

COMPARAÇÃO ENTRE OS MÉTODOS DE KRUSKAL-WALLIS E DE AMPLITUDE NA ANÁLISE DE RESPOSTAS SENSORIAIS AOS ALIMENTOS^{1/}

José Benício Paes Chaves ^{2/}
Alonso Salustiano Pereira ^{2/}
Laede Maffia de Oliveira ^{3/}
Maria Eilice Lima Martyn ^{2/}

1. INTRODUÇÃO

Ao longo dos anos, as indústrias de alimentos e as empresas de pesquisa têm desenvolvido técnicas de treinamento de painéis de provadores para detectar diferenças entre produtos alimentícios. O crescimento e as mudanças na indústria alimentícia têm sido acompanhados por novas técnicas de testes sensoriais (4).

Para controle de qualidade, estudo e desenvolvimento de produtos alimentícios, há, normalmente, necessidade de confiar nos sentidos do paladar, do olfato, da visão, do tato e da audição para auxiliar na avaliação da qualidade dos alimentos.

ERHARDT (5), discutindo o papel do analista sensorial no desenvolvimento de produtos alimentícios, considerou que as técnicas sensoriais se tornam mais importantes à medida que passam a ser mais reconhecidas e a indústria aumenta seu uso. Chamou a atenção para a análise dos resultados dos testes sensoriais de

^{1/} Parte da tese apresentada, pelo primeiro autor, à Universidade Federal de Viçosa, como uma das exigências para a obtenção do grau de «Magister Scientiae».

Recebido para publicação em 22-01-1980. Projeto 4.1801 do Conselho de Pesquisa da UFV.

^{2/} Departamento de Tecnologia de Alimentos — UFV. 36570 — Viçosa, MG.

^{3/} Departamento de Matemática — UFV. 36570 — Viçosa, MG.

acordo com modelos estatísticos apropriados e predeterminados.

Um dos métodos mais utilizados na classificação sensorial de alimentos são as escalas. A escala hedônica, um método de classificação da preferência em níveis de qualidade, tem grande emprego, não só para produtos alimentícios como para produtos para os quais haja necessidade de avaliação subjetiva. Sua grande vantagem é que pode ser usada para provadores não treinados, consumidores e, também, provadores treinados. No caso de painéis não treinados, seus membros devem ser instruídos pelo analista sobre as principais características de qualidade do produto em estudo e sobre o que devem fazer para fornecerem as respostas nos formulários próprios. Todavia, durante esses esclarecimentos, o analista deve ter cuidado para não induzir os painelistas a determinado tipo de resposta (7).

A escolha das palavras ou frases que vão identificar os intervalos na escala é de grande importância, já que a associação literal a valores numéricos deverá não só dar uma idéia de ordem sucessiva dos intervalos na escala, como também facilitar a decisão do provador em suas respostas. Evita-se o uso de expressões ambíguas, que podem causar confusão e dificultar a escolha do provador. O método da escala hedônica pode ser usado tanto para classificação geral do produto como para testes de algumas características, como cor, textura, maciez etc., que são importantes na classificação geral (1).

O método da amplitude é recomendado para análise dos resultados de experimentos simples, com até dez tratamentos, onde não houver interações complexas ou quando elas forem de pouca importância (7).

O teste de Kruskal-Wallis é um procedimento não-paramétrico, baseado na classificação conjunta dos resultados em ordem, que substitui o teste F, do campo paramétrico. Sua finalidade é verificar se K amostras independentes são provenientes de uma mesma população ou se provêm de populações distintas (2).

Neste trabalho, as amostras dos produtos foram submetidas à avaliação sensorial de um painel de provadores, que as classificaram por meio de uma escala hedônica de nove pontos. Os resultados, em termos de notas médias dadas pelo painel de provadores, foram analisados pelo teste de Kruskal-Wallis e pelo método da amplitude, visando a comparar as conclusões obtidas pelos dois métodos.

2. MATERIAL E MÉTODOS

2.1. *Avaliação Sensorial dos Produtos*

Para a comparação dos dois métodos de análise dos resultados, isto é, teste de Kruskal-Wallis e método de amplitude, foram utilizados os resultados da avaliação sensorial de leite de soja adicionado de diferentes níveis de fôn cúprico, de suco de maracujá enriquecido com proteína de soro de queijo em pó e de marcas comerciais de salsicha tipo Viena, feita por um painel de provadores, segundo uma escala de nove pontos.

