

TESTE DE HIPÓTESES NO CASO GÊNERICO DE K CRITÉRIOS CLASSIFICADORES SEM INTERAÇÃO *

ELZA S. BERQUÓ **

PREFACIO

É de todos bem conhecido que os problemas de testagem de hipóteses pertinentes àquele domínio estatístico que se costuma designar por análise de variância podem ser totalmente resolvidos a partir de um teorema estabelecido no estudo da chamada hipótese linear geral.

Acontece, porém, que a aplicação do referido teorema nos leva, em geral, a determinantes de ordem tão elevada, que a procura de uma expressão mais cômoda para os mesmos é, ao menos à primeira vista, desanimadora. Em consequência disto, ao estruturar os testes, os autores, via de regra, preferem fazê-lo utilizando apenas alguns dos princípios demonstrados no estudo da hipótese linear e não os resultados finais a que êstes mesmos princípios conduzem. É claro que com este proceder são êles forçados a repetir, em cada caso, uma série de passagens intermediárias, adaptadas, naturalmente, à questão em foco.

Ao prelecionarmos, no ano findo, um curso de especialização relativo a matéria, chamamos atenção para este estado de coisas, e propusemos aos alunos seguir orientação diversa, procurando atingir os objetivos visados por via mais imediata.

O presente trabalho é resultado do esforço de um deles. Ver-se-á, ai, que mesmo no caso por nós considerado, o qual é bastante geral, é possível — utilizando artifícios que não oferecem tamanhas dificuldades como a que seria lícito entrever — obter, para os determinantes originários, expressões que vão depender de determinantes incomparavelmente mais simples de serem manejados.

A propósito destes últimos cumpre assinalar que a sua ordem é menor do que a de determinantes que figuram em expressões dadas por outros autores, nos casos particulares em que êstes encararam o assunto da forma como aqui foi feita. Este fato, que merece o devido realce, tem como corolário uma muito maior simplicidade na obtenção de certas expressões de marcado interesse prático.

P. EGYDIO DE OLIVEIRA CARVALHO

São Paulo, 1955.

Recebido para publicação em 8-5-1959.

* Trabalho da Cadeira de Bioestatística do Departamento de Estatística da Faculdade de Higiene e Saúde Pública da Universidade de São Paulo.

** Professor Substituto da Cadeira de Bioestatística do Departamento de Estatística da F.H.S.P.U.S.P. e Docente Livre da Cadeira de Bioestatística da F.H.S.P.U.S.P.

1 — O teorema *

Seja $On : y_\alpha \mid x_{1\alpha}, \dots, x_{k\alpha}$, ($\alpha = 1, \dots, n$) uma amostra casual simples de tamanho n de uma população

$$N \left(\sum_{p=1}^k a_p x_p, \sigma^2 \right), \text{ onde os}$$

x_p não são variáveis aleatórias, são linearmente independentes e os pontos paramétricos possíveis pertencem à região:

$$\Omega : \begin{cases} -\infty < a_p < +\infty & (p = 1, \dots, k) \\ \sigma^2 > 0 & (\alpha = 1, 2, \dots, r_1) \\ \text{onde: } \sum_{p=1}^k d_{pu} a_p = 0 & (u = 1, 2, \dots, r_1) \\ \text{e a matriz } [d_{pu}] \text{ tem característica } r_1, \text{ isto é,} \\ C [d_{pu}] = r_1 \end{cases}$$

Suponhamos que se deseja pôr em prova a hipótese H de que o verdadeiro ponto paramétrico $(a_1, \dots, a_k, \sigma^2)$ pertence a:

$$\omega : \begin{cases} -\infty < a_p < +\infty & (p = 1, \dots, k) \\ \sigma^2 > 0 \\ \text{onde: } \sum_{p=1}^k d_{pv} a_p = 0 & (v = 1, \dots, r_2) \\ \text{e } C [d_{pv}] = r_2 & r_1 < r_2 < k \end{cases}$$

Façamos:

$$(1.1) \quad a_{pq} = \sum_{\alpha=1}^n x_{p\alpha} x_{q\alpha} \quad (p, q = 1, 2, \dots, k)$$

$$(1.2) \quad a_{op} = \sum_{\alpha=1}^n y_{\alpha} x_{p\alpha}$$

$$(1.3) \quad a_{oo} = \sum_{\alpha=1}^n y_{\alpha}^2$$

e designemos, respectivamente, por $\hat{\sigma}_\Omega^2$ e $\hat{\sigma}_\omega^2$ as estimativas de máxima verossimilhança de σ^2 para variações dos parâmetros sobre Ω e ω , então:

* Com pequenas alterações o enunciado deste teorema é o dado por Wilks, S. S. (Mathematical Statistics, 1946).

$$1.^o) \quad n \hat{\sigma}_\Omega^2 = \frac{\Delta_{oo}}{1} \begin{vmatrix} a_{00} & a_{01} & \cdots & a_{0k} & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{01} & a_{11} & \cdots & a_{k1} & d_{11} & d_{21} & \cdots & d_{r_1 1} \\ \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ a_{0k} & a_{1k} & \cdots & a_{kk} & d_{1k} & d_{2k} & \cdots & d_{r_1 k} \\ 0 & d_{11} & \cdots & d_{1k} & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & d_{r_1 1} & \cdots & d_{r_1 k} & 0 & 0 & \cdots & 0 \end{vmatrix}$$

onde Δ_{oo} é o cofator de a_{oo} no determinante supra que designaremos por Δ e, portanto,

$$n \hat{\sigma}_\Omega^2 = \frac{\Delta}{\Delta_{oo}} \begin{vmatrix} a_{00} & a_{01} & \cdots & a_{0k} & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{01} & a_{11} & \cdots & a_{k1} & d_{11} & d_{21} & \cdots & d_{r_1 1} & d_{r_1+1 1} & \cdots & d_{r_2 1} \\ \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots & & \vdots \\ a_{0k} & a_{1k} & \cdots & a_{kk} & d_{1k} & d_{2k} & \cdots & d_{r_1 k} & d_{r_1+1, k} & \cdots & d_{r_2 k} \\ 0 & d_{11} & \cdots & d_{1k} & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & d_{21} & \cdots & d_{2k} & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & d_{r_1 1} & \cdots & d_{r_1 k} & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & d_{r_1+1, 1} & \cdots & d_{r_1+1, k} & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & d_{r_2 1} & \cdots & d_{r_2 k} & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 \end{vmatrix}$$

onde novamente Δ'_{oo} é o cofator de a_{oo} no determinante supra que designaremos por Δ' e, portanto,

$$n \hat{\sigma}_{\omega}^2 = \frac{\Delta'}{\Delta'_{oo}}$$

3.^o) As quantidades:

$$(1.6) \quad \left\{ \begin{array}{l} q_1 = \frac{n \hat{\sigma}_\Omega^2}{\sigma^2} \\ q_2 = \frac{n (\hat{\sigma}_\omega^2 - \hat{\sigma}_\Omega^2)}{\sigma^2} \end{array} \right.$$

são independentes e têm distribuição χ^2 com $(n - k + r_1)$ e $(r_2 - r_1)$ gráus de liberdade, respectivamente.

4.^o) O critério λ para testar H é dado por:

$$(1.7) \quad \lambda = \frac{1}{\left(1 + \frac{q_2}{q_1}\right)^{\frac{n}{2}}} = \left(\frac{1}{1 + \frac{r_2 - r_1}{n + r_1 - k} F}\right)^{\frac{n}{2}}$$

onde F tem distribuição de Snedecor com $(r_2 - r_1)$ e $(n - k + r_1)$ gráus de liberdade quando H é verdadeira".

2 — *k* — critérios de classificação com números diferentes de observações por cela, sem interação.

2a — *O problema*

$$\text{Seja } O_n : y_{i_1 i_2 \dots i_k+1} \quad \left\{ \begin{array}{l} i_\beta^* = 1, 2, \dots, r \\ \beta = 1, 2, \dots, k \\ i_{k+1} = 1, \dots, n_{i_1 \dots i_k} \end{array} \right.$$

uma amostra casual simples de tamanho $n = \sum_{i_1, \dots, i_k} n_{i_1 \dots i_k}$ suposta proveniente de uma população:

$$N (m + \sum_{\beta=1}^k E_{i_\beta}^{(\beta)}, \sigma^2)$$

com $\sigma^2 > 0$ e os parâmetros sujeitos às k restrições:

$$(2.1) \quad \sum_{i_\beta=1}^{r_\beta} E_{i_\beta}^{(\beta)} = 0.$$

* Em todo o desenvolvimento suporemos $r_1 \geq r_2 \geq \dots \geq r_k$ o que não constitui restrição uma vez que a ordem dos critérios classificadores é arbitrária.

O nosso atual problema é, à base de tal amostra, estruturar testes sobre hipóteses do tipo:

$$(2.2) \quad H_\beta : E_{i_\beta}^{(\beta)} = 0 \quad (i_\beta = 1, \dots, r_\beta)$$

para qualquer β .

2b — A fim de mostrar que estamos diante de um caso particular da hipótese linear geral, começemos renomeando as variáveis $y_{i_1} \dots i_{k+1}$ pondo:

$$(2.3) \quad y_{i_1 i_2 \dots i_k i_{k+1}} = y_\alpha$$

com

onde:

$$n_{i_\beta}^{(\beta)} = \frac{r_1}{\sum_{i_1=1}^r}, \quad \frac{r_2}{\sum_{i_2=1}^r}, \quad \dots, \quad \frac{r_{\beta-1}}{\sum_{i_{\beta-1}=1}^r}, \quad \frac{r_\beta+1}{\sum_{i_\beta+1}^r}, \quad \dots, \quad \frac{r_k}{\sum_{i_k=1}^r}, \quad n_{i_1 i_2 \dots i_{\beta-1} i_\beta \dots i_k}$$

$$n_{i_\beta i_\gamma} = \sum_{i_1=1}^{r_1} \cdots \sum_{i_{\beta-1}=1}^{r_{\beta-1}} \sum_{i_{\beta+1}=1}^{r_{\beta+1}} \cdots \sum_{i_{\gamma-1}=1}^{r_{\gamma-1}} \sum_{i_{\gamma+1}=1}^{r_{\gamma+1}} \cdots \sum_{i_k=1}^{r_k} n_{i_1 \cdots i_{\beta} \cdots i_{\gamma} \cdots i_k}$$

e onde n com ao menos um índice inferior igual a zero vale zero.

Em seguida, façamos:

$$(2.4) \quad \left. \begin{array}{l} E_{i_\beta}^{(\beta)} = a_{r_1 + r_2 + \dots + r_{\beta-1} + i_\beta} \\ m = a_{r_1 + r_2 + \dots + r_k + 1} \end{array} \right\} \begin{array}{l} i_\beta = 1, \dots, r_\beta \\ \beta = 1, \dots, k \end{array}$$

com

$$r_0 = 0$$

Com isto as restrições (2.1), tornam-se:

$$(2.5) \quad \sum_{i_\beta=1}^{r_\beta} a_{r_1 + r_2 + \dots + r_{\beta-1} + i_\beta} = 0 \quad (\beta = 1, \dots, k)$$

ou, ainda:

$$(2.6) \quad \sum_{p=1}^{r_1 + r_2 + \dots + r_k + 1} d_{pu} a_p = 0 \quad (u = 1, \dots, k)$$

onde a matriz $[d_{pu}]$ é dada por:

$$(2.7) \quad \begin{array}{c} \text{1.ª restrição} \\ \text{2.ª restrição} \\ \vdots \\ (k-1)^{\text{ma}}, \\ \text{k^{ma} restrição} \end{array} \left[\begin{array}{ccccccccccccccccc} a_1 & a_2 & \dots & a_{r_1+1} & a_{r_1+2} & \dots & a_{r_1+r_2} & \dots & a_{r_1+\dots+r_{k-2}+1} & a_{r_1+\dots+r_{k-2}+2} & \dots & a_{r_1+\dots+r_{k-1}} & a_{r_1+\dots+r_{k-1}+1} & \dots & a_{r_1+\dots+r_k} & a_{r_1+\dots+r_k+1} \\ 1 & 1 & \dots & 1 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 1 & 1 & \dots & 1 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 1 & 1 & \dots & 1 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 1 & 1 & \dots & 1 & 0 \end{array} \right]$$

(2.7)

a qual tem característica k ; de fato, o menor formado pelas k linhas e as k colunas: 1.^a, $(r_1 + 1)^{\text{ma}}$, $(r_1 + r_2 + 1)^{\text{ma}}$... $(r_1 + \dots + r_{k-2} + 1)^{\text{ma}}$ $(r_1 + \dots + r_{k-1} + 1)^{\text{ma}}$, é dado por:

$$\left| \begin{array}{ccccccc} 1 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 1 & 0 \end{array} \right| = 1$$

Com isto, para que:

$$E(y_{i_1 i_2 \dots i_k i_{k+1}}) = m + \sum_{\beta=1}^k E_{i_\beta}^{(\beta)}$$

possa ser posta sob a forma canônica:

$$E(y_\alpha) = \sum_{p=1}^{r_1 + \dots + r_k + 1} a_p x_{p\alpha}$$

resta definir convenientemente os $x_{p\alpha}$, o que é feito da seguinte forma:

Se $p = r_1 + \dots + r_{\beta-1} + i_\beta$:

$$(2.8) \quad x_{p\alpha} = \begin{cases} 1 & \text{para os } n_{i_\beta}^{(\beta)} \text{ valores de } \alpha \text{ tais que os } y_\alpha \\ & \text{tem correspondentes} \\ & y_{i_1 i_2 \dots i_\beta \dots i_k} \text{ com } i_\beta = p - r_1 - \dots - r_{\beta-1} \\ 0 & \text{em contrário} \end{cases}$$

e se $p = r_1 + \dots + r_k + 1$:

$$(2.9) \quad x_{p\alpha} = 1 \quad \text{para todos os } n \text{ valores de } \alpha.$$

Notemos, finalmente, que uma hipótese do tipo genérico $E_{i_\beta}^{(\beta)} = 0$,

ou seja, $a_{r_1 + \dots + r_{\beta-1} + i_\beta} = 0 \quad (i_\beta = 1, \dots, r_\beta)$

equivale a acrescentar às restrições da pressuposição, $(r_\beta - 1)$ restrições lineares da forma:

$$(2.10) \quad \begin{aligned} a_{r_1 + r_2 + \dots + r_{\beta-1} + 1} - a_{r_1 + r_2 + \dots + r_{\beta-1} + i_\beta} &= 0 \\ (i_\beta = 2, \dots, r_\beta) \end{aligned}$$

as quais são linearmente independentes entre si e das restrições da pressuposição. De fato, a (2.8) pode ser escrita sob a forma:

$$(2.11) \quad \sum_{p=1}^{r_1 + \dots + r_k + 1} d_{pv_\beta} a_p = 0 \quad (v_\beta = 1, 2, \dots, r_\beta - 1)$$

onde a matriz d_{pv_β} é dada por:

$$\begin{array}{ccccccccc}
a_1 & a_2 & \dots & a_{r_1} & a_{r_1} + 1 & & & \\
& a_2 & \dots & & a_{r_2} + 2 & & & \\
& & \dots & & & & & \\
& & & a_{r_1} + r_2 & & & & \\
& & & & \dots & & & \\
& & & & & a_{r_1} + r_2 + \dots + r_{\beta-1} + 1 & & \\
& & & & & a_{r_2} + r_2 + \dots + r_{\beta-1} + 2 & & \\
& & & & & a_{r_1} + r_2 + \dots + r_{\beta-1} + 3 & & \\
& & & & & \dots & & \\
& & & & & a_{r_1} + r_2 + \dots + r_{k-1} + r & & \\
& & & & & & & \\
& & & & & & a_{r_1} + \dots + r_{k-1} + 1 & \\
& & & & & & a_{r_1} + \dots + r_{k-1} + 2 & \\
& & & & & & \dots & \\
& & & & & & a_{r_1} + \dots + r_k + 1 & \\
& & & & & & a_{r_1} + \dots + r_k + 2 & \\
& & & & & & \dots & \\
& & & & & & & a_{r_1} + \dots + r_{\beta} \\
& & & & & & & a_{r_1} + \dots + r_{\beta} + 1
\end{array}$$

1.^a restrição

$$\left[\begin{array}{ccccccccc}
0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 1 & -1 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 & 0
\end{array} \right]$$

2.^a restrição

$$\left[\begin{array}{ccccccccc}
0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 1 & 0 & -1 & \dots & 0 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 & 0
\end{array} \right]$$

.

