QUADRADOS LATINOS BALANCEADOS PARA A VIZINHANÇA: PLANEJAMENTO E ANÁLISE DE DADOS SENSORIAIS

Paula da Fonte SANCHES[1]
Silvio Sandoval ZOCCHI[2]

▪ RESUMO: As avaliações sensoriais tomam cada vez mais sua posição de importância dentro dos centros produtores e vendedores de alimentos e de outros produtos. Nessas avaliações, uma série de tratamentos é dada para cada provador, e um problema relevante é que a variável resposta dependa não só do tratamento aplicado atualmente, mas também do anterior seguido a ele, chamados de efeitos residuais. Um método frequêntemente utilizado é o da análise descritiva, realizada por pessoas treinadas, recebendo o nome de análise descritiva quantitativa (ADQ). De modo a resolver o problema apresentado, Williams (1949) apresentou os delineamentos quadrados latinos balanceados para vizinhança que, de forma geral, garantem que os efeitos residuais dos tratamentos não exerçam influência sobre a comparação dos efeitos dos tratamentos. Métodos adequados de construção, aleatorização e análise, utilizando o método ADQ de tais delineamentos são descritos e adaptados para o problema. São apresentados, analisados e discutidos, ainda, os resultados de um experimento de análise sensorial de diferentes cachaças, planejado e conduzido pela autora. Concluiu-se que, para o planejamento de ensaios para a análise descritiva quantitativa (ADQ), os quadrados latinos balanceados para vizinhança, com a última coluna repetida, são uma alternativa importante.

▪ PALAVRAS-CHAVE: Delineamento quadrado latino; vizinhança balanceada; análise sensorial.

[1]Universidade de São Paulo – USP, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz – ESALQ, Programa de Pós-graduação em Estatística e Experimentação Agronômica, Caixa Postal-9, CEP: 13418-900, Piracicaba, SP, Brasil. E-mail: *psanches@esalq.usp.br*

[2]Universidade de São Paulo – USP, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz – ESALQ, Departamento de Ciências Exatas, Caixa Postal-9, CEP: 13418-900, Piracicaba, SP, Brasil. E-mail: *sszocchi@usp.br*

1 Introdução

As avaliações sensoriais tomam cada vez mais sua posição de importância dentro dos centros produtores e vendedores de alimentos e de outros produtos. Nestes, o objetivo final dos trabalhos realizados nas áreas de desenvolvimento, produção e "marketing"é o consumidor, cuja avaliação se baseia, principalmente, na aceitabilidade e custos dos produtos.

Tais avaliações iniciam-se dentro das indústrias, por meio de testes sensoriais que têm por objetivo responder a inúmeras perguntas como: quais são as características sensoriais dos produtos percebidas pelo consumidor? De que modo a qualidade do produto difere de outro? Quais são as consequências de uma modificação no processo, formulação, embalagem ou condições de armazenamento nos atributos do produto? Com relação à discriminação entre produtos: será que o consumidor nota a diferença? Quantos consumidores detectariam esta diferença? Estes produtos são diferentes? Qual a magnitude da diferença? Finalmente, em relação à preferência por um produto: quantas pessoas gostam deste produto? O produto é aceitável? Este produto é tão bom como o concorrente? Será que este produto é melhor que o anterior? Quais são as características mais apetecidas? Será o preferido?

Para responder tais perguntas, um dos métodos frequentemente utilizados é o da análise descritiva, que tem por objetivo descrever e avaliar a intensidade dos atributos sensoriais dos produtos avaliados. Esta pode ser realizada por pessoas treinadas, selecionadas com base na consistência e na habilidade de discriminar, recebendo, neste caso, o nome de análise descritiva quantitativa (ADQ). Nesta, dadas as limitações fisiológicas dos provadores, é possível entender a sua impossibilidade de comparar muitas amostras numa mesma sessão de análise sensorial, limitando, consequentemente, o número de amostras por sessão.

Consequentemente, dadas as limitações quanto ao número de provas sucessivas de degustação e presença frequente de efeitos residuais, o planejamento e análise dos experimentos para ADQ adquirem importância fundamental.

Assim, de modo a resolver o problema apresentado, Williams (1949) apresentou os delineamentos quadrados latinos balanceados para vizinhança que, de forma geral, garantem que os efeitos residuais dos tratamentos não exerçam influência sobre a comparação dos efeitos dos tratamentos. Visando diminuir estes efeitos residuais, neste trabalho, tais delineamentos são descritos e adaptados para o problema de planejamento e análise de experimentos para ADQ.

São apresentados, analisados e discutidos, ainda, os resultados de um experimento de análise sensorial de diferentes cachaças, planejado e conduzido pela autora especialmente para este fim.

2 Material e métodos

2.1 Material

O conjunto de dados utilizado neste trabalho provém de um experimento conduzido pela autora para estudar o perfil sensorial de 5 diferentes marcas de aguardente de cana-de-açúcar dispostas no mercado, codificadas como:

- tratamento 0 - aguardente composta com carvalho, o que dá coloração amarelada e sabor que lembra o do *whisky* por causa do malte impregnado na madeira. Ingredientes: destilado simples de caldo de cana-de-açúcar, extrato natural de carvalho, aroma idêntico ao natural de carvalho, açúcar e corante caramelo, com 38% vol. de álcool.
- tratamento 1 - aguardente destilada de cana-de-açúcar, envelhecida 2 anos em tonéis de bálsamo, o que resulta em coloração amarelada e numa cachaça de gosto amadeirado, adquirindo sabor e *bouquet* especiais, com 39% vol. de álcool.
- tratamento 2 - aguardente de cana-de-açúcar envelhecida em tonéis de madeira e duplamente filtrada. Ingredientes: aguardente de cana, açúcar e água, com 39% vol. de álcool.
- tratamento 3 - aguardente de cana-de-açúcar líder de mercado. Ingredientes: aguardente de cana-de-açúcar e açúcar, com 39% vol. de álcool.
- tratamento 4 - aguardente de cana-de-açúcar, com preço inferior no mercado. Ingredientes: destilado simples do caldo de cana-de-açúcar e açúcar, com 39% vol. de álcool.

O delineamento utilizado foi o dos quadrados latinos balanceados com a repetição do último tratamento, como proposto por Cochran e Cox (1957), apresentado na Tabela 1. O estudo de aceitação das amostras de aguardentes foi em relação à aparência, aroma e sabor, e as amostras foram servidas aos provadores individualmente, na sequência apresentada na Tabela 1, em copos transparentes sem odor. Os copos foram apresentados um a um no momento do teste, para análise da aparência, aroma e sabor.

As análises foram realizadas por 10 provadores, utilizando-se escala hedônica de nove pontos (1 = desgostei extremamente, ..., 5 = nem gostei e nem desgostei, ..., 9 = gostei extremamente). A Tabela 1, apresenta, ainda, as notas dadas pelos provadores em relação a cada uma das características observadas. Professores, estudantes e funcionários da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz - ESALQ, com idade compreendida entre 20 e 30 anos, com bom conhecimento em destilados, formaram a equipe de provadores. Foram selecionados por apreciarem e terem conhecimento do produto, representando assim o mercado alvo, ou seja, consumidores ou consumidores potenciais do produto testado. Entre cada degustação, cada provador colocava um pequeno pedaço de bolacha água e sal na boca, de modo a diminuir os efeitos de uma degustação sobre a outra.