No experimento realizado por HÜHN (6), foi estudado o efeito do fôn cúprico como agente inibidor da formação de sabores estranhos durante a elaboração do «leite de soja». Ao produto, preparado segundo HÜHN (6), foram adicionados 2, 6, 12, 16 e 20 ppm de fôn cúprico, na forma de sulfato de cobre pentaídratado. Utilizou-se uma testemunha. Amostras desse produto foram submetidas à avaliação sensorial de 10 provadores, alunos do DTA-UFV, por meio de uma escala hedônica de nove pontos.

No experimento realizado por NAZARÉ (9) foi estudado o efeito da adição de diferentes proporções de soro de queijo em pó ao suco de maracujá, visando a seu

enriquecimento protéico.

Foram adicionados, ao suco integral, 1,2, 8,3, 12,5, 16,7 e 20,8% de soro de queijo em pó, correspondendo, respectivamente, à adição de 0,5, 1,0, 1,5, 2,0 e 2,5% de proteína, e um tratamento testemunha, sem adição de soro.

Aos 60 dias de armazenamento, o suco, preparado segundo metodologia descrita por NAZARÉ (9), foi submetido à avaliação sensorial de 11 provadores, estudantes e funcionários do DTA-UFV, por meio de uma escala hedônica de nove pontos.

Realizou-se um teste sensorial, visando a comparar 6 marcas comerciais de salsicha tipo Viena. As amostras, adquiridas no comércio local, foram submetidas à avaliação sensorial de um painel de 15 provadores, constituído de alunos e funcionários do DTA-UFV, por meio de uma escala hedônica de nove pontos. As latas de salsicha foram abertas e colocadas em banho-maria, e fervidas durante 3 - 5 minutos. Após o aquecimento, e ainda quentes, foram cortadas em pedaços com mais ou menos 2 cm e servidas em pratos pequenos, devidamente codificadas, em ordem aleatória, segundo o delineamento em blocos incompletos balanceados (3), em que

$t = 6$ (número de tratamentos, número de marcas);

$K = 4$ (número de tratamentos por bloco, número de marcas por provador);

$r = 10$ (número de repetições);

$h = 6$ (número de vezes que uma combinação de tratamentos aparece com cada um dos outros nos blocos);

$b = 15$ (número de blocos, números de provadores).

2.2. Métodos de Análise dos Resultados

O teste de Kruskal-Wallis foi desenvolvido por esses autores como um competidor do teste F, do campo paramétrico. Admitindo K tratamentos, o teste permite verificar se há diferença significativa pelos menos entre dois deles.

Algumas pressuposições gerais são feitas com respeito à distribuição dos dados:

- As observações são todas independentes;
- Para determinada amostra, todas as observações são provenientes da mesma população;
- Os K tratamentos são contínuos e aproximadamente da mesma forma.

Para completar o teste, isto é, para comparar os tratamentos dois a dois, quando necessário, foi feito o teste de comparação múltipla, envolvendo todos os pares de tratamentos.

O procedimento consiste no seguinte:

- As notas para os tratamentos são listadas em colunas e os provadores em linhas;
- Procede-se à classificação conjunta das $N = \sum_1^K n_i$ observações, dando ordem 1

à menor delas e ordem N à maior. No caso de empates, procede-se ao desempate com a média aritmética das ordens que seriam atribuídas se não houvesse empates;

- Calcula-se o valor H pela fórmula $H = \frac{12}{N(N+1)} \sum_1^K \frac{R_i^2}{n_i} - 3(N+1)$,

em que R_i é a soma das ordens atribuídas ao tratamento i, n_i é o número de provadores do tratamento i e H é o valor da diferença mínima significativa (dms) a ser comparado com o valor tabelado. No caso de empates, o valor de H é altera-

do pela correção

$$C = 1 \frac{\sum_{i=1}^g T_i^2}{N^3 - N} \text{, em que}$$

g é o número de grupos empatados,

$T_i = t_i^3 - t_i$ e t_i é o número de observações empatadas no grupo i e $H_1 = H/C$. Obtido H_1 , procede-se como nos casos normais;