.

.

$(r_{\beta}-1)^{ma}$,

$$\left[\begin{array}{ccccccccc}
0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 1 & 0 & 0 & \dots & -1 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 & 0
\end{array} \right] \quad [d_{pr_{\beta}}]$$

Desde que se verifica imediatamente que a (2.12) tem característica $(r_\beta - 1)$, as $(r_\beta - 1)$ novas restrições são linearmente independentes entre si. Além disto, uma vez, que todo o vetor linha da (2.12) é ortogonal a todo o vetor linha da (2.7), então, as $(r_\beta - 1)$ novas restrições lineares são independentes das k restrições lineares da pressuposição. Deste resultado, segue que a matriz formada pela reunião da (2.7) e (2.12) e que representaremos por $[d_{pl\beta}]$ onde $l_\beta = 1, 2, \dots, k + r_\beta - 1$ terá característica $(k + r_\beta - 1)$ para qualquer $\beta = 1, 2, \dots, k$.

2c — Sintetizando, o atual problema pode ser posto como segue:

— À base de uma amostra casual simples de tamanho n :

$$y_\alpha \mid x_{1\alpha}, x_{2\alpha}, \dots, x_{r_1 + \dots + r_k + 1\alpha}$$

$$(\alpha = 1, \dots, n)$$

de uma população:

$$N \left(\frac{r_1 + \dots + r_k + 1}{\sum_{p=1}^k} \mid a_p \ x_{p\alpha}, \ \sigma^2 \right)$$

onde os x_p são definidos pela (2.8), (2.9) e (2.10) e os pontos parâmetros admissíveis pertencem à região:

$$\Omega : \left\{ \begin{array}{l} -\infty < a_p < +\infty \quad (p = 1, 2, \dots, r_1 + r_2 + \dots + r_k + 1) \\ \sigma^2 > 0 \\ \text{com} \quad \sum_{p=1}^{r_1 + \dots + r_k + 1} d_{pu} \quad a_p = 0 \quad (u = 1, 2, \dots, k) \\ \text{onde} \quad [d_{pu}] \text{ é dada pela (2.7) e } c[d_{pu}] = k \end{array} \right.$$

ôr em prova as hipóteses (2.2) de que o verdadeiro ponto paramétrico pertence à região:

$$\omega_\beta : \left\{ \begin{array}{l} \text{Sub-espaco de } \Omega \text{ para o qual:} \\ \sum_{p=1}^{r_1 + \dots + r_k + 1} d_{pl\beta} \quad a_p = 0 \quad (l_\beta = 1, 2, \dots, k + r_\beta - 1) \\ \text{onde } c[d_{pl\beta}] = k + r_\beta - 1 \\ \beta = 1, 2, \dots, k \end{array} \right.$$

Como vemos, o nosso problema nada mais é do que um caso particular da hipótese linear geral e, como tal, pode ser resolvido pela aplicação do teorema do parágrafo 1, o que equivale a dizer que para a sua solução basta calcular os valores de $n \hat{\alpha}_\Omega^2$ e $n \hat{\alpha}_{\omega\beta}^2$ ($\beta = 1, \dots, k$).

Para alcançar este objetivo notemos que com as definições feitas, as expressões (1.1), (1.2) e (1.3) tornam-se, respectivamente:

$$\begin{aligned} x_{pp} &= \sum_{\alpha=1}^n x_{p\alpha}^2 = \begin{cases} n_{i_\beta}^{(\beta)} & \text{se } p = r_1 + \dots + r_{\beta-1} + i_\beta \\ n & \text{se } p = r_1 + \dots + r_k + 1 \end{cases} \\ x_{pq} &= \sum_{\alpha=1}^n x_{p\alpha} x_{q\alpha} = \begin{cases} 0 & \text{se } p \neq q = r_1 + \dots + r_{\beta-1} + i_\beta \\ n_{i_\beta i_\gamma}^{(\beta, \gamma)} & \text{se } \begin{cases} p = r_1 + \dots + r_{\beta-1} + i_\beta \\ q = r_1 + \dots + r_{\beta-1} + i_\beta \\ \gamma \neq \beta = 1, 2, \dots, k \end{cases} \\ n_{i_\beta}^{(\beta)} & \text{se } \begin{cases} p = r_1 + \dots + r_{\beta-1} + i_\beta \\ q = r_1 + \dots + r \end{cases} \end{cases} \end{aligned}$$

$$a_{op} = \sum_{\alpha=1}^n x_{p\alpha} y_\alpha = \begin{cases} \sum_{i_1=1}^{r_1} \cdots \sum_{i_{\beta-1}=1}^{r_{\beta-1}} \sum_{i_{\beta+1}=1}^{r_{\beta+1}} \cdots \sum_{i_k=1}^{r_k} y_{i_1 \dots i_{\beta-1} i_{\beta+1} \dots i_k} = y_{i_\beta} & (\beta) \\ p = r_1 + \dots + r_{\beta-1} + i_\beta \\ \sum_{i_1=1}^{r_1} \cdots \sum_{i_k=1}^{r_k} y_{i_1 \dots i_k} = Y \text{ se } p = r_1 + \dots + r_k + 1 \end{cases}$$

$$a_{oo} = \sum_{\alpha=1}^n y_\alpha^2 = \sum_{i_1=1}^{r_1} \cdots \sum_{i_{k+1}=1}^{r_{k+1}} y_{i_1 \dots i_k i_{k+1}}^2$$

2d — Com isto, temos

$$n \hat{\sigma}_\Omega^2 = \frac{\Delta}{\Delta_{oo}},$$

onde Δ é dado por:

11

e Δ_{oo} , lembrmos, é o cofator de $\Sigma y_{i_1 \dots i_k + 1}^2$ em Δ .

Em Δ subtraindo da $(r_1 + \dots + r_k + 2)^{ma}$ linha (coluna) a soma das 2.^a, 3.^a, ..., $(r_1 + 1)^{ma}$ linhas (colunas) e, desenvolvendo o determinante em função da $(r_1 + \dots + r_k + 2)^{ma}$ linha e, seguida, o menor assim obtido em função da $(r_1 + \dots + r_k + 2)^{ma}$ coluna, vem:

$$\Delta = r_1^2$$

Vamos, a seguir, realizar sobre Δ a seguinte transformação genérica constante de r_β operações: de cada uma das linhas (colunas) encabeçadas por $Y_{i_\beta}^{(\beta)}$ ($i_\beta = 1, 2, \dots, r_\beta$)

subtraímos a expressão:

linha (coluna) encabeçada por $Y_1^{(1)} \times \frac{n_1 i_\beta}{n_1^{(1)}} +$
 $+ \text{ linha (coluna) encabeçada por } Y_2^{(1)} \times \frac{n_2 i_\beta}{n_2^{(1)}} +$

 $+ \text{ linha (coluna) encabeçada por } Y_{r_1}^{(1)} \times \frac{n_{r_1} i_\beta}{n_{r_1}^{(1)}}$

Façamos, para facilidade:

$$Q_{i_\beta}^{(\beta)} = Y_{i_\beta}^{(\beta)} - \sum_{i_1=1}^{r_1} \frac{n_{i_1} i_\beta}{n_{i_1}^{(1)}} Y_{i_1}^{(1)} \quad (2.13)$$

$$(2.14) \quad m_{i_\beta i_\gamma}^{[\beta, \gamma]} = \begin{cases} \text{se } \gamma \neq \beta : n_{i_\beta i_\gamma}^{(\beta, \gamma)} - \sum_{i_1=1}^{r_1} \frac{n_{i_1 i_\beta}^{(1, \beta)} n_{i_1 i_\gamma}^{(1, \gamma)}}{n_{i_1}^{(1)}} \\ \text{se } i_\gamma = i_\beta : n_{i_\beta}^{(\beta)} - \sum_{i_1=1}^{r_1} \frac{n_{i_1 i_\beta}^{(1, \beta)} n_{i_1 i_\gamma}^{(1, \gamma)}}{n_{i_1}^{(1)}} \\ \text{se } i_\gamma \neq i_\beta : - \sum_{i_1=1}^{r_1} \frac{n_{i_1 i_\beta}^{(1, \beta)} n_{i_1 i_\gamma}^{(1, \gamma)}}{n_{i_1}^{(1)}} \end{cases}$$

Repetindo ($k - 1$) vezes esta operações ao se fazer $\beta = 2, 3, \dots, k$, vêm:

$\sum y_{j_1 \dots j_{k+1}}^{(1)}$	$y_1^{(1)}$	$y_2^{(1)}$	\dots	$y_{n_1}^{(1)}$	$\mathcal{Q}_1^{(2)}$	\dots	$\mathcal{Q}_{n_2}^{(2)}$	\dots	$\mathcal{Q}_1^{(3)}$	\dots	$\mathcal{Q}_{n_3}^{(3)}$	\dots	$\mathcal{Q}_1^{(k)}$	\dots	$\mathcal{Q}_{n_k}^{(k)}$	\dots	
$y_1^{(1)}$	$y_1^{(1)}$	0	...	0	0	...	0	0	...	0	0	...	0	0	...	0	0
$y_2^{(1)}$	0	$y_2^{(1)}$	0	0	0	...	0	0	...	0	0	...	0	0	...	0	0
$y_{n_1}^{(1)}$	0	0	...	$y_{n_1}^{(1)}$	0	0	...	0	0	...	0	0	...	0	0	...	0
$\mathcal{Q}_1^{(2)}$	0	0	...	0	$w_{11}^{[2,2]}$	$w_{12}^{[2,2]}$...	$w_{1n_2}^{[2,2]}$	$w_{11}^{[2,3]}$	$w_{12}^{[2,3]}$...	$w_{1n_3}^{[2,3]}$	$w_{11}^{[2,k]}$	$w_{12}^{[2,k]}$...	$w_{1n_k}^{[2,k]}$	1
$\mathcal{Q}_2^{(2)}$	0	0	...	0	$w_{21}^{[2,2]}$	$w_{22}^{[2,2]}$...	$w_{2n_2}^{[2,2]}$	$w_{21}^{[2,3]}$	$w_{22}^{[2,3]}$...	$w_{2n_3}^{[2,3]}$	$w_{21}^{[2,k]}$	$w_{22}^{[2,k]}$...	$w_{2n_k}^{[2,k]}$	1
$\mathcal{Q}_{n_2}^{(2)}$	0	0	...	0	$w_{n_2 1}^{[2,2]}$	$w_{n_2 2}^{[2,2]}$...	$w_{n_2 n_2}^{[2,2]}$	$w_{n_2 1}^{[2,3]}$	$w_{n_2 2}^{[2,3]}$...	$w_{n_2 n_3}^{[2,3]}$	$w_{n_2 1}^{[2,k]}$	$w_{n_2 2}^{[2,k]}$...	$w_{n_2 n_k}^{[2,k]}$	1
$\mathcal{Q}_1^{(3)}$	0	0	...	0	$w_{11}^{[2,3]}$	$w_{12}^{[2,3]}$...	$w_{1n_2}^{[2,3]}$	$w_{11}^{[3,3]}$	$w_{12}^{[3,3]}$...	$w_{1n_3}^{[3,3]}$	$w_{11}^{[3,k]}$	$w_{12}^{[3,k]}$...	$w_{1n_k}^{[3,k]}$	0
$\mathcal{Q}_2^{(3)}$	0	0	...	0	$w_{21}^{[2,3]}$	$w_{22}^{[2,3]}$...	$w_{2n_2}^{[2,3]}$	$w_{21}^{[3,3]}$	$w_{22}^{[3,3]}$...	$w_{2n_3}^{[3,3]}$	$w_{21}^{[3,k]}$	$w_{22}^{[3,k]}$...	$w_{2n_k}^{[3,k]}$	0
$\mathcal{Q}_{n_3}^{(3)}$	0	0	...	0	$w_{n_3 1}^{[2,3]}$	$w_{n_3 2}^{[2,3]}$...	$w_{n_3 n_3}^{[2,3]}$	$w_{n_3 1}^{[3,3]}$	$w_{n_3 2}^{[3,3]}$...	$w_{n_3 n_3}^{[3,3]}$	$w_{n_3 1}^{[3,k]}$	$w_{n_3 2}^{[3,k]}$...	$w_{n_3 n_k}^{[3,k]}$	0
$\mathcal{Q}_1^{(k)}$	0	0	...	0	$w_{11}^{[2,k]}$	$w_{12}^{[2,k]}$...	$w_{1n_2}^{[2,k]}$	$w_{11}^{[3,k]}$	$w_{12}^{[3,k]}$...	$w_{1n_3}^{[3,k]}$	$w_{11}^{[k,k]}$	$w_{12}^{[k,k]}$...	$w_{1n_k}^{[k,k]}$	0
$\mathcal{Q}_2^{(k)}$	0	0	...	0	$w_{21}^{[2,k]}$	$w_{22}^{[2,k]}$...	$w_{2n_2}^{[2,k]}$	$w_{21}^{[3,k]}$	$w_{22}^{[3,k]}$...	$w_{2n_3}^{[3,k]}$	$w_{21}^{[k,k]}$	$w_{22}^{[k,k]}$...	$w_{2n_k}^{[k,k]}$	0
$\mathcal{Q}_{n_k}^{(k)}$	0	0	...	0	$w_{n_k 1}^{[2,k]}$	$w_{n_k 2}^{[2,k]}$...	$w_{n_k n_k}^{[2,k]}$	$w_{n_k 1}^{[3,k]}$	$w_{n_k 2}^{[3,k]}$...	$w_{n_k n_k}^{[3,k]}$	$w_{n_k 1}^{[k,k]}$	$w_{n_k 2}^{[k,k]}$...	$w_{n_k n_k}^{[k,k]}$	0
0	0	0	...	0	1	1	...	1	0	0	...	0	0	...	0	0	
0	0	0	...	0	0	0	...	0	1	1	...	1	0	...	0	0	
0	0	0	...	0	0	0	...	0	0	0	...	0	0	...	0	0	