Tabela 1 - Notas de aparência, aroma e sabor de cachaças de diferentes marcas (entre parênteses) emitidas por 10 provadores e no dia 4 de julho de 2009

Provadores	Ordem					
	1	2	3	4	5	6
1	9, 8, 5 (0)	8, 8, 6 (1)	9, 6, 6 (4)	8, 9, 4 (2)	8, 8, 8 (3)	8, 7, 7 (3)
2	7, 6, 5 (1)	8, 6, 5 (2)	8, 6, 5 (0)	7, 8, 7 (3)	8, 7, 8 (4)	7, 9, 8 (4)
3	8, 8, 7 (2)	7, 8, 6 (3)	8, 9, 6 (1)	9, 8, 7 (4)	9, 8, 7 (0)	9, 8, 8 (0)
4	8, 6, 7 (3)	8, 6, 8 (4)	7, 8, 7 (2)	9, 7, 7 (0)	7, 9, 7 (1)	9, 9, 8 (1)
5	8, 6, 8 (4)	7, 7, 6 (0)	8, 9, 9 (3)	9, 8, 9 (1)	8, 9, 8 (2)	7, 8, 9 (2)
6	8, 6, 6 (0)	7, 9, 9 (4)	8, 9, 7 (1)	9, 8, 7 (3)	8, 8, 8 (2)	8, 9, 7 (2)
7	8, 8, 6 (1)	9, 6, 5 (0)	7, 9, 8 (2)	9, 7, 6 (4)	8, 9, 7 (3)	9, 9, 7 (3)
8	7, 8, 6 (2)	8, 9, 7 (1)	8, 7, 8 (3)	9, 9, 7 (0)	8, 8, 9 (4)	7, 9, 9 (4)
9	8, 7, 7 (3)	7, 6, 7 (2)	8, 7, 8 (4)	8, 9, 5 (1)	9, 6, 5 (0)	7, 8, 7 (0)
10	8, 6, 8 (4)	7, 9, 7 (4)	9, 7, 6 (0)	8, 9, 7 (2)	9, 9, 7 (1)	9, 8, 6 (1)

2.2 Métodos

2.2.1 Planejamento

São apresentados, a seguir, métodos de construção de delineamentos balanceados para a estimação de efeitos residuais de um único tratamento anterior. Nesse caso, segundo Williams (1949), quando o número t de tratamentos é par, é possível obter um delineamento balanceado com t repetições, ou provadores. No entanto, quando t é ímpar, são necessárias $2t$ repetições, ou provadores.

Para que se possa considerar somente o efeito residual do tratamento imediatamente anterior, deve ser levada em conta, na avaliação de efeitos residuais, que a condição de balanceamento seja satisfeita, ou seja, que cada tratamento seja precedido com igual frequência por todos os outros tratamentos. São considerados, neste trabalho, inicialmente os delineamentos em que cada tratamento é aplicado uma única vez para cada provador, balanceados para o efeito do tratamento subsequente, bem como para o tratamento anterior. Neste caso, segundo Williams (1949), as condições para que um delineamento seja balanceado são: (1) Cada tratamento deve ser precedido por cada outro tratamento com a mesma frequência; (2) Cada tratamento deve ocorrer com igual frequência em cada posição, em ordem de aplicação para os provadores, de modo que o tratamento não seja afetado pelos possíveis efeitos de ordem de aplicação.

De modo a atender a essas condições, o número de provadores deve ser um múltiplo do número de tratamentos. Se há t tratamentos, existem $t(t-1)$ pares ordenados de tratamentos. Será mostrado que, quando o número t de tratamentos é par, o balanceamento pode ser atingido com um número mínimo t de provadores (ou linhas), e quando t é ímpar, com um número mínimo $2t$ de provadores (ou linhas). Segundo Williams (1949), delineamentos balanceados podem ser derivados de quadrados latinos cíclicos de tamanho t, em que os índices das linhas representam os provadores, os índices das colunas, as ordens de aplicações e os números ou símbolos, os tratamentos. No caso de t ser ímpar, são necessários, dois quadrados.

A Figura 1 apresenta o quadrado latino balanceado para efeitos residuais de tratamentos com $t = 6$ tratamentos cuja primeira linha é dada por (1) e demais linhas obtidas pela adição sequencial de uma unidade em módulo 6.

Provadores	Ordem						
	1	2	3	4	5	6	
1	0	$\underline{1}$	5	2	4	3	linha 1
2	1	**2**	0	$\underline{3}$	5	4	(linha 1 + 1)mod(6) = (linha 1 + 1)mod(6)
3	2	3	1	**4**	0	$\underline{5}$	(linha 2 + 1)mod(6) = (linha 1 + 2)mod(6)
4	3	4	2	5	**1**	0	(linha 3 + 1)mod(6) = (linha 1 + 3)mod(6)
5	4	5	**3**	0	$\underline{2}$	1	(linha 4 + 1)mod(6) = (linha 1 + 4)mod(6)
6	**5**	0	$\underline{4}$	1	3	2	(linha 5 + 1)mod(6) = (linha 1 + 5)mod(6)

Figura 1 - Quadrado latino balanceado para vizinhança para $t = 6$ tratamentos e esquema para obtenção das linhas do mesmo a partir da primeira em que os números em negrito correspondem aos tratamentos que precedem o tratamento 0 e os números sublinhados, precedidos pelo mesmo.

Convém comentar que a partir da linha inicial, a obtenção das demais linhas pode ser feita alternativamente, acrescentando-se ou subtraindo-se um número inteiro a cada elemento da linha anterior em módulo t, de tal forma que os números iniciais das t linhas formem o conjunto $0, 1, \ldots, t-1$. Esse procedimento, no entanto, é equivalente às linhas de índices $2, 3, \ldots, t$, como ilustra a figura 2.

Outros métodos de construção são apresentados por Williams (1949). A Figura 2 apresenta os quadrados latinos balanceado para $t = 4$, e $t = 6$ e os respectivos métodos de construção.

Note que, se x é um resto cuja t-ésima potência é a menor potência congruente a 1 módulo $t + 1$, então todas as potências $x^1, x^2, \ldots, x^t$ são diferentes e cada um dos restos 1 a t podem ser representados como uma potência de x . Assim, se os tratamentos são agora representados pelos índices de x , as diferenças entre os elementos correspondentes de colunas adjacentes serão constantes. No entanto, como o delineamento é balanceado, cada uma das diferenças de 1 a $t - 1$ deve ser representada em cada linha, em que é possível notar que os restos estão sendo tomados em módulo $t + 1$ e não módulo t. Mais diretamente, a última afirmação decorre do fato de que os valores de restos sucessivos não nulos são todos diferentes, quando o módulo é primo.

Para $t = 4$ tem-se que $x = 2$ é um resto cuja quarta potência é a menor potência congruente a 1, em módulo 5, isto é, $2^4 = 16 \equiv 1$ (mod5). Logo, tem-se que $2^0 = 1$; $2^1 = 2$; $2^3 = 8 \equiv 3(\text{mod}5)$; $2^2 = 4$, cujas potências estabelecem

Provadores	Ordem 1	2	3	4	
1	1	2	3	4	linha 1
2	2	4	1	3	linha 2 = (2 × linha 1) $(mod(5))$
3	3	1	4	2	linha 3 = (3 × linha 1) $mod(5)$)
4	4	3	2	1	linha 4 = (4 × linha 1) $mod(5)$)

Provadores	Ordem 1	2	3	4	5	6	
1	1	2	3	4	5	6	linha 1
2	2	4	6	1	3	5	linha 2 = (2 × linha 1) $(mod(7))$
3	3	6	2	5	1	4	linha 3 = (3 × linha 1) $mod(7)$)
4	4	1	5	2	6	3	linha 4 = (4 × linha 1) $mod(7)$)
5	5	3	1	6	4	2	linha 5 = (5 × linha 1) $mod(7)$)
6	6	5	4	3	2	1	linha 6 = (6 × linha 1) $mod(7)$)

Figura 2 - Quadrados latinos balanceados para vizinhança para $t = 4$ e $t = 6$ tratamentos, e método de obtenção das demais linhas a partir da primeira.

a equivalência entre o delineamento quadrado latino para $t = 4$. Note que esse delineamento é equivalente ao obtido utilizando-se a solução geral (1) fazendo-se a linha 2 = (linha 1 + 1) (mod4), linha 3 = (linha 1 + 3) (mod4) e linha 4 = linha $1 + 2(\text{mod}4)$.