4. A tabela de qui-quadrado é utilizada para comparar o valor de H ou H_1 . Como descrito por CAMPOS (2), para $n_j > 6$ e $K > 3$, pode-se aplicar a aproximação do qui-quadrado, com $k-1$ graus de liberdade. Se o valor de H ou H_1 for significativo, ao nível α de probabilidade, deve-se aplicar a comparação múltipla para comparar os tratamentos dois a dois;
5. Determina-se a diferença $|\bar{R}_i - \bar{R}_j|$ para os dois tratamentos que se quer comparar ($\bar{R}_i = \bar{R}_i/n$ e $\bar{R}_j = \bar{R}_j/n$);
6. O valor da diferença mínima significativa (dms), quando todos os tratamentos têm o mesmo número de repetições (n), é dado pela fórmula

$$dms = Q \sqrt{\frac{K(Kn + 1)}{12}} \text{, em que } K \text{ é o número de tratamentos e } Q \text{ é o valor da amplitude da tabela própria.}$$

O método de comparação por amplitude é rápido e bastante satisfatório para detecção de diferenças significativas, a um nível α de probabilidade ($P < \alpha$), entre produtos que tenham sido analisados e recebido notas de um painel de provadores. Baseia-se na comparação das amplitudes das notas com as amplitudes dos totais de notas dos produtos (10).

Pode ser usado em experimentos simples, com até 10 tratamentos, onde não houver interações complexas ou elas forem de pouca importância (7).

O procedimento consiste no seguinte:

- 1) Os valores das notas de cada tratamento são ordinariamente listados em colunas, com as repetições (provadores) em linhas;
- 2) Calcula-se a amplitude das notas de cada tratamento, em relação às repetições, e a soma dessas amplitudes (SA);
- 3) A Tabela 1 (preparada por Thomas, E.K., Richard, F.L., J. W. Tukey e D.L. Wallace) apresenta os fatores a serem multiplicados pela soma das amplitudes (SA), fornecendo a diferença mínima significativa, a um nível α de probabilidade ($P < \alpha$), na seguinte disposição:

$$\begin{array}{ll} a & b \\ c & d \end{array}$$

4) A soma das amplitudes (SA), multiplicada pelo fator $a(SA.a)$ e pelo fator $b(SA.b)$, fornece a diferença mínima significativa (dms), ao nível de 5% de probabilidade ($P < 0,05$), para comparar os tratamentos em conjunto e dois a dois, respectivamente. Os valores ($SA.c$) e ($SA.d$) correspondem às dms ao nível de 1% de probabilidade ($P < 0,01$), para comparar os tratamentos em conjunto e dois a dois, respectivamente.

5) As amplitudes das somas de notas para tratamentos são comparadas com as dms, descritas nos itens 3 e 4.

Neste trabalho, as notas fornecidas pelos painéis para os diferentes produtos analisados foram comparadas por esse procedimento, ao nível de 5% de probabilidade ($P < 0,05$).

TABELA 1 - Fatores a serem multiplicados pela soma das amplitudes para estimar diferenças mínimas significativas pelo método das amplitudes, aos níveis de 5% e 1% de probabilidade