Adicionando, agora, à linha (coluna) encabeçada por $Q_{r_\beta}^{(\beta)}$ a soma das linhas (colunas) encabeçadas por $Q_1^{(\beta)}$, $Q_2^{(\beta)}$, ..., $Q_{r_\beta}^{(\beta)} = 1$ ($\beta = 2, \dots, k$) e, notando que:

$$(2.15) \quad \begin{aligned} i_\beta \sum_{\gamma=1}^{r_\beta} Q_{i_\beta}^{(\beta)} &= i_\beta \sum_{\gamma=1}^{r_\beta} (Y_{i_\beta}^{(\beta)} - \sum_{i_1=1}^{r_1} \frac{n_{i_1}^{(1, \beta)}}{n_{i_1}^{(1)}} Y_{i_1}^{(1)}) \\ &= Y - \sum_{i_1=1}^{r_1} \frac{Y_{i_1}^{(1)}}{n_{i_1}^{(1)}} \cdot n_{i_1}^{(1)} = 0 \\ &\left. \begin{aligned} i_\beta \sum_{\gamma=1}^{r_\beta} n_{i_\gamma}^{(\gamma, \beta)} &- i_\beta \sum_{\gamma=1}^{r_\beta} \sum_{i_1=1}^{r_1} \frac{n_{i_1}^{(1, \gamma)} n_{i_1}^{(1, \beta)}}{n_{i_1}^{(1)}} = \\ &= n_{i_\gamma}^{(\gamma)} - \sum_{i_1=1}^{r_1} n_{i_1}^{(1, \gamma)} = 0 \quad (\gamma \neq \beta = 2, \dots, k) \\ i_\beta \sum_{\gamma=1}^{r_\beta} m_{i_\gamma}^{[\gamma, \beta]} &= \\ &\left. \begin{aligned} m_{i_\gamma}^{[\gamma, \gamma]} + \sum_{i_\beta \neq i_\gamma=1}^{r_\beta} m_{i_\gamma}^{[\gamma, \beta]} &= \\ &= n_{i_\gamma}^{(\gamma)} - \sum_{i_\beta=1}^{r_\beta} \sum_{i_1=1}^{r_1} \frac{n_{i_1}^{(1, \gamma)} n_{i_1}^{(1, \beta)}}{n_{i_1}^{(1)}} \\ &= n_{i_\gamma}^{(\gamma)} - \sum_{i_\beta=1}^{r_\beta} \sum_{i_1=1}^{r_1} \frac{n_{i_1}^{(1, \gamma)} n_{i_1}^{(1, \beta)}}{n_{i_1}^{(1)}} \\ &= n_{i_\gamma}^{(\gamma)} - \sum_{i_1=1}^{r_1} n_{i_1}^{(1, \gamma)} = 0 \quad (\gamma \neq \beta = 2, \dots, k) \end{aligned} \right. \end{aligned} \right.$$

vem:

$\sum Y_{i_1 \dots i_{k-1}}^{(n)}$	$Y_{i_1}^{(n)}$	$Y_{i_2}^{(n)}$	$Y_{i_3}^{(n)}$	$Q_{i_1}^{(n)}$	$Q_{i_2}^{(n)}$	$Q_{i_3}^{(n)}$	$Q_{\eta_{i_1}}^{(n)}$	$Q_{\eta_{i_2}}^{(n)}$	$Q_{\eta_{i_3}}^{(n)}$	$Q_{\eta_{i_1}, \eta_{i_2}}^{(n)}$	$Q_{\eta_{i_1}, \eta_{i_3}}^{(n)}$	$Q_{\eta_{i_2}, \eta_{i_3}}^{(n)}$	$Q_{\eta_{i_1}, \eta_{i_2}, \eta_{i_3}}^{(n)}$	
$Y_1^{(1)}$	$y_1^{(1)}$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
$Y_2^{(1)}$	0	$w_2^{(1)}$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
$Y_{\eta_1}^{(1)}$	0	0	$w_{\eta_1}^{(1)}$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
$Q_{i_1}^{(2)}$	0	0	0	0	$w_{i_1}^{(2)}$	$w_{i_2}^{(2)}$	$w_{i_3}^{(2)}$	$w_{\eta_{i_1}}^{(2)}$	$w_{\eta_{i_2}}^{(2)}$	$w_{\eta_{i_3}}^{(2)}$	0	0	0	
$Q_{i_2}^{(2)}$	0	0	0	$w_{i_1}^{(2)}$	$w_{i_2}^{(2)}$	$w_{i_3}^{(2)}$	0	$w_{\eta_{i_1}}^{(2)}$	$w_{\eta_{i_2}}^{(2)}$	$w_{\eta_{i_3}}^{(2)}$	$w_{\eta_{i_1}, \eta_{i_2}}^{(2)}$	$w_{\eta_{i_1}, \eta_{i_3}}^{(2)}$	$w_{\eta_{i_2}, \eta_{i_3}}^{(2)}$	
$Q_{\eta_{i_2}, 1}$	0	0	0	$w_{\eta_{i_2}, 1}^{(2)}$	$w_{\eta_{i_2}, 2}^{(2)}$	$w_{\eta_{i_2}, 3}^{(2)}$	0	$w_{\eta_{i_1}, \eta_{i_2}, 1}^{(2)}$	$w_{\eta_{i_1}, \eta_{i_2}, 2}^{(2)}$	$w_{\eta_{i_1}, \eta_{i_2}, 3}^{(2)}$	$w_{\eta_{i_1}, \eta_{i_2}, \eta_{i_3}}^{(2)}$	0	0	
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
$Q_{i_1}^{(3)}$	0	0	0	$w_{i_1}^{(3)}$	$w_{i_2}^{(3)}$	$w_{i_3}^{(3)}$	0	$w_{\eta_{i_1}}^{(3)}$	$w_{\eta_{i_2}}^{(3)}$	$w_{\eta_{i_3}}^{(3)}$	$w_{\eta_{i_1}, \eta_{i_2}}^{(3)}$	$w_{\eta_{i_1}, \eta_{i_3}}^{(3)}$	$w_{\eta_{i_2}, \eta_{i_3}}^{(3)}$	0
$Q_{i_2}^{(3)}$	0	0	0	$w_{i_1}^{(3)}$	$w_{i_2}^{(3)}$	$w_{i_3}^{(3)}$	0	$w_{\eta_{i_1}}^{(3)}$	$w_{\eta_{i_2}}^{(3)}$	$w_{\eta_{i_3}}^{(3)}$	$w_{\eta_{i_1}, \eta_{i_2}}^{(3)}$	$w_{\eta_{i_1}, \eta_{i_3}}^{(3)}$	$w_{\eta_{i_2}, \eta_{i_3}}^{(3)}$	0
$Q_{\eta_{i_3}, 1}$	0	0	0	$w_{\eta_{i_3}, 1}^{(3)}$	$w_{\eta_{i_3}, 2}^{(3)}$	$w_{\eta_{i_3}, 3}^{(3)}$	0	$w_{\eta_{i_1}, \eta_{i_3}, 1}^{(3)}$	$w_{\eta_{i_1}, \eta_{i_3}, 2}^{(3)}$	$w_{\eta_{i_1}, \eta_{i_3}, 3}^{(3)}$	$w_{\eta_{i_1}, \eta_{i_2}, \eta_{i_3}}^{(3)}$	0	0	
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
$Q_{i_1}^{(4)}$	0	0	0	$w_{i_1}^{(4)}$	$w_{i_2}^{(4)}$	$w_{i_3}^{(4)}$	0	$w_{\eta_{i_1}}^{(4)}$	$w_{\eta_{i_2}}^{(4)}$	$w_{\eta_{i_3}}^{(4)}$	$w_{\eta_{i_1}, \eta_{i_2}}^{(4)}$	$w_{\eta_{i_1}, \eta_{i_3}}^{(4)}$	$w_{\eta_{i_2}, \eta_{i_3}}^{(4)}$	0
$Q_{i_2}^{(4)}$	0	0	0	$w_{i_1}^{(4)}$	$w_{i_2}^{(4)}$	$w_{i_3}^{(4)}$	0	$w_{\eta_{i_1}}^{(4)}$	$w_{\eta_{i_2}}^{(4)}$	$w_{\eta_{i_3}}^{(4)}$	$w_{\eta_{i_1}, \eta_{i_2}}^{(4)}$	$w_{\eta_{i_1}, \eta_{i_3}}^{(4)}$	$w_{\eta_{i_2}, \eta_{i_3}}^{(4)}$	0
$Q_{\eta_{i_3}, 1}$	0	0	0	$w_{\eta_{i_3}, 1}^{(4)}$	$w_{\eta_{i_3}, 2}^{(4)}$	$w_{\eta_{i_3}, 3}^{(4)}$	0	$w_{\eta_{i_1}, \eta_{i_3}, 1}^{(4)}$	$w_{\eta_{i_1}, \eta_{i_3}, 2}^{(4)}$	$w_{\eta_{i_1}, \eta_{i_3}, 3}^{(4)}$	$w_{\eta_{i_1}, \eta_{i_2}, \eta_{i_3}}^{(4)}$	0	0	
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
$Q_{i_1}^{(k)}$	0	0	0	$w_{i_1}^{(k)}$	$w_{i_2}^{(k)}$	$w_{i_3}^{(k)}$	0	$w_{\eta_{i_1}}^{(k)}$	$w_{\eta_{i_2}}^{(k)}$	$w_{\eta_{i_3}}^{(k)}$	$w_{\eta_{i_1}, \eta_{i_2}}^{(k)}$	$w_{\eta_{i_1}, \eta_{i_3}}^{(k)}$	$w_{\eta_{i_2}, \eta_{i_3}}^{(k)}$	0
$Q_{i_2}^{(k)}$	0	0	0	$w_{i_1}^{(k)}$	$w_{i_2}^{(k)}$	$w_{i_3}^{(k)}$	0	$w_{\eta_{i_1}}^{(k)}$	$w_{\eta_{i_2}}^{(k)}$	$w_{\eta_{i_3}}^{(k)}$	$w_{\eta_{i_1}, \eta_{i_2}}^{(k)}$	$w_{\eta_{i_1}, \eta_{i_3}}^{(k)}$	$w_{\eta_{i_2}, \eta_{i_3}}^{(k)}$	0
$Q_{\eta_{i_3}, 1}$	0	0	0	$w_{\eta_{i_3}, 1}^{(k)}$	$w_{\eta_{i_3}, 2}^{(k)}$	$w_{\eta_{i_3}, 3}^{(k)}$	0	$w_{\eta_{i_1}, \eta_{i_3}, 1}^{(k)}$	$w_{\eta_{i_1}, \eta_{i_3}, 2}^{(k)}$	$w_{\eta_{i_1}, \eta_{i_3}, 3}^{(k)}$	$w_{\eta_{i_1}, \eta_{i_2}, \eta_{i_3}}^{(k)}$	0	0	
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
$Q_{i_1}^{(k+1)}$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
$Q_{i_2}^{(k+1)}$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
$Q_{\eta_{i_3}, 1}$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

$$\Delta = r_1^2$$

Desenvolvendo este determinante pelo método de Cauchy, vem:

$$\begin{aligned} \Delta = & r_1^2 r_2^2 \cdots r_k^2 \left\{ n_1^{(1)} n_2^{(2)} \cdots n_{r_1}^{(1)} D - \sum_{i_1, \dots, i_k+1} y_{i_1 i_2 \dots i_k+1}^2 - \right. \\ & - \left[y_1^{(1)} \right]^2 n_2^{(1)} \cdots n_{r_1}^{(1)} D - \left[y_2^{(1)} \right]^2 n_1^{(1)} n_3^{(1)} \cdots n_{r_1}^{(1)} D - \dots \\ & \dots - \left[y_{r_1}^{(1)} \right]^2 n_1^{(1)} \cdots n_{r_1-1}^{(1)} D - \\ & - n_1^{(1)} n_2^{(1)} \cdots n_{r_1}^{(1)} \sum_{\delta=2}^k \sum_{\gamma=2}^k \sum_{i_\delta=1}^{r_\delta-1} \sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma-1} Q_{i_\gamma}^{(\gamma)} Q_{i_\delta}^{(\delta)} \times \\ & \left. D_{(r_2 + \dots + r_{\gamma-1} - (\gamma-2) + i_\gamma) \cdot (r_2 + \dots + r_{\delta-1} - (\delta-2) + i_\delta)}^* \right\} \end{aligned}$$

onde

$$D_{(r_2 + \dots + r_{\gamma-1} - (\gamma-2) + i_\gamma) \cdot (r_2 + \dots + r_{\delta-1} - (\delta-2) + i_\delta)}^*$$