Outra solução pode ser obtida no caso de t ser uma potência de 2, ou seja, $t = 2^k$, caso em que os resultados das sucessivas diferenças de cada elemento de uma mesma linha são dadas por:

$$1, \quad 2, \quad \ldots, \quad t-1, \tag{1}$$

cuja prova é apresentada por Williams (1949).

Segundo o autor tanto para t par, quanto para t ímpar, quando uma linha inicial é encontrada, outras podem ser derivadas a partir desta, multiplicando cada elemento por um resíduo que é primo para t, e acrescentando-se um inteiro arbitrário. Essas linhas são equivalentes, uma vez que o efeito de multiplicação é o mesmo que permutação dos números que representam os tratamentos. Assim a Tabela 2 apresenta apenas um padrão representativo de cada um desses conjuntos de linhas .

Quando t é ímpar, a soma dos restos é um múltiplo de t. Assim, se todas as diferenças ocorrem uma vez em uma linha, o último elemento será o

Tabela 2 - Linhas iniciais de quadrados latinos balanceados para vizinhança, considerando-se diferentes números pares de tratamentos t

t	Linhas iniciais							
4			0	1	3	2		
6		0	1	5	2	4	3	
		0	2	1	4	5	3	
8	0	1	7	2	6	3	5	4
	0	1	3	6	2	7	5	4

Tabela 3 - Delineamento balanceado para vizinhança com $t = 5$ tratamentos formado por dois quadrados latinos cujas primeiras linhas são apresentadas em negrito

Provadores	Ordem				
	1	2	3	4	5
1	**0**	**1**	**3**	**4**	**2**
2	1	2	4	0	3
3	2	3	0	1	4
4	3	4	1	2	0
5	4	0	2	3	1
6	**0**	**2**	**1**	**4**	**3**
7	1	3	2	0	4
8	2	4	3	1	0
9	3	0	4	2	1
10	4	1	0	3	2

mesmo que o primeiro. Portanto, conclui-se que é impossível construir quadrados latinos balanceados baseando-se apenas em um único quadrado latino, havendo a necessidade de se utilizar um quadrado latino adicional. Torna-se possível, deste modo, alcançar o balanceamento com um par de quadrados latinos. Quando $t = 5$, um par de conjuntos de possíveis diferenças de forma a gerar um par de quadrados latinos que juntos fornecem o balanceamento é dado por $1, 2, 1, 3$ e $2, 4, 3, 4$ gerando, respectivamente, suas primeiras linhas dadas por $0, 1, 3, 4, 2$ e $0, 2, 1, 4, 3$ gerando os quadrados latinos apresentados na Tabela 3, cujas demais linhas são obtidas adicionando-se uma unidade às mesmas, sequencialmente.

Pode-se encontrar um par de quadrados latinos balanceados para valores ímpares de t, utilizando a seguinte solução geral para encontrar as respectivas linhas iniciais:

$$0 \quad 1 \quad t-1 \quad 2 \quad t-2 \quad \ldots \quad \frac{t-1}{2} \quad \frac{t+1}{2} \tag{2}$$

que fornece diferenças ímpares duplicadas e a sequência reversa

$$\frac{t+1}{2} \quad \frac{t-1}{2} \quad \ldots \quad t-2 \quad 2 \quad t-1 \quad 1 \quad 0 \tag{3}$$

Tabela 4 - Linhas iniciais para pares de quadrados latinos balanceados para vizinhança, considerando-se diferentes números ímpares de tratamentos t

t	Linhas iniciais	
3	0 1 2	0 2 1
5	0 1 3 4 2	0 2 1 4 3
5	0 1 4 2 3	0 4 1 3 2
7	0 1 6 2 5 3 4	0 6 1 5 2 4 3

que fornece as diferenças pares duplicadas. Como consequência, o par de quadrados latinos apresenta o balanceamento desejado. Para $t = 3$ tratamentos tem-se que as linhas iniciais usando (2) e (3) são dadas por 0, 1, 2 e 2, 1, 0 ou equivalentemente, 0, 1, 2 e 0, 2, 1, esta última obtida somando-se uma unidade à segunda em módulo 3. Para $t = 5$, obtém-se, por sua vez, as linhas 0, 1, 4, 2, 3 e 3, 2, 4, 1, 0 ou equivalentemente, 0, 1, 4, 2, 3 e 0, 4, 1, 3, 2, esta última obtida somando-se 2 à segunda, em módulo 5.

Outra solução geral apresentada pelo autor é possível quando t é primo da forma $4m + 3$, ou seja, $m = 0$, e $t = 3$, $m = 1$ e $t = 7$, $m = 2$ e $t = 11$, $m = 4$ e $t = 19$ etc. Nesse caso as sequências de diferenças sucessivas entre os tratamentos para os dois quadrados latinos são, respectivamente, dadas por:

$$1 \quad 2 \quad 3 \quad \ldots \quad 2m+1 \quad 2m+1 \quad \ldots \quad 3 \quad 2 \quad 1 \tag{4}$$

e

$$4m+2 \quad 4m+1 \quad \ldots \quad 2m+2 \quad 2m+2 \quad \ldots \quad 4m+1 \quad 4m+2. \tag{5}$$

Resumidamente, a Tabela 4 apresenta as linhas iniciais pata t=3, 5 ou 7 trataments.

Embora tenha sido enfatizado o uso dos delineamentos balanceados para estimação de efeitos residuais de um único tratamento anterior, o autor apresenta, ainda, os delineamentos balanceados para efeito de qualquer número de tratamentos anteriores, ignorando a interação dos efeitos residuais. Apresenta, ainda, a obtenção de delineamentos balanceados para os efeitos de dois tratamentos anteriores e suas interações, a partir de um conjunto de $t - 1$ quadrados latinos mutuamente ortogonais obedecendo a certas restrições.

2.2.2 Procedimento de aleatorização para quadrados latinos balanceados para vizinhança

Embora a aleatorização do quadrado latino tradicional implique em organizar as linhas e/ou colunas de forma aleatória, no caso em questão, a aleatorização das colunas é inviável, pois destrói o balanceamento da vizinhança. Isto ocorre pois a linha inicial é especialmente escolhida de forma a equilibrar os efeitos residuais da degustação, e com o sorteio das colunas tal equilíbrio é quebrado. Logo, o procedimento de aleatorização para os quadrados latinos balanceados para vizinhança resume-se a:

1. escolher, ao acaso, a(s) linha(s) inicial(is) do(s) quadrados latinos apresentados nas Tabelas 2 e 4;

2. aleatorizar as linhas, ou provadores;

3. aleatorizar a correspondência entre os elementos de Z_t (conjunto de t tratamentos) e os tratamentos.

Segundo Durier et. al. (1996), o passo 1 não é estritamente necessário, embora seja recomendado. Por outro lado, segundo os autores, os passos 2 e 3 são necessários.

2.3 Modelo

Seja y_{ij} a nota dada pelo i-ésimo provador para a j-ésima amostra degustada e $k(i,j)$ uma função que indica o índice do tratamento correspondente à j-ésima amostra degustada pelo i-ésimo provador. Então:

$$y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \tau_{k(i,j)} + \tau'_{k(i,j-1)} + e_{ij} \tag{6}$$

em que μ é uma constante, α_i é o efeito do i-ésimo provador; β_j é o efeito da j-ésima degustação; $\tau_{k(i,j)}$ é o efeito direto do $k(i,j)$-ésimo tratamento; $\tau'_{k(i,j-1)}$ é o efeito residual do tratamento $k(i,j-1)$-ésimo tratamento ($j \geq 1$) e e_{ij} é o erro aleatório, i=1, 2, 3, ..., n e j = 1, 2, 3, ..., J.

