interajam entre si e nem com os tratamentos. Desse modo, teve-se como objetivo, analisar a pressuposição de ausência de interações e avaliar a influência dos seus efeitos quando presentes no modelo estatístico do DQL 3x3, sobre as estimativas dos efeitos de tratamentos e dos erros experimentais. Para isso, foram formados 169 quadrados latinos, oriundos de um fatorial 13x13 referente aos parâmetros utilizados para os efeitos das interações entre o tratamento 1 e a linha 1 ($\tau\omega_{11}$), e entre o tratamento 2 e a coluna 2 ($\tau\gamma_{22}$). Para os DQLs, foram estimados os efeitos principais dos tratamentos, realizadas as análises de variância e obtidos os valores ajustados. Para as avaliações das pressuposições dos resíduos, foram obtidos os p-valores dos testes de Kolmogorov-Smirnov e de Bartlett, além dos resultados do teste da não aditividade de Tukey (1955). Concluiu-se que as presenças das interações interferiram nas estimativas dos efeitos de tratamentos e nos resultados da análise de variância, o que muitas vezes, implica em conclusões equivocadas sobre o melhor tratamento. Nos resíduos, as interações foram distribuídas de forma uniforme, resultando na detecção da homogeneidade de variâncias pelo teste de Bartlett, mas não, necessariamente, da normalidade pelo teste de Kolmogorov-Smirnov. Já o teste da não aditividade de Tukey (1955) não detectou as presenças das interações no DQL, o que implicou na necessidade de se utilizar, como indicativo da ocorrência de pelo menos uma interação, o aumento do coeficiente de variação em relação às de outras estimativas de experimentos similares.

Palavras-chave: DQL. Efeitos de tratamentos. Pressuposições.

ABSTRACT

RIBEIRO, Alice dos Santos, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, July, 2019. **Analysis of the interaction between the effects of the latin square design statistical model.** Adviser: José Ivo Ribeiro Júnior.

In agriculture, many experiments have randomization restrictions. One design used when there are two disrupting factors is the latin square design (LSD). However, there is a requirement that factor levels do not interact with each other or with any treatments. Thus, the objective was to analyze the presupposed absence of interactions and to evaluate the influence of their effects when present in the 3x3 LSD statistical model, on the estimates of treatment effects and experimental errors. For this, 169 latin squares were formed, derived from a 13x13 factorial referring to the parameters used for effects of the interactions between treatment 1 and line 1 ($\tau\omega_{11}$), and between treatment 2 and column 2 ($\tau\gamma_{22}$). For the LSD, the main effects of the treatments were estimated, the analyses of variance were performed and the adjusted values were obtained. For the assessment of the presupposed residuals, the p-values of the Komogorov-Smirnov and Bartlett tests were obtained, as well as the results of the Tukey nonadditivity test (1955). It was concluded that the presence of interactions interfered with estimates of treatment effects and analyses of variance results, which often implies erroneous conclusions concerning the best treatment. In the residuals, the interactions were evenly distributed, resulting in the detection of variance homogeneity by the Bartlett test, but not necessarily the normality by the Kolmogorov-Smirnov test. The Tukey nonadditivity test (1955) did not detect the presence of interactions in the LSD, which implied the need to use, as an indication of the occurrence of at least one interaction, the increase of the coefficient of variation in relation to the other estimates of similar experiments.

Key words: Latin square. Treatment effects. Presuppositions.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	9
2. OBJETIVOS	10
2.1. Geral	10
2.2. Específicos.....	10
3. REVISÃO DE LITERATURA	11
3.1. Modelo Estatístico.....	11
3.2. Aplicações	17
4. MATERIAL E MÉTODOS	19
4.1. Interações Duplas	21
4.2. Obtenção dos Dados	21
4.3. Eficiência	22
4.4. Detecção das Interações	24
4.5. Análises Estatísticas	25
5. RESULTADOS E DISCUSSÃO	26
5.1. ANOVA	26
5.2. Efeitos Principais	30
5.3. Desempenho da ANOVA	34
5.4. Valor Ajustado.....	39
5.5. Interações Duplas	42
6. CONCLUSÕES	47
7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	48

1. INTRODUÇÃO

O delineamento em quadrado latino (DQL) é utilizado quando, além do objetivo de estudo (tratamentos), há a exigência de duas restrições na casualização no experimento. Essas restrições são representadas por linhas e colunas, o que implica em cada tratamento aparecer uma única vez em cada uma delas (MONTGOMERY, 2001). Desse modo, os tratamentos são distribuídos através do sorteio das linhas e, na sequência, das colunas, de um croqui inicial com os tratamentos alocados de forma sistemática.

No século XVIII, Leonard Euler, famoso matemático, introduziu o nome quadrado latino sobre o já conhecido como “quadrados mágicos”. No entanto, o primeiro uso desse delineamento aconteceu, provavelmente, em um experimento com o objetivo de comparar diferentes alimentos para ovelhas, feito pelo agricultor Cretté de Palluel em 1788 (FREEMAN, 2005).

A possibilidade de trabalhar com um menor número de indivíduos, sem a necessidade de se ter homogeneidade entre eles para comparar o mesmo número de tratamentos, apenas repetindo esses tratamentos em indivíduos diferentes ao longo do tempo, torna o DQL bastante consagrado. Entretanto, uma consequência do uso de dois controles locais é a diminuição dos graus de liberdade do resíduo, o que diminui, teoricamente, o poder do teste F da análise de variância (ANOVA) (GOMES, 2009).

Além disso, outra particularidade do DQL é que o seu erro experimental é composto pela soma dos efeitos das interações duplas (tratamentos x linhas, tratamentos x colunas e linhas x colunas) e tripla (tratamentos x linhas x colunas). Isso significa que o erro experimental só terá causas aleatórias atuando quando não houver interações entre linhas, colunas e tratamentos (RYAN, 2007). Além disso, Kohli (1988) menciona que os efeitos principais de tratamentos estão confundidos com um ou mais efeitos das interações, que precisam, necessariamente, serem não significativas, para que as estimativas desses efeitos principais não estejam confundidas com os das interações.

Desse modo, para uma análise de dados experimentais obtidos de um DQL, não é suficiente satisfazer apenas as pressuposições de normalidade, independência e homocedasticidade do erro experimental, mas também de satisfazer a pressuposição das ausências das interações duplas e tripla, entre os efeitos presentes no modelo estatístico.

2. OBJETIVOS

2.1. GERAL

Avaliar as influências das significâncias dos efeitos das interações quando presentes no modelo estatísticos do DQL sobre as estimativas dos efeitos de tratamentos e dos erros experimentais.

2.2. ESPECÍFICOS

Adicionar na ANOVA dos dados experimentais coletados sob o DQL, o teste da não aditividade para verificar a pressuposição das ausências de interações;

Verificar o efeito da magnitude de pelo menos uma interação dupla sobre as mudanças dos resultados das ANOVAs do DQL.

3. REVISÃO DE LITERATURA

A ANOVA é utilizada para verificar se as diferentes médias de tratamentos são da mesma população ou não. Nela, há a partição do total da variação em suas partes componentes (efeitos de tratamentos, perturbadores e aleatórios).

O DQL é um delineamento experimental de casualização utilizado para definir como os tratamentos são sorteados às unidades experimentais, de acordo com a consideração de duas fontes de variação que não são de interesse à pesquisa (MONTGOMERY, 2001). O croqui em forma de quadrado e a utilização das letras latinas para a representação dos tratamentos deram origem ao nome desse delineamento (SAMPAIO, 2007).

De acordo com Freeman (2005), a primeira citação sobre o quadrado latino, na época denominado de “quadrados mágicos”, é do matemático Leonard Euler, por volta de 1720. No ano de 1788, Cretté de Palluel reportou um experimento para a análise de dietas em ovelhas. Porém, foi em meados de 1920 que o DQL passou a ser mais conhecido, através da recomendação feita por Fisher durante o período em que trabalhou na Estação Experimental de Rothamsted, de 1919 a 1933, a maior e mais antiga das instituições britânicas de pesquisa agrícola (MEMÓRIA, 2004).

3.1. Modelo Estatístico

O DQL inclui dois fatores perturbadores (duas restrições na casualização). Com isso, o seu modelo é apresentado da seguinte forma:

$$y_{(i)jk} = \mu + \tau_i + \omega_j + \gamma_k + \varepsilon_{(i)jk}, \text{ para } i, j, k = 1, 2, \dots, t, \text{ em que:}$$

$y_{(i)jk}$ é o valor observado da variável em estudo referente ao i -ésimo tratamento, na j -ésima linha e na k -ésima coluna;

μ é o parâmetro que representa a média geral da variável em estudo;

τ_i é o parâmetro que representa o efeito do i -ésimo tratamento;

ω_j é o parâmetro que representa o efeito da j -ésima linha;

γ_k é o parâmetro que representa o efeito da k -ésima coluna; e

$\varepsilon_{(i)jk}$ é o parâmetro que representa o erro experimental $\sim N(0; \sigma_\varepsilon^2)$.

Tradicionalmente, os parâmetros desse modelo são estimados pelo método dos mínimos quadrados

As hipóteses de interesse do teste F da ANOVA são:

$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_t$ (as médias dos diferentes tratamentos não distinguem entre si ou pertencem a uma mesma população); e

$H_1: \mu_i \neq \mu_{i'}$, para pelo menos um $i \neq i'$ (pelo menos uma das médias dos distintos tratamentos difere das demais), para $i, i' = 1, 2, \dots, t$.

Como $\tau_i = \mu_i - \mu$ ($i = 1, 2, \dots, t$), essas hipóteses também podem ser descritas da seguinte maneira:

$H_0: \tau_1 = \tau_2 = \dots = \tau_t = 0$ (os efeitos dos tratamentos são nulos); e

$H_1: \tau_i \neq 0$, para pelo menos um i (pelo menos um dos tratamentos possui efeito diferente de zero).

Admitindo que os efeitos de tratamentos são fixos, a estatística apropriada para verificar essas hipóteses é:

$$f_{trat} = \frac{SQTrat/t-1}{SQRes/(t-2)(t-1)} = \frac{QMTrat}{QMRes} \sim F_{((t-1), (t-1)(t-2))}.$$

Considerando-se T_i o total do i -ésimo tratamento, L_j o total da j -ésima linha, Cl_k o total da k -ésima coluna e possuindo um total de t^2 observações, tem-se a ANOVA do DQL conforme apresentada na Tabela 3.1, sendo:

$$C = \frac{(\sum_{j=1}^t \sum_{k=1}^t y_{(i)jk})^2}{t^2}; \text{ e}$$

$$SQRes = SQTotal - SQLin - SQCol - SQTrat$$

Tabela 3.1 – ANOVA do DQL

FV	GL	SQ	QM	F
Linha	t-1	$\frac{1}{t} \sum_{j=1}^t L_j^2 - C$	$\frac{SQLin}{t-1}$	-
Coluna	t-1	$\frac{1}{t} \sum_{k=1}^t Cl_k^2 - C$	$\frac{SQCol}{t-1}$	-
Tratamento	t-1	$\frac{1}{t} \sum_{i=1}^t T_i^2 - C$	$\frac{SQTrat}{t-1}$	$\frac{QMTrat}{QMRes}$
Resíduo	(t-2)(t-1)	SQRes	$\frac{SQRes}{(t-2)(t-1)}$	
Total	t ² -1	$\sum_{j=1}^t \sum_{k=1}^t y_{(i)jk}^2 - C$		

De acordo com Montgomery (2001), a soma de quadrados de tratamentos (SQTrat) é utilizada como medida da variabilidade entre as médias de tratamentos. Se H_0 não for rejeitada, a divisão da SQTrat pelo seu número de graus de liberdade retornará, também, uma estimativa da variância do erro experimental (σ_ε^2).

Já o quadrado médio do resíduo (QMRes) é uma estimativa combinada das variâncias aleatórias que ocorrem dentro de cada um dos tratamentos. Ele mede a flutuação aleatória que ocorre devida a pequenas variações na execução do experimento ou nas mediações. Em outras palavras, é a estimativa da variância do erro experimental (σ_ε^2).

Pelo cálculo do teste F para tratamentos, vê-se que a ANOVA implica na razão da variação entre as médias de tratamentos com a variação comum dentro de todos eles. Caso a variação que existe entre os tratamentos seja maior que a variação que ocorre dentro deles de maneira aleatória, conclui-se que pelo menos uma média de tratamento difere das demais. Para decidir o quão grande essa diferença é para ser significativa, compara-se com a distribuição F. Se $f_{trat} \geq f_{\alpha, \{t-1, (t-2)(t-1)\}}$, ou se p-valor $\leq \alpha$, decide-se por rejeitar H_0 , ao nível de significância α .

Literaturas de revisões sobre o DQL são facilmente encontradas. Montgomery (2001) apresenta a replicação do quadrado latino, Zimmermann (2004) mostra cálculos para o caso de dados perdidos e Gomes (2009), que introduz a necessidade de pelo menos vinte parcelas na experimentação agrícola ou zootécnica.

Apesar da ampla literatura sobre as aplicações desse delineamento, uma discussão sobre o erro experimental, apesar de não menos importante, é menos frequente. Ryan (2007) apresenta discute a necessidade dos dados serem aditivos, mas não discute formas de verificar essa pressuposição. Desenvolvendo-se o modelo estatístico, tem-se:

$$\varepsilon_{(i)jk} = y_{(i)jk} - \tau_i - \omega_j - \gamma_k - \mu;$$

$$\varepsilon_{(i)jk} = y_{(i)jk} - (\mu_i - \mu) - (\mu_j - \mu) - (\mu_k - \mu) - \mu; \text{ e}$$

$$\varepsilon_{(i)jk} = y_{(i)jk} - \mu_i - \mu_j - \mu_k + 2\mu, \text{ em que:}$$

μ é a média geral da variável em estudo;

μ_i é a média do i-ésimo tratamento;

μ_j é a média da j-ésima linha;

μ_k é a média da k-ésima coluna;

$y_{(i)jk}$ é o valor observado do i-ésimo tratamento, na j-ésima linha e na k-ésima coluna ($i, j, k = 1, 2, \dots, t$).