é o cofator do elemento que ocupa a linha $(r_2 + \dots + r_{\gamma-1} - (\gamma-2) + i_\gamma)$ e a coluna $(r_2 + \dots + r_{\delta-1} - (\delta-2) + i_\delta)$ no determinante D dado por:

$$\begin{array}{cccccc}
m_{11}^{[2,2]} & m_{12}^{[2,2]} & \dots & m_{1n_2^{-1}}^{[2,2]} & m_{11}^{[2,3]} & \dots & m_{11}^{[2,k-1]} \\
m_{21}^{[2,2]} & m_{22}^{[2,2]} & \dots & m_{2n_2^{-1}}^{[2,2]} & m_{21}^{[2,3]} & \dots & m_{21}^{[2,k-1]} \\
& \vdots & & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\
m_{n_2^{-1}1}^{[2,2]} & m_{n_2^{-1}2}^{[2,2]} & \dots & m_{n_2^{-1}n_2^{-1}}^{[2,2]} & m_{n_2^{-1}1}^{[2,3]} & \dots & m_{n_2^{-1}1}^{[2,k-1]} \\
m_{11}^{[2,3]} & m_{12}^{[2,3]} & \dots & m_{1n_3^{-1}}^{[2,3]} & m_{11}^{[3,3]} & \dots & m_{11}^{[3,k-1]} \\
m_{21}^{[2,3]} & m_{22}^{[2,3]} & \dots & m_{2n_3^{-1}}^{[2,3]} & m_{21}^{[3,3]} & \dots & m_{21}^{[3,k-1]} \\
& \vdots & & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\
m_{n_3^{-1}1}^{[2,3]} & m_{n_3^{-1}2}^{[2,3]} & \dots & m_{n_3^{-1}n_3^{-1}}^{[2,3]} & m_{n_3^{-1}1}^{[3,3]} & \dots & m_{n_3^{-1}1}^{[3,k-1]} \\
m_{12}^{[2,3]} & m_{13}^{[2,3]} & \dots & m_{1n_4^{-1}}^{[2,3]} & m_{12}^{[3,3]} & \dots & m_{12}^{[3,k-1]} \\
m_{22}^{[2,3]} & m_{23}^{[2,3]} & \dots & m_{2n_4^{-1}}^{[2,3]} & m_{22}^{[3,3]} & \dots & m_{22}^{[3,k-1]} \\
& \vdots & & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\
m_{n_4^{-1}1}^{[2,3]} & m_{n_4^{-1}2}^{[2,3]} & \dots & m_{n_4^{-1}n_4^{-1}}^{[2,3]} & m_{n_4^{-1}1}^{[3,3]} & \dots & m_{n_4^{-1}1}^{[3,k-1]} \\
D = & & & & & & \\
m_{11}^{[2,k-1]} & m_{12}^{[2,k-1]} & \dots & m_{1n_k^{-1}}^{[2,k-1]} & m_{11}^{[3,k-1]} & \dots & m_{11}^{[k-1,k-1]} \\
m_{21}^{[2,k-1]} & m_{22}^{[2,k-1]} & \dots & m_{2n_k^{-1}}^{[2,k-1]} & m_{21}^{[3,k-1]} & \dots & m_{21}^{[k-1,k-1]} \\
& \vdots & & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\
m_{n_k^{-1}1}^{[2,k-1]} & m_{n_k^{-1}2}^{[2,k-1]} & \dots & m_{n_k^{-1}n_k^{-1}}^{[2,k-1]} & m_{n_k^{-1}1}^{[3,k-1]} & \dots & m_{n_k^{-1}1}^{[k-1,k-1]}
\end{array}$$

Finalmente, notando que

$$\Delta_{\text{oo}} = r_1^2 r_2^2 \dots r_k^2 n_1^{(1)} n_2^{(1)} \dots n_{r_1}^{(1)} \cdot D,$$

então, temos:

$$\begin{aligned} n \hat{\sigma}_{\Omega}^2 &= \sum_{i_1, \dots, i_{k+1}} y_{i_1 i_2 \dots i_{k+1}}^2 - \frac{\sum_{i_1=1}^{r_1} [Y_{i_1}^{(1)}]}{n_{i_1}^{(1)}} - \\ &- \sum_{\delta=2}^k \sum_{\gamma=2}^{r_{\delta}-1} \sum_{i_{\delta}=1}^{r_{\gamma}-1} Q_{i_{\gamma}}^{(\gamma)} Q_{i_{\delta}}^{(\delta)}. \end{aligned} \quad (2.17)$$

onde:

$$\begin{aligned} D^{(r_2 + \dots + r_{\gamma-1} - (\gamma-2) + i_{\gamma}) \cdot (r_2 + \dots + r_{\delta-1} - (\delta-2) + i_{\delta})} &= \\ = \frac{1}{D} D^{*(r_2 + \dots + r_{\gamma-1} - (\gamma-2) + i_{\gamma}) \cdot (r_2 + \dots + r_{\delta-1} - (\delta-2) + i_{\delta})} & \end{aligned}$$

Vejamos, agora, $n \hat{\sigma}_{\Omega_B}^2 = \frac{\Delta'}{\Delta_{\text{oo}}}$, onde Δ'_{oo} é o cofator de $\Sigma y_{i_1 \dots i_{k+1}}^2$ que por sua vez é dado por:

=

Adicionando-se à $(r_1 + r_2 + \dots + r_{\beta-1} + 2)^{ma}$ linha (coluna), isto é, à encabeçada por $Y_1^{(\beta)}$ a soma das linhas (colunas) encabeçadas por $Y_2^{(\beta)}, Y_3^{(\beta)}, \dots, Y_{r_\beta}^{(\beta)}$ e da linha (coluna) assim obtida subtraindo-se a linha (coluna) encabeçada por Y vem, depois de desenvolvido o determinante sucessivamente em função da $(r_1 + r_2 + \dots + r_{\beta-1} + 2)^{ma}$ linha (coluna) e das colunas (linhas) $(r_1 + r_2 + \dots + r_k + k + 3), (r_1 + r_2 + \dots + r_k + k + 4), \dots, (r_1 + r_2 + \dots + r_k + k + r_\beta + 1)$:

$$\Delta\omega_0 = r^2$$

Comparando êste determinante com o Δ dado pela (2.11), vemos que êles são formalmente iguais, diferindo apenas na ordem.

Admitindo-se que $\beta \neq 1$, podemos, então, baseados no valor de Δ , escrever para valor de Δ_{ω_β} :

$$\begin{aligned}
 n \hat{\sigma}_{\omega_\beta}^2 &= \sum_{i_1 i_2 \dots i_{k+1}} y_{i_1 i_2 \dots i_{k+1}}^2 - \sum_{i_1=1}^{r_1} \frac{[Y_{i_1}^{(1)}]^2}{n_{i_1}^{(1)}} - \\
 &- \sum_{\gamma=2}^{\beta-1} \sum_{\delta=2}^{\beta-1} \sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma-1} \sum_{i_\delta=1}^{r_\delta-1} Q_{i_\gamma}^{(\gamma)} Q_{i_\delta}^{(\delta)} \\
 &\quad D_\beta^{(r_2 + \dots + r_{\gamma-1} - (\gamma-2) + i_\gamma), (r_2 + \dots + r_{\delta-1} - (\delta-2) + i_\delta)} \\
 &- 2 \sum_{\gamma=2}^{\beta-1} \sum_{\delta=\beta+1}^k \sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma-1} \sum_{i_\delta=1}^{r_\delta-1} Q_{i_\gamma}^{(\gamma)} Q_{i_\delta}^{(\delta)} \\
 &\quad D_\beta^{(r_2 + \dots + r_{\gamma-1} - (\gamma-2) + i_\gamma), (r_2 + \dots + r_{\delta-1} - (\delta-3) + i_\delta)} \\
 &- \sum_{\delta=\beta+1}^k \sum_{\gamma=\beta+1}^k \sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma-1} \sum_{i_\delta=1}^{r_\delta-1} Q_{i_\gamma}^{(\gamma)} Q_{i_\delta}^{(\delta)} \\
 &\quad D_\beta^{(r_2 + \dots + r_{\gamma-1} - (\gamma-3) + i_\gamma), (r_2 + \dots + r_{\delta-1} - (\delta-3) + i_\delta)} \\
 &\quad (\beta = 2, \dots, k)
 \end{aligned}$$

ou, mais genericamente:

$$\begin{aligned}
 n \hat{\sigma}_{\omega_\beta}^2 &= \sum_{i_1 \dots i_{k+1}} y_{i_1 \dots i_{k+1}}^2 - \sum_{i_1=1}^{r_1} \frac{[Y_{i_1}^{(1)}]^2}{n_{i_1}^{(1)}} - \\
 &- \sum_{\delta=2}^k \sum_{\gamma=2}^k \sum_{i_\gamma=2}^{r_\gamma-1} \sum_{i_\delta=1}^{r_\delta-1} Q_{i_\gamma}^{(\gamma)} Q_{i_\delta}^{(\delta)} \\
 &\quad \cdot D_\beta^{(r_2 + \dots + r_{\beta-1} + r_{\beta+1} + \dots + r_{\gamma-1} - (\gamma-2-\theta_{\gamma\beta}) + i_\gamma),} \\
 &\quad \quad (r_2 + \dots + r_{\beta-1} + r_{\beta+1} + \dots + r_{\delta-1} - (\delta-2-\theta_{\delta\beta}) + i_\delta) \\
 &\quad \quad (2.18) \\
 &\quad (\beta = 2, \dots, k)
 \end{aligned}$$

onde

$$\theta_{\gamma\beta} = \begin{cases} 1 & \text{se } \gamma > \beta \\ 0 & \text{se } \gamma \leq \beta \end{cases}$$

e D_β é dado por:

Um raciocínio totalmente análogo nos levaria a escrever para valor de $n \hat{\sigma}_{\omega_1}^2$, por exemplo *, a expressão:

$$n \hat{\sigma}_{\omega_1}^2 = \sum_{i_1, \dots, i_{k+1}} y_{i_1 \dots i_{k+1}}^2 - \frac{\sum_{i_2=1}^{r_2} \left[Y_{i_2}^{(2)} \right]^2}{n_{i_2}^{(2)}} -$$

(2.20)

$$- \sum_{\delta=3}^k \sum_{\gamma=3}^k \sum_{i_\delta=1}^{r_\delta-1} \sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma-1} Q_{i_\gamma}^{(\gamma)} Q_{i_\delta}^{(\delta)}$$

$$D_1 (r_3 + \dots + r_{\gamma-1} - (\gamma-3) + i_\gamma), (r_3 + \dots + r_{\delta-1} - (\delta-3) + i_\delta)$$

onde:

$$Q_{i_\gamma}^{(\gamma)} = Y_{i_\gamma}^{(\gamma)} - \frac{\sum_{i_2=1}^{r_2} \frac{n_{i_2 i_\gamma}^{(2,\gamma)}}{n_{i_2}^{(2)}} Y_{i_2}^{(2)}}{\left| \begin{array}{l} \gamma = 3, \dots, k \\ i_\gamma = 1, \dots, r_\gamma \end{array} \right.}$$

(2.21)

e D_1 é dado por:

* Dissemos, por exemplo, porque o valor de $n \hat{\sigma}_{\omega_1}^2$ pode ser expresso usando como pivô não o 2º critério classificador, mas qualquer outro dentre os $(k-1)$ critérios. Se preferimos o 2º critério é apenas por facilidade notatória.

11

e

$$m'_{i_\beta i_\gamma} = \begin{cases} \text{se } \gamma \neq \beta : n_{i_\beta i_\gamma}^{(\beta, \gamma)} - \sum_{i_2=1}^{r_2} \frac{n_{i_2 i_\beta}^{(2, \beta)} n_{i_2 i_\gamma}^{(2, \gamma)}}{n_{i_2}^{(2)}} \\ \text{se } \gamma = \beta \text{ e } \begin{cases} i_\gamma = i_\beta : n_{i_\beta}^{(\beta)} - \sum_{i_2=1}^{r_2} \frac{n_{i_2 i_\beta}^{(2, \beta)} n_{i_2 i_\gamma}^{(2, \gamma)}}{n_{i_2}^{(2)}} \\ i_\gamma \neq i_\beta : - \sum_{i_2=1}^{r_2} \frac{n_{i_2 i_\beta}^{(2, \beta)} n_{i_2 i_\gamma}^{(2, \gamma)}}{n_{i_2}^{(2)}} \end{cases} \\ \gamma = \beta, \beta + 1, \dots, k \\ \beta = 3, 4, \dots, k \end{cases}$$

Os resultados (2.18) e (2.20) juntamente com a (2.17), nos permitem escrever:

$$\begin{aligned} n \hat{\sigma}_{\omega_1}^2 - n \hat{\sigma}_\Omega^2 &= \sum_{i_1=1}^{r_1} \frac{[Y_{i_1}^{(1)}]^2}{n_{i_1}^{(1)}} - \sum_{i_2=1}^{r_2} \frac{[Y_{i_2}^{(2)}]^2}{n_{i_2}^{(2)}} + \\ &+ \sum_{\delta=2}^k \sum_{\gamma=2}^k \sum_{i_\delta=1}^{r_\delta-1} \sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma-1} Q'_{i_\gamma}^{(\gamma)} Q'_{i_\delta}^{(\delta)} \\ &D^{(r_2 + \dots + r_{\gamma-1} - (\gamma-2) + i_\gamma), (r_2 + \dots + r_{\delta-1} - (\delta-2) + i_\delta)} \\ &- \sum_{\delta=3}^k \sum_{\gamma=3}^k \sum_{i_\delta=1}^{r_\delta-1} \sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma-1} Q'_{i_\gamma}^{(\gamma)} Q'_{i_\delta}^{(\delta)} \\ &D_1^{(r_3 + \dots + r_{\gamma-1} - (\gamma-3) + i_\gamma), (r_3 + \dots + r_{\delta-1} - (\delta-3) + i_\delta)} \\ (2.23) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} n \hat{\sigma}_{\omega_\beta}^2 - n \hat{\sigma}_\Omega^2 &= \sum_{\delta=2}^k \sum_{\gamma=2}^k \sum_{i_\delta=1}^{r_\delta-1} \sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma-1} Q_{i_\gamma}^{(\gamma)} Q_{i_\delta}^{(\delta)} \\ &D^{(r_2 + \dots + r_{\gamma-1} - (\gamma-2) + i_\gamma), (r_2 + \dots + r_{\delta-1} - (\delta-2) + i_\delta)} \\ (2.24) \end{aligned}$$

$$= \sum_{\delta=2}^k \sum_{\gamma=2}^k \sum_{i_\delta=1}^{r_\delta-1} \sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma-1} Q_{i_\gamma}^{(\gamma)} Q_{i_\delta}^{(\delta)}$$

$$D_\beta (r_2 + \dots + r_{\beta-1} + r_{\beta+1} + \dots + r_{\gamma-1} - (\gamma-2-\theta_{\gamma\beta}) + i_\gamma),$$

$$(r_2 + \dots + r_{\beta-1} + r_{\beta+1} + \dots + r_{\delta-1} - (\delta-2-\theta_{\delta\beta}) + i_\delta)$$

$$(\beta = 2, \dots, k)$$

e portanto, o teste da hipótese $H_0: E_{i_1}^{(1)} = 0$, ($i_1 = 1, \dots, r_1$) será realizado através de:

$$P = \frac{1}{r_1 - 1} \left\{ \sum_{i_1=1}^{r_1} \left[\frac{Y_{i_1}}{n_{i_1}} \right]^2 - \sum_{i_2=1}^{r_2} \left[\frac{Y_{i_2}}{n_{i_2}} \right]^2 + \sum_{\delta=2}^k \sum_{j=1}^{r_\delta} \sum_{i_\delta=1}^{r_{\delta-1}} q_{i_\delta}^{(\beta)} D^{(r_2+\dots+r_{\delta-1}-(\gamma-2)+1)j}, (r_2+\dots+r_{\delta-1}-(\delta-2)+1)j) \right\}$$

$$-\frac{1}{n - r_1 - r_2 - \dots - r_k - k - 1} \left\{ \sum_{i_1, \dots, i_{k+1}} y_{i_1, \dots, i_{k+1}}^2 - \sum_{i_1=1}^{r_1} \left[\frac{Y_{i_1}}{n_{i_1}} \right]^2 - \sum_{\delta=2}^k \sum_{j=1}^{r_\delta} \sum_{i_\delta=1}^{r_{\delta-1}} q_{i_\delta}^{(\beta)} D^{(r_2+\dots+r_{\delta-1}-(\gamma-2)+1)j}, (r_2+\dots+r_{\delta-1}-(\delta-2)+1)j) \right\}$$

(2.25)

a qual tem distribuição F com $(r_1 - 1)$ e $(n - r_1 - r_2 - \dots - r_k + k - 1)$ graus de liberdade.