Número de ou Repetições	Número de Tratamentos								
	2	3	4	5	6	7	8	9	
2	3,43	2,37	1,76	1,18	1,40	0,88	1,16	1,00	0,58
	7,92	4,42	3,25	1,96	2,06	1,39	1,69	1,39	0,87
3	1,91	1,44	1,14	1,35	0,81	0,94	0,63	0,52	0,70
	3,14	2,14	1,73	1,57	1,19	1,25	0,91	1,04	0,44
4	1,05	1,63	1,25	1,02	1,07	0,74	0,85	0,75	0,40
	2,47	1,74	1,47	1,35	1,04	1,03	0,80	0,94	0,66
5	1,53	1,53	1,19	0,98	0,94	0,72	0,81	0,69	0,47
	2,24	2,4	1,60	1,37	1,24	0,98	1,02	0,77	0,63
6	1,50	1,50	1,18	0,96	0,92	0,71	0,80	0,56	0,40
	2,14	2,14	1,55	1,32	1,21	0,96	0,99	0,76	0,62
7	1,49	1,49	1,17	0,92	0,92	0,71	0,80	0,56	0,40
	2,10	2,10	1,53	1,33	1,21	0,96	0,99	0,65	0,53
8	1,49	1,49	1,17	0,97	0,94	0,72	0,81	0,57	0,41
	2,05	2,05	1,52	1,35	1,21	0,97	0,99	0,65	0,54
9	1,50	1,50	1,18	0,98	0,96	0,75	0,82	0,58	0,41
	2,09	2,09	1,53	1,34	1,22	0,98	1,00	0,77	0,64
10	1,52	1,52	1,20	0,99	0,97	0,74	0,84	0,59	0,42
	2,10	2,10	1,55	1,35	1,23	0,99	1,01	0,78	0,65
11	1,54	1,54	1,21	1,00	0,99	0,74	0,84	0,59	0,42
	2,11	2,11	1,56	1,36	1,24	0,99	1,02	0,77	0,65
12	1,56	1,56	1,23	1,01	1,00	0,75	0,85	0,60	0,45
	2,13	2,13	1,58	1,36	1,25	1,00	1,03	0,80	0,69
13	1,58	1,58	1,25	1,03	1,02	0,76	0,86	0,61	0,45
	2,15	2,15	1,58	1,35	1,25	1,03	1,05	0,81	0,68
14	1,60	1,60	1,26	1,04	1,03	0,77	0,87	0,62	0,44
	2,18	2,18	1,62	1,39	1,28	1,03	1,06	0,81	0,69
15	1,62	1,62	1,28	1,06	1,05	0,79	0,89	0,63	0,45
	2,20	2,20	1,64	1,42	1,30	1,05	1,08	0,84	0,72
16	1,64	1,64	1,30	1,07	1,06	0,80	0,90	0,64	0,46
	2,22	2,22	1,65	1,43	1,31	1,07	1,09	0,85	0,73
17	1,66	1,66	1,31	1,08	1,08	0,81	0,91	0,65	0,47
	2,24	2,24	1,67	1,44	1,33	1,08	1,11	0,86	0,72
18	1,68	1,68	1,33	1,10	1,09	0,82	1,02	0,65	0,48
	2,27	2,27	1,69	1,46	1,34	1,09	1,12	0,86	0,72
19	1,70	1,70	1,34	1,11	1,05	0,85	1,03	0,66	0,47
	2,30	2,30	1,71	1,48	1,36	1,10	1,14	0,88	0,75
20	1,72	1,72	1,36	1,13	1,11	0,83	0,93	0,67	0,56
	2,32	2,32	1,73	1,51	1,38	1,10	1,15	0,89	0,74

Das tabelas preparadas por T. E. KURTZ, R. F. LINK, J. W. TUEY e D. L. WALLACE, reproduzida por KRAMER (7) e MAHONEY et alii (8).

O bloco de quatro valores desta tabela, para cada grupo de tratamentos e números de repetições, multiplicados pela soma das amplitudes, representa: Diferença mínima significativa a 5% | Para todos os tratamentos | Diferença mínima significativa a 1% | Para todos os tratamentos | Para dois tratamentos.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

O Quadro 1 mostra a organização das notas médias da avaliação sensorial do leite de soja adicionado de diferentes níveis do íon cíprico.

Pelo teste de Kruskal-Wallis tem-se $H_1 = 37,44$. A tabela de qui-quadrado fornece $X^2_{0,05}(5) = 11,10$. Daí, pode-se concluir que os provadores detectaram diferença significativa entre os diferentes níveis de íon cíprico adicionados ao leite de soja ($P < 0,05$). Para especificar as diferenças, utiliza-se a comparação múltipla (2). Pelo processo de comparação múltipla tem-se $dms = 22,26$. Comparando-a com as diferenças $|\bar{R}_i - \bar{R}_j|$ para os tratamentos do Quadro 1, conclui-se que o tratamento D (12 ppm de íon cíprico) foi superior aos demais, ao passo que o tratamento A (testemunha) foi inferior a todos os outros ($P < 0,05$).

O Quadro 2 mostra a organização das notas da avaliação sensorial do leite de soja, para comparação pelo método da amplitude.