Sejam $\mathbf{y} = (y_{11}, y_{12}, \ldots, y_{1n}, y_{21}, \ldots, y_{2n}, \ldots, y_{Jn})^T$, e = $(e_{11}, e_{12}, \ldots, e_{1n}, e_{21}, \ldots, e_{2n}, \ldots, e_{Jn})^T$ e P, O, T e A as matrizes indicadoras de efeitos de provador, de ordem de degustação, tratamento direto e residual, ou do tratamento anterior, respectivamente. Assim, se $P = [P_{su}]$, então, por exemplo,

$$P_{su} = \begin{cases} 1, & \text{se a } s\text{-ésima nota (ou elemento) de } \mathbf{y} \text{ foi dado pelo } u\text{-ésimo provador} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

ou ainda, $P = I_{\{n\}} \bigotimes \mathbb{1}_{J\times1}$ e $O = \mathbb{1}_{n\times1} \bigotimes I_{\{J\}}$, em que I é a matriz identidade, $\mathbb{1}$ uma matriz ou vetor de elementos iguais a 1 e $\bigotimes$ é o operador do produto de Kronecker.

Pode-se, escrever o modelo (8) na sua forma matricial dada por:

$$\begin{aligned} \mathbf{y} = & \ \mathbb{1}_{nJ\times1}\mu + P\alpha + O\beta + T\tau + A\tau' + e \\ = & \ [\mathbb{1}_{nJ\times1} \ \vdots P \ \vdots O \ \vdots T \ \vdots A]\theta + e \\ = & \ X\theta + e, \end{aligned} \tag{7}$$

em que $Var(e) = E(ee^T) = I_{\{n\}}\sigma^2$.

Como pressuposição para a realização de testes de hipóteses sobre os parâmetros do modelo, considere-se, adicionalmente, $e \sim MN(\mathbf{0}, I\sigma^2)$.

Para se estimar θ, pode-se, então utilizar o método dos quadrados mínimos, isto é, obter θ tal que $L = e^T e = (\mathbf{y} - X\theta)^T(\mathbf{y} - X\theta)$ seja mínimo, o que é equivalente a encontrar a solução do sistema de equações normais

$$X^T X\theta = X^T\mathbf{y} \qquad (8)$$

em que

$$X^T X = \quad [\mathbb{1}_{nJ\times 1} \vdots P \vdots O \vdots T \vdots A]^T [\mathbb{1}_{nJ\times 1} \vdots P \vdots O \vdots T \vdots A]$$

$$X^T X = \begin{bmatrix} \mathbb{1}^T_{nJ\times 1}\mathbb{1}_{nJ\times 1} & \mathbb{1}^T_{nJ\times 1}P & \mathbb{1}^T_{nJ\times 1}O & \mathbb{1}^T_{nJ\times 1}T & \mathbb{1}^T_{nJ\times 1}A \\ P^T\mathbb{1}^T_{nJ\times 1} & P^TP & P^TO & P^TT & P^TA \\ O^T\mathbb{1}^T_{nJ\times 1} & O^TP & O^TO & O^TT & O^TA \\ T^T\mathbb{1}^T_{nJ\times 1} & T^TP & T^TO & T^TT & T^TA \\ A^T\mathbb{1}^T_{nJ\times 1} & A^TP & A^TO & A^TT & A^TA \end{bmatrix}$$

e

$$X^T\mathbf{y} = \left[\mathbb{1}_{nJ\times 1} \vdots P \vdots O \vdots T \vdots A\right]^T \mathbf{y} = \begin{bmatrix} \mathbb{1}^T\mathbf{y} \\ P^T\mathbf{y} \\ O^T\mathbf{y} \\ T^T\mathbf{y} \\ A^T\mathbf{y} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} G \\ \mathbf{p} \\ \mathbf{o} \\ \mathbf{t} \\ \mathbf{t}' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_{..} \\ y_{1.} \\ y_{2.} \\ \vdots \\ y_{n.} \\ y_{.1} \\ y_{.2} \\ \vdots \\ y_{.J} \\ y_{(1..)} \\ y_{(2..)} \\ \vdots \\ y_{(t..)} \\ \cdots \\ y'_{(1..)} \\ y'_{(2..)} \\ \vdots \\ y'_{(k..)} \end{bmatrix}$$

em que $y_{..} = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J y_{ij}$, $y_{u.} = \sum_{i=1}^n y_{ui}$, $y_{.u} = \sum_{j=1}^J y_{ju}$, $y_{u..} = \sum^t_{\{(i,j)|k(i,j)=1\}} y_{ij}$, $y'_{u..} = \sum^t_{\{(i,j)|k(i,j-1)=1\}} y_{ij}$, ou seja, $G = y_{..}$ é o total de observações do experimento; $\mathbf{p} = P^T\mathbf{y}$ é o vetor dos totais observados para as linhas, ou seja, para os provadores; $\mathbf{o} = O^T\mathbf{y}$ é o vetor dos totais observados para as colunas, ou seja, para cada ordem de degustação; $\mathbf{t} = T^T\mathbf{y}$ é o vetor dos totais observados para os tratamentos, ou seja, e $\mathbf{t}' = A^T\mathbf{y}$ é o vetor dos totais observados para os tratamentos precedentes.

Tabela 5 - Delineamento em quadrado latino balanceado para vizinhança com $t = 3$, em que os números entre parênteses representam os respectivos tratamentos

Provadores	Ordem			Total
	1	2	3	
1	$y_{11}(1)$	$y_{21}(2)$	$y_{31}(3)$	$y_{1.}$
2	$y_{12}(2)$	$y_{22}(3)$	$y_{32}(1)$	$y_{2.}$
3	$y_{13}(3)$	$y_{23}(1)$	$y_{33}(2)$	$y_{3.}$
4	$y_{14}(1)$	$y_{24}(3)$	$y_{34}(2)$	$y_{4.}$
5	$y_{15}(2)$	$y_{25}(1)$	$y_{35}(3)$	$y_{5.}$
$n = 6$	$y_{16}(3)$	$y_{26}(2)$	$y_{36}(1)$	$y_{6.}$
Total	$y_{.1}$	$y_{.2}$	$y_{.3}$	$y_{..}$

No caso em questão, como a matriz X tem posto coluna incompleto, então X^TX é não-singular e o sistema de equações normais é indeterminado. Neste caso, soluções exatas deste sistema podem ser obtidas dentre outras, por:

$$\theta^0 = (X^TX)^GX^T\mathbf{y} \tag{9}$$

em que $(X^TX)^G$ é uma inversa generalizada de X^TX.

Considerando-se a solução θ^0 dada por (11), têm-se que o vetor $\hat{\mathbf{y}}$ de valores preditos dado por:

$$\hat{\mathbf{y}} = X\theta^0 = X(X^TX)^GX^T\mathbf{y} = Q\mathbf{y},$$

invariante para qualquer solução θ^0 do sistema de equações normais (10) (IEMMA e PALM, 1992). Tem-se, ainda, que o vetor $\hat{e}$ de erros preditos é dado por:

$$\hat{e} = \mathbf{y} - \hat{\mathbf{y}} = \mathbf{y} - X\theta^0 = \mathbf{y} - X(X^TX)^GX^T\mathbf{y} = (I - Q)\mathbf{y}.$$

Segundo os autores, $Q = X(X^TX)^GX^T$ é o projetor ortogonal de $\mathbf{y}$ sobre o espaço gerado pelas colunas de X e $(I - Q)$ é o projetor ortogonal de $\mathbf{y}$ sobre o complemento ortogonal do espaço coluna de X, $C^{\perp}(X)$. Uma vez que $Q^TQ = Q$ e $(I - Q)^T(I - Q) = (I - Q)$ tem-se a decomposição clássica da análise de variância:

$$||\mathbf{y}||^2 = ||\hat{\mathbf{y}}||^2 + ||\hat{e}||^2,$$

em que:

$$\begin{aligned}
||\mathbf{y}||^2 &= \mathbf{y}^T\mathbf{y} = \sum_{ij} y_{ij}^2 = \text{SQTotal};\\
||\hat{\mathbf{y}}||^2 &= \hat{\mathbf{y}}^T\hat{\mathbf{y}} = \sum_{ij} \hat{y}_{ij}^2 = \hat{\mathbf{y}}^TQ\mathbf{y} = {\theta^0}^TX^T\mathbf{y} = \text{SQParâmetros} = SQ(\mu, \alpha, \beta, \tau, \tau')\\
||\hat{e}||^2 &= \hat{e}^T\hat{e} = \sum_{ij} \hat{e}_{ij}^2 = \mathbf{y}^T\mathbf{y} - {\theta^0}^TX^T\mathbf{y} = \mathbf{y}^T(I - Q)\mathbf{y} = \text{SQResíduo}
\end{aligned}$$