O teste da hipótese $H_0: E_{i_1}^{(\beta)} = 0$, ($i_1 = 1, \dots, r_1$ para $\beta = 2, \dots, k$

será feito através de:

$$P = \frac{1}{r_\beta - 1} \left\{ \sum_{\delta=2}^k \sum_{j=1}^{r_\delta} \sum_{i_\delta=1}^{r_{\delta-1}} q_{i_\delta}^{(\beta)} D^{(r_2+\dots+r_{\delta-1}-(\gamma-2)+1)j}, (r_2+\dots+r_{\delta-1}-(\delta-2)+1)j) - \sum_{\delta=2}^k \sum_{j=2}^k \sum_{i_\delta=1}^{r_{\delta-1}} q_{i_\delta}^{(\beta)} D^{(r_2+\dots+r_{\delta-1}-(\gamma-2)+1)j}, (r_2+\dots+r_{\delta-1}-(\delta-2)+1)j) \right\}$$

$$-\frac{1}{n - r_1 - r_2 - \dots - r_k - k - 1} \left\{ \sum_{i_1, \dots, i_{k+1}} y_{i_1, \dots, i_{k+1}}^2 - \sum_{i_1=1}^{r_1} \left[\frac{Y_{i_1}}{n_{i_1}} \right]^2 - \sum_{\delta=2}^k \sum_{j=1}^{r_\delta} \sum_{i_\delta=1}^{r_{\delta-1}} q_{i_\delta}^{(\beta)} D^{(r_2+\dots+r_{\delta-1}-(\gamma-2)+1)j}, (r_2+\dots+r_{\delta-1}-(\delta-2)+1)j) \right\}$$

(2.26)

a qual tem distribuição F com $(r - 1)$ e $(n - r_1 - r_2 - \dots - r_k + k - 1)$ graus de liberdade

Estes resultados, para maior comodidade podem ser postos sob as formas tabelares que seguem:

$$\text{Teste de } E_{\beta}^{(\beta)} = 0 \quad (\beta = 1, \dots, k) \quad r_{\beta} = (\beta = 2, \dots, k)$$

Variável derivada	G. L.	Variável	P
Aditão de $E_{\beta}^{(\beta)}$	$\sum_{\gamma=1}^k r_{\gamma} - (k-2)$	$\sum_{i_1=1}^{r_1} \frac{\left[\begin{smallmatrix} r_{i_1} & 2 \\ \gamma & 1 \end{smallmatrix} \right]}{n_{i_1}^{(1)}} + \sum_{d=2}^k \sum_{\gamma=2}^{r_{\gamma}-1} \frac{r_{\gamma}-1}{i_{\gamma}^{(1)}} q_{i_{\gamma} d}^{(\delta)}$	$\frac{R\beta}{\sum_{\gamma=1}^k r_{\gamma} + (k-1)}$
$m, E_{\beta}^{(2)}, E_{\beta}^{(\beta-1)}$	$n, E_{\beta}^{(2)}, E_{\beta}^{(\beta-1)}$	$(r_2 + \dots + r_{\beta-1} - 1 + r_{\beta+1} + \dots + r_{\beta-1})^{-(\delta-2-\theta_{\beta-1})}$	$n = \sum_{\gamma=1}^k r_{\gamma} + (k-1)$
$E_{\beta}^{(\beta+1)}, E_{\beta}^{(k)}$	$r_{\beta} - 1$	diferença = r_{β}	
Aditão de $E_{\beta}^{(\beta)}$	$\sum_{\gamma=1}^k r_{\gamma} - (k-1)$	$\sum_{i_1=1}^{r_1} \frac{\left[\begin{smallmatrix} r_{i_1} & 2 \\ \gamma & 1 \end{smallmatrix} \right]}{n_{i_1}^{(1)}} + \sum_{d=2}^k \sum_{\gamma=2}^{r_{\gamma}-1} \frac{r_{\gamma}-1}{i_{\gamma}^{(1)}} q_{i_{\gamma} d}^{(\delta)}$	$(r_2 + \dots + r_{\beta-1} - 1 - (\delta-2+\theta_{\beta-1})^{-(\delta-2+\theta_{\beta})})$
$m, E_{\beta}^{(1)}, E_{\beta}^{(k)}$	$n = \sum_{\gamma=1}^k r_{\gamma} + (k-1)$	diferença = R	
Resíduo	n	$\sum_{i_1=1}^{r_1} \dots \sum_{i_k=1}^{r_k} \sum_{i_{k+1}=1}^{r_{k+1}} y_{i_1 \dots i_{k+1}}^2$	
Total			

$$\text{Teste de } E_{i_1}^{(1)} = 0 \quad (i_1 = 1, 2, \dots, r_1)$$

Variação derivada a	G. L.	Variação	F
Adatação de $m, E_{i_2}, \dots, E_{i_k}$	$\sum_{j=2}^k r_j - (k-2)$	$\sum_{i_2=1}^{r_2} \frac{\left[Y_{i_2}^{(2)} \right]}{n_{i_2}^{(2)}} + \sum_{j=3}^k \sum_{i_j=1}^{r_{j-1}} q_{i_j j}^{(j)}$	$\frac{R_1}{n - \sum_{j=1}^{k-1} r_j + (k-1)}$
$E_{i_1}^{(1)}$	$r_1 - 1$	diferença = R_1	
Adatação de $m, E_{i_1}^{(1)}, E_{i_2}, \dots, E_{i_k}$	$\sum_{j=1}^k r_j - (k-1)$	$\sum_{i_1=1}^{r_1} \frac{\left[Y_{i_1}^{(1)} \right]^2}{n_{i_1}^{(1)}} + \sum_{j=2}^k \sum_{i_j=1}^{r_{j-1}} q_{i_j j}^{(j)}$	
Total	$n - \sum_{j=1}^k r_j + k-1$	diferença = R	
		$\sum_{i_1=1}^{r_1} \sum_{i_2=1}^{r_2} \sum_{i_3=1}^{r_3} \dots \sum_{i_{k+1}=1}^{r_{k+1}} Y_{i_1 \dots i_{k+1}}^2$	

3 — 1.^o caso particular: números proporcionais de observações por cela, isto é,

$$n_{i_1 i_2 \dots i_k} = \frac{n_{i_1}^{(1)} n_{i_2}^{(2)} \dots n_{i_k}^{(k)}}{n^{k-1}} \quad (3.1)$$

Vejamos, em primeiro lugar a expressão que $n_{\sigma_0^2}$ assume neste caso.

Para tanto, começemos pela determinação de $m_{i_\beta i_\gamma}^{[\beta, \gamma]}$ dado pela (2.14) sob a condição (3.1). Subsiste:

$$\sum_{i_1=1}^{r_1} \frac{n_{i_1 i_\beta}^{(1, \beta)} n_{i_1 i_\gamma}^{(1, \gamma)}}{n_{i_1}^{(1)}} = \sum_{i_1=1}^{r_1} \frac{\frac{n_{i_1}^{(1)} n_{i_\beta}^{(\beta)}}{n}}{n_{i_1}^{(1)}} = \frac{n_{i_\beta}^{(\beta)} n_{i_\gamma}^{(\gamma)}}{n}$$

$$e \quad n_{i_\beta i_\gamma}^{(\beta, \gamma)} = \frac{n_{i_\beta}^{(\beta)} n_{i_\gamma}^{(\gamma)}}{n}, \text{ então:}$$

Com isto, D , dado pela (2.17), torna-se:

$$\begin{array}{ccccccccc}
& \frac{n_1^{(2)}(n - n_1^{(2)})}{n} & \frac{n_1^{(2)}n_2^{(2)}}{n} & & & & & & \\
& -\frac{n_1^{(2)}n_2^{(2)}}{n} & \frac{n_2^{(2)}(n - n_2^{(2)})}{n} & \dots & & & & & \\
& & -\frac{n_2^{(2)}n_{n_2-1}^{(2)}}{n} & \dots & & & & & \\
& & & \ddots & & & & & \\
& & & & \frac{(n_2^{(2)}n_{n_2-1}^{(2)})}{n} & \dots & & & \\
& & & & -\frac{n_2^{(2)}n_{n_2-1}^{(2)}}{n} & \dots & & & \\
& & & & & \frac{(n_2^{(2)}(n - n_{n_2-1}^{(2)})}{n} & \dots & & \\
& & & & & -\frac{n_2^{(2)}n_{n_2-1}^{(2)}}{n} & \dots & & \\
& & & & & & \ddots & & \\
& & & & & & & \frac{(n_2^{(2)}(n - n_{n_2-1}^{(2)})}{n} & \\
& & & & & & & -\frac{n_2^{(2)}n_{n_2-1}^{(2)}}{n} & \\
& & & & & & & & \ddots \\
& & & & & & & & & 0
\end{array}$$

$D =$

(3,3)

Refere-se a um resultado como o obtido, dizendo que estamos diante de um caso em que há ortogonalidade.

O resultado mostra ainda que a obtenção da matriz inversa da matriz tendo D por determinante depende exclusivamente de se encontrar a matriz inversa da matriz:

$$(3.4) \quad [d_\gamma] = \begin{bmatrix} \frac{n_1^{(\gamma)}}{n} (n - n_1^{(\gamma)}) - \frac{n_1^{(\gamma)} n_2^{(\gamma)}}{n} \dots - \frac{n_1^{(\gamma)} n_{r_\gamma-1}^{(\gamma)}}{n} \\ - \frac{n_1^{(\gamma)} n_2^{(\gamma)}}{n} \quad \frac{n_2^{(\gamma)}}{n} (n - n_2^{(\gamma)}) \dots - \frac{n_2^{(\gamma)} n_{r_\gamma-1}^{(\gamma)}}{n} \\ \vdots \quad \vdots \quad \vdots \\ - \frac{n_1^{(\gamma)} n_{r_\gamma-1}^{(\gamma)}}{n} - \frac{n_2^{(\gamma)} n_{r_\gamma-1}^{(\gamma)}}{n} \dots - \frac{n_{r_\gamma-1}^{(\gamma)} (n - n_{r_\gamma-1}^{(\gamma)})}{n} \end{bmatrix} \quad (\gamma = 2, 3, \dots, k)$$

de que nos ocuparemos daqui a um instante.

Antes, porém, notemos que a expressão:

$$\sum_{\gamma=2}^k \sum_{\delta=2}^k \sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma-1} \sum_{i_\delta=1}^{r_\delta-1} Q_{i_\gamma}^{(\gamma)} Q_{i_\delta}^{(\delta)} D^{(r_2 + \dots + r_{\gamma-1} - (\gamma-2) + i_\gamma) (r_2 + \dots + r_{\delta-1} - (\delta-2) + i_\delta)}$$

entrante em $n \hat{\sigma}_Q^2$ dado pela (2.17), torna-se, no caso em apreço:

$$(3.5) \quad \begin{aligned} & \sum_{\gamma=2}^k \sum_{i_\gamma, j_\gamma=1}^{r_\gamma-1} Q_{i_\gamma}^{(\gamma)} Q_{j_\gamma}^{(\gamma)} d_\gamma^{i_\gamma j_\gamma} \\ &= \sum_{\gamma=2}^k \sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma-1} \left[Q_{i_\gamma}^{(\gamma)} \right]^2 d_\gamma^{i_\gamma i_\gamma} + \sum_{\gamma=2}^k \sum_{i_\gamma \neq j_\gamma=1}^{r_\gamma-1} Q_{i_\gamma}^{(\gamma)} Q_{j_\gamma}^{(\gamma)} d_\gamma^{i_\gamma j_\gamma} \end{aligned}$$

Posto isto, voltemos à determinação da matriz inversa de $[d_{\gamma}]$, começando por calcular o valor do determinante d_{γ} .

