



## A análise da variância

(Leitura complementar ao [capítulo 6](#))

Para se comparar duas médias usa-se o teste **t**. Mas, para se comparar 2 médias de várias amostras essa solução é pouco eficiente, pois, dependendo do número de amostras pode existir um grande número de