A fim de testar certas hipóteses de interesse, considere, agora os seguintes casos particulares do modelo:

$$
\begin{aligned}
\mathbf{y} &= X_1\theta_1 + e_1 = \mathbb{1}\mu + e_1\\
\mathbf{y} &= X_2\theta_2 + e_2 = \begin{bmatrix}\mathbb{1} \vdots P\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\mu\\ \alpha\end{bmatrix}\mu + e_2\\
\mathbf{y} &= X_3\theta_3 + e_3 = \begin{bmatrix}\mathbb{1} \vdots P \vdots O\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\mu\\ \alpha\\ \beta\end{bmatrix} + e_3\\
\mathbf{y} &= X_4\theta_4 + e_4 = \begin{bmatrix}\mathbb{1} \vdots P \vdots O \vdots T\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\mu\\ \alpha\\ \beta\\ \tau\end{bmatrix} + e_4\\
\mathbf{y} &= X_5\theta_5 + e_5 = \begin{bmatrix}\mathbb{1} \vdots P \vdots O \vdots A\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\mu\\ \alpha\\ \beta\\ \tau'\end{bmatrix} + e_5
\end{aligned}
$$

Nesses casos, têm-se, respectivamente, os seguintes sistemas de equações normais:

$$X_1^T X_1\theta_1 = X_1^T\mathbf{y},$$

$$X_2^T X_2\theta_2 = X_2^T\mathbf{y},$$

$$X_3^T X_3\theta_3 = X_3^T\mathbf{y},$$

$$X_4^T X_4\theta_4 = X_4^T\mathbf{y}$$

e

$$X_5^T X_5\theta_5 = X_5^T\mathbf{y}$$

cujas soluções são, respectivamente, dadas por

$$\theta_1 = (X_1^T X_1)^{-1}X_1^T\mathbf{y} = \frac{1}{nJ}y_{..} = \frac{G}{nJ}$$

$$\theta_2^0 = (X_2^T X_2)^G X_2^T\mathbf{y}$$

$$\theta_3^0 = (X_3^T X_3)^G X_3^T\mathbf{y}$$

$$\theta_4^0 = (X_1^T X_4)^G X_4^T \mathbf{y}$$

$$\theta_5^0 = (X_5^T X_5)^G X_5^T \mathbf{y}$$

Convém notar que as soluções θ_2^0, θ_3^0, θ_4^0, θ_5^0, não são únicas pois dependem da inversa generalizada utilizada. No entanto, os vetores de valores preditos, $\hat{\mathbf{y}}_2 = X_2\theta_2^0$, $\hat{\mathbf{y}}_3 = X_3\theta_3^0$, $\hat{\mathbf{y}}_4 = X_4\theta_4^0$ e $\hat{\mathbf{y}}_5 = X_5\theta_5^0$ são invariantes à inversa utilizada.

No entanto, se forem consideradas as restrições nas soluções dada por:

$$\mathbb{1}_{n\times 1}^T\alpha = \mathbb{1}_{J\times 1}^T\beta = \mathbb{1}_{t\times 1}^T\tau = \mathbb{1}_{t\times 1}^T\tau' = 0 \tag{10}$$

ou seja,

$$S\theta = (0 \oplus \mathbb{1}_{n\times 1}^T \oplus \mathbb{1}_{J\times 1}^T \oplus \mathbb{1}_{t\times 1}^T \oplus \mathbb{1}_{t\times 1}^T)\theta = \mathbf{0} \tag{11}$$

tem-se o modelo completo, com restrições, dado por:

$$\begin{bmatrix} \mathbf{y} \\ \mathbf{0} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X \\ S \end{bmatrix} \theta + \begin{bmatrix} e \\ \mathbf{0} \end{bmatrix}$$

cujo sistema de equações normais é

$$(X^T X + S^T S)\theta = X^T\mathbf{y}, \tag{12}$$

com solução única dada por:

$$\hat{\theta} = (X^T X + S^T S)^{-1} X^T\mathbf{y}, \tag{13}$$

em que

$$S^T S = (0 \oplus \mathbb{1}_{n\times n} \oplus \mathbb{1}_{J\times J} \oplus \mathbb{1}_{t\times t} \oplus \mathbb{1}_{t\times t}) \tag{14}$$

Considere, agora, as somas de quadrados de parâmetros dos modelos considerados, dadas por:

$$\begin{aligned}
SQ(\theta_1) &= SQ(\mu) = \hat{\theta}_1 X_1^T\mathbf{y} = nJy_{..}^2 \\
SQ(\theta_2) &= SQ(\mu,\alpha) = {\theta_2^0}^T X_2^T\mathbf{y} \\
SQ(\theta_3) &= SQ(\mu,\alpha,\beta) = {\theta_3^0}^T X_3^T\mathbf{y} \\
SQ(\theta_4) &= SQ(\mu,\alpha,\beta,\tau) = {\theta_4^0}^T X_4^T\mathbf{y} \\
SQ(\theta_5) &= SQ(\mu,\alpha,\beta,\tau') = {\theta_5^0}^T X_5^T\mathbf{y}.
\end{aligned}$$

Seja $R(\theta_b|\theta_a)$ a redução na soma de quadrados de parâmetros devido à alteração de um modelo com vetor de parâmetros θ_a para o modelo com vetor de parâmetros $\begin{bmatrix} \theta_a \\ \theta_b \end{bmatrix}$, dada por: $R(\theta_b|\theta_a) = SQ(\theta_a, \theta_b) - SQ(\theta_a)$

Consequentemente, têm-se que:

$R(\alpha|\mu) = SQ(\mu, \alpha) - SQ(\mu) = SQ(\theta_2) - SQ(\theta_1)$, com $(n-1)$, graus de liberdade,

$R(\beta|\mu, \alpha) = SQ(\mu, \alpha, \beta) - SQ(\mu, \alpha) = SQ(\theta_3) - SQ(\theta_2)$, com $(J-1)$ graus de liberdade,

$R(\tau|\mu, \alpha, \beta) = SQ(\mu, \alpha, \beta, \tau) - SQ(\mu, \alpha, \beta) = SQ(\theta_4) - SQ(\theta_3)$, com $(t-1)$ graus de liberdade,

$R(\tau'|\mu, \alpha, \beta) = SQ(\mu, \alpha, \beta, \tau') - SQ(\mu, \alpha, \beta) = SQ(\theta_5) - SQ(\theta_3)$, com $(t-1)$ graus de liberdade,

$R(\tau|\mu, \alpha, \beta, \tau') = SQ(\mu, \alpha, \beta, \tau, \tau') - SQ(\mu, \alpha, \beta, \tau') = SQ(\theta) - SQ(\theta_5)$, com $(t-1)$ graus de liberdade,

$R(\tau'|\mu, \alpha, \beta, \tau) = SQ(\mu, \alpha, \beta, \tau, \tau') - SQ(\mu, \alpha, \beta, \tau) = SQ(\theta) - SQ(\theta_4)$, com $(t-1)$ graus de liberdade.