A Tabela 1, para 10 repetições e 6 tratamentos, fornece os valores 0,72 e 0,49. Multiplicando-se esses valores pela soma das amplitudes do Quadro 2 ($SA = 22,30$), obtém-se 16,06 e 10,93. Comparando a maior amplitude das somas de tratamentos ($86,8 - 30,0 = 56,8$) com o valor 16,06, conclui-se que há diferença significativa entre os tratamentos. Comparando as amplitudes das somas de tratamentos com o valor 10,93, conclui-se que o tratamento D foi superior a todos os outros, que os tratamentos B, C, E e F foram iguais entre si, ao passo que o tratamento A (testemunha) foi inferior a todos os outros, pelo método da amplitude ($P < 0,05$).

O Quadro 3 mostra a organização das notas médias da avaliação sensorial do suco de maracujá enriquecido com proteína de soro de queijo em pó, para aplicação dos testes de Kruskal-Wallis e de comparação múltipla.

Pelo teste de Kruskal-Wallis tem-se $H_1 = 5,96$. A tabela de qui-quadrado fornece $X^2_{0,05}(5) = 11,10$. Ao comparar esse valor com $H_1(5,96)$, verifica-se que os provadores não detectaram diferença significativa entre os tratamentos ($P < 0,05$).

O Quadro 4 mostra a organização das notas médias dadas pelo painel de provadores ao suco de maracujá enriquecido com proteína de soro de queijo em pó e os cálculos necessários para a aplicação do teste de significância, pelo método da amplitude.

A Tabela 1, para 11 repetições e 6 tratamentos, fornece os valores 0,73 e 0,49. Multiplicando-se esses valores pela soma das amplitudes ($SA = 25,99$), obtém-se 18,97 e 12,74. Comparando a maior amplitude das somas de tratamentos ($76,0 - 61,7 = 14,3$) com o valor 18,97, conclui-se que os provadores não detectaram diferença significativa entre os tratamentos ($P < 0,05$).

O Quadro 5 mostra a organização das notas médias dadas pelo painel de provadores às marcas comerciais de salsicha tipo Viena, para a aplicação do teste de Kruskal-Wallis.

Pelo teste de Kruskal-Wallis tem-se $H_1 = 31,60$. A Tabela de qui-quadrado fornece $X^2_{0,05}(5) = 11,10$. Ao comparar esse valor com $H_1(31,60)$, verifica-se que os provadores detectaram diferença significativa entre as marcas de salsicha tipo Viena ($P < 0,05$). Para especificar a diferença, pode-se utilizar o processo de comparação múltipla (2). Por esse processo, tem-se $dms = 22,25$. Comparando as diferenças $|\bar{R}_i - \bar{R}_j|$, para as marcas de salsicha do Quadro 5, com o valor da dms (22,25), verifica-se que nenhuma delas excede esse valor, concluindo que as diferenças não foram significativas ($P < 0,05$).

O Quadro 6 mostra a organização das notas da avaliação sensorial das marcas de salsicha tipo Viena, para a comparação por amplitude.

A Tabela 1, para 10 repetições e 6 tratamentos, fornece os valores 0,72 e 0,49. Multiplicando-se esses valores pela soma das amplitudes ($SA = 23,30$), obtém-se

QUADRO 1 - Organização das notas médias da avaliação sensorial do leite de soja, adicionado de diferentes níveis do íon cíprico, para aplicação dos testes de Kruskal-Wallis e de comparação múltipla

Provador	Tratamentos (ppm de Cu ⁺⁺ adicionado ao leite de soja)					
	A	B	C	D	E	F
1	1,8 (2)	5,5 (20)	4,5 (14)	8,5 (51)	6,8 (43,5)	6,8 (43,5)
2	2,4 (4,5)	5,9 (29,5)	6,3 (37)	8,7 (55,5)	5,9 (29,5)	6,0 (33)
3	2,5 (6)	4,1 (10,5)	4,2 (12,5)	8,6 (53)	5,5 (20)	4,8 (16)
4	2,4 (4,5)	5,8 (25,5)	6,5 (39)	8,6 (53)	5,9 (29,5)	5,8 (25,5)
5	2,0 (3)	6,0 (33)	6,0 (33)	8,8 (57,5)	5,1 (18)	6,1 (35)
6	3,8 (8,5)	5,6 (22,5)	5,9 (29,5)	8,3 (50)	6,4 (39)	6,7 (41)
7	3,8 (8,5)	4,7 (15)	6,2 (36)	8,6 (53)	5,8 (25,5)	4,2 (12,5)
8	6,7 (41)	8,1 (49)	7,9 (48)	9,0 (59,5)	8,8 (57,5)	7,7 (47)
9	3,6 (7)	7,3 (46)	6,7 (41)	8,7 (55,5)	6,9 (45)	5,6 (22,5)
10	1,0 (1)	5,5 (20)	5,8 (25,5)	9,0 (59,5)	4,1 (10,5)	5,0 (17)
R _i	86,0	271,0	315,5	547,5	318,0	293,0
\bar{R}_i	8,60	27,10	31,55	54,75	31,80	29,30

QUADRO 2 - Organização das notas da avaliação sensorial do leite de soja para comparação por amplitude

Prova-dor	Tratamentos (ppm de Cu ⁺⁺ adicionado ao leite de soja)					
	A	B	C	D	E	F
1	1,8	5,5	4,5	8,5	6,8	6,8
2	2,4	5,9	6,3	8,7	5,9	6,0
3	2,5	4,1	4,2	8,6	5,5	4,8
4	2,4	5,8	6,5	8,6	5,9	5,8
5	2,0	6,0	6,0	8,8	5,1	6,1
6	3,8	5,6	5,9	8,3	6,4	6,7
7	3,8	4,7	6,2	8,6	5,8	4,2
8	6,7	8,1	7,9	9,0	8,8	7,7
9	3,6	7,3	6,7	8,7	6,9	5,6
10	1,0	5,5	5,8	9,0	4,1	5,0
Somas	30,0	58,5	60,0	86,8	61,2	58,7
Ampli-tudes	5,7	4,0	3,7	0,7	4,7	3,5
Soma das amplitudes: SA = 22,3						

16,78 e 11,42. Comparando a maior amplitude das somas com o valor 16,78, conclui-se que há diferença significativa entre elas. Comparando-as, duas a duas, com o valor 11,42, verifica-se que são iguais entre si as marcas A, B, E e F, que foram superiores às marcas C e D, pelo método da amplitude ($P < 0,05$).

4. RESUMO

Este trabalho, realizado no Departamento de Tecnologia de Alimentos da Universidade Federal de Viçosa (DTA-UFV), consistiu na análise dos resultados da avaliação sensorial de três diferentes produtos alimentícios por um painel de provedores não treinados, por meio de uma escala hedônica de nove pontos.

Para cada produto, o objetivo principal foi verificar se havia diferença significativa entre os tratamentos, ao nível de 5% de probabilidade ($P < 0,05$). Para isto, foram utilizados o teste de Kruskal-Wallis e o método da amplitude.

A análise dos resultados da avaliação sensorial do leite de soja, adicionado do íon cúprico como agente inibidor do sabor de soja, pelo teste de Kruskal-Wallis mostrou diferença significativa ($P < 0,05$) entre os níveis de íon cúprico adicionados ao leite de soja. Aplicando a comparação múltipla, verificou-se que o tratamento D (12 ppm de íon cúprico) foi superior aos tratamentos B (2 ppm), C (6 ppm), E (16 ppm) e F (20 ppm), que foram iguais entre si, ao passo que o tratamen-

QUADRO 3 - Organização das notas médias da avaliação sensorial do suco de maracujá enriquecido com proteína de soro de queijo em pó, para aplicação dos testes de Kruskal-Wallis e de comparação múltipla

Prova-dor	Tratamentos					
	A	B	C	D	E	F
1	4,67 (15)	7,00 (41,5)	3,67 (3)	8,00 (58)	7,33 (49)	5,33 (23)
2	7,00 (41,5)	7,00 (41,5)	7,33 (49)	6,00 (26,5)	5,33 (23)	4,33 (10)
3	4,67 (15)	4,67 (15)	6,33 (30)	7,00 (41,5)	7,67 (54)	8,67 (65)
4	7,33 (49)	8,00 (58)	7,67 (54)	3,67 (3)	5,00 (20)	6,33 (30)
5	8,67 (65)	8,33 (62)	8,00 (58)	7,00 (41,5)	7,33 (49)	8,67 (65)
6	7,67 (54)	6,67 (34,5)	8,33 (62)	4,67 (15)	6,67 (34,5)	4,00 (7)
7	6,67 (34,5)	6,33 (30)	4,67 (15)	4,67 (15)	8,00 (58)	3,67 (3)
8	5,00 (20)	6,00 (26,5)	6,00 (26,5)	4,67 (15)	4,33 (10)	3,67 (3)
9	4,00 (7)	6,67 (34,5)	7,00 (41,5)	4,00 (7)	5,33 (23)	3,67 (3)
10	8,33 (62)	8,00 (58)	7,33 (49)	5,00 (20)	4,33 (10)	7,33 (49)
11	6,00 (26,5)	7,33 (49)	6,67 (34,5)	7,00 (41,5)	7,00 (41,5)	6,67 (34,5)
R _i	389,05	450,05	422,05	284,00	372,00	292,05
\bar{R}_i	35,41	40,95	38,41	25,82	33,82	26,59

QUADRO 4 - Notas médias da avaliação sensorial do suco de maracujá e cálculos necessários para comparação por amplitude

Prova-dor	Tratamentos					
	A	B	C	D	E	F
1	4,67	7,00	3,67	8,00	7,33	5,33
2	7,00	7,00	7,33	6,00	5,33	4,33
3	4,67	4,67	6,33	7,00	7,67	8,67
4	7,33	8,00	7,67	3,67	5,00	6,33
5	8,67	8,33	8,00	7,00	7,33	8,67
6	7,67	6,67	8,33	4,67	6,67	4,00
7	6,67	6,33	4,67	4,67	8,00	3,67
8	5,00	6,00	6,00	4,67	4,33	3,67
9	4,00	6,67	7,00	4,00	5,33	3,67
10	8,33	8,00	7,33	5,00	4,33	7,33
11	6,00	7,33	6,67	7,00	7,00	6,67
Somas	70,00	76,00	73,00	61,07	68,03	62,03
Ampli-tudes	4,67	3,66	4,66	4,33	3,67	5,00
Soma das amplitudes: SA = 25,99						

to A (testemunha) foi inferior a todos os outros ($P < 0,05$). A mesma conclusão foi obtida com o método da amplitude.

A análise dos resultados da avaliação sensorial do suco de maracujá enriquecido com proteína de soro de queijo em pó, pelo teste de Kruskal-Wallis e pelo método da amplitude, mostrou que a adição de até 20,8% de soro em pó, correspondente à adição de 2,5% de proteína, não alterou significativamente ($P < 0,05$) o sabor do produto.

A análise dos resultados da avaliação sensorial das marcas comerciais de sal-sicha tipo Viena pelo teste de Kruskal-Wallis mostrou diferença significativa ($P < 0,05$) entre as marcas; contudo, pela comparação múltipla não foi detectada diferença significativa ($P < 0,05$). Pelo método da amplitude foram iguais entre si as marcas A, B, E e F, superiores às marcas C e D ($P < 0,05$).

O método da amplitude, como se observa pelos resultados obtidos neste trabalho, poderá ser usado para verificar a significância das diferenças entre tratamentos que tenham sido avaliados por um painel de provadores, sobretudo nos

QUADRO 5 - Notas médias da avaliação sensorial das marcas comerciais de salsicha tipo Viena

Provador	Tratamentos (marcas comerciais)					
	A	B	C	D	E	F
1	6,0 (35,5)	5,0 (22)	3,0 (5,5)	5,0 (22)	-	-
2	7,3 (54,5)	-	-	7,0 (50)	7,7 (57,5)	7,7 (57,5)
3	-	7,0 (50)	5,7 (31)	-	4,7 (16,5)	6,3 (41)
4	6,0 (35,5)	5,0 (22)	2,0 (1)	-	7,0 (50)	-
5	6,3 (41)	4,7 (16,5)	-	2,3 (2,5)	-	4,3 (12)
6	-	-	4,3 (12)	4,7 (16,5)	6,0 (35,5)	6,0 (35,5)
7	6,0 (35,5)	5,0 (22)	3,0 (5,5)	-	-	2,7 (4)
8	5,7 (31)	-	2,3 (2,5)	4,3 (12)	5,3 (27,5)	-
9	-	6,7 (45)	-	4,7 (16,5)	7,7 (57,5)	6,7 (45)
10	5,3 (27,5)	4,3 (12)	-	4,0 (8)	7,0 (50)	-
11	7,0 (50)	-	6,3 (41)	-	6,7 (45)	4,3 (12)
12	-	6,0 (35,5)	6,3 (41)	5,0 (22)	-	7,7 (57,5)
13	6,3 (41)	4,0 (8)	-	-	5,7 (31)	5,3 (27,5)
14	7,0 (50)	-	5,0 (22)	4,0 (8)	-	8,0 (60)
15	-	7,3 (54,5)	7,0 (50)	5,3 (27,5)	5,0 (22)	-
R _i	401,5	287,5	211,5	185,0	392,5	352,0
\bar{R}_i	40,15	28,75	21,15	18,50	39,25	35,20

QUADRO 6 - Notas médias da avaliação sensorial das marcas de salsicha tipo Viena

Prova-dor	Tratamentos (marcas comerciais)					
	A	B	C	D	E	F
1	6,0	5,0	3,0	5,0	-	-
2	7,3	-	-	7,0	7,7	7,7
3	-	7,0	5,7	-	4,7	6,3
4	6,0	5,0	2,0	-	7,0	-
5	6,3	4,7	-	2,3	-	4,3
6	-	-	4,3	4,7	6,0	6,0
7	6,0	5,0	3,0	-	-	2,7
8	5,7	-	2,3	4,3	5,3	-
9	-	6,7	-	4,7	7,7	6,7
10	5,3	4,3	-	4,0	7,0	-
11	7,0	-	6,3	-	6,7	4,3
12	-	6,0	6,3	5,0	-	7,7
13	6,3	4,0	-	-	5,7	5,3
14	7,0	-	5,0	4,0	-	8,0
15	-	7,3	7,0	5,3	5,0	-
Soma	63	55	45	46	63	59
Ampli-tudes	2,0	3,3	5,0	4,7	3,0	5,3
Soma das amplitudes: SA = 23,30						

experimentos simples, de um único fator, com até dez tratamentos.

5. SUMMARY

Sensorial evaluations of three different food products were conducted in the Department of Food Technology at the Federal University of Viçosa. The Range method and Kruskal-Wallis' test were used to detect significant differences among treatments ($P < .05$) for each product. The data were obtained from experiments with soy milk with cupric ion added as a flavor inhibitor; with passion fruit juice with whey powder added; and, with Viena sausage.

A comparison of the conclusions derived by the Range method and Kruskal-Wallis' test verified that they were consistent for all results. This demonstrated that the Range method can be used to analyze the significance of treatment differences through sensory data in simple experiments of one factor and small treatment numbers.

6. LITERATURA CITADA

1. AMERINE, M. A., PANGBORN, R.M. & ROESSLER, E.B. *Principles of sensory evaluation of food*. New York, Academic Press, 1965. 602 p.
2. CAMPOS, H. *Estatística não-paramétrica*. Piracicaba, SP, Departamento de Matemática e Estatística, ESALQ, 1976. 332 p.
3. COCHRAN, W.G. & COX, G.M. *Experimental design*. 2nd Ed. New York, John Wiley & Sons, Inc., 1962. 611 p.
4. CROSS, H.R., MOEN, R. & STANFIELD, M.S. Training and testing of judges for sensory analysis of meat quality. *Food Technology* 32(7):48-54. 1978.
5. ERHARDT, J.P. The role of the sensory analysis in product development. *Food Technology* 32(11):57-66. 1978.
6. HÜHN, S. *Efeito do ión cíprico no sabor de «leite de soja»*. Viçosa, Univ. Fed. de Viçosa, 1977. 62 p. (Tese M.S.).
7. KRAMER, A. & TWIGG, B.A. *Quality control for the food industry*. 3th Ed. Westport, Connecticut, The AVI Publishing Company, Inc., 1970. 556 p.
8. MAHONEY, C.H., STTER, H.L. & CROSBY, E.A. Evaluation flavor differences in canned foods. II. Fundamentals of the simplified procedure. *Food Technology* 11(9):37-43. 1957.
9. NAZARÉ, R.F.R. de. *Enriquecimento do suco de maracujá com proteína de soro de queijo em pó*. Viçosa, Univ. Fed. de Viçosa, 1977. 66 p. (Tese M.S.).
10. TUKEY, J.W. Some selected quick and easy methods of statistical analysis. *N.Y. Acad. Sci. Trans.* 16(4):88-97. 1953.