Colocando em evidência:

$$\text{na } 1.^{\text{a}} \text{ linha, } \frac{n_1^{(\gamma)}}{n}$$

$$\text{na } 2.^{\text{a}} \text{ linha, } \frac{n_2^{(\gamma)}}{n}$$

⋮

$$\text{na } (r_{\gamma} - 1)^{\text{ma}} \text{ linha, } \frac{n_{r_{\gamma}-1}^{(\gamma)}}{n}$$

vem:

$$d_{\gamma} = \frac{n_1^{(\gamma)} n_2^{(\gamma)} \dots n_{r_{\gamma}-1}^{(\gamma)}}{n^{r_{\gamma}-1}} \begin{vmatrix} (n - n_1^{(\gamma)}) & -n_2^{(\gamma)} & \dots & -n_{r_{\gamma}-2}^{(\gamma)} & -n_{r_{\gamma}-1}^{(\gamma)} \\ -n_1^{(\gamma)} & (n - n_2^{(\gamma)}) & \dots & -n_{r_{\gamma}-2}^{(\gamma)} & -n_{r_{\gamma}-1}^{(\gamma)} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ -n_1^{(\gamma)} & -n_2^{(\gamma)} & \dots & (n - n_{r_{\gamma}-2}^{(\gamma)}) & -n_{r_{\gamma}-1}^{(\gamma)} \\ -n_1^{(\gamma)} & -n_2^{(\gamma)} & \dots & -n_{r_{\gamma}-2}^{(\gamma)} & (n - n_{r_{\gamma}-1}^{(\gamma)}) \end{vmatrix} \quad (3.6)$$

De cada uma das $(r_{\gamma} - 2)$ primeiras linhas subtraindo-se a $(r_{\gamma} - 1)^{\text{ma}}$,

vem:

$$d_{\gamma} = \frac{n_1^{(\gamma)} n_2^{(\gamma)} \dots n_{r_{\gamma}-1}^{(\gamma)}}{n^{r_{\gamma}-1}} \begin{vmatrix} n & 0 & \dots & 0 & -n \\ 0 & n & \dots & 0 & -n \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & n & -n \\ -n_1^{(\gamma)} - n_2^{(\gamma)} & \dots & -n_{r_{\gamma}-2}^{(\gamma)} & (n - n_{r_{\gamma}-1}^{(\gamma)}) & \end{vmatrix} \quad (3.7)$$

Acrescentando à $(r_\gamma - 1)^{ma}$ coluna, a soma das $(r_\gamma - 2)$ primeiras colunas, vem:

$$(3.8) \quad d_\gamma = \frac{n_1^{(\gamma)} n_2^{(\gamma)} \cdots n_{r_\gamma-1}^{(\gamma)}}{n^{r_\gamma-1}} \begin{vmatrix} n & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & n & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & n & 0 \\ -n_1^{(\gamma)} & -n_2^{(\gamma)} & \dots & -n_{r_\gamma-2}^{(\gamma)} & n_{r_\gamma}^{(\gamma)} \end{vmatrix}$$

onde:

$$d = \frac{n_1^{(\gamma)} n_2^{(\gamma)} \cdots n_{r_\gamma-1}^{(\gamma)}}{n^{r_\gamma-1}} n_\gamma^{(\gamma)} n^{r_\gamma-2}$$

ou, finalmente:

$$(3.9) \quad d_\gamma = \frac{n_1^{(\gamma)} n_2^{(\gamma)} \cdots n_{r_\gamma}^{(\gamma)}}{n} \quad (\gamma = 2, \dots, k)$$

Procedendo-se de forma absolutamente análoga, obtém-se:

$$(3.10) \quad d_{i_\gamma i_\gamma}^* = \frac{n_1^{(\gamma)} \cdots n_{i_\gamma-1}^{(\gamma)} n_{i_\gamma+1}^{(\gamma)} \cdots n_{r_\gamma-1}^{(\gamma)}}{n} (n_{i_\gamma}^{(\gamma)} + n_{r_\gamma}^{(\gamma)})$$

$$(3.11) \quad d_{i_\gamma j_\gamma}^* = \frac{n_1^{(\gamma)} n_2^{(\gamma)} \cdots n_{i_\gamma}^{(\gamma)} \cdots n_{j_\gamma}^{(\gamma)} \cdots n_{r_\gamma-1}^{(\gamma)}}{n} \quad (i_\gamma \neq j_\gamma = 1, 2, \dots, r_\gamma - 1)$$

Daqui segue que os elementos da matriz inversa de $[d_\gamma]$, isto é, de $[d_\gamma]^{-1}$ são dados por:

$$(3.12) \quad d^{i_\gamma i_\gamma} = \frac{1}{n_{i_\gamma}^{(\gamma)}} + \frac{1}{n_{r_\gamma}^{(\gamma)}} \quad \left\{ \begin{array}{l} i = 1, \dots, r_\gamma - 1 \\ \gamma = 2, \dots, k \end{array} \right.$$

$$(3.13) \quad d^{i_\gamma j_\gamma} = \frac{1}{n_{r_\gamma}^{(\gamma)}} \quad (\gamma = 2, \dots, k)$$

Substituindo-se êstes resultados em (3.5) esta torna-se:

$$\begin{aligned}
 & \sum_{\gamma=2}^k \sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma-1} \left[Q_{i_\gamma}^{(\gamma)} \right]^2 \left(\frac{1}{n_{i_\gamma}^{(\gamma)}} + \frac{1}{n_{r_\gamma}^{(\gamma)}} \right) + \sum_{\gamma=2}^k \sum_{i_\gamma \neq j_\gamma=1}^{r_\gamma-1} Q_{i_\gamma}^{(\gamma)} Q_{j_\gamma}^{(\gamma)} - \frac{1}{n_{r_\gamma}^{(\gamma)}} \\
 & = \sum_{\gamma=2}^k \sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma-1} \frac{\left[Q_{i_\gamma}^{(\gamma)} \right]^2}{n_{i_\gamma}^{(\gamma)}} + \sum_{\gamma=2}^k \frac{1}{n_{r_\gamma}^{(\gamma)}} \left\{ \sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma-1} \left[Q_{i_\gamma}^{(\gamma)} \right]^2 + \sum_{i_\gamma \neq j_\gamma=1}^{r_\gamma-1} Q_{i_\gamma}^{(\gamma)} Q_{j_\gamma}^{(\gamma)} \right\} \\
 & = \sum_{\gamma=2}^k \sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma-1} \frac{\left[Q_{i_\gamma}^{(\gamma)} \right]^2}{n_{i_\gamma}^{(\gamma)}} + \sum_{\gamma=2}^k \frac{\left\{ \sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma-1} Q_{i_\gamma}^{(\gamma)} \right\}^2}{n_{r_\gamma}^{(\gamma)}} \tag{3.14}
 \end{aligned}$$

Mas, desde que, pela (2.16),

$$\sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma} Q_{i_\gamma}^{(\gamma)} = 0,$$

então, segue que:

$$\sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma-1} Q_{i_\gamma}^{(\gamma)} = -Q_{r_\gamma}^{(\gamma)}$$

Com isto a (3.14), torna-se:

$$\begin{aligned}
 & \sum_{\gamma=2}^k \sum_{i_\gamma, j_\gamma=1}^{r_\gamma-1} Q_{i_\gamma}^{(\gamma)} Q_{j_\gamma}^{(\gamma)} d_{\gamma}^{i_\gamma j_\gamma} = \\
 & = \sum_{\gamma=2}^k \sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma-1} \frac{\left[Q_{i_\gamma}^{(\gamma)} \right]^2}{n_{i_\gamma}^{(\gamma)}} + \sum_{\gamma=2}^k \frac{\left[Q_{r_\gamma}^{(\gamma)} \right]^2}{n_{r_\gamma}^{(\gamma)}} = \\
 & = \sum_{\gamma=2}^k \sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma} \frac{\left[Q_{i_\gamma}^{(\gamma)} \right]^2}{n_{i_\gamma}^{(\gamma)}} \tag{3.15}
 \end{aligned}$$

Notando que, de acordo com a (3.4), $Q_{i_\gamma}^{(\gamma)}$ é dada por:

$$\begin{aligned}
 Q_{i_\gamma}^{(\gamma)} & = Y_{i_\gamma}^{(\gamma)} - \frac{n_{i_\gamma}^{(1)} n_{i_1}^{(\gamma)}}{\frac{n}{n_{i_1}^{(1)}}} Y_{i_1}^{(1)} \\
 & = Y_{i_\gamma}^{(\gamma)} - \frac{n_{i_\gamma}^{(\gamma)}}{n} Y \tag{3.16}
 \end{aligned}$$

pode-se escrever:

$$\begin{aligned}
 & \sum_{\gamma=2}^k \sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma} \frac{\left| Y_{i_\gamma}^{(\gamma)} - \frac{n_{i_\gamma}^{(\gamma)}}{n} \cdot Y \right|^2}{n_{i_\gamma}^{(\gamma)}} = \\
 & = \sum_{\gamma=2}^k \left\{ \sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma} \frac{\left[Y_{i_\gamma}^{(\gamma)} \right]^2}{n_{i_\gamma}^{(\gamma)}} - \frac{Y^2}{n} \right\} \quad (3.17) \\
 & = \sum_{\gamma=2}^k \sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma} \frac{\left[Y_{i_\gamma}^{(\gamma)} \right]^2}{n_{i_\gamma}^{(\gamma)}} - (k-1) \frac{Y^2}{n}
 \end{aligned}$$

Substituindo a (3.17) em $n \hat{\sigma}_\Omega^2$, tem-se:

$$\begin{aligned}
 n \hat{\sigma}_\Omega^2 & = \sum y_{i_1 \dots i_{k+1}}^2 - \sum_{i_1=1}^{r_1} \frac{\left[Y_{i_1}^{(1)} \right]^2}{n_{i_1}^{(1)}} - \\
 & - \sum_{\gamma=2}^k \sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma} \frac{\left[Y_{i_\gamma}^{(\gamma)} \right]^2}{n_{i_\gamma}^{(\gamma)}} + (k-1) \frac{Y^2}{n}
 \end{aligned}$$

ou, finalmente:

$$n \hat{\sigma}_\Omega^2 = \sum y_{i_1 \dots i_{k+1}}^2 - \sum_{\gamma=1}^k \sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma} \frac{\left[Y_{i_\gamma}^{(\gamma)} \right]^2}{n_{i_\gamma}^{(\gamma)}} + (k-1) \frac{Y^2}{n} \quad (3.18)$$

3a — Vejamos, agora, $n \hat{\sigma}_{\omega_\beta}^2$ dado pela (2.18) para $\beta = 2, 3, \dots, k$.

O mesmo raciocínio que nos levou a escrever para a (2.17) a expressão (3.5) nos permite escrever para a (2.18):

$$\begin{aligned}
 n \hat{\sigma}_{\omega_\beta}^2 & = \sum_{i_1 \dots i_{k+1}} y_{i_1 \dots i_{k+1}}^2 - \sum_{i_1=1}^{r_1} \frac{\left[Y_{i_1}^{(1)} \right]^2}{n_{i_1}^{(1)}} - \\
 & - \sum_{\gamma \neq \beta=2}^k \sum_{i_\gamma, j_\gamma=1}^{r_\gamma-1} Q_{i_\gamma}^{(\gamma)} Q_{j_\gamma}^{(\gamma)} d^{i_\gamma j_\gamma} \\
 & (\beta = 2, 3, \dots, k)
 \end{aligned}$$

Pela (3.17), vem:

$$\begin{aligned}
 n \hat{\sigma}_{w_\beta}^2 &= \sum y_{i_1 \dots i_{k+1}}^2 - \sum_{i_1=1}^{r_1} \frac{\left[Y_{i_1}^{(1)} \right]^2}{n_{i_1}^{(1)}} \\
 &- \sum_{\gamma \neq \beta=2}^k \left\{ \sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma} \frac{\left[Y_{i_\gamma}^{(\gamma)} \right]^2}{n_{i_\gamma}^{(\gamma)}} - \frac{Y^2}{n} \right\} \\
 &= \sum y_{i_1 \dots i_{k+1}}^2 - \sum_{\gamma \neq \beta=1}^k \sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma} \frac{\left[Y_{i_\gamma}^{(\gamma)} \right]^2}{n_{i_\gamma}^{(\gamma)}} + (k-2) \frac{Y^2}{n} \\
 &\quad (3.19) \\
 &\quad (\beta = 2, 3, \dots, k)
 \end{aligned}$$

Um desenvolvimento em tudo análogo nos conduz ao seguinte valor de $n \hat{\sigma}_{w_1}^2$:

$$n \hat{\sigma}_{w_1}^2 = \sum y_{i_1 \dots i_{k+1}}^2 - \sum_{\gamma=2}^k \sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma} \frac{\left[Y_{i_\gamma}^{(\gamma)} \right]^2}{n_{i_\gamma}^{(\gamma)}} + (k-2) \frac{Y^2}{n}$$

A comparação desta expressão com a (3.19) nos permite, imediatamente, escrever:

$$n \hat{\sigma}_{w_\beta}^2 = \sum y_{i_1 \dots i_{k+1}}^2 - \sum_{\gamma \neq \beta} \sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma} \frac{\left[Y_{i_\gamma}^{(\gamma)} \right]^2}{n_{i_\gamma}^{(\gamma)}} + (k-2) \frac{Y^2}{n}$$

$$\text{para } \beta = 1, 2, \dots, k. \quad (3.20)$$

Daqui segue:

$$n \hat{\sigma}_{w_\beta}^2 - n \hat{\sigma}_\Omega^2 = \sum_{i_\beta=1}^{r_\beta} \frac{\left[Y_{i_\beta}^{(\beta)} \right]^2}{n_{i_\beta}^{(\beta)}} - \frac{Y^2}{n} \quad (3.21)$$

$$\text{para } \beta = 1, 2, \dots, k$$

Portanto, o teste da hipótese: $H_\beta : E_{i_\beta}^{(\beta)} = 0$

$(i = 1, 2, \dots, r_\beta)$

$(\beta = 1, 2, \dots, k)$

será feito através de:

$$F = \frac{\frac{1}{r_\beta - 1} \left\{ \sum_{i_\beta=1}^{r_\beta} \frac{[Y_{i_\beta}^{(\beta)}]^2}{n_{i_\beta}^{(\beta)}} - \frac{Y^2}{n} \right\}}{\frac{1}{n - r_1 - \dots - r_k + k - 1} \left\{ \sum_{i_1=1}^{r_1} \dots \sum_{i_{k+1}=1}^{r_{k+1}} \sum_{i_\gamma=1}^k \sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma} \frac{[Y_{i_\gamma}^{(\gamma)}]^2}{n_{i_\gamma}^{(\gamma)}} + (k-1) \frac{Y^2}{n} \right\}}$$

a qual terá distribuição F com $(r_\beta - 1)$ e $(n - r_1 - \dots - r_k + k - 1)$ gráus de liberdade para $\beta = 1, 2, \dots, k$.

Uma visão sintética dos diversos testes pode ser dada através do único quadro pelo qual se aprecia, como era aliás de se esperar, que no caso vertente há aditividade.