Logo, assumindo-se que $e \sim MN(\mathbf{0}, I_{\{n\}}\sigma^2)$, pode-se testar a hipótese de existência de efeitos residuais de tratamentos ajustado para os demais efeitos, ou seja,

$$\begin{cases} H_0 : \tau' = \mathbf{0}|\mu, \alpha, \beta, \tau \\ H_a : \tau' \neq \mathbf{0}|\mu, \alpha, \beta, \tau \end{cases}$$

por meio da estatística:

$$F = \frac{R(\tau'|\mu, \alpha, \beta, \tau)/(t-1)}{\text{SQResíduo/GLResíduo}}$$

em que GLResíduo $= (nJ-1) - [(n-1) + (J-1) + 2(t-1)]$, que sob hipótese H_0 tem distribuição F com parâmetros $\nu_1 = (t-1)$ e $\nu_2 =$ GLResíduo.

Analogamente, pode-se testar a hipótese de efeitos diretos de tratamentos ajustados para os demais efeitos, ou seja,

$$\begin{cases} H_0 : \tau = \mathbf{0}|\mu, \alpha, \beta, \tau' \\ H_a : \tau \neq \mathbf{0}|\mu, \alpha, \beta, \tau' \end{cases}$$

por meio da estatística

$$F = \frac{R(\tau|\mu, \alpha, \beta, \tau')/(t-1)}{\text{SQResíduos/GLResíduo}}$$

que sob hipótese H_0 tem distribuição F com parâmetros $\nu_1 = (t-1)$ e $\nu_2 =$ GLResíduo.

Finalmente, pode-se construir as Tabelas 6 e 7 de análise de variância correspondentes às hipóteses de interesse.

Tabela 6 - Quadro de análise de variância considerando efeito residual de tratamentos ajustado para demais efeitos

Fonte de Variação	GL	SQ
Provadores($\alpha\|\mu$)	$n-1$	$R(\alpha\|\mu)$
Ordem ($\beta\|\mu,\alpha$)	$J-1$	$R(\beta\|\mu,\alpha)$
Tratamento		
Direto($\tau\|\mu,\alpha,\beta$)	$n-1$	$R(\tau\|\mu,\alpha,\beta)$
Residual aj.($\tau'\|\mu,\alpha,\beta,\tau$)	$t-1$	$R(\tau'\|\mu,\alpha,\beta,\tau)$
Resíduo	GLResíduo	SQResíduo
Total aj. ($\alpha,\beta,\tau,\tau'\|\mu$)	$nJ-1$	$\mathbf{y}^T\mathbf{y}-1$

Tabela 7 - Quadro de análise de variância considerando efeito de tratamentos ajustado para demais efeitos

Fonte de Variação	GL	SQ
Provadores($\alpha\|\mu$)	$n-1$	$R(\alpha\|\mu)$
Ordem ($\beta\|\mu,\alpha$)	$J-1$	$R(\beta\|\mu,\alpha)$
Tratamento		
Residual aj.($\tau'\|\mu,\alpha,\beta$)	$t-1$	$R(\tau'\|\mu,\alpha,\beta)$
Direto($\tau\|\mu,\alpha,\beta,\tau'$)	$t-1$	$R(\tau\|\mu,\alpha,\beta,\tau')$
Resíduo	GLResíduo	SQResíduo
Total aj. ($\alpha,\beta,\tau,\tau'\|\mu$)	$nJ-1$	$\mathbf{y}^T\mathbf{y}-1$

Se, por acaso, as sessões de degustação fossem feitas em dias diferentes, em cada dia teria que ter sido utilizado um quadrado latino e nesse caso poderiam ser levados em conta,também, os efeitos de sessões, ou seja, de cada quadrado latino. Os casos em que são utilizados mais que um quadrado latino são aqueles em que o número de tratamentos é ímpar ou caso haja mais provadores do que tratamentos, sendo assim necessário repetir os quadrados latinos, como já discutido anteriormente. Caso seja apenas utilizado um quadrado latino, este efeito é inexistente.

Um alternativa para que não seja necessário fazer o ajuste para efeitos residuais do tratamento anterior e depois para o efeito direto de tratamento, ou vice-versa, é dado por Cochran e Cox (1957). Neste caso, basta repetir a última ordem de degustação, ou seja, na última ordem de degustação, os provadores avaliam novamente os mesmos tratamentos da penúltima ordem. Assim, além de todo tratamento preceder com igual frequência todos os outros tratamentos, ele também precede a si mesmo e fazendo-se a análise ajustando primeiro para efeito direto do tratamento, ou primeiro para efeito residual do tratamento anterior, os resultados das análises seriam os mesmos. O raciocínio para a construção da matrix X do modelo é análogo ao mostrado anteriormente, apenas com uma coluna a mais na matriz θ. Este método foi utilizado para análise do experimento de cachaças apresentado mais adiante neste trabalho.

Tabela 8 - Delineamento quadrado latino balanceado para a vizinhança, para $t = 6$ tratamentos e $n = t = 6$ provadores

Provadores	Ordem					
	1	2	3	4	5	6
1	3	6	2	5	4	1
2	5	3	4	6	1	2
3	1	4	5	2	6	3
4	2	1	6	4	3	5
5	6	5	1	3	2	4
6	4	2	3	1	5	6

2.4 Resultados e Discussão

2.4.1 Estudo de simulação

De modo a analisar a influência de se considerar ou não a presença de efeitos residuais de tratamentos no modelo quando, na realidade, há ou não efeitos residuais, foi conduzido o estudo de simulação descrito a seguir.

Considere, inicialmente que há $t = 6$ tratamentos, numerados de 1 a 6 e $n = 6$ provadores que provaram todos os 6 tratamentos nas sequências ou ordens apresentadas na Tabela 8.

Para as simulações foram considerados os seguintes parâmetros: $\mu = 6$, $\alpha = [-1, 2, 1, 1, -2, -1]^T$, $\beta = [-2, -1, 0, 0, 1, 2]^T$, ou seja, com efeitos de provadores e de ordens de degustação. Para os parâmetros relativos aos efeitos diretos de tratamentos ou residuais, dados pelos vetores de parâmetros τ e τ', respectivamente, consideraram-se quatro casos distintos:

Caso I: $\tau = \mathbf{0}_{1\times t}$ e $\tau' = \mathbf{0}_{1\times t}$, em que não há efeitos diretos, nem residuais de tratamentos;

Caso II: $\tau = [2, -2, 1, 0, -1, 0]^T$ e $\tau' = \mathbf{0}_{1\times t}$, em que há efeitos diretos de tratamentos e não há efeitos residuais de tratamentos;

Caso III: $\tau = \mathbf{0}_{1\times t}$ e $\tau' = [1, -1, 0, 0, 2, -2]^T$, em que não há efeitos diretos de tratamentos porém, há efeitos residuais de tratamentos e

Caso IV: $\tau = [2, -2, 1, 0, -1, 0]^T$ e $\tau' = [1, -1, 0, 0, 2, -2]^T$, em que há efeitos diretos e residuais de tratamentos.

No que diz respeito ao vetor de erros aleatórios $\mathbf{e}$, adotou-se para a simulação o parâmetro $\sigma = \frac{1}{2}$, ou seja, $\mathbf{e} \sim MN(\mathbf{0}; \frac{1}{4}I_{\{36\}})$.

Para cada um dos quatro casos considerados, foram gerados e analisados 10000 conjuntos de dados, cujas porcentagens de vezes em que cada um dos fatores foi significativo, considerando-se o nível de significância 5%, são apresentadas na Tabela 9.