Como o modelo é totalmente aditivo, os tratamentos não podem interagir com os níveis dos fatores perturbadores (linhas e colunas) e nem eles entre si. Com isso, as interações formarão, do mesmo modo, o erro experimental:

$$\varepsilon_{(i)jk} = \tau\omega_{ij} - \tau\gamma_{ik} - \omega\gamma_{jk} - \tau\omega\gamma_{(i)jk}, \text{ em que:}$$

$\tau\omega_{ij} = y_{ij} - \mu_i - \mu_j + \mu$ é o efeito da interação entre o i-ésimo tratamento e a j-ésima linha;

$\tau\gamma_{ik} = y_{ik} - \mu_i - \mu_k + \mu$ é o efeito da interação entre o i-ésimo tratamento e a k-ésima coluna;

$\omega\gamma_{jk} = y_{jk} - \mu_j - \mu_k + \mu$ é o efeito da interação entre a j-ésima linha e a k-ésima coluna;

y_{ij} é o valor observado do i-ésimo tratamento e na j-ésima linha;

y_{ik} é o valor observado do i-ésimo tratamento e na k-ésima coluna;

y_{jk} é o valor observado na j-ésima linha e na k-ésima coluna; e

$\tau\omega\gamma_{(i)jk} = y_{(i)jk} - \mu_{ij} - \mu_{ik} - \mu_{jk} + \mu_i + \mu_j + \mu_k - \mu$ é o efeito da interação entre o i-ésimo tratamento, da j-ésima linha e da k-ésima coluna ($i, j, k = 1, 2, \dots, t$).

Assim, chega-se, do mesmo modo, a:

$$\varepsilon_{(i)jk} = y_{(i)jk} - \mu_i - \mu_j - \mu_k + 2\mu.$$

Isso significa, portanto, que para o erro experimental ser uma variável aleatória normal, independente e identicamente distribuída, todas as interações deverão ser não significativas.

Mas, como saber se as interações não serão significativas? Kohli (1988) faz uma revisão sobre duas maneiras de fazer essa verificação no DQL. Primeiro, o teste de Tukey para a não aditividade. Depois, ele detalha o teste do efeito da interação via replicação parcial ou completa dos tratamentos dentro de cada linha e coluna.

O teste da não aditividade de Tukey (1949) inicialmente proposto, é utilizado em delineamentos em que há apenas um fator perturbador no experimento. Posteriormente, Tukey (1955) desenvolveu a fórmula da soma de quadrados da não aditividade nos casos em que há dois fatores perturbadores, sendo as hipóteses definidas por:

H_0 : todos os efeitos do modelo são aditivos; e

H_1 : pelo menos um efeito do modelo não se manifesta somente de forma aditiva.

Na Tabela 3.2 é mostrada a decomposição do resíduo em não aditividade e no resíduo puro, sendo:

$$SQRes.puro = SQRes - SQNA.$$

Tabela 3.2 - ANOVA do DQL com a decomposição do resíduo para a realização do teste da não aditividade de Tukey (1955).

FV	GL	SQ	QM	F
Linha	t-1	SQ_{Lin}	QM_{Lin}	-
Coluna	t-1	SQ_{Col}	QM_{Col}	-
Tratamento	t-1	SQ_{Trat}	QM_{Trat}	$\frac{QM_{Trat}}{QM_{Res}}$
Resíduo	(t-2)(t-1)	SQ_{Res}	QM_{Res}	
Não aditividade	1	$\frac{[\sum_{i,j}^{t,t} (z_{(i)jk} - \hat{z}_{(i)jk})(y_{(i)jk} - \hat{y}_{(i)jk})]^2}{\sum_{i,j}^{t,t} (z_{(i)jk} - \hat{z}_{(i)jk})^2}$	QNA	$\frac{QMNA}{QM_{Res.puro}}$
Resíduo puro	(t-2)(t-1)-1	$SQ_{Res.puro}$	$QM_{Res.puro}$	
Total	t ² -1	SQ_{Total}		

Para o cálculo da soma de quadrados da não aditividade (SQNA), utiliza-se uma variável Z, definida de acordo com o seguinte modelo de efeitos principais e aditivos:

$$z_{(i)jk} = \varphi + \theta_i + \delta_j + \rho_k + \Omega_{(i)jk}, \text{ em que:}$$

φ é o parâmetro que representa o efeito médio dos tratamentos;

θ_i é o parâmetro que representa o efeito associado ao i -ésimo tratamento ($i = 1, 2, \dots, t$);

δ_j é o parâmetro que representa o efeito associado à j -ésima linha ($j = 1, 2, \dots, t$);

ρ_k é o parâmetro que representa o efeito associado à k -ésima coluna ($k = 1, 2, \dots, t$);
e

$\Omega_{(i)jk}$ é o termo associado ao erro experimental $\varepsilon_{(i)jk}$ normal e independentemente distribuído.

A partir do modelo, obtém-se:

$$z_{(i)jk} = (\hat{y}_{(i)jk} - \bar{y}_{(\cdot)\cdot})^2; e$$

$$\hat{z}_{(i)jk} = \bar{z}_{(\cdot)\cdot} + \hat{\theta}_i + \hat{\delta}_j + \hat{\rho}_k, \text{ em que:}$$

$$\hat{y}_{(i)jk} = \bar{y}_{(\cdot)\cdot} + \hat{t}_i + \hat{w}_j + \hat{y}_k;$$

$\bar{y}_{(\cdot)\cdot}$ é a média geral da variável \hat{Y} ;

$\bar{z}_{(\cdot)\cdot}$ é a média geral da variável Z ;

$\hat{\theta}_i = \bar{z}_{(i)\cdot} - \bar{z}_{(\cdot)\cdot}$ ($\bar{z}_{(i)\cdot}$ é a estimativa da média associada ao i -ésimo tratamento);

$\hat{\delta}_j = \bar{z}_{(\cdot)j} - \bar{z}_{(\cdot)\cdot}$ ($\bar{z}_{(\cdot)j}$ é a estimativa da média associada à j -ésima linha); e

$\hat{\rho}_k = \bar{z}_{(\cdot)k} - \bar{z}_{(\cdot)\cdot}$ ($\bar{z}_{(\cdot)k}$ é a estimativa da média associada à k -ésima coluna).

Se $f_{NA} \geq f_{\alpha, [1, (t-1)(t-2)-1]}$ ou se $p\text{-valor} \leq \alpha$, decide-se por rejeitar H_0 e conclui-se pela existência de pelo menos uma interação (dupla ou tripla) entre os efeitos de tratamentos, linhas e colunas presentes no erro experimental $\varepsilon_{(i)jk}$, ou seja, é improvável que o experimento obtenha resultado significativo para tratamentos (KOHLLI, 1988). Caso H_0 não seja rejeitada, a decisão será que não há evidências contra a hipótese de aditividade, isto é, o cálculo do F é válido para esse caso, pois os efeitos do modelo são aditivos (TUKEY, 1955).

A não necessidade de réplicas, isto é, de repetições para um mesmo tratamento em determinada linha e coluna, para o teste da não aditividade de Tukey (1955), o torna mais prático, quando comparado com os testes de replicação parcial ou total utilizados com o mesmo objetivo (KOHLLI, 1988).

Isso significa que, quando o teste F para a não aditividade for significativo, o teste F para tratamentos estará errado por utilizar, no denominador, um QMRes não aleatório. Mesmo que substituído pelo QMRes.puro, o teste F para tratamentos estaria testando efeitos destes estimados incorretamente (KOHLLI, 1988).

3.2. APLICAÇÕES

Como já mencionado, o DQL é utilizado quando há a presença de duas restrições no experimento. Isso significa que as unidades experimentais são, a priori, consideradas pelo pesquisador como heterogêneas em função de dois fatores perturbadores.

Portanto, nas condições experimentais em que existem dificuldades para as obtenções de unidades experimentais homogêneas, esse delineamento foi consagrado para o planejamento da casualização.

Zimmermann (2004) cita que as aplicações mais frequentes do DQL em agricultura e pecuária são para o controle da variabilidade do solo em dois sentidos e dos animais utilizados em diferentes períodos experimentais, respectivamente. Além desses, o autor exemplifica outros experimentos em processos de fabricação de queijos, sucos e em outros tipos de comidas e bebidas.

Outro exemplo, utilizado por Sampaio (2007), é a comparação dos efeitos de diferentes anestésicos em cães, em que os diferentes animais recebem todos os anestésicos em diferentes períodos. O mesmo autor também cita o uso na inspeção sanitária de produtos de origem animal, onde os diferentes métodos de avaliação para a *Salmonella* sp são testados na presença de várias partidas de leite analisadas por diferentes laboratoristas.

Além dessas citações, muitos outros artigos utilizam esse delineamento tendo como controles, principalmente, animais e períodos.

Avaliando os efeitos de diferentes fontes de lipídeos na ração sobre a produção do ácido linoleico conjugado e a composição da gordura do leite, o experimento também precisou de dois controles, que foram os animais (vacas) recebendo todos os tratamentos nos diferentes períodos experimentais (SANTOS et al., 2001). Com o objetivo de comparar o consumo e a digestibilidade aparente das silagens de milho (*Zea mays* L.), sorgo (*Sorghum bicolor* (L.) Moench) e girassol (*Helianthus annuus* L.), a casualização dos três tratamentos ocorreu em três grupos de ovinos durante três períodos distintos (MIZUBUTI et al., 2002). Para a inclusão da silagem de rama de mandioca em substituição à pastagem na alimentação de vacas em lactação sobre a produção, qualidade do leite e da gordura, Modesto et al. (2009) utilizaram diferentes animais em diferentes períodos para avaliar diferentes composições de dietas. Do mesmo modo, as respostas plasmáticas de glicose e insulina em equinos alimentados com diferentes fontes de amido, foram avaliadas com diferentes

animais e períodos como fontes perturbadoras (GOBESSO, 2009). As mesmas fontes perturbadoras foram utilizadas para a avaliação nutricional de estratégias de suplementação proteica para bovinos de corte durante a estação da seca (MORAES et al., 2010).

Nos experimentos em que as unidades experimentais são possivelmente heterogêneas por serem constituídas por animais distintos avaliados em diferentes períodos experimentais, parece haver um conflito entre várias áreas científicas. De um lado, a constituição de um modelo estatístico com maior número de pressuposições a serem atendidas e, por outro, devidas às próprias necessidades e condições encontradas, muitas vezes, nos experimentos ligados à agropecuária.

Essas diferenças, associadas à necessidade de um menor número de animais para o experimento, torna necessária a repetição dos diferentes tratamentos ao longo dos períodos de tempos distintos. Isso resulta nas restrições de animais e períodos sobre a casualização dos tratamentos em muitos experimentos e, conseqüentemente, na utilização do DQL.

4. MATERIAL E MÉTODOS

Neste trabalho, foi adotado o DQL 3x3, cujo modelo estatístico foi dado por:

$$y_{(i)jk} = \mu + \tau_i + \omega_j + \gamma_k + \varepsilon_{(i)jk}, \text{ para } i, j, k = 1, 2, 3, \text{ em que:}$$

$y_{(i)jk}$ é o valor observado para a variável em estudo referente ao i -ésimo tratamento, na j -ésima linha e na k -ésima coluna;

μ é a média de todas as unidades experimentais para a variável em estudo;

τ_i é o efeito do i -ésimo tratamento ($i = 1, 2, 3$);

ω_j é o efeito da j -ésima linha ($j = 1, 2, 3$);

γ_k é o efeito da k -ésima coluna ($k = 1, 2, 3$); e

$\varepsilon_{(i)jk}$ é o erro experimental $\sim N(0; \sigma_\varepsilon^2)$.

Já o erro experimental foi definido, teoricamente, conforme a sua composição:

$$\varepsilon_{(i)jk} = \tau\omega_{ij} + \tau\gamma_{ik} + \omega\gamma_{jk} + \tau\omega\gamma_{(i)jk}, \text{ para } i, j, k = 1, 2, 3.$$

Assim sendo, ele não foi definido como uma variável aleatória normal, independente e identicamente distribuída com média (μ_ε) igual a zero e variância comum (σ_ε^2), mas como uma variável que assumiu os valores das próprias interações quando existiram.

A distribuição dos tratamentos às unidades experimentais foi feita conforme o croqui apresentado na Tabela 4.1.

Tabela 4.1 - Tratamentos (1), (2) e (3) distribuídos às linhas e colunas do DQL 3x3

Linhas	Colunas		
	1	2	3
1	(1)	(2)	(3)
2	(3)	(1)	(2)
3	(2)	(3)	(1)

Nesse estudo, o quadrado latino foi sempre realizado dessa maneira, sem casualização. No entanto, a casualização dos tratamentos é necessária quando os erros experimentais se manifestarem aleatoriamente, pois cada unidade experimental possuirá o seu próprio erro. Neste experimento, contudo, como os erros experimentais foram as próprias interações, foi mantido o mesmo croqui em todos os casos.

De acordo com a curva característica de operação (CCO), que relaciona o parâmetro de não centralidade Φ^2 à probabilidade β do erro tipo II (não rejeitar H_0 quando ela é falsa), foram obtidos os três efeitos de tratamentos, de linhas e de colunas, a fim de obter um poder $(1-\beta)$ do teste F da ANOVA acima de 0,90, conforme a seguinte fórmula (MONTGOMERY, 2001):

$$\Phi^2 = \frac{r \sum_{i=1}^t \tau_i^2}{t \sigma_\varepsilon^2}, \text{ em que:}$$

r é o número de repetições por tratamento; e

t é o número de tratamentos.

Para o DQL 3x3 e considerando-se o erro experimental (ε) como sendo uma variável aleatória normal padronizada ($\mu_\varepsilon = 0$ e $\sigma_\varepsilon^2 = 1$), tem-se:

$$\Phi^2 = \frac{3 \sum_{i=1}^3 \tau_i^2}{3 \times 1} = \sum_{i=1}^3 \tau_i^2, \text{ para os efeitos de tratamentos;}$$

$$\Phi^2 = \frac{3 \sum_{j=1}^3 \omega_j^2}{3 \times 1} = \sum_{j=1}^3 \omega_j^2, \text{ para os efeitos de linhas; e}$$

$$\Phi^2 = \frac{3 \sum_{k=1}^3 \gamma_k^2}{3 \times 1} = \sum_{k=1}^3 \gamma_k^2, \text{ para os efeitos de colunas.}$$

Para a decisão do Φ^2 que auxiliou na definição dos efeitos de tratamentos, de linhas e de colunas, utilizou-se a CCO que relaciona a probabilidade β com o parâmetro Φ . Portanto, para obter $\beta \leq 0,10$, com dois graus de liberdade para o numerador e para o denominador, foi utilizada a CCO apresentada por Montgomery (2001) e escolhido $\Phi^2 = 3,92$ para a determinação dos efeitos de tratamentos, de linhas e de colunas.

Baseado nessa decisão, os efeitos de linhas e de colunas para todos os DQLs 3x3 foram definidos, em termos paramétricos, conforme apresentados na Tabela 4.2.

Tabela 4.2 - Tratamentos distribuídos às unidades experimentais e efeitos de linhas e de colunas do DQL 3x3

Linhas	Colunas			Efeitos
	1	2	3	
1	(1)	(2)	(3)	$\omega_1 = -2,5$
2	(3)	(1)	(2)	$\omega_2 = 0$
3	(2)	(3)	(1)	$\omega_3 = 2,5$
Efeitos	$\gamma_1 = -2,5$	$\gamma_2 = 0$	$\gamma_3 = 2,5$	

Do mesmo modo, os efeitos de tratamentos foram definidos por:

$$\tau_1 = -2,5;$$

$$\tau_2 = 0; \text{ e}$$

$$\tau_3 = 2,5.$$

4.1. INTERAÇÕES DUPLAS

No modelo estatístico do DQL, foram mantidos os efeitos principais de tratamentos, de linhas e de colunas, acrescentando-se doze efeitos de interações entre o tratamento 1 e a linha 1 ($\tau\omega_{11}$) e mais doze entre o tratamento 2 e a coluna 2 ($\tau\gamma_{22}$).

Para os efeitos das interações, foram utilizados, tanto entre o tratamento 1 e a linha 1 ($\tau\omega_{11}$), como entre o tratamento 2 e a coluna 2 ($\tau\gamma_{22}$), os seguintes parâmetros: -7,5; -6,25; -5; -3,75; -2,5; -1,25; 0; 1,25; 2,5; 3,75; 5; 6,25; e 7,5.

Isso significa que o erro experimental foi composto por:

$$\varepsilon_{(i)jk} = \tau\omega_{ij} + \tau\gamma_{ik}, \text{ em que:}$$

$$\varepsilon_{(1)11} = \tau\omega_{11};$$

$$\varepsilon_{(2)12} = \tau\gamma_{22}; \text{ e}$$

$$\varepsilon_{(3)13} = \varepsilon_{(3)21} = \varepsilon_{(1)22} = \varepsilon_{(2)23} = \varepsilon_{(2)31} = \varepsilon_{(3)32} = \varepsilon_{(1)33} = 0.$$

Desse modo, foi constituído um fatorial 13 x 13 referente as interações $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$.

4.2. OBTENÇÃO DOS DADOS

Nesse estudo, além do DQL sem interação ($\tau\omega_{11} = 0$ e $\tau\gamma_{22} = 0$), foram avaliados 12 DQLs com apenas a interação $\tau\omega_{11}$, 12 DQLs com apenas a interação $\tau\gamma_{22}$ e 144 DQLs com a presença das duas interações duplas. Portanto, foram analisados os nove valores observados de 169 DQLs 3x3.

De modo geral, os efeitos principais presentes no modelo estatístico e os efeitos das interações duplas presentes no erro experimental do DQL 3x3 foram definidos por:

$$\tau_1 = -2,5; \tau_2 = 0; \text{ e } \tau_3 = 2,5;$$

$$\omega_1 = -2,5; \omega_2 = 0; \text{ e } \omega_3 = 2,5;$$

$$\gamma_1 = -2,5; \gamma_2 = 0; \text{ e } \gamma_3 = 2,5.$$

$$\tau\omega_{11} = -7,5; -6,25; -5; -3,75; -2,5; -1,25; 0; 1,25; 2,5; 3,75; 5; 6,25; \text{ e } 7,5;$$

$$\tau\omega_{12} = \tau\omega_{13} = \tau\omega_{21} = \tau\omega_{22} = \tau\omega_{23} = \tau\omega_{31} = \tau\omega_{32} = \tau\omega_{33} = 0;$$

$$\tau\gamma_{11} = \tau\gamma_{12} = \tau\gamma_{13} = \tau\gamma_{21} = \tau\gamma_{23} = \tau\gamma_{31} = \tau\gamma_{32} = \tau\gamma_{33} = 0; \text{ e}$$

$$\tau\gamma_{22} = -7,5; -6,25; -5; -3,75; -2,5; -1,25; 0; 1,25; 2,5; 3,75; 5; 6,25; \text{ e } 7,5.$$

Além deles, foi adicionada a média $\mu = 20$, de acordo com o seguinte modelo estatístico:

$$y_{(i)jk} = \mu + \tau_i + \omega_j + \gamma_k + \tau\omega_{11} + \tau\gamma_{22}, \text{ para } i, j, k = 1, 2, 3.$$

Desse modo, os nove valores observados de cada um dos 169 DQLs 3x3 foram obtidos por:

$$y_{(1)11} = 20 - 2,5 - 2,5 - 2,5 + \tau\omega_{11} = 12,5 + \tau\omega_{11};$$

$$y_{(2)12} = 20 + 0 - 2,5 + 0 + \tau\gamma_{22} = 17,5 + \tau\gamma_{22};$$

$$y_{(3)13} = 20 + 2,5 - 2,5 + 2,5 = 22,5;$$

$$y_{(3)21} = 20 + 2,5 + 0 - 2,5 = 20;$$

$$y_{(1)22} = 20 - 2,5 + 0 + 0 = 17,5;$$

$$y_{(2)23} = 20 + 0 + 0 + 2,5 = 22,5;$$

$$y_{(2)31} = 20 + 0 + 2,5 - 2,5 = 20;$$

$$y_{(3)32} = 20 + 2,5 + 2,5 + 0 = 25; \text{ e}$$

$$y_{(1)33} = 20 - 2,5 + 2,5 + 2,5 = 22,5.$$

4.3. EFICIÊNCIA

Para avaliar a eficiência e a precisão de como foram estimados os efeitos de tratamentos presentes no modelo dos quadrados latinos realizados, as avaliações foram divididas em três análises: dos efeitos principais, dos desempenhos da ANOVA e das obtenções dos valores ajustados.

Para a análise dos efeitos principais, foram medidos os vies absolutos das estimativas dos efeitos dos três tratamentos, como seguem:

$\Delta\tau_1 = |\hat{\tau}_1 - (-2,5)|$ (diferença absoluta entre a estimativa e o parâmetro do efeito do tratamento 1), sendo $\hat{\tau}_1 = \bar{y}_{(1)..} - \bar{y}_{(.)..}$;

$\Delta\tau_2 = |\hat{\tau}_2 - 0|$ (diferença absoluta entre a estimativa e o parâmetro do efeito do tratamento 2), sendo $\hat{\tau}_2 = \bar{y}_{(2)..} - \bar{y}_{(.)..}$;

$\Delta\tau_3 = |\hat{\tau}_3 - 2,5|$ (diferença absoluta entre a estimativa e o parâmetro do efeito do tratamento 3), sendo $\hat{\tau}_3 = \bar{y}_{(3)..} - \bar{y}_{(.)..}$;

Da ANOVA (Tabela 4.3), foram obtidas as estimativas da variância residual (QMRes), do p-valor do teste F para tratamentos e do coeficiente de variação residual (CV), sendo:

$$p - \text{valor}_{\text{trat}} = P(F \geq f_{\text{trat}}; 2; 2); \text{ e}$$

$$CV = \frac{\sqrt{QMRes}}{\bar{y}_{(.)}} \times 100.$$

Tabela 4.3 - ANOVA do DQL

FV	GL	SQ	QM	F
Linha	2	$\frac{1}{3} \sum_{j=1}^3 L_j^2 - C$	$\frac{SQLin}{2}$	-
Coluna	2	$\frac{1}{3} \sum_{k=1}^3 Cl_k^2 - C$	$\frac{SQCol}{2}$	-
Tratamento	2	$\frac{1}{3} \sum_{i=1}^3 T_i^2 - C$	$\frac{SQTrat}{2}$	$\frac{QMTrat}{QMRes}$
Resíduo	2	$SQRes$	$\frac{SQRes}{2}$	
Total	8	$\sum_{j=1}^3 \sum_{k=1}^3 y_{(i)jk}^2 - C$		

Para as avaliações das pressuposições de normalidade e homocedasticidade, foram realizados os testes de Kolmogorov-Smirnov (K-S) e de Bartlett (B), respectivamente.

Já para medir a proximidade dos valores ajustados aos observados, foram utilizados o erro percentual médio absoluto (EPMA), a correlação ($r_{Y\hat{Y}}$) e a maior diferença entre os valores observado e ajustado de cada DQL, sendo:

$$EPMA = \frac{1}{9} \sum_{i=1}^9 \left| \frac{y_{(i)jk} - \hat{y}_{(i)jk}}{y_{(i)jk}} \right| \times 100;$$

$$r_{Y\hat{Y}} = \frac{C \hat{\sigma}_v(Y, \hat{Y})}{\sqrt{\hat{V}(Y) \hat{V}(\hat{Y})}}; \text{ e}$$

$\text{máx}|y_{(i)jk} - \hat{y}_{(i)jk}|$ é a maior diferença absoluta entre os valores observado e ajustado, em que;

$y_{(i)jk}$ é o valor observado na unidade experimental (i)jk ($UE_{(i)jk}$); e

$\hat{y}_{(i)jk} = \bar{y}_{(\cdot)\cdot} + \hat{\tau}_i + \hat{\omega}_j + \hat{\gamma}_k = \bar{y}_{(i)\cdot} + \bar{y}_{(\cdot)j} + \bar{y}_{(\cdot)k} - 2\bar{y}_{(\cdot)\cdot}$ é o valor ajustado pelo modelo na UE_{(i)jk}.

4.4. DETECÇÃO DAS INTERAÇÕES

Para detectar os efeitos das interações entre tratamentos e linhas e entre tratamentos e colunas presentes com diferentes graus nos erros experimentais dos DQLs 3x3, foi utilizado o teste da não aditividade de Tukey (1955), cujos resultados analisados foram o p-valor deste teste, o QMNA e o QMRes.puro, obtidos conforme a ANOVA mostrada na Tabela 4.4.

Tabela 4.4 - ANOVA do DQL 3x3 com o teste da não aditividade de Tukey (1955)

FV	GL	SQ	QM	F
Linha	2	SQ_{Lin}	QM_{Lin}	-
Coluna	2	SQ_{Col}	QM_{Col}	-
Tratamento	2	SQ_{Trat}	QM_{Trat}	$\frac{QM_{Trat}}{QM_{Res}}$
Resíduo	2	SQ_{Res}	QM_{Res}	
Não aditividade	1	$\frac{[\sum_{j=1,k=1}^{3,3} (z_{(i)jk} - \hat{z}_{(i)jk})(y_{(i)jk} - \hat{y}_{(i)jk})]^2}{\sum_{j=1,k=1}^{3,3} (z_{(i)jk} - \hat{z}_{(i)jk})^2}$	$QMNA$	$\frac{QMNA}{QM_{Res.puro}}$
Resíduo puro	1	$SQ_{Res} - SQ_{NAd}$	$QM_{Res.puro}$	
Total	8	SQ_{Total}		

Para o cálculo da SQNA, tem-se:

$$\hat{y}_{(i)jk} = \bar{y}_{(\cdot)\cdot} + \hat{\tau}_i + \hat{\omega}_j + \hat{\gamma}_k;$$

$$z_{(i)jk} = (\hat{y}_{(i)jk} - \bar{y}_{(\cdot)\cdot})^2; e$$

$$\hat{z}_{(i)jk} = \bar{z}_{(\cdot)\cdot} + \hat{\theta}_i + \hat{\delta}_j + \hat{\rho}_k, \text{ em que:}$$

$$\hat{\tau}_i = \bar{y}_{(i)\cdot} - \bar{y}_{(\cdot)\cdot} \quad (i = 1, 2, 3);$$

$$\hat{\omega}_j = \bar{y}_{(\cdot)j} - \bar{y}_{(\cdot)\cdot} \quad (j = 1, 2, 3);$$

$$\hat{\gamma}_k = \bar{y}_{(\cdot)k} - \bar{y}_{(\cdot)\cdot} \quad (k = 1, 2, 3);$$

$$\hat{\theta}_i = \bar{z}_{(i)\cdot} - \bar{z}_{(\cdot)\cdot} \quad (i = 1, 2, 3);$$

$$\hat{\delta}_j = \bar{z}_{(\cdot)j} - \bar{z}_{(\cdot)\cdot} \quad (j = 1, 2, 3); e$$

$$\hat{\rho}_k = \bar{z}_{(\cdot).k} - \bar{z}_{(\cdot)}. \quad (k = 1, 2, 3).$$

Se $f_{NA} \geq f_{\alpha;1;1}$ ou se $p\text{-valor} \leq \alpha$, decide-se por rejeitar H_0 e conclui-se pela existência de pelo menos uma interação entre os efeitos de tratamentos, de linhas e de colunas presentes no erro experimental $\varepsilon_{(i)jk}$. Caso contrário, não há evidência contra a aditividade e a ANOVA para tratamentos pode ser realizada.

4.5. ANÁLISES ESTATÍSTICAS

De posse dos valores observados para cada medida avaliada, ou seja, $\Delta\tau_1$, $\Delta\tau_2$, $\Delta\tau_3$, QMRes, p-valor do teste F, CV, p-valores dos testes de Kolmogorov-Smirnov e de Bartlett, EPMA, $r_{Y\hat{Y}}$, $\max|y_{(i)jk} - \hat{y}_{(i)jk}|$, QMNA, QMRes.puro e p-valor do teste da não aditividade de Tukey (1955), foi ajustada uma superfície de resposta, cujo modelo selecionado foi obtido com base no teste t de Student aplicado aos coeficientes do modelo completo, definido por:

$$y = \beta_0 + \beta_1\tau\omega_{11} + \beta_2\tau\omega_{11}^2 + \beta_3\tau\gamma_{22} + \beta_4\tau\gamma_{22}^2 + \beta_5\tau\omega_{11}\tau\gamma_{22} + \varepsilon, \text{ em que:}$$

y é o valor observado para a medida avaliada;

β_0 é a constante da regressão;

β_1 é o coeficiente de regressão que acompanha o efeito da interação entre o tratamento 1 e a linha 1 ($\tau\omega_{11}$);

β_2 é o coeficiente de regressão que acompanha o efeito quadrático da interação entre o tratamento 1 e a linha 1 ($\tau\omega_{11}^2$);

β_3 é o coeficiente de regressão que acompanha o efeito da interação entre o tratamento 2 e a coluna 2 ($\tau\gamma_{22}$);

β_4 é o coeficiente de regressão que acompanha o efeito quadrático da interação entre o tratamento 2 e a coluna 2 ($\tau\gamma_{22}^2$);

β_5 é o coeficiente de regressão que acompanha o efeito da interação entre $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$ ($\tau\omega_{11}\tau\gamma_{22}$); e

$\varepsilon \sim N(0; \sigma_\varepsilon^2)$.

Após os ajustes das superfícies de resposta utilizando-se $\alpha = 0,05$, foram construídos gráficos de dispersão e/ou tridimensionais para cada uma das medidas avaliadas. Os cálculos das ANOVAS, dos p-valores de tratamentos, do teste de Kolmogorov-Smirnov, de Bartlett e as superfícies de resposta foram obtidos com o auxílio do software R Core Team (2019). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.1. ANOVA

Quando $\tau\omega_{11} = \tau\gamma_{22} = 0$, não houve a presença da variação aleatória ($\varepsilon_{(i)jk} = 0$) em todas as nove unidades experimentais do DQL 3x3, pois o erro experimental foi definido como a soma dos efeitos das interações. Neste caso, os efeitos dos três tratamentos foram corretamente estimados ($\Delta\tau_1 = \Delta\tau_2 = \Delta\tau_3 = 0$), o que resultou em nove valores ajustados iguais aos respectivos nove valores observados ($\hat{y}_{(i)jk} = y_{(i)jk}$) (Tabela 5.1).

Tabela 5.1 - Valores observados, ajustados e estimativas dos efeitos de tratamentos, entre parênteses, para $\tau\omega_{11} = \tau\gamma_{22} = 0$

	Y observado ($y_{(i)jk}$)			Y ajustado ($\hat{y}_{(i)jk}$)			Trat	$\hat{\tau}_i$	τ_i
	1	2	3	1	2	3			
1	12,5	17,5	22,5	12,5	17,5	22,5	(1)	-2,5	-2,5
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)			
2	20	17,5	22,5	20	17,5	22,5	(2)	0	0
	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)			
3	20	25	22,5	20	25	22,5	(3)	2,5	2,5
	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)			

Sem a presença do erro experimental, a soma de quadrados (SQRes) e, por conseguinte, o seu quadrado médio (QMRes) foram nulos, indicando que as diferenças entre as médias dos tratamentos 1, 2 e 3 foram apenas devidas aos fatores conhecidos presentes no modelo (Tabela 5.2).

Tabela 5.2 - ANOVA do DQL 3x3 para $\tau\omega_{11} = \tau\gamma_{22} = 0$

FV	GL	SQ	QM	F
Linha	2	37,50	18,75	-
Coluna	2	37,50	18,75	-
Tratamento	2	37,50	18,75	-
Resíduo	2	-	-	
Total	8	112,50		

Como $y_{(i)jk} - \hat{y}_{(i)jk} = 0$, para todo i, j e k ($i, j, k = 1, 2$ e 3), a maior diferença absoluta entre o valor observado e o ajustado ($\max|y_{(i)jk} - \hat{y}_{(i)jk}|$) e o erro percentual médio absoluto (EPMA) também foram iguais a zero. Consequentemente, a correlação linear foi igual a um ($r_{Y\hat{Y}} = 1$) e o coeficiente de variação residual (CV) foi igual a zero (QMRes = 0), mostrando que o experimento ocorreu livre de variação aleatória.

A partir do momento em que as interações ocorreram, como para $\tau\omega_{11} = 1,25$ e $\tau\gamma_{22} = 0$, os efeitos de tratamentos, os valores ajustados, o QMRes, o p-valor do teste F para tratamentos, o CV, o EPMA e o $\max|y_{(i)jk} - \hat{y}_{(i)jk}|$ apresentaram estimativas maiores do que zero, indicando que os verdadeiros parâmetros apresentaram alguma alteração (Tabelas 5.3 e 5.4).

Tabela 5.3 - Valores observados, ajustados e estimativas dos efeitos de tratamentos, entre parâmetros, para $\tau\omega_{11} = 1,25$ e $\tau\gamma_{22} = 0$

	Y observado ($y_{(i)jk}$)			Y ajustado ($\hat{y}_{(i)jk}$)			Trat	$\hat{\tau}_i$	τ_i
	1	2	3	1	2	3			
1	13,75	17,5	22,5	13,75	17,5	22,5	(1)	-2,22	-2,5
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)			
2	20	17,5	22,5	20	17,5	22,5	(2)	-0,14	0
	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)			
3	20	25	22,5	20	25	22,5	(3)	2,36	2,5
	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)			

Tabela 5.4 - ANOVA do DQL 3x3 para $\tau\omega_{11} = 1,25$ e $\tau\gamma_{22} = 0$

FV	GL	SQ	QM	F	p-valor
Linha	2	31,60	15,80	-	
Coluna	2	31,60	15,80	-	
Tratamento	2	31,60	15,80	91,00	0,00
Resíduo	2	0,35	0,17		
Total	8	112,50			

Nesse caso, o erro experimental esteve presente somente na $UE_{(1)11}$, devido à manifestação da interação $\tau\omega_{11}$. Porém, os resíduos ocorreram em todas as nove UEs. Isso significa que, mesmo quando há uma manifestação não aleatória do erro experimental, o modelo estatístico tende a distribuir parte dele para as demais UEs. Desse modo, todas as estimativas dos erros experimentais (resíduos), apesar de diferentes de zero, tendem-se a aproximar mais de zero (Tabela 5.5).

Tabela 5.5 - Erros experimentais e resíduos do DQL 3x3, para $\tau\omega_{11} = 1,25$ e $\tau\gamma_{22} = 0$

Tratamento	Linha	Coluna	Erro experimental	Resíduo
1	1	1	1,25	0,28
2	1	2	0	-0,14
3	1	3	0	-0,14
3	2	1	0	-0,14
1	2	2	0	-0,14
2	2	3	0	0,28
2	3	1	0	-0,14
3	3	2	0	0,28
1	3	3	0	-0,14
Média			0,14	0
Soma de Quadrados			1,56	0,35

O mesmo aconteceu quando ocorreu $\tau\omega_{11} = 0$ e $\tau\gamma_{22} = 7,5$. A ANOVA também apresentou resultados alterados, quando comparados com aqueles de $\tau\omega_{11} = \tau\gamma_{22} = 0$. Novamente, o erro experimental, presente apenas quando $\tau\gamma_{22} = 7,5$, foi distribuído entre todas as unidades experimentais. No entanto, como a interação foi mais forte, a soma de quadrados do resíduo foi maior (Tabela 5.6).

Nas Tabelas 5.5 e 5.6, os erros experimentais formados pelas respectivas interações não possuem média zero, mas os resíduos sim. Isso implica que os resíduos estarão corretos apenas quando todas as interações não forem significativas, dado que, teoricamente, eles são valores de uma variável aleatória.

Tabela 5.6 - Erros experimentais e resíduos do DQL 3x3, para $\tau\omega_{11} = 0$ e $\tau\gamma_{22} = 7,5$

Tratamento	Linha	Coluna	Erro experimental	Resíduo
1	1	1	0	-0,83
2	1	2	7,5	1,67
3	1	3	0	-0,83
3	2	1	0	1,67
1	2	2	0	-0,83
2	2	3	0	-0,83
2	3	1	0	-0,83
3	3	2	0	-0,83
1	3	3	0	1,67
Média			0,83	0,00
Soma de Quadrados			56,25	12,5

Utilizando-se os dados obtidos de $\tau\omega_{11} = \tau\gamma_{22} = 7,5$, vê-se que a distância dos resíduos em torno da média zero aumentou (Tabela 5.7). Portanto, quando as interações deixarem de ser, pelo menos uma delas, não significativa, os resíduos vão atuar mais fortemente de maneira positiva ou negativa, já que os efeitos dessas interações, pelo modelo, estarão incluídas no resíduo.

Tabela 5.7 - Erros experimentais e resíduos do DQL 3x3, para $\tau\omega_{11} = \tau\gamma_{22} = 7,5$

Tratamento	Linha	Coluna	Erro experimental	Resíduo
1	1	1	7,5	0,83
2	1	2	7,5	0,83
3	1	3	0	-1,67
3	2	1	0	0,83
1	2	2	0	-1,67
2	2	3	0	0,83
2	3	1	0	-1,67
3	3	2	0	0,83
1	3	3	0	0,83
Média			1,67	0,00
Soma de Quadrados			112,5	12,5

5.2. EFEITOS PRINCIPAIS

As estimativas dos efeitos dos tratamentos 1 (τ_1), 2 (τ_2) e 3 (τ_3) foram prejudicadas ($P \leq 0,05$) pela presença dos efeitos das interações $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$ à medida em que elas se distanciaram de zero (Tabela 5.8).

Tabela 5.8 - Equações de regressão ajustadas para $\Delta\tau_1$, $\Delta\tau_2$ e $\Delta\tau_3$

Variável	Equação de regressão	R ²
$\Delta\tau_1$	$0,5021 + 0,02174*\tau\omega_{11}^2 - 0,019611*\tau\omega_{11}\tau\gamma_{22}$	0,91
$\Delta\tau_2$	$0,5021 + 0,02174*\tau\gamma_{22}^2 - 0,019611*\tau\omega_{11}\tau\gamma_{22}$	0,91
$\Delta\tau_3$	$0,6019 + 0,016606*\tau\omega_{11}\tau\gamma_{22}$	0,73

* significativo pelo teste t de Student ($P \leq 0,05$); $\Delta\tau_1$, $\Delta\tau_2$ e $\Delta\tau_3$: diferença absoluta entre a estimativa e o parâmetro dos efeitos dos tratamentos 1, 2 e 3, respectivamente; $\tau\omega_{11}$: efeito da interação entre o tratamento 1 e a linha 1; $\tau\gamma_{22}$: efeito da interação entre a o tratamento 2 e a coluna 2.

Para τ_1 , o desvio absoluto mínimo da sua estimativa em relação ao seu parâmetro ocorreu para $\widehat{\tau\omega_{11}} = 0$, isto é, sem a interação do tratamento 1 com a linha 1, e aumentou ($P \leq 0,05$), tanto na direção de $\tau\omega_{11} = -7,5$ quanto na de $\tau\omega_{11} = 7,5$.

Na presença de $\tau\gamma_{22} = -7,5$, o aumento de $\Delta\tau_1$ foi pequeno quando $\tau\omega_{11}$ variou de 0 a -7,5, mas grande quando $\tau\omega_{11}$ variou de 0 a 7,5. Já na presença de $\tau\gamma_{22} = 7,5$, a variação que ocorreu foi contrária, isto é, o aumento de $\Delta\tau_1$ foi maior quando $\tau\omega_{11}$ variou de 0 a -7,5, e menor quando $\tau\omega_{11}$ variou de 0 a 7,5 (Figura 5.1). Isso significa que a ocorrência da interação entre o tratamento 1 e a linha 1 ($\tau\omega_{11}$), negativa ou positiva, provoca erro na estimativa do efeito do tratamento 1, de acordo com a sua magnitude e de forma dependente da interação $\tau\gamma_{22}$.

Já o efeito de $\tau\gamma_{22}$ sobre $\Delta\tau_1$ foi linearmente positivo para $\tau\omega_{11} = -7,5$ e negativo para $\tau\omega_{11} = 7,5$, possuindo a mesma taxa de variação em ambas as direções (Figura 5.1).

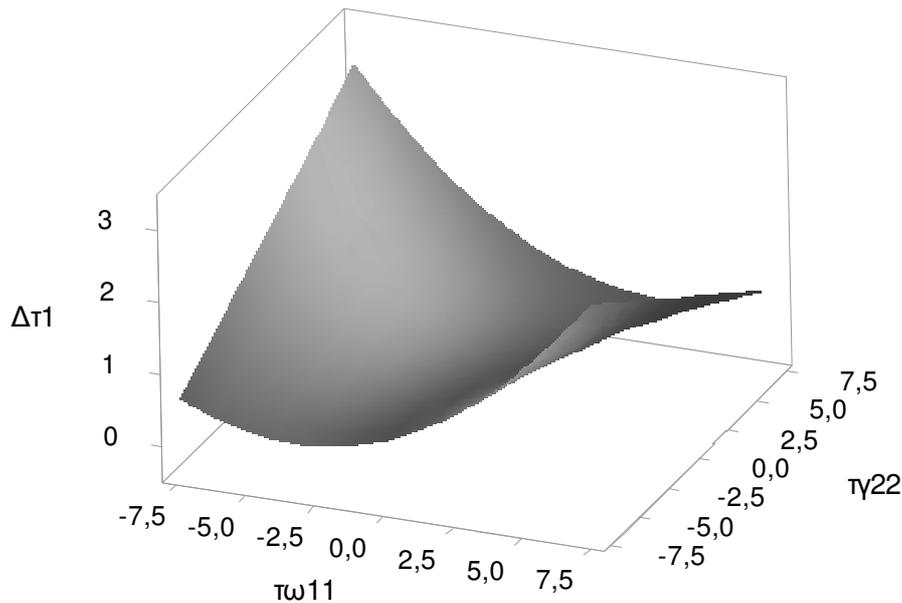


Figura 5.1 - Estimativas do $\Delta\tau_1$ em função das interações $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$ ($-7,5 \leq \tau\omega_{11} \leq 7,5$ e $-7,5 \leq \tau\gamma_{22} \leq 7,5$).

De acordo com os resultados, o ponto crítico de $\Delta\tau_1$ foi obtido com $\widehat{\tau\omega}_{11} = 0$ e $\widehat{\tau\gamma}_{22} = 0$. Entretanto, algumas outras combinações entre $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$ também resultam em pequenas variações no parâmetro do efeito do tratamento 1 (τ_1). Essas combinações ocorrem, principalmente, com $-5,54 \leq \widehat{\tau\omega}_{11} \leq 5,54$ e $-2,50 \leq \widehat{\tau\gamma}_{22} \leq 2,50$. Para isso, é necessário aumentar, gradualmente, ambas as interações, conforme a direção que se apresenta mais próxima do ponto crítico (Figura 5.1). Para as duas combinações extremas ($\tau\omega_{11} = -2,5$ e $\tau\gamma_{22} = -5,54$ ou $\tau\omega_{11} = 2,5$ e $\tau\gamma_{22} = 5,54$), têm-se: $\widehat{\Delta\tau}_1 = 0,37$.

Porém, nem todas as interações produzem resultados bons, como para $\tau\omega_{11} = -7,5$ e $\tau\gamma_{22} = 7,5$ ($\widehat{\Delta\tau}_1 = 2,5$) ou para $\tau\omega_{11} = 3,5$ e $\tau\gamma_{22} = -7,5$ ($\widehat{\Delta\tau}_1 = 1,67$). Isso mostra que as presenças das interações $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$ podem proporcionar conclusões equivocadas em relação ao efeito do tratamento 1.

Já para o efeito do tratamento 2 (τ_2), o desvio absoluto ($\Delta\tau_2$) mínimo ocorreu para $\widehat{\tau\gamma}_{22} = 0$ e aumentou ($P \leq 0,05$), também, tanto na direção de $\tau\gamma_{22} = -7,5$ quanto na de $\tau\gamma_{22} = 7,5$. Variação essa, com o mesmo comportamento ocorrido em $\Delta\tau_1$. Porém, neste caso, na presença de $\tau\omega_{11} = -7,5$, o aumento de $\Delta\tau_2$ foi grande quando $\tau\gamma_{22}$ variou de 0 a 7,5, mas pequeno quando $\tau\gamma_{22}$ variou de 0 a -7,5. Por outro lado, para a interação $\tau\omega_{11} = 7,5$, a variação que ocorreu foi contrária, sendo que o aumento de $\Delta\tau_2$ foi menor quando $\tau\gamma_{22}$ variou de 0 a 7,5, e maior quando $\tau\gamma_{22}$

variou de 0 a -7,5 (Figura 5.2). Assim como para o tratamento 1 e a linha 1 ($\tau\omega_{11}$), a presença da interação entre o tratamento 2 e a coluna 2 ($\tau\gamma_{22}$) também provocou erro na estimativa do efeito do tratamento 2, de acordo com a sua magnitude e dependente da interação $\tau\omega_{11}$.

O efeito de $\tau\omega_{11}$ sobre $\Delta\tau_2$ foi linearmente positivo para $\tau\gamma_{22} = -7,5$ e negativo para $\tau\gamma_{22} = 7,5$, de forma simétrica para ambas as situações (Figura 5.2).

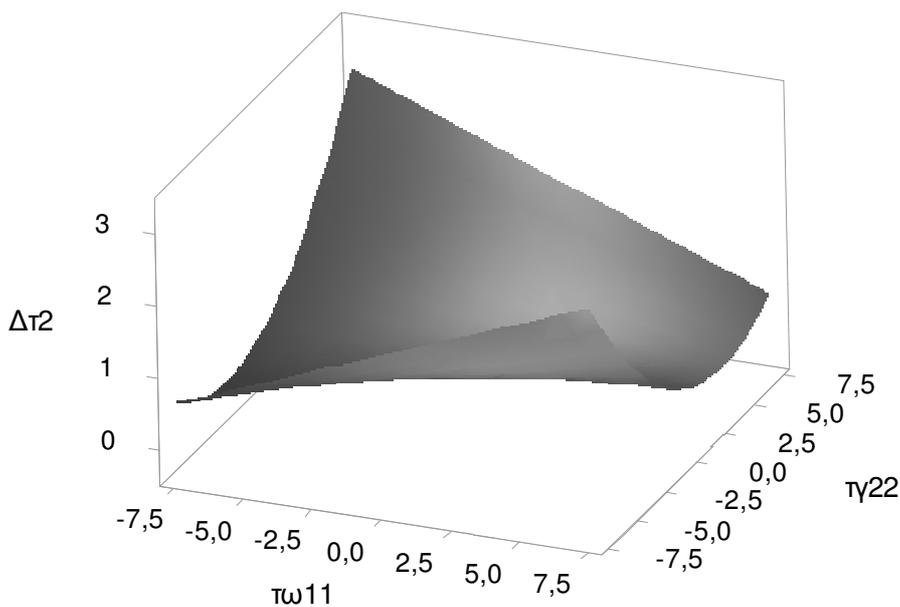


Figura 5.2 - Estimativas de $\Delta\tau_2$ em função das interações $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$ ($-7,5 \leq \tau\omega_{11} \leq 7,5$ e $-7,5 \leq \tau\gamma_{22} \leq 7,5$).

A estimativa do ponto crítico de $\Delta\tau_2$ também foi obtido com $\widehat{\tau\omega}_{11}$ e $\widehat{\tau\gamma}_{22} = 0$. Com o comportamento semelhante à $\Delta\tau_1$, as mesmas combinações entre $-5,54 \leq \tau\omega_{11} \leq 5,54$ e $-2,50 \leq \tau\gamma_{22} \leq 2,50$ resultaram em reduzidas variações no parâmetro do efeito do tratamento 2 (τ_2). Para as duas combinações extremas entre $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$, tem-se: $\widehat{\Delta\tau}_2 = 0,37$. Novamente, mesmo com algumas interações resultando em baixas variações de $\Delta\tau_2$, outras produziram variações maiores, como por exemplo para $\tau\omega_{11} = 7,5$ e $\tau\gamma_{22} = -7,5$ ($\widehat{\Delta\tau}_2 = 2,83$) ou para $\tau\omega_{11} = -5$ e $\tau\gamma_{22} = 5$ ($\widehat{\Delta\tau}_2 = 1,54$), reforçando que as presenças das interações $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$ podem proporcionar conclusões equivocadas em relação ao efeito do tratamento 2.

Em relação ao $\Delta\tau_3$, como não foi incluída a interação nem da linha ' e nem da coluna 2 com o tratamento 3, não houve manifestação do efeito quadrático ($P > 0,05$ em torno de zero. Mesmo assim, as interações dos tratamentos 1 e 2 com a linha 1

e a coluna 2, respectivamente, provocaram erros nas estimativas do efeito do tratamento 3. Apenas o efeito da interação entre $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$ se manifestou ($P < 0,05$) de forma positiva. Portanto, o $\Delta\tau_3$ aumentou quando as duas interações apresentaram combinações de valores com sinais semelhantes (ambas interações com sinais positivos ou ambas com sinais negativos), o que é esperado (Figura 5.3). Por outro lado, as interações com sinais contrários não aumentaram o $\Delta\tau_3$, mostrando que, se as interações de um tratamento não ocorrerem e se os outros dois tratamentos interagirem de formas contrárias com os controles locais, não haverá erro na estimativa do efeito do terceiro tratamento. No entanto, independentemente desta situação adequada, os outros dois tratamentos sofrerão alterações nas estimativas dos seus efeitos.

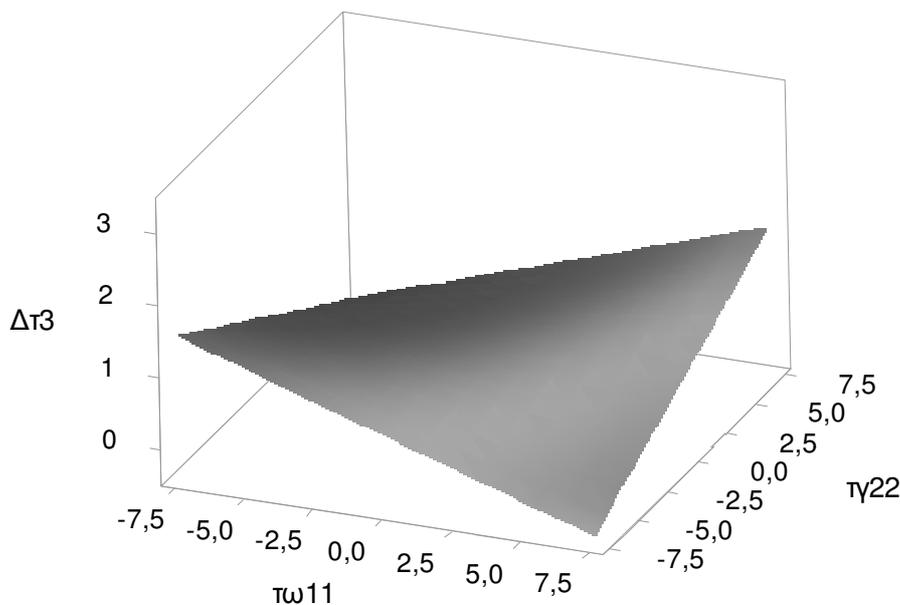


Figura 5.3 - Estimativas de $\Delta\tau_3$ em função das interações $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$ ($-7,5 \leq \tau\omega_{11} \leq 7,5$ e $-7,5 \leq \tau\gamma_{22} \leq 7,5$).

Os resultados desse trabalho levam à mesma interpretação de Kohli (1988), isto é, que os DQLs confundem os efeitos principais com os efeitos das interações entre dois ou mais fatores conhecidos. Como consequência, as estimativas dos efeitos de tratamentos podem ser sub ou superestimadas devido à presença de pelo menos uma interação. Com isso, os tratamentos podem ser interpretados como possuindo efeitos semelhantes ou até mesmo terem a ordem das estimativas dos seus efeitos invertidas em relação à ordem dos verdadeiros parâmetros.

Partindo das definições feitas para os efeitos de tratamentos neste estudo, o tratamento 1 sempre deveria ser ordenado com o menor efeito ($\tau_1 = -2,5$), seguido do segundo tratamento ($\tau_2 = 0$) e o terceiro possuindo o maior efeito ($\tau_3 = 2,5$). Porém, essa ordem não ocorreu em todas as combinações entre as interações $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$.

Para o caso de $\tau\omega_{11} = 0$ e $\tau\gamma_{22} = -7,5$, os tratamentos 1 e 2 apresentaram a mesma estimativa dos efeitos e menor que a do tratamento 3. Por exemplo, se essa situação acontecesse em uma análise para a escolha entre três espécies de café em relação à ferrugem e se a variável-resposta fosse a magnitude do sinal característico da cor amarela ou laranja na face inferior da folha, os tratamentos 1 e 2 poderiam ser livremente escolhidos ($\tau_1 = \tau_2$). Porém, na verdade, apenas o primeiro deveria ser recomendado ($\tau_1 < \tau_2$).

Em outro caso, com $\tau\omega_{11} = 5$ e $\tau\gamma_{22} = 7,5$, o tratamento 1 obteve a menor estimativa, mas os tratamentos 2 e 3 apresentaram a mesma. Assim, com o objetivo de verificar qual de três dietas resulta em maior produção de leite de cabras, essa situação poderia implicar, por outros critérios técnicos, na escolha equivocada da dieta equivalente ao tratamento 2.

Em algumas situações, as decisões erradas em relação aos melhores tratamentos são ainda mais impactantes. Quando $\tau\omega_{11} = 6,25$ e $\tau\gamma_{22} = -7,5$, o efeito estimado do tratamento 2 foi igual a $-2,36$ ($\hat{\tau}_2$), sendo menor, não somente do seu verdadeiro efeito, mas muito próximo do efeito paramétrico do tratamento 1, definido como $-2,5$ (τ_1) e estimado por $-0,28$ ($\hat{\tau}_1$). Dependendo do objetivo e da importância da pesquisa, tais confundimentos sobre os efeitos dos tratamentos podem acarretar grandes prejuízos.

5.3. DESEMPENHO DA ANOVA

Com o objetivo de avaliar a qualidade dos resultados da ANOVA segundo o modelo do DQL, foram analisados o p-valor do teste F para tratamentos, o quadrado médio do resíduo (QMRes), o coeficiente de variação residual (CV), o p-valor dos testes de Kolmogorov-Smirnov (K-S) e de Bartlett.

Teoricamente, dadas as ausências totais das interações entre os efeitos conhecidos do modelo, os valores esperados para o QMRes e o CV são iguais a zero. Isso significa que essas interações, quando não significativas, proporcionam p-

valores do teste F para tratamentos estimados em função do QMRes obtido somente por causas aleatórias. Consequentemente, a ocorrência de pelo menos uma interação significativa acarretará aumento do QMRes, não computado totalmente por causas aleatórias e, portanto, diminuição do valor calculado de F, aumento do seu p-valor e aumento do CV. Isso significará, portanto, diminuição da precisão do experimento.

Para o p-valor do teste F, a interação entre o tratamento 2 e a coluna 2 ($\tau\gamma_{22}$) não interferiu ($P > 0,05$) em seu resultado, mas a interação entre o tratamento 1 e a linha 1 ($\tau\omega_{11}$), sim ($P < 0,05$), cuja estimativa do ponto crítico ($\widehat{\tau\omega}_{11} = -2,37$) proporcionou estimativa mínima do p-valor F igual a 0,07 (Tabela 5.9 e Figura 5.4).

Tabela 5.9 - Equações de regressão ajustadas para p-valor do teste F, QMRes e CV

Variável	Equação de Regressão	R ²
p-valor F	$0,09394 + 0,01978*\tau\omega_{11} + 0,004177*\tau\omega_{11}^2$	0,79
QMRes	$0,11111*\tau\omega_{11}^2 + 0,11111*\tau\gamma_{22}^2$	0,61
CV	$0,0446 - 0,000566\tau\omega_{11} - 0,000566\tau\gamma_{22} + 0,001304*\tau\omega_{11}^2 + 0,001304*\tau\gamma_{22}^2$	0,68

* significativo pelo teste t de Student ($P < 0,05$). p-valor F: p-valor do teste F. QMRes: quadrado médio do resíduo; CV: coeficiente de variação residual. $\tau\omega_{11}$: efeito da interação entre o tratamento 1 e a linha 1; $\tau\gamma_{22}$: efeito da interação entre o tratamento 2 e a coluna 2.

Desse modo, caso o pesquisador adotasse o nível de significância $\alpha = 0,10$ para o experimento do DQL 3x3, a hipótese sobre a igualdade de médias de tratamentos seria rejeitada para as combinações entre $-5,02 \leq \widehat{\tau\omega}_{11} \leq 0,29$ e $-7,5 \leq \widehat{\tau\gamma}_{22} \leq 7,5$. Apesar da significância ser pouco afetada, o problema é que ela pode estar associada a estimativas incorretas dos efeitos de tratamentos.

Teoricamente, o valor crítico esperado da interação $\tau\omega_{11}$ deveria ser igual a zero, indicando que a sua ausência estaria mais intimamente relacionada com a significância do teste F para tratamentos. De todo modo, o aumento, em módulo, da interação $\tau\omega_{11}$ em torno de $-2,37$, aumentou o p-valor F. Desse modo, as presenças de interações mais elevadas podem levar a decisões equivocadas de não rejeitar H_0 quando há pelo menos uma diferença entre as médias dos tratamentos. Portanto, quem sabe, induzir ao pesquisador uma escolha, até mesmo, do pior

tratamento, já que a sua escolha não será em função das verdadeiras diferenças entre as médias dos tratamentos.

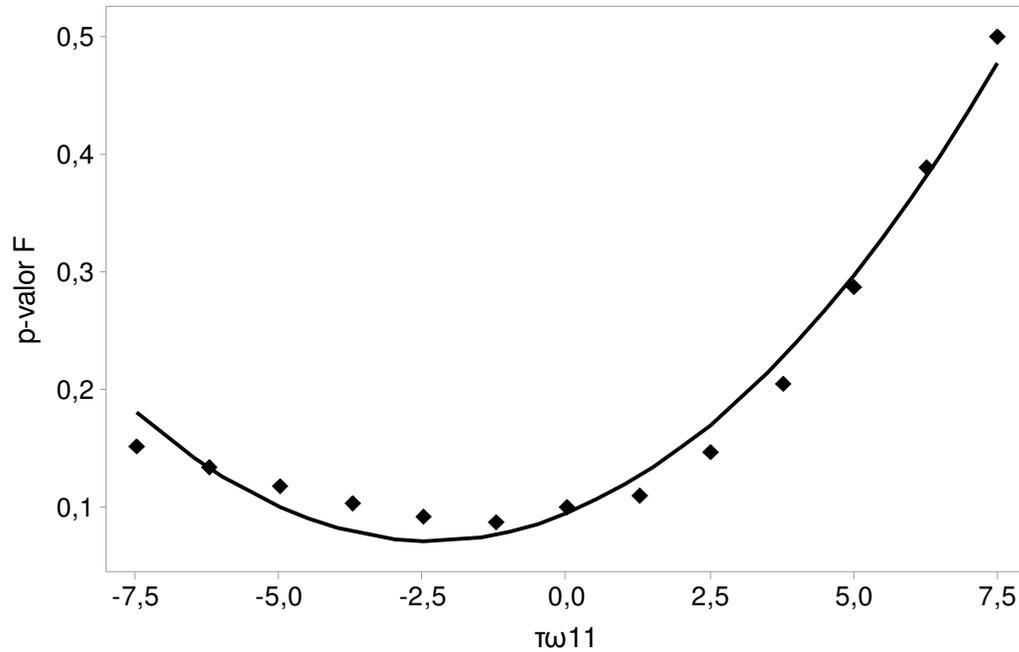


Figura 5.4 - Estimativas do p-valor do teste F em função da interação $\tau\omega_{11}$ ($-7,5 \leq \tau\omega_{11} \leq 7,5$).

Para o QMRes, os efeitos quadráticos, tanto de $\tau\omega_{11}$ quanto de $\tau\gamma_{22}$, se manifestaram de maneira simétrica ($P < 0,05$). Para $\tau\omega_{11} = 0$ e $\tau\gamma_{22} = 0$, o QMRes foi igual a 0, evidenciando que não houve efeitos aleatórios no experimento, já que no DQL, são as interações que constituem a variação aleatória (Tabela 5.9 e Figura 5.5).

Os valores do QMRes em função das interações $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$, com ponto de mínimo sobre $\widehat{\tau\omega}_{11} = 0$ e $\widehat{\tau\gamma}_{22} = 0$, aumentaram conforme essas interações aumentaram, em módulo, o que aumenta a dificuldade de se concluir que há diferenças entre as médias dos tratamentos.

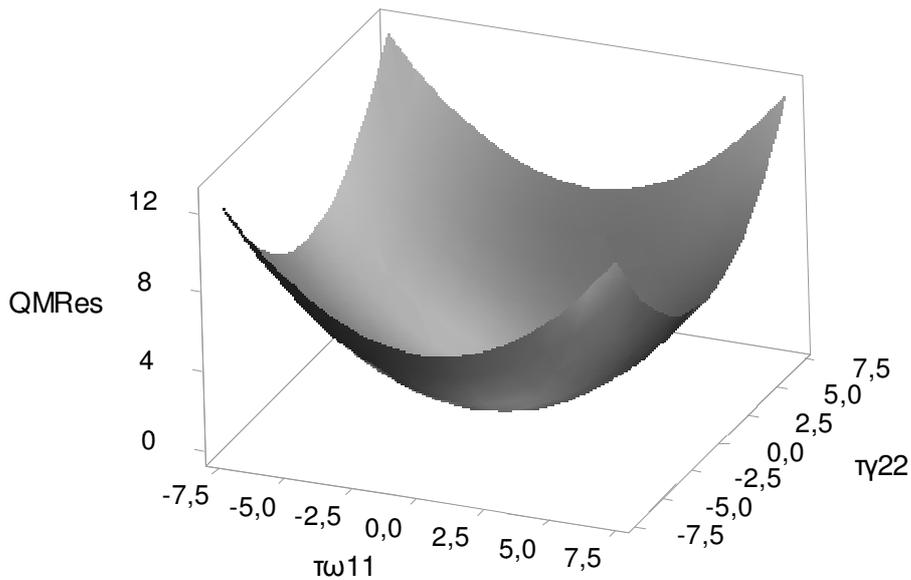


Figura 5.5 - Estimativas do QMRes em função das interações $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$ ($-7,5 \leq \tau\omega_{11} \leq 7,5$ e $-7,5 \leq \tau\gamma_{22} \leq 7,5$).

Do mesmo modo, o coeficiente de variação residual (CV) apresentou relação similar à do QMRes (Figura 5.6), dado os efeitos quadráticos estarem presentes, também de forma simétrica para $\tau\omega_{11}$ e para $\tau\gamma_{22}$ ($P < 0,05$).

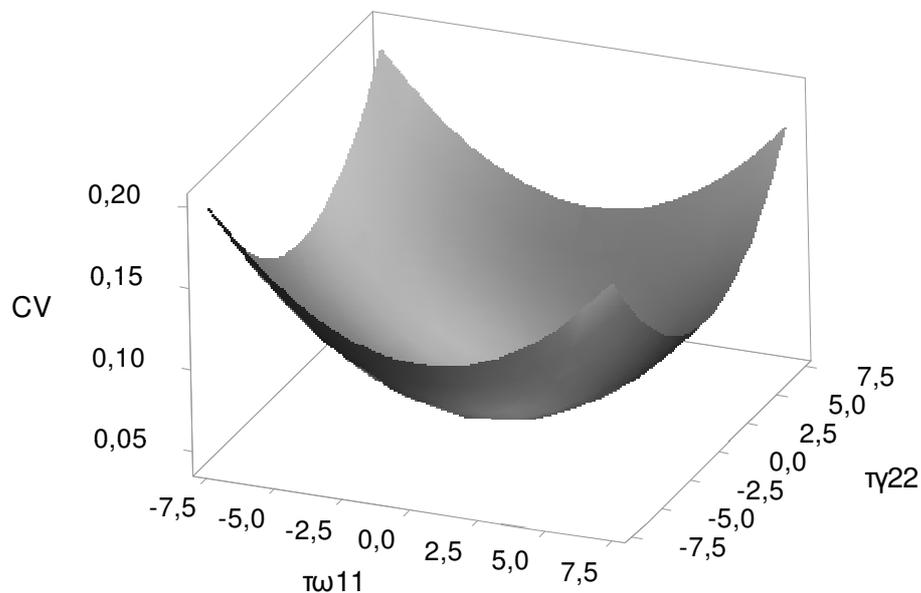


Figura 5.6 - Estimativas do CV em função das interações $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$ ($-7,5 \leq \tau\omega_{11} \leq 7,5$ e $-7,5 \leq \tau\gamma_{22} \leq 7,5$).

A menor estimativa do CV ocorreu quando ambas as interações foram iguais a zero. Novamente, o aumento, em módulo, das interações resultou, do mesmo modo, no aumento desse coeficiente, indicando que houve mais interferências, como as presenças das interações, do que apenas a variação aleatória imposta pelos fatores não controláveis (Tabela 5.9).

Dias (2000), analisando os consumos e digestões totais e parciais em novilhos, comparou cinco dietas em um DQL, em que os animais e os períodos constituíram os controles locais. Em seus resultados, apesar da digestibilidade total possuir um CV para matérias seca e orgânica de 6,71 e 6,22%, respectivamente, notaram-se que tais valores aumentaram muito e inexplicavelmente, quando as mesmas digestibilidades foram estimadas no rúmen (21,36 e 15,85%), nos intestinos delgado (41,66 e 48,69%) e grosso (76,91 e 112,95%). Essas grandes diferenças podem indicar a presença de pelo menos uma interação dupla ou tripla entre dieta, animal e, ou, período em parte do organismo, já que o estresse animal, uma baixa na imunidade ou até uma característica particular dele pode alterar essas digestibilidades.

Com relação ao teste de Komogorov-Smirnov, que avaliou a normalidade dos erros experimentais com base nos resíduos, esperava-se que os p-valores fossem baixos, sinalizando que a distribuição dos resíduos não fosse normal, principalmente, com o aumento, em módulo, das interações. No entanto, os p-valores KS não seguiram um padrão, sendo a hipótese de que erros experimentais seguem distribuição normal, rejeitada ou não, independentemente das presenças das interações $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$. Isso significou que eles foram normais ou não de forma aleatória, sem as influências das magnitudes absolutas dessas interações. Em média, o p-valor K-S foi igual a 0,07.

Por outro lado, o teste de Kolmogorov-Smirnov aplicado diretamente aos verdadeiros erros experimentais, resultou na acusação de não normalidade para todas as combinações entre $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$ diferentes de zero, com p-valor sempre menor que 0,01. Consequentemente, nos casos em que este teste aplicado aos resíduos não acusou a violação dessa pressuposição, haveria uma interpretação falsa de que o erro experimental é uma variável aleatória normal.

Do mesmo modo, esperava-se que os aumentos, em módulos, das interações $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$, resultassem em uma maior heterogeneidade dos erros experimentais e, consequentemente, detectada pelo teste de Bartlett aplicado aos resíduos. No

entanto, tal fato não ocorreu. E o pior, em nenhuma das combinações estudadas, dado que todos os p-valores B foram iguais a um.

Isto evidenciou que os erros experimentais existentes devido à presença de pelo menos uma interação foram distribuídos de forma uniforme para todas as unidades experimentais. Portanto, a presença da interação não interferiu no teste de homocedasticidade, quando aplicado aos resíduos.

No entanto, os erros experimentais não se distribuem de forma homogênea entre os tratamentos. Na verdade, eles ocorrem somente nas unidades experimentais em que há a presença das interações $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$. Em todas as demais, não há erros experimentais. Conseqüentemente, não há homogeneidade, porque há uma comparação com base em várias unidades com valores de erros experimentais iguais a zero. Novamente, um erro de interpretação que o pesquisador leva para as suas conclusões técnicas.

5.4. VALOR AJUSTADO

Para verificar o quanto o valor ajustado se distanciou do observado, foi analisada a maior diferença absoluta entre eles ($\max|y_{(i)jk} - \hat{y}_{(i)jk}|$), sua correlação ($r_{Y\hat{Y}}$) e o erro percentual médio absoluto (EPMA). Quando não há interação, espera-se que essa diferença e o EPMA sejam nulos e a correlação seja igual a um. Caso as interações não sejam significativas, valores mínimos e próximos de um, respectivamente.

A variável $\max|y_{(i)jk} - \hat{y}_{(i)jk}|$ aumentou de forma simétrica em função de $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$ ($P < 0,05$). A menor diferença estimada foi obtida com os efeitos $\hat{\tau}\omega_{11} = 0$ e $\hat{\tau}\gamma_{22} = 0$, indicando que, com os aumentos dos módulos destas interações, mais distante foram os valores ajustados dos observados (Tabela 5.10 e Figura 5.7).

Tabela 5.10 - Equações de regressão ajustadas para $\max|y_{(i)jk} - \hat{y}_{(i)jk}|$, $r_{Y\hat{Y}}$ e EPMA

Variável	Equação de Regressão	R ²
$\max y_{(i)jk} - \hat{y}_{(i)jk} $	$0,5829 + 0,01587*\tau\omega_{11}^2 + 0,01587*\tau\gamma_{22}^2$	0,69
$r_{Y\hat{Y}}$	$0,98366 - 0,005276*\tau\omega_{11} - 0,001144*\tau\omega_{11}\tau\gamma_{22}$	0,80
EPMA	$0,01921 - 0,001172*\tau\omega_{11} - 0,000173\tau\gamma_{22} + 0,000711*\tau\omega_{11}^2 + 0,000582*\tau\gamma_{22}^2$	0,71

* significativo pelo teste t de Student ($P < 0,05$); $\max|y_{(i)jk} - \hat{y}_{(i)jk}|$: maior diferença entre os valores observado e ajustado. EPMA: erro percentual médio absoluto. $r_{Y\hat{Y}}$: coeficiente de correlação linear entre os valores observado e ajustado. $\tau\omega_{11}$: efeito da interação entre o tratamento 1 e a linha 1.

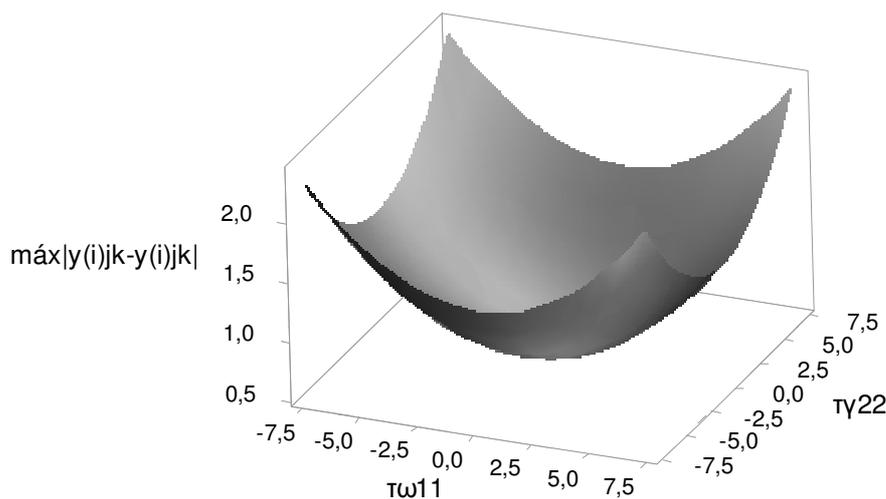


Figura 5.7 - Estimativas de $\max|y_{(i)jk} - \hat{y}_{(i)jk}|$ em função das interações $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$ ($-7,5 \leq \tau\omega_{11} \leq 7,5$ e $-7,5 \leq \tau\gamma_{22} \leq 7,5$).

Quanto à correlação entre os valores observado e ajustado ($r_{Y\hat{Y}}$), esperava-se que, com a presença das interações, ela reduzisse. Seu valor realmente oscilou apenas pela influência de $\tau\omega_{11}$, como pode ser verificado na Tabela 5.10 e na Figura 5.8, mas a correlação continuou alta, sendo que a menor estimativa ($r_{Y\hat{Y}} = 0,87$) ocorreu para $\tau\omega_{11} = 7,5$ e $-7,5 \leq \tau\gamma_{22} \leq 7,5$. Assim, a presença de pelo menos uma interação, apesar de alterar a correlação, não a alterou de forma a considerá-la baixa.

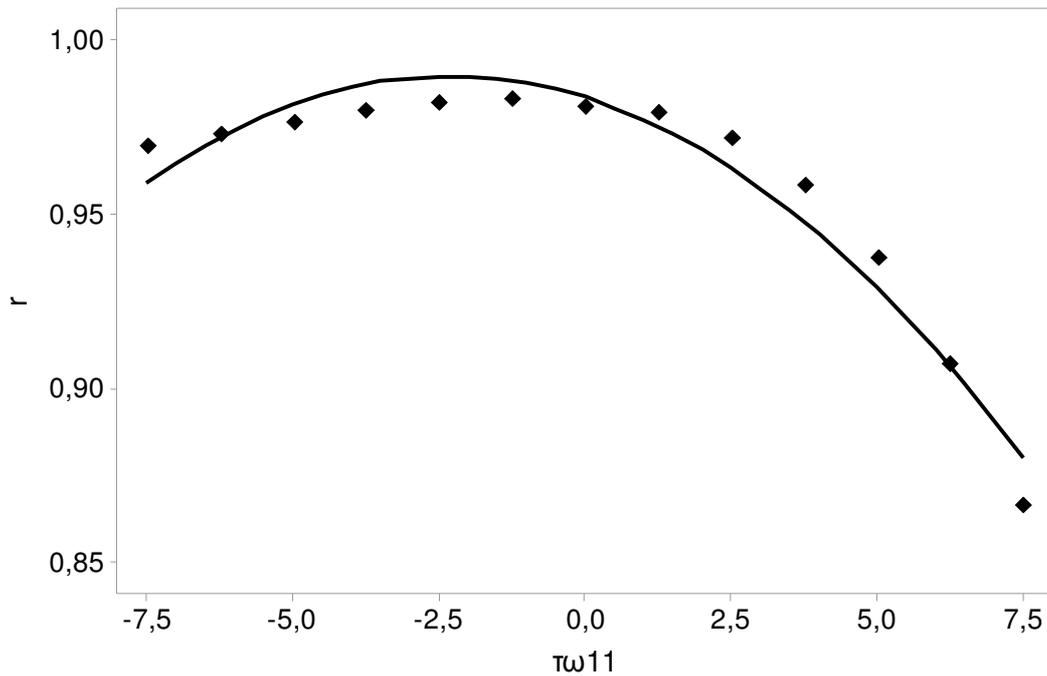


Figura 5.8 - Estimativas da correlação em função da interação $\tau\omega_{11}$ ($-7,5 \leq \tau\omega_{11} \leq 7,5$).

Na presença de pelo menos uma das duas interações, o EPMA foi alterado. Do mesmo modo, as diferentes combinações entre $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$, quando aumentadas em valores absolutos, aumentaram ($P < 0,05$) o EPMA, cuja estimativa mínima ($\widehat{EPMA} = 0,02$ ocorreu em função de $\widehat{\tau\omega}_{11} = 0,82$ e $\widehat{\tau\gamma}_{22} = 0,15$ (Tabela 5.10 e Figura 5.9).

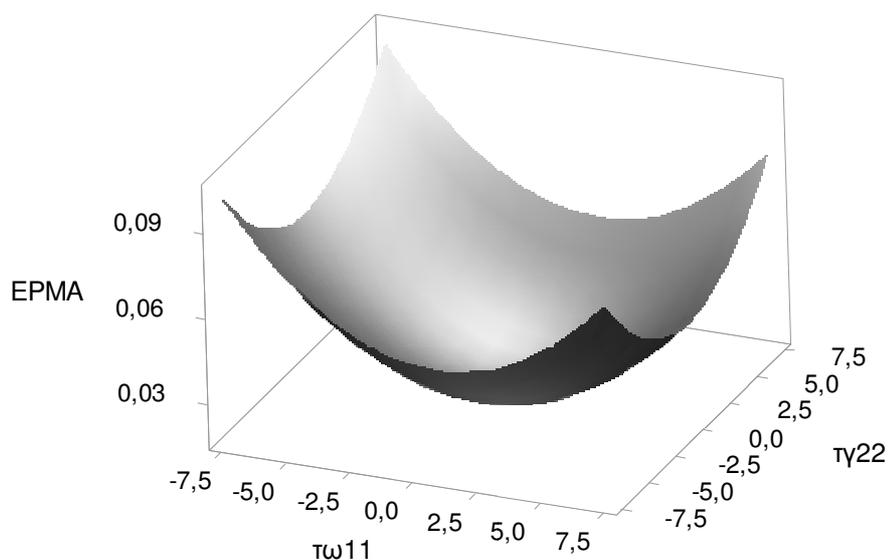


Figura 5.9 - Estimativas do EPMA em função das interações $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$ ($-7,5 \leq \tau\omega_{11} \leq 7,5$ e $-7,5 \leq \tau\gamma_{22} \leq 7,5$).

Entretanto, esse resultado do EPMA reforça que, apesar das correlações permanecerem altas, as proximidades dos valores ajustado e observado diminuem com os aumentos das interações, em módulos, como já evidenciado, também, na análise da medida máx $|y_{(i)jk} - \hat{Y}_{(i)jk}|$.

De acordo com Kohli (1988), a validade dos resultados do DQL pode ser seriamente questionada quando os efeitos das interações são significativos. Portanto, as interações prejudicam as estimativas dos efeitos de tratamentos e de alguns valores ajustados, diminuindo a precisão com que esses resultados são analisados, mesmo com execuções corretas. Nesses casos, o erro ocorreu durante o planejamento do experimento, com a escolha equivocada do DQL que apresenta somente efeitos principais dos fatores conhecidos.

Como o modelo estatístico do DQL determina que os valores observados serão explicados pelas somas da média geral com os efeitos de tratamentos, de linhas e de colunas, será dessa forma que a ANOVA fará a decomposição dos valores observados. Por isso, qualquer outra maneira diferente da do modelo, de constituirlos, não será conhecida verdadeiramente, o que implicará em falta de informação e desconhecimento ou em informação e conhecimento falsos.

Portanto, a presença de pelo menos uma interação entre tratamentos, linhas e colunas no DQL acarretará em discrepâncias dos efeitos estimados de seus tratamentos e alterações no quadrado médio do resíduo e, conseqüentemente, no p-valor do teste F e no coeficiente de variação, o que podem acarretar em tomadas de decisão errôneas pelo pesquisador.

5.5. INTERAÇÕES DUPLAS

Sem as presenças das interações, $\tau\omega_{11} = \tau\gamma_{22} = 0$, ocorreu, conseqüentemente, somente as manifestações dos efeitos de tratamentos. Nesse caso, para o cálculo do teste da não aditividade de Tukey (1955) tem-se $SQNA = 0$, evidenciando que não há a ocorrência de nenhuma interação entre os efeitos do modelo (Tabela 5.11).

Tabela 5.11 - ANOVA do DQL com o teste da não aditividade de Tukey (1955) para $\tau\omega_{11} = \tau\gamma_{22} = 0$

FV	GL	SQ	QM	F
Linha	2	37,50	18,75	-
Coluna	2	37,50	18,75	-
Tratamento	2	37,50	18,75	-
Resíduo	2	0,00	0,00	
<hr/>				
Não aditividade	1	0,00	0,00	-
Resíduo puro	1	0,00	0,00	
<hr/>				
Total	8	112,50		

Já o caso em que $\tau\omega_{11} = 7,5$ e $\tau\gamma_{22} = -7,5$, resultou em $SQNA = 28,13$ e $f_{NA} = 3$. Porém, $f_{0,05;1;1} = 161,4$ e $f_{0,1;1;1} = 39,9$, o que levaria a conclusão da não rejeição da hipótese de que todos os efeitos são aditivos. Essa decisão, que foi tomada de forma errada, pois as interações $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$ ocorrem, sabidamente (Tabela 5.12), repetiu em outras combinações de interações $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$.

De acordo com Horn e Wolfe (2002), essa não detecção pode ter ocorrido devido ao DQL 3x3 possuir uma amostra pequena, o que pode dificultar em uma avaliação satisfatória do teste da não aditividade de Tukey (1955).

Tabela 5.12 - ANOVA com o teste de não aditividade de Tukey (1955) para $\tau\omega_{11} = 7,5$ e $\tau\gamma_{22} = -7,5$

FV	GL	SQ	QM	F
Linha	2	37,50	18,75	-
Coluna	2	37,50	18,75	-
Tratamento	2	37,50	18,75	1,00
Resíduo	2	37,50	18,75	
<hr/>				
Não Aditividade	1	28,13	28,13	3,00
Resíduo Puro	1	9,38	9,38	
<hr/>				
Total	8	150,00		

A equação obtida para o p-valor do teste da não aditividade mostrou que as interações $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$ influenciaram ($P < 0,05$) o p-valor NA (Tabela 5.13). Porém, esse efeito é coerente para $\tau\omega_{11}$, onde o ponto de máximo ocorreu próximo de zero, mas não se justifica o ponto de mínimo para $\tau\gamma_{22}$ (Figura 5.10), já que o objetivo deste teste é de identificar as interações quando existirem. Por isso, ao contrário deste ponto de mínimo, deveria ter ocorrido o mesmo ponto de máximo, de acordo com $\tau\omega_{11}$ e o p-valor NA diminuísse a medida que as interações fossem distanciando de zero, para que pudessem ser detectadas significativamente.

Tabela 5.13 - Equações de regressão ajustadas para p-valor do teste da não aditividade de Tukey (1955), quadrados médios da não aditividade e do resíduo puro

Variável	Equação de Regressão	R ²
p-valor NA	$0,5044 + 0,02956*\tau\omega_{11} + 0,00109\tau\gamma_{22} - 0,003771*\tau\omega_{11}^2 + 0,004639*\tau\gamma_{22}^2 + 0,004050*\tau\omega_{11}\tau\gamma_{22}$	0,52
QMNA	$1,152 - 0,3978*\tau\omega_{11} + 0,0516\tau\gamma_{22} + 0,18022*\tau\omega_{11}^2 - 0,19424*\tau\omega_{11}\tau\gamma_{22}$	0,85
QMRes.puro	$1,748 + 0,3978*\tau\omega_{11} - 0,0516\tau\gamma_{22} + 0,13245*\tau\gamma_{22}^2$	0,72

* significativo pelo teste t de Student ($P < 0,05$); p-valor NA: p-valor do teste da não aditividade de Tukey. QMNA: quadrado médio da não aditividade. QMRes.puro: quadrado médio do resíduo puro. $\tau\omega_{11}$: efeito da interação entre o tratamento 1 e a linha 1; $\tau\gamma_{22}$: efeito da interação entre a o tratamento 2 e a coluna 2.

A menor estimativa do p-valor foi igual a 0,07, para $\tau\omega_{11} = -7,5$ e $\tau\gamma_{22} = 1,25$. Isso mostrou que o teste da não aditividade de Tukey (1955) pode não captar sempre as interações, dependendo do nível de significância adotado.

A afirmação de Horn e Wolfe (2002) sobre a influência do tamanho amostral sobre a sensibilidade do teste está correta, pois no DQL 3x3, os p-valores NA foram altos. No entanto, esse fato não possui importância técnica pois, mesmo com o aumento do DQL, a influência das interações no p-valor NA não ocorreriam adequadamente, pois a relação estimada não foi coerente com a proposta desse teste (Figura 5.10).

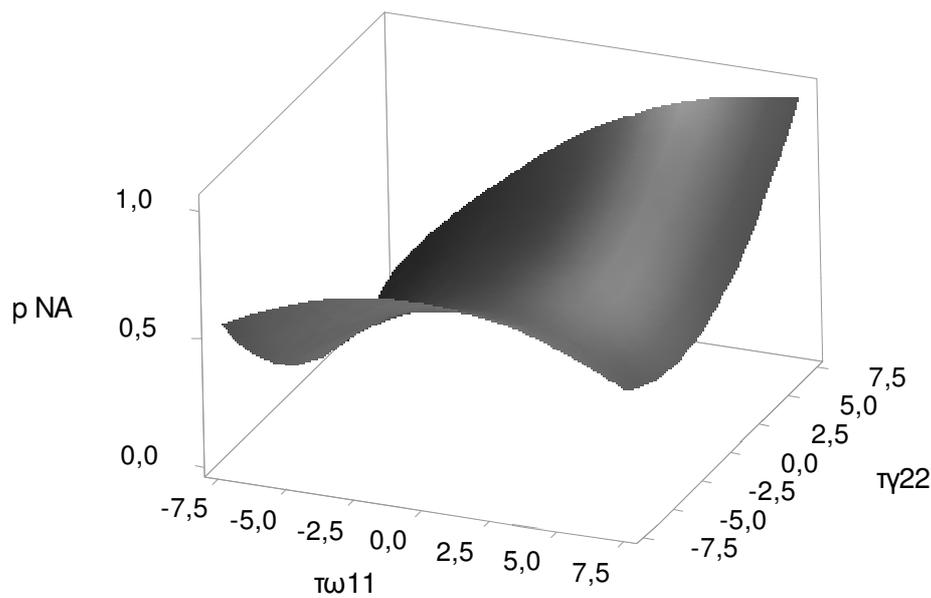


Figura 5.10 - Estimativas do p-valor do teste da não aditividade de Tukey (1955) em função das interações $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$ ($-7,5 \leq \tau\omega_{11} \leq 7,5$ e $-7,5 \leq \tau\gamma_{22} \leq 7,5$).

O quadrado médio da não aditividade também foi influenciado ($P < 0,05$) pelas duas interações, com efeito linear para $\tau\gamma_{22}$ e quadrático para $\tau\omega_{11}$ (Tabela 5.13), que foi deixando de ser simétrico à medida que $\tau\gamma_{22}$ aumentou (Figura 5.11). Apresentou também um aumento acentuado quando as interações $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$ possuíram efeitos opostos ($\tau\omega_{11}$ positiva e $\tau\gamma_{22}$ negativa ou vice-versa), o que não ocorreu quando essas interações possuíram o mesmo efeito.

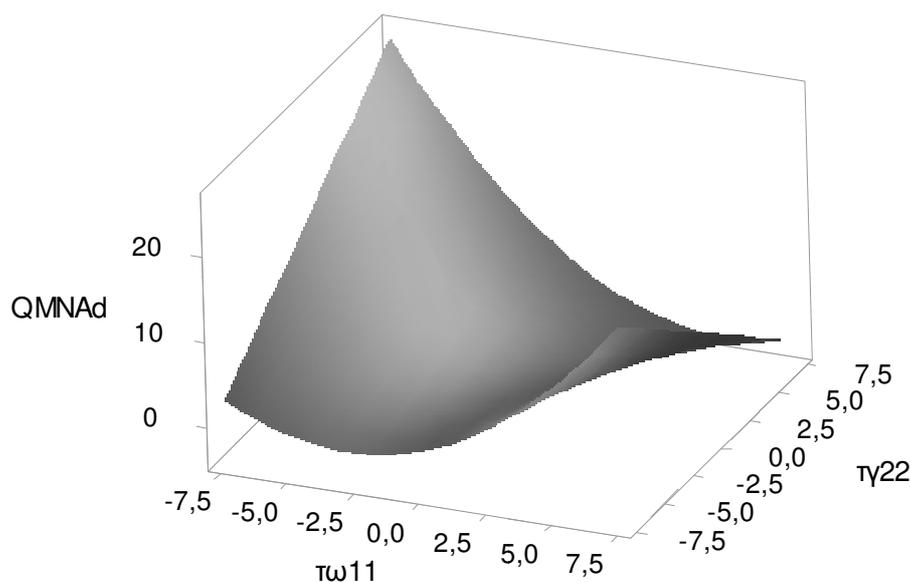


Figura 5.11 - Estimativas do quadrado médio da não aditividade em função das interações $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$ ($-7,5 \leq \tau\omega_{11} \leq 7,5$ e $-7,5 \leq \tau\gamma_{22} \leq 7,5$).

Esperava-se, também, que o quadrado médio do resíduo puro apresentasse a mesma função que o quadrado médio do resíduo, ou seja, que os aumentos, em módulos, dos efeitos das interações resultassem no seu aumento. Porém, com efeitos menos pronunciados, isto é, com menor aumento dos seus valores nas direções positiva e negativa de $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$, dado que a não aditividade iria retirar essa parte do resíduo. No entanto, isso não aconteceu. Em alguns casos, a estimativa do $QMRes.puro$ foi até maior que a do $QMRes$, como por exemplo, para $\tau\omega_{11} = -5$ e $\tau\gamma_{22} = -7,5$ ($\widehat{QMRes} = 4,86$ e $\widehat{QMRes.puro} = 6,1$), e para $\tau\omega_{11} = 5$ e $\tau\gamma_{22} = -3,75$ ($\widehat{QMRes} = 6,42$ e $\widehat{QMRes.puro} = 11,46$) (Figura 5.12). Isso evidenciou que o teste da não aditividade de Tukey (1955) não atuou corretamente nas identificações das diferentes interações que se manifestaram no DQL.

Novamente, apesar do baixo poder e sensibilidade do teste da não aditividade poder ser contornado com DQLs maiores, conforme relatado por Ghosh e Sharma (1962), esse teste não captou a presença das interações de forma adequada, pois a relação da interação com o p-valor NA não foi coerente.

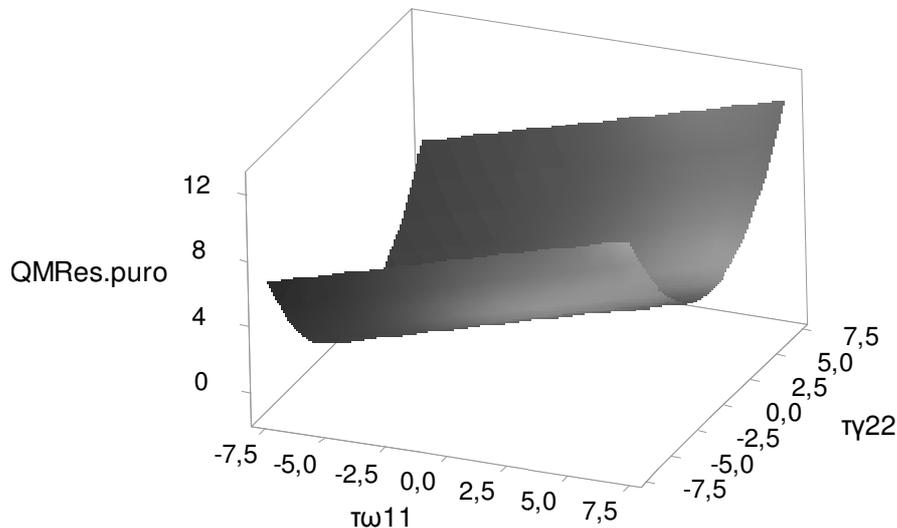


Figura 5.12 - Estimativas do quadrado médio do resíduo puro em função das interações $\tau\omega_{11}$ e $\tau\gamma_{22}$ ($-7,5 \leq \tau\omega_{11} \leq 7,5$ e $-7,5 \leq \tau\gamma_{22} \leq 7,5$).

Porém, como as interações interferem nas conclusões, torna-se necessário e como pressuposto da ANOVA do DQL, aplicar um teste que identifique a não aditividade do modelo estatístico.

6. CONCLUSÕES

As estimativas dos tratamentos são alteradas nas presenças das interações, distanciando-se dos verdadeiros parâmetros conforme essas interações aumentam, em módulos.

A presença de interações pode acarretar em recomendações erradas de tratamentos.

O teste da não aditividade de Tukey (1955) não apresentou poder em detectar a presença das interações no DQL 3x3, provavelmente, pelo reduzido tamanho amostral.

Independentemente da baixa significância e do baixo poder, o teste de não aditividade de Tukey (1955) não reconhece corretamente as presenças das interações.

O coeficiente de variação residual aumentou quando as interações aumentaram, em módulos, o que serve como alerta para possíveis interações no modelo estatístico, quando comparado com os de outros experimentos similares..

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

DIAS, H. L. C. et al., **Consumo e Digestões Totais e Parciais em Novilhos F₁ Limousin x Nelore Alimentados com Dietas contendo Cinco Níveis de Concentrado**. Ver. Bras. Zootec., vol. 29, 2, p. 545-554, 2000.

FREEMAN, G. **Latins quares and su doku**. Significance, vol. 2, 3, p. 119-122, 2005.

GHOSH, M. N; SHARMA, D. **Power of Tukey's Test for Non-additivity**. Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological), vol. 25, 1, p. 213-219, 1963.

GOBESSO, A. A. O. et al. **Resposta plasmática de glicose e insulina em equinos alimentados com diferentes fontes de amido**. Braz. J. vet. Res. Anim. Sci., vol. 46, 4, p. 324-331, 2009.

GOMES, F. P. **Curso de Estatística Experimental**. 15. ed. Piracicaba: FEALQ, 2009.

HORN, P. S.; WOLFE, D. A. **A rank-based goodness-of-fit approach to testing for non-additivity in the two-way layout with no replications**. Computational Statistics & Data Analysis. Vol. 46, 2, p. 357-376, 2004.

KOHLI, R. **Assessing interaction effects in Latin square-type designs** – International Journal of research in Marketing, vol. 5, 1, p. 25-37, 1988.

MEMÓRIA, J. M. P. **Breve História da Estatística**. Brasília, DF: EMBRAPA, 2004.

MIZUBUTI, I. Y. et al. **Consumo e Digestibilidade Aparente das Silvagens de Milho (*Zea mays L.*), Sorgo (*Sorghum bicolor (L.) Moench*) e Girassol (*Helianthus annuus L.*)**. Rev. Bras. Zootec., vol. 31, 1, p. 267-272, 2002.

MODESTO, E. C. et al. **Inclusão de silagem de rama de mandioca em substituição à pastagem na alimentação de vacas em lactação: produção, qualidade do leite e da gordura**. Rev. Bras. Zootec. vol. 61, 1, 2009.

MONTGOMERY, D. C. **Design and Analysis of Experiments**. 5. ed. New York: John Wiley & Sons, 2001.

MORAES, E. H. B. K. M. et al. **Avaliação nutricional de estratégias de suplementação para bovinos de corte durante a estação da seca**. Rev. Bras. Zootec., vol. 39, 3, p. 608-616, 2010.

RYAN, T. P. **Modern Experimental Design**. Acworth, GA: John Wiley & Sons, 2007.

SAMPAIO, I. B. M. S. **Estatística aplicada à experimental animal**. 3. ed. Belo Horizonte, MG: FEPMVZ, 2007.

SANTOS, F. L. S. et al. **Efeito da suplementação de lipídios na ração sobre a Produção de Ácido Linoléico Conjugado (CLA) e a Composição da Gordura do Leite de Vaca.** Rev. Bras. Zootec., vol. 30, 6, p. 1931-1938, 2001.

TUKEY, J. W. **One degree of freedom for non-additivity** – Biometrics, vol. 5, 3, p. 232-242, 1949.

TUKEY, J. W. **Query** – Biometrics, vol. 11, 1, p. 111-113, 1955.

ZIMMERMANN, F. J. P. **Estatística aplicada à pesquisa agrícola.** Santo Antônio de Goiás, GO: Editora Embrapa, 2004.