QUADRO (3a. 1)

Variação devida a	G.L.	Variação	F.
$E_{i_1}^{(1)}$	$r_1 - 1$	$\frac{r_1}{\sum_{i_1=1}^{r_1}} \left[\frac{Y_{i_1}^{(1)}}{n_{i_1}^{(1)}} \right]^2 - \frac{Y^2}{n}$	$\frac{1}{r_1 - 1} \left[\frac{r_1}{\sum_{i_1=1}^{r_1}} \left[\frac{Y_{i_1}^{(1)}}{n_{i_1}^{(1)}} \right]^2 - \frac{Y^2}{n} \right] \frac{R}{n - \sum_{\beta=1}^k r_\beta + (k-1)}$
$E_{i_2}^{(2)}$	$r_2 - 1$	$\frac{r_2}{\sum_{i_2=1}^{r_2}} \left[\frac{Y_{i_2}^{(2)}}{n_{i_2}^{(2)}} \right]^2 - \frac{Y^2}{n}$	$\frac{1}{r_2 - 1} \left[\frac{r_2}{\sum_{i_2=1}^{r_2}} \left[\frac{Y_{i_2}^{(2)}}{n_{i_2}^{(2)}} \right]^2 - \frac{Y^2}{n} \right] \frac{R}{n - \sum_{\beta=1}^k r_\beta + (k-1)}$
	\vdots	\vdots	\vdots
	\vdots	\vdots	\vdots
	\vdots	\vdots	\vdots
$E_{i_k}^{(K)}$	$r_k - 1$	$\frac{r_k}{\sum_{i_k=1}^{r_k}} \left[\frac{Y_{i_k}^{(K)}}{n_{i_k}^{(K)}} \right]^2 - \frac{Y^2}{n}$	$\frac{1}{r_k - 1} \left[\frac{r_k}{\sum_{i_k=1}^{r_k}} \left[\frac{Y_{i_k}^{(K)}}{n_{i_k}^{(K)}} \right]^2 - \frac{Y^2}{n} \right] \frac{R}{n - \sum_{\beta=1}^k r_\beta + (k-1)}$
Resíduo	$n - \sum_{\beta=1}^k r_\beta + (k-1)$	diferença $= R$	
Total	$n - 1$	$\Sigma Y_{i_1}^2 \dots Y_{i_{k-1}}^2 - \frac{Y^2}{n}$	

3b — Números iguais de observações por cela, isto é,

$$n_{i_1 i_2 \dots i_k} = m \quad \left\{ \begin{array}{l} i_\gamma = 1, \dots, r_\gamma \\ \gamma = 1, \dots, k \end{array} \right.$$

Com isto,

$$n_{i_\gamma}^{(\gamma)} = r_1 r_2 \dots r_{\gamma-1} r_{\gamma+1} \dots r_k m$$

$$n = r_1 r_2 \dots r_k m$$

resultados que substituídos nas (3.18) e (3.21) nos levam, após simplificações evidentes:

$$\begin{aligned} n \hat{\sigma}_\Omega^2 &= \Sigma_{i_1 \dots i_{k+1}}^2 - \frac{1}{r_1 r_2 \dots r_k m} \left\{ \sum_{\gamma=1}^k \sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma} \left[Y_{i_\gamma}^{(\gamma)} \right]^2 r_\gamma \right. \\ &\quad \left. - (k-1) Y^2 \right\} \\ n \hat{\sigma}_{w_\beta}^2 - n \hat{\sigma}_\Omega^2 &= \frac{1}{r_1 \dots r_k m} \left\{ \sum_{i_\beta=1}^{r_\beta} r_\beta \left[Y_{i_\beta}^{(\beta)} \right]^2 - Y^2 \right\} \end{aligned}$$

e, portanto, para testar a hipótese $E_{i_\beta}^{(\beta)} = 0$, vem após simplificação:

$$F = \frac{\frac{1}{r_\beta - 1} \left\{ \sum_{i_\beta=1}^{r_\beta} r_\beta \left[Y_{i_\beta}^{(\beta)} \right]^2 - Y^2 \right\}}{\frac{1}{r - r_1 - \dots - r_k + k - 1} \left\{ m_1 r_1 \dots r_k \Sigma y_{i_1 \dots i_{k+1}}^2 - \sum_{\gamma=1}^k \sum_{i_\gamma=1}^{r_\gamma} r_\gamma \left[Y_{i_\gamma}^{(\gamma)} \right]^2 + (k-1) Y^2 \right\}}$$

O quadro (3a.1) assume a forma:

QUADRO (3a. I)

Variação devida a	G.L.	Variação	F.
$E_{i_1}^{(1)}$	$r_1 - 1$	$\frac{1}{r_1 \dots r_k m} \left[\begin{array}{c} r_1 \\ \sum_{i_1=1}^k Y_{i_1}^{(1)} \end{array} \right]^2 - Y^2 \right\} = R_1$	$\frac{R_1}{r_1 - 1} / \frac{n - \sum_{\beta=1}^k r_\beta + (k-1)}{n - \sum_{\beta=1}^k r_\beta + (k-1)}$
$E_{i_2}^{(2)}$	$r_2 - 1$	$\frac{1}{r_1 \dots r_k m} \left[\begin{array}{c} r_2 \\ \sum_{i_2=1}^k Y_{i_2}^{(2)} \end{array} \right]^2 - Y^2 \right\} = R_2$	$\frac{R_2}{r_2 - 1} / \frac{n - \sum_{\beta=1}^k r_\beta + (k-1)}{n - \sum_{\beta=1}^k r_\beta + (k-1)}$
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
$E_{i_k}^{(k)}$	$r_k - 1$	$\frac{1}{r_1 \dots r_k m} \left[\begin{array}{c} r_k \\ \sum_{i_k=1}^k Y_{i_k}^{(k)} \end{array} \right]^2 - Y^2 \right\} = R_k$	$\frac{R_k}{r_k - 1} / \frac{n - \sum_{\beta=1}^k r_\beta + (k-1)}{n - \sum_{\beta=1}^k r_\beta + (k-1)}$
Resíduo	$n - \sum_{\beta=1}^k r_\beta + (k-1)$	diferença = R	
Total	$n - 1$	$\frac{1}{r_1 \dots r_k m} \left[\begin{array}{c} r_1 \dots r_k m \\ \sum Y_{i_1}^2 \dots i_{k-1} - Y^2 \end{array} \right]$	

4 — O caso $k = 3$

Da (2.18) segue:

$$\begin{aligned}
 n \hat{\sigma}_\Omega^2 &= \sum_{i_1=1}^{r_1} \sum_{i_2=1}^{r_2} \sum_{i_3=1}^{r_3} \sum_{i_4=1}^{n_{i_1 i_2 i_3}} y_{i_1 i_2 i_3 i_4}^2 - \frac{\sum_{i_1=1}^{r_1} \left[\bar{Y}_{i_1}^{(1)} \right]^2}{n_{i_1}^{(1)}} - \\
 &- \sum_{i_2=1}^{r_2-1} \sum_{j_2=1}^{r_2-i_2} Q_{i_2}^{(2)} Q_{j_2}^{(2)} D^{i_2 j_2} - \\
 (4.1) \quad &- 2 \sum_{i_2=1}^{r_2-1} \sum_{i_3=1}^{r_3-1} Q_i^{(2)} Q_{i_3}^{(3)} D^{i_2 (r_2-1+i_3)} \\
 &- \sum_{i_3=1}^{r_3-1} \sum_{j_3=1}^{r_3-i_3} Q_{i_3}^{(3)} Q_{j_3}^{(3)} D^{(r_2-1+i_3) (r_2-1+j_3)}
 \end{aligned}$$

onde D é dado por:

Das (2.18) e (2.20) segue:

$$\begin{aligned}
 n \hat{\sigma}_{w_2}^2 &= \frac{r_1}{\frac{V}{\Sigma}} \frac{r_2}{i_2 = 1} \frac{r_3}{i_3 = 1} \frac{n_{i_1 i_2 i_3}}{\frac{V}{i_4 = 1}} - \frac{r_1}{\frac{V}{i_1 = 1}} \frac{r_3 - 1}{i_3 = 1} \frac{n_{i_1}^{(1)}}{n_{i_1}} - \frac{\left[Y_{i_1}^{(1)} \right]^2}{n_{i_1}} \\
 n \hat{\sigma}_{w_3}^2 &= \frac{r_1}{\frac{V}{\Sigma}} \frac{r_2}{i_2 = 1} \frac{r_3}{i_3 = 1} \frac{n_{i_1 i_2 i_3}}{\frac{V}{i_4 = 1}} - \frac{r_1}{\frac{V}{i_1 = 1}} \frac{r_3 - 1}{i_3 = 1} \frac{n_{i_1}^{(1)}}{n_{i_1}} - \frac{\left[Y_{i_1}^{(1)} \right]^2}{n_{i_1}} \\
 \end{aligned} \tag{4.2}$$

$$\begin{aligned}
 n \hat{\sigma}_{w_3}^2 &= \frac{r_1}{\frac{V}{\Sigma}} \frac{r_2}{i_2 = 1} \frac{r_3}{i_3 = 1} \frac{n_{i_1 i_2 i_3}}{\frac{V}{i_4 = 1}} - \frac{r_1}{\frac{V}{i_1 = 1}} \frac{r_3 - 1}{i_3 = 1} \frac{n_{i_1}^{(2)}}{n_{i_2}} - \frac{\left[Y_{i_2}^{(2)} \right]^2}{n_{i_2}} \\
 n \hat{\sigma}_{w_1}^2 &= \frac{r_1}{\frac{V}{\Sigma}} \frac{r_2}{i_2 = 1} \frac{r_3}{i_3 = 1} \frac{n_{i_1 i_2 i_3}}{\frac{V}{i_4 = 1}} - \frac{r_2}{\frac{V}{i_2 = 1}} \frac{r_3 - 1}{i_3 = 1} \frac{n_{i_2}^{(2)}}{n_{i_3}} - \frac{\left[Y_{i_3}^{(3)} \right]^2}{n_{i_3}} \\
 \end{aligned} \tag{4.3}$$

onde D_2 é obtido de D eliminando as $(r_2 - 1)$ primeiras linhas e colunas; D_3 é obtido de D eliminando as $(r_3 - 1)$ últimas linhas e colunas e D_1 é dado por:

11

Dêstes resultados seguem, diretamente os de F destinados a pôr em prova as hipóteses $E_{i_2}^{(2)} = 0$, $E_{i_3}^{(3)} = 0$ e $E_{i_1}^{(1)} = 0$. O primeiro tem distribuição F com $(r_2 - 1)$ e $(n - r_1 - r_2 - r_3 + 2)$ gráus de liberdade e o último com $(r_1 - 1)$ e $(n - r_1 - r_2 - r_3 + 2)$ gráus de liberdade.

4a — Números proporcionais.

Mais, em particular, se

$$\frac{n_{i_1 i_2 i_3}}{n^2} \equiv \frac{n_{i_1}^{(1)} n_{i_2}^{(2)} n_{i_3}^{(3)}}{n^2}$$

os testes das hipóteses $E_{i_1}^{(1)}$, $E_{i_2}^{(2)}$ e $E_{i_3}^{(3)}$ acham-se sintetizados no seguinte quadro:

BIBLIOTECA IACIR
UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL

QUADRO (4a. 1)

Variação devida à	G. L.	Variação	F.
$E_{i_1}^{(1)}$	$r_1 - 1$	$\left[Y_{i_1}^{(1)} \right]^2$ $\frac{r_1}{i_1 - 1} - \frac{\left[Y_{i_1}^{(1)} \right]^2}{n_{i_1}}$	$\frac{1}{r_1 - 1} \left[\frac{r_1}{\sum_{i_1=1}^n} - \frac{\left[Y_{i_1}^{(1)} \right]^2}{n_{i_1}} \right] - \frac{Y_2}{n}$ R $n - r_1 - r_2 - r_3 + 2$
$E_{i_2}^{(2)}$	$r_2 - 1$	$\left[Y_{i_2}^{(2)} \right]^2$ $\frac{r_2}{i_2 - 1} - \frac{\left[Y_{i_2}^{(2)} \right]^2}{n_{i_2}}$	$\frac{1}{r_2 - 1} \left[\frac{r_2}{\sum_{i_2=1}^n} - \frac{\left[Y_{i_2}^{(2)} \right]^2}{n_{i_2}} \right] - \frac{Y_2}{n}$ R $n - r_1 - r_2 - r_3 + 2$
$E_{i_3}^{(3)}$	$r_3 - 1$	$\left[Y_{i_3}^{(3)} \right]^2$ $\frac{r_3}{i_3 - 1} - \frac{\left[Y_{i_3}^{(3)} \right]^2}{n_{i_3}}$	$\frac{1}{r_3 - 1} \left[\frac{r_3}{\sum_{i_3=1}^n} - \frac{\left[Y_{i_3}^{(3)} \right]^2}{n_{i_3}} \right] - \frac{Y_2}{n}$ R $n - r_1 - r_2 - r_3 + 2$
Resíduo	$n - r_1 - r_2 - r_3 + 2$	Diferença = R	
Total	$n - 1$	$\frac{r_1}{i_1 - 1} - \frac{r_2}{i_2 - 1} - \frac{r_3}{i_3 - 1} - \frac{r_4}{i_4 - 1}$	$\frac{Y_2^2}{Y_{i_1 i_2 i_3 i_4} - n}$

4b — Números iguais, isto é,

$$n_{i_1 i_2 i_3} = m.$$

Neste caso o quadro (4a.I) torna-se:

QUADRO (4b. I)

Variação devida a	G. L.	Variação	F.
$E_{i_1}^{(1)}$	$\frac{1}{m r_1 r_2 r_3}$	$\left\{ \begin{array}{l} r_1 \\ \frac{r_1}{i_1 - 1} \\ r_1 \end{array} \right Y_{i_1}^{(1)} \right]^2 - Y^2$	$\frac{R_1}{r_1 - 1} \left/ \frac{1}{n - r_1 - r_2 - r_3 + 2} \right. R$
$E_{i_2}^{(2)}$	$\frac{1}{m r_1 r_2 r_3}$	$\left\{ \begin{array}{l} r_2 \\ \frac{r_2}{i_2 - 1} \\ r_2 \end{array} \right Y_{i_2}^{(2)} \right]^2 - Y^2$	$\frac{R_2}{r_2 - 1} \left/ \frac{1}{n - r_1 - r_2 - r_3 + 2} \right. R$
$E_{i_3}^{(3)}$	$\frac{1}{m r_1 r_2 r_3}$	$\left\{ \begin{array}{l} r_3 \\ \frac{r_3}{i_3 - 1} \\ r_3 \end{array} \right Y_{i_3}^{(3)} \right]^2 - Y^2$	$\frac{R_3}{r_3 - 1} \left/ \frac{1}{n - r_1 - r_2 - r_3 + 2} \right. R$
Resíduo	$n - r_1 - r_2 - r_3 + 2$	Diferença entre R	
Total	$n - 1$	$\frac{1}{m r_1 r_2 r_3} \left[r_1 r_2 r_3 m \frac{1}{i_1 i_2 i_3 i_4 - 1} Y_{i_1 i_2 i_3 i_4} - Y^2 \right]$	

5 - O caso k = 2

Da (2.18) segue:

$$n \hat{\sigma}_\Omega^2 = \frac{r_1}{\sum_{i_1=1}^{r_1}} \frac{r_2}{\sum_{i_2=1}^{r_2}} \frac{n_{i_1 i_2}}{\sum_{i_3=1}^{r_3}} \frac{Y_{i_1 i_2 i_3}^2}{Y_{i_1 i_2 i_3}^2} = \frac{\frac{r_1}{\sum_{i_1=1}^{r_1}}}{\frac{r_2}{\sum_{i_2=1}^{r_2}}} = \frac{r_1 - 1}{\sum_{i_1=1}^{r_1}} \frac{r_2 - 1}{\sum_{i_2=1}^{r_2}} D^{i_2 j_2} \quad (5.1)$$

onde D é dado por:

Das (2c.19) e (2c.21) segue:

$$n \hat{\sigma}_{w_2}^2 = \frac{r_1}{\sum_{i_1=1}^{r_1}} \frac{r_2}{\sum_{i_2=1}^{r_2}} \frac{n_{i_1 i_2}}{\sum_{i_3=1}^{r_3}} y_{i_1 i_2 i_3}^2 - \frac{r_1}{\sum_{i_1=1}^{r_1}} \frac{\left[Y_{i_1}^{(1)} \right]^2}{n_{i_1}^{(1)}} \quad (5.2)$$

$$n \hat{\sigma}_{w_1}^2 = \frac{r_1}{\sum_{i_1=1}^{r_1}} \frac{r_2}{\sum_{i_2=1}^{r_2}} \frac{n_{i_1 i_2}}{\sum_{i_3=1}^{r_3}} y_{i_1 i_2 i_3}^2 - \frac{r_2}{\sum_{i_2=1}^{r_2}} \frac{\left[Y_{i_2}^{(2)} \right]^2}{n_{i_2}^{(2)}} \quad (5.3)$$

Estes resultados seguem, diretamente os de F para pôr em prova as hipóteses $E_{i_1}^{(1)} = 0$ e $E_{i_2}^{(2)} = 0$. Para hipótese $E_{i_1}^{(1)} = 0$, temos:

$$F = \frac{\frac{1}{r_1 - 1} \left\{ \sum_{i_2=1}^{r_1} \frac{\left[Y_{i_1}^{(1)} \right]^2}{n_{i_1}^{(1)}} - \sum_{i_2=1}^{r_2} \frac{\left[Y_{i_2}^{(2)} \right]^2}{n_{i_1}^{(1)}} + \sum_{i_2, j_2=1}^{r_2-1} Q_{i_2}^{(2)} Q_{j_2}^{(2)} D^{i_2 j_2} \right\}}{\frac{1}{n - r_1 - r_2 + 1} \left\{ \sum y_{i_1 i_2 i_3}^2 - \sum_{i_1=1}^{r_1} \frac{\left[Y_{i_1}^{(1)} \right]^2}{n_{i_1}^{(1)}} - \sum_{i_2, j_2=1}^{r_2-1} Q_{i_2}^{(2)} Q_{j_2}^{(2)} D^{i_2 j_2} \right\}} \quad (5.4)$$

a qual tem distribuição F com $(r_1 - 1)$ e $(n - r_1 - r_2 + 1)$ gráus de liberdade.

Para a hipótese $E_{i_2}^{(2)} = 0$, temos:

$$F = \frac{\frac{1}{r_2 - 1} \left\{ \sum_{i_2=1}^{r_2-3} \sum_{i_2=1}^{r_2-1} Q_{i_2}^{(2)} Q_{j_2}^{(2)} D^{i_2 j_2} \right\}}{\frac{1}{n - r_1 - r_2 + 1} \left\{ \sum y_{i_1 i_2 i_3}^2 - \sum_{i_1=1}^{r_1} \frac{Y_{i_1}^{(1)}}{n_{i_1}^{(1)}} - \sum_{i_2, j_2=1}^{r_2-1} Q_{i_2}^{(2)} Q_{j_2}^{(2)} D^{i_2 j_2} \right\}} \quad (5.5)$$

que tem distribuição F com $(r_2 - 1)$ e $(n - r_1 - r_2 + 1)$ gráus de liberdade.

Mais em particular, se $r_2 = 2$, temos para a expressão:

$$\sum_{i_2, j_2=1}^{r_2} Q_{i_2}^{(2)} Q_{j_2}^{(2)} D^{i_2 i_2} = \left[Q_1^{(2)} \right]^2 D^{11} \quad (5.6)$$

Mas:

$$\begin{aligned} Q_1^{(2)} &= Y_1^{(2)} - \sum_{i_1=1}^{r_1} Y_{i_1}^{(1)} \frac{n_{i_1}^{(1,2)}}{n_{i_1}^{(1)}} \\ &= Y_{i_1}^{(2)} - \sum_{i_1=1}^{r_1} Y_{i_1}^{(1)} \frac{n_{i_1-1}}{n_{i_1-1} + n_{i_1-2}} \\ &= \sum_{i_1=1}^{r_2} \sum_{i_3=1}^{n_{i_1-1}} y_{i_1-1 i_2} - \sum_{i_1=1}^{r_1} \sum_{i_2=1}^2 \sum_{i_3=1}^{r_{i_1-1}} y_{i_1 i_2 i_3} \frac{n_{i_1-1}}{n_{i_1-1} + n_{i_1-2}} \\ &= \sum_{i_1=1}^{r_1} \sum_{i_3=1}^{n_{i_1-1}} y_{i_1-1 i_3} - \sum_{i_1=1}^{r_1} \sum_{i_3=1}^{n_{i_1-1}} y_{i_1 i_2 i_3} \frac{n_{i_1-1}}{n_{i_1-1} + n_{i_1-2}} - \\ &\quad - \sum_{i_1=1}^{r_1} \sum_{i_3=1}^{n_{i_1-2}} y_{i_1-2 i_3} \frac{n_{i_1-1}}{n_{i_1-1} + n_{i_1-2}} \\ &= \sum_{i_1=1}^{r_1} \sum_{i_3=1}^{n_{i_1-1}} \frac{y_{i_1-1 i_3} n_{i_1-2}}{n_{i_1-1} + n_{i_1-2}} - \sum_{i_1=1}^{r_1} \sum_{i_3=1}^{n_{i_1-2}} \frac{y_{i_1-2 i_3} + n_{i_1-1}}{n_{i_1-1} + n_{i_1-2}} \\ &= \sum_{i_1=1}^{r_1} \frac{n_{i_1-1} n_{i_1-2}}{n_{i_1-1} + n_{i_1-2}} \left(\frac{\sum_{i_3=1}^{n_{i_1-1}} y_{i_1-1 i_3}}{n_{i_1-1}} - \frac{\sum_{i_3=1}^{n_{i_1-2}} y_{i_1-2 i_3}}{n_{i_1-2}} \right) \\ &= \sum_{i_1=1}^{r_1} \frac{n_{i_1-1} n_{i_1-2}}{n_{i_1-1} + n_{i_1-2}} (\bar{y}_{i_1-1} - \bar{y}_{i_1-2}) \end{aligned}$$

Por sua vez D torna-se:

$$\begin{aligned} D &= n_1^{(2)} - \frac{\sum_{i_1=1}^{r_1} \left| \frac{n_{i_1}^{(1,2)}}{n_{i_1}^{(1)}} \right|^2}{n_1^{(1)}} \\ &= \frac{\sum_{i_1=1}^{r_1} n_{i_1}^{(1)} - \sum_{i_1=1}^{r_1} \frac{n_{i_1}^{(1,2)}}{n_{i_1}^{(1)} + n_{i_1}^{(2)}}}{n_{i_1}^{(1)} + n_{i_1}^{(2)}} \\ &= \frac{\sum_{i_1=1}^{r_1} \frac{n_{i_1}^{(1)} - n_{i_1}^{(2)}}{n_{i_1}^{(1)} + n_{i_1}^{(2)}}}{\sum_{i_1=1}^{r_1} \frac{n_{i_1}^{(1)} + n_{i_1}^{(2)}}{n_{i_1}^{(1)} + n_{i_1}^{(2)}}} \end{aligned}$$

logo:

$$D^{(1)} = \frac{1}{\sum_{i_1=1}^{r_1} \frac{n_{i_1}^{(1)} - n_{i_1}^{(2)}}{n_{i_1}^{(1)} + n_{i_1}^{(2)}}}$$

Com isto a (5.6) assume a seguinte explícita:

$$\frac{\sum_{i_2=1}^{r_2} Q_{i_2}^{(2)} - Q_{j_2}^{(2)}}{Q_{i_2}^{(2)} - Q_{j_2}^{(2)}} D^{i_2 j_2} = \frac{\left\{ \sum_{i_1=1}^{r_1} \frac{n_{i_1}^{(1)} - n_{i_1}^{(2)}}{n_{i_1}^{(1)} + n_{i_1}^{(2)}} (\bar{y}_{i_1}^{(1)} - \bar{y}_{i_1}^{(2)}) \right\}^2}{\sum_{i_1=1}^{r_1} \frac{n_{i_1}^{(1)} - n_{i_1}^{(2)}}{n_{i_1}^{(1)} + n_{i_1}^{(2)}}} \quad (5.7)$$

que substituída em F nos dá os testes das hipóteses em questão.

5a — *Números proporcionais*, isto é,

$$n_{i_1 i_2} = \frac{n_{i_1}^{(1)}}{n} = \frac{n_{i_2}^{(2)}}{n}$$

Neste caso os testes das hipóteses $E_{i_1}^{(1)} = 0$ e $E_{i_2}^{(2)} = 0$ estão sintetizados no quadro:

QUADRADO (5a. I)

Variacão devida a	G. L.	Variacão	F.
$E_{i_1}^{(1)}$	$r_1 - 1$	$\frac{r_1}{\sum_{i_1=1}^{r_1} n_{i_1}} \left \frac{Y_{i_1}^{(1)}}{n_{i_1}^{(1)}} \right - \frac{Y_2}{n} R_1$	$\frac{R_1}{r_1 - 1} / \frac{R}{n - r_1 - r_2 + 1}$
$E_{i_2}^{(2)}$	$r_2 - 2$	$\frac{r_2}{\sum_{i_2=1}^{r_2} n_{i_2}} \left \frac{Y_{i_2}^{(2)}}{n_{i_2}^{(2)}} \right - \frac{Y_2}{n} R_1$	$\frac{R_1}{r_2 - 2} / \frac{R}{n - r_1 - r_2 + 1}$
Resíduo	$n - r_1 - r_2 + 1$		Diferença = R
Total	$n - 1$	$\frac{\sum_{i_1, i_2, i_3=1}^n Y_{i_1, i_2, i_3}}{n} - \frac{Y_2}{n}$	

5b — Números iguais, isto é,

$$n_{i_1 i_2} = m$$

Neste caso o quadro (5a. I) torna-se:

QUADRO (5b. I)

Variação devida a	G. L.	Variação	F.
$E_{i_1}^{(1)}$	$r_1 - 1$	$\frac{1}{m r_1 r_2} \left[\frac{r_1}{i_1 - 1} - r_1 \left Y_{i_1}^{(1)} \right ^2 - Y_2 \right] - R_1$	$\frac{R_1}{r_1 - 1} / \frac{R}{n - r_1 - r_2 + 1}$
$E_{i_2}^{(2)}$	$r_2 - 1$	$\frac{1}{m r_1 r_2} \left[\frac{r_2}{i_2 - 1} - r_2 \left Y_{i_2}^{(2)} \right ^2 - Y_2 \right] - R_2$	$\frac{R_2}{r_2 - 1} / \frac{R}{n - r_1 - r_2 + 1}$
Resíduo	$n - r_1 - r_2 + 1$	Diferença = R	
Total	$n - 1$	$\frac{1}{m r_1 r_2} \left[m r_1 r_2 \frac{r_1 r_2 n_{i_1 i_2}}{i_1 i_2 i_3 - 1} - Y_{i_1 i_2 i_3}^2 - Y_2 \right]$	

6 — O caso $k = 1$

Da (2.17) segue:

$$n \cdot \hat{\sigma}_\Omega^2 = \frac{r_1}{\sum_{i_1=1}^{r_1}} \frac{r_2}{\sum_{i_2=1}^{r_2}} y_{i_1 i_2}^2 - \frac{r_1}{\sum_{i_1=1}^{r_1}} \left| \frac{Y_{i_1}^{(1)}}{n_{i_1}^{(1)}} \right|^2$$

Por sua vez, da (2c.21) vem:

$$n \cdot \hat{\sigma}_{w_1}^2 = \frac{r_1}{\sum_{i_1=1}^{r_1}} \frac{n_{i_1}}{\sum_{i_2=1}^{r_2}} y_{i_1 i_2}^2$$

Portanto, o teste de hipótese $E_{i_1}^{(1)} = 0$ será feito através de:

$$F = \frac{\frac{1}{r_1 - 1} \left\{ \frac{r_1}{\sum_{i_1=1}^{r_1}} \left| \frac{Y_{i_1}^{(1)}}{n_{i_1}^{(1)}} \right|^2 \right\}}{\frac{1}{n - r_1} \left\{ \frac{r_1}{\sum_{i_1=1}^{r_1}} \frac{n_{i_1}}{\sum_{i_2=1}^{r_2}} y_{i_1 i_2}^2 - \frac{r_1}{\sum_{i_1=1}^{r_1}} \left| \frac{Y_{i_1}^{(1)}}{n_{i_1}^{(1)}} \right|^2 \right\}}$$

que terá distribuição F com $(r_1 - 1)$ e $(n - r_1)$ graus de liberdade.

SUMMARY

As it is well known to all, the problems in testing of hypotheses, pertinent to the statistical chapter designated as analysis of variance, can be totally solved according to a certain theorem established in the study of the so-called general linear hypothesis.

The application of the mentioned theorem, however, usually leads us to determinants of so high an order that the search for a simpler expression is, at first sight, discouraging.

As a consequence of this fact, the authors, when setting up the tests, prefer, as a rule, doing it through the use of only a few of the demonstrated principles in the study of the linear hypothesis and not of the final results to which those principles convey. It is obvious that, with such

behavior, they must repeat, in each case, a series of intermediary steps adapted, naturally, to the matter in view.

The present work follows a different orientation, trying to attain the aimed objectives by means of a more immediate procedure.

Even in the case considered by us and which is sufficiently general, it is seen that — using devices which do not present difficulties like the ones to be anticipated — it is possible to obtain, for the originary determinants, expressions which will depend on determinants incomparably simpler to be handled.

As to the latter, it should be emphasized that their order is smaller than that of determinants given by other authors, in the particular case in which the subject is tackled in the way followed here. This fact, which deserves proper emphasis, has as corollary a much greater simplicity in obtaining certain expressions of highly practical interest.

BIBLIOGRAFIA

1. Wilks, S. S.: Mathematical statistics. Princeton. Princeton University Press. 1946.
2. Wilks, S. S.: The analysis of variance and covariance in non-orthogonal data. Metron. **2**:141-154. 1938.