Considerou-se o modelo de equação (8), em que $P = I_{\{6\}} \bigotimes \mathbb{1}_{1\times 6}$ e $O = \mathbb{1}_{1\times 6} \bigotimes I_{\{6\}}$,

Adicionalmente, de modo a garantir a ortogonalidade entre os efeitos diretos e residuais de tratamentos, repetiu-se a degustação do último produto (ou

Tabela 9 - Porcentagem dos efeitos significativos ao nível de significância 5% em 10000 conjuntos de dados simulados, considerando-se ou não efeitos diretos e/ou residuais de tratamentos, e os modelos: D = usual, sem efeito residual de tratamento, DR = com ajuste sequencial de efeito direto e residual de tratamento, RD = com ajuste sequencial de efeitos residual e direto de tratamento e MO = ortogonal

	Efeito de	Modelo			
Caso	Tratamento	D	DR	RD	MO
I	Direto	$5,3\%$	$5,3\%$	$5,5\%$	$5,0\%$
	Residual	–	$5,3\%$	$5,4\%$	$5,1\%$
II	Direto	100%	100%	100%	100%
	Residual	–	$4,8\%$	$23,1\%$	$5,1\%$
III	Direto	0%	$35,5\%$	$5,2\%$	$4,9\%$
	Residual	–	100%	100%	100%
IV	Direto	$49,4\%$	100%	100%	100%
	Residual	–	100%	100%	100%

tratamento) seguindo a sugestão de Cochran e Cox (1957). Nesse caso, denominado, aqui, modelo ortogonal, o vetor de parâmetros β, relativo aos efeitos de ordens de degustação, passa a ter um parâmetro a mais, considerado igual a 0, ou seja,

$$\beta = [-2, -1, 0, 0, 1, 2, 0]^T$$

e as matrizes do modelo (9) passam, neste caso, a ser iguais a: $P = I_{\{6\}} \bigotimes \mathbb{1}_{1\times 7}$ e $O = \mathbb{1}_{1\times 6} \bigotimes I_{\{7\}}$. As matrizes T e A passam, agora, a ter dimensões 42×6 e podem ser obtidas de forma análoga à anterior. Como consequência, tem-se que

$$R(\tau|\mu, \alpha, \beta, \tau') = R(\tau'|\mu, \alpha, \beta, \tau),$$

e os resultados obtidos por meio da simulação são apresentados na Tabela 9.

Finalmente, de modo a evidenciar eventuais problemas que a análise usual pode apresentar por não incluir no modelo os parâmetros relativos aos efeitos residuais, todos os conjuntos simulados para os quatro casos foram reanalisados e os resultados são apresentados na Tabela 9.

No caso I, em que não há efeitos diretos nem residuais de tratamentos, todos os modelos considerados apresentaram, para efeitos diretos ou residuais de tratamentos, taxas de erro aproximadamente igual a 5%, como seria esperado.

Note que se a probabilidade de rejeição de uma certa hipótese H_0 de nulidade para um conjunto simulado de dados for $p = 0,05$, então a proporção $\hat{p}$ de conjuntos em que há rejeição de H_0 dentre 10000 conjuntos simulados, com probabilidade aproximadamente $0,95$, pertencerá ao intervalo $0,05 \pm 1,96\sqrt{\dfrac{0,05\times 0,95}{10000}} = 0,05 \pm$

$0,0043 = [0,0457; 0,0543]$ e com probabilidade aproximadamente $0,99$, pertencerá ao intervalo $[0,0444; 0,0556]$.

No caso II, em que há somente efeitos de tratamentos, quando se utiliza o modelo com ajuste sequencial de efeitos residuais, e diretos de tratamentos, houve, para o teste da hipótese de existência de efeitos residuais, $23,1\%$ de conclusões erradas, muito superior à esperada, 5%. Este fato revela o cuidado que se deve ter quando se utiliza a metodologia de análise proposto por Williams (1949).

No caso III, em que há somente efeitos residuais de tratamentos, a análise usual revela-se inadequada por apresentar, para a hipótese de existência de efeitos diretos, porcen- tagem nula de conclusões erradas inferior à esperada 5%. Ainda com relação ao teste dessa hipótese, o ajuste sequencial de efeitos diretos e residuais de tratamentos mostrou-se totalmente inadequado por apresentar $35,5\%$ de conclusões erradas, muito superior à esperada, 5%.

No caso IV, em que há efeitos diretos e residuais de tratamentos, mais uma vez o modelo usual se mostrou ineficiente para detectar a presença de efeitos de tratamentos, com apenas $49,4\%$ de conclusões corretas.

Finalmente, considerando-se os quatro casos analisados e que, a priori, não se sabe se há ou não efeitos residuais de um tratamento sobre o seguinte, recomenda-se, no planejamento, que haja a repetição da degustação do último tratamento e que se considere, para a análise, o modelo ortogonal.

2.4.2 Experimento para a análise sensorial das aguardentes de cana-de-açúcar (cachaças).

A Tabela 10 apresenta as análises de variâncias referentes às variáveis observadas: aparência, aroma e sabor.

Nessa tabela observa-se que, para todas as variáveis consideradas, houve efeitos diretos e residuais significativos de tratamentos considerando-se o nível de significância de 5%. Observa-se, ainda, que a não consideração dos efeitos residuais de tratamentos nas análises usuais levou a alterações consideráveis nas conclusões relativas aos testes de hipóteses sobre os efeitos de provadores e de ordens de degustação. Para a variável aparência, tais efeitos passaram a ser não significativos. Por outro lado, para a variável aroma, o efeito de provadores passou a ser significativo.

Para todas as variáveis consideradas pode-se notar um aumento nos quadrados médios residuais e nas diferenças mínimas significativas, para uso no teste de Tukey, apresentadas na Tabela 11. Como consequência, certas diferenças de tratamentos, antes consideradas significativas, passaram, na análise usual, a ser consideradas não significativas.

A diferença significativa entre as notas médias de aparência das cachaças 0 e 3 passou a não ser detectada na análise usual. O mesmo aconteceu para as notas médias de aroma das cachaças 1 e 4.

Do exposto até aqui, fica evidente a necessidade da inclusão no modelo, dos efeitos residuais de tratamentos assim como do planejamento cuidadoso dos experimentos para análise sensorial.

Tabela 10 - Análises de variâncias das variáveis nota de aparência, aroma e sabor das cachaças considerando-se os modelos com ou sem efeitos residuais de tratamentos

Fonte de	Com efeitos residuais					Sem efeitos residuais				
variação	GL	SQ	QM	F	valor p	GL	SQ	QM	F	valor p
Prov.	9	4,60	0,51	2,23	0,04	9	4,60	0,51	1,20	0,32
Ordem	5	4,53	0,91	3,95	0,01	5	4,53	0,91	2,13	0,08
Trat.										
Dir.	4	5,39	1,35	5,86	0,00	4	5,39	1,35	3,17	0,02
Res.	4	8,92	2,23	9,71	0,00	-	-	-	-	-
Resíduos	37	8,49	0,23			41	17,41	0,42		
Total	59	31,93				59	31,93			
Prov.	9	10,68	1,19	2,00	0,07	9	10,68	1,19	1,40	0,02
Ordem	5	15,88	3,18	5,36	0,00	5	15,88	3,18	3,74	0,01
Trat.										
Dir.	4	12,78	3,19	5,40	0,00	4	12,78	3,20	3,76	0,01
Res.	4	12,92	3,23	5,45	0,00	-	-	-	-	-
Resíduos	37	21,92	0,59			41	34,84	0,850		
Total	59	74,18				59	74,18			
Prov.	9	24,02	2,67	4,83	0,00	9	24,02	2,67	3,70	0,00
Ordem	5	10,75	2,15	3,89	0,01	5	10,75	2,15	2,98	0,02
Trat.										
Dir.	4	20,49	5,12	4,12	0,01	4	20,49	5,12	7,10	0,00
Res.	4	9,12	2,28	9,26	0,00	-	-	-	-	-
Resíduos	37	20,40	0,55			41	29,52	0,72		
Total	59	84,78				59	84,78			

Tabela 11 - Notas médias de aparência, aroma e sabor, e resultados do teste de Tukey considerando-se o nível de significância 5% (médias seguidas por pelo menos uma letra em comum não diferem entre si), utilizando-se o modelo com (MER) e sem (MU) efeito residual do tratamento anterior sobre o seguinte

	Aparência			Aroma			Sabor		
Cachaça	Médias	MER	MU	Médias	MER	MU	Médias	MER	MU
0	8,50	a	a	7,17	b	b	6,17	c	c
1	8,18	a b	a b	8,42	a	a	6,58	bc	bc
2	7,58	b	b	8,08	ab	ab	6,92	bc	bc
3	7,92	b	ab	7,92	ab	ab	7,25	ab	ab
4	8,00	a b	a b	7,33	b	ab	7,83	a	a
d.m.s*	–	0,56	0,76	–	0,90	1,07	–	0,87	0,99

(*)Diferença mínima significativa

Como trabalhos a serem desenvolvidos, serão consideradas as variáveis notas como tendo distribuições diferentes da normal e suas análises serão feitas por meio de modelos lineares generalizados. Uma outra extensão será a obtenção e utilização de blocos incompletos balanceados para a vizinhança, para o caso em que o número de tratamentos ou produtos a serem avaliados sequencialmente exceda o máximo estipulado pelos pesquisadores.

Conclusões

Com base nos resultados obtidos, conclui-se que, para o planejamento de ensaios para a análise descritiva quantitativa (ADQ), os quadrados latinos balanceados para vizinhança, com a última coluna repetida, são uma alternativa importante por permitirem que os efeitos diretos de tratamentos sejam obtidos independentemente dos efeitos residuais de tratamento, eventualmente existentes.

Agradecimentos

Agradeço ao meu orientador Prof. Dr. Silvio Sandoval Zocchi, por sua dedicação e seu profundo conhecimento e sabedoria, dos quais espero haver absorvido um pouco. A todos colegas de turma do Mestrado e aos demais idealizadores, coordenadores e funcionários da ESALQ. À Coordenadoria para o Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pela bolsa de estudo.

SANCHES, P. da; ZOCCHI, S. S. Titulo em ingles. *Rev. Bras. Biom.,* São Paulo, v.24, n.4, p.21-42, 2010.

- *ABSTRACT: The sensory evaluations are increasingly taking its position of importance within the centers producers and sellers of food and other products. In these evaluations, a series of treatments is given to each panelist, and a major problem is that the response depends not only on the treatment currently applied, but on the former followed by him. Therefore, a method often used is descriptive analysis, performed by trained people, receiving the name of quantitative descriptive analysis (QDA). In order to solve the problem presented, Williams (1949) presented the Latin square design balanced for neighborhood that, in general, ensuring that the residual effects of the treatments do not influence the comparison of treatment effects. Appropriate methods of construction, randomization and analysis, using the method of QDA such designs are described and adapted to the problem. Are presented, analyzed and discussed, yet, the results of an experiment of sensory analysis of different brandy, planned and conducted by the author. Concluded that, for the planning of tests to quantitative descriptive analysis (QDA), the Latin squares balanced for neighborhoods, and repeated the last column, are an important alternative.*

- *KEYWORDS: Latin square design; balanced neighborhood; sensory analysis*

Referências

BAILEY BAILEY, R.A. *Design of fields experiments in the presence of interference between treatments.* School of Mathematical Sciences, Queen Mary: University of London, 2005. 30p.

BANZATTO BANZATTO, D. A. , KRONKA, S. N. *Experimentação agrícola.* Jaboticabal: Funep, 1989. 247p.

BARBIN BARBIN, D. *Planejamento e análise estatística de experimentos agronômicos.*Arapongas: Midas, 2003. 208p.

BEHRENS BEHRENS,J. H.; SILVA, M. A. A. P. Perfil sensorial de vinhos brancos varietais brasileiros através de análise descritiva quantitativa. *Ciênc. Tecnol. Alimentos.* Campinas, v.20, n.1, 2000.

BOLINI BOLINI, H. M. A.; SILVA, M. A. A. P.; DAMÁSIO, M. H. Análise descritiva quantitativa de edulcorantes em diferentes concentrações. *Ciênc. Tecnol. Alimentos*, Campinas, v.20, n.3, p.318-328, 2000.

CAMPOS CAMPOS, H. de. *Estatística aplicada à experimentação com cana-de-açúcar.* Piracicaba: FEALQ., 1984. 292p.

CHAVES CHAVES, J. C. S.; SPROESSER, R. L. *Práticas de laboratório de análise sensorial de alimentos e bebidas.* Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 1996. 81p.

COCHRAN COCHRAN, G. C.; COX, G. M. *Experimental designs.* New York: John Wiley, 1957. 614p.

DURIER DURIER, C.; MONOD, H.; BRUETSCHY, A. Designs and analysis of factorial sensory experiments with carry-over effects. *Food Qual. Prefer.*, Versailles, v.8, n.2, p.141-149, 1997.

DUTCOSKY DUTCOSKY, S. D. *Análise sensorial de alimentos.* Curitiba: Champagnat, 1996. 123p.

IEMMA IEMMA, A. F. Que hipóteses testamos através dos SAS em presença de caselas vazias? *Scientia Agricola*, Piracicaba, v.52, n.2, p.209-219, 1995c.

IEMMA IEMMA, A. F.; PALM, R. Les matrices inverses generalisées et utilisation dans le modele linéaire. *Notes Stat. D'inf.*, Fac. Sci. Agron.. Gembloux, v.92, n.1, p.1-26, 1992.

LEA LEA, P.; NAES, T.; RODBOTTEN, M. *Analysis of variance for sensory Data.* New York: John Wiley, 1998. 100p.

LUCAS LUCAS, H. L. Switch-back trials for more than two treatments. *J. Dairy Sci.*, Champaign, v.39, n.2, p.146-54, 1956.

MAGALHAES MAGALHÃES, F. A. R. *Métodos descritivos e avaliação sensorial de doce de leite pastoso.* 1996. 83f. Dissertação (Mestrado em Ciência e Tecnologia de Alimentos) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 1996.

MONTGOMERY MONTGOMERY, D. C. *Design and analysis of experiments.* New York: John Wiley, 2.ed., 1984. 538 p.

MORAES MORAES, M. C. A. *Métodos para avaliação sensorial dos alimentos.* 8.ed. Campinas: Unicamp, 1993. 93p.

MOSKOWITZ MOSKOWITZ, H. R. *Applied sensory analysis of foods.* Boca Ratton: CRC Press, 1988. 259p.

OMAN OMAN, S. D.; SEIDEN, E. Switch-back Designs. *Biometrika*, London, v.75, n.1, p.88-89, 1988.

PIMENTEL-GOMES PIMENTEL-GOMES, F. *Curso de estatística experimental.* 11. ed. São Paulo: Nobel, 1990. 465p.

PIMENTEL-GOMES PIMENTEL-GOMES, F.; GARCIA, C. H. *Estatística aplicada a experimentos agronômicos e florestais.* Piracicaba: FEALQ, 2002. 307p.

PETTERSON PATTERSON, H. D.; LUCAS, H. L. *Change-over designs.* North Carolina: Agricultural Experimental Station, 1962. (Technical Bulletin, 147).

SALGADO SALGADO, J. M.; CARRER, J. C.; DANIELI, F. *Avaliação sensorial de maionese tradicional e maionese enriquecida com ervas aromáticas.* Ciênc. Tecnol. Alimentos, Campinas, v.26, n.4, p.731-734, 2006.

STEEL STEEL,R. G. D.; TORRIE, J. H. *Principles and procedures of statistics*: a biometrical approach. 2.ed. New York: McGraw-Hill, 1980. 633p.

STONE STONE, H.; SIDEL, J. L. *Sensory evaluation practices.* 2.ed. London: Academic Press, 1993. 337p.

WILLIAMS WILLIAMS, E. J . Experimental designs for the estimation of residual effects of treatments. *Aust. J. Sci. Res., Ser. A: Phys. Sci.*, Melbourn, v.2, p.149-168, 1949.

Recebido em 25.11.2009.

Aprovado após revisão em 04.12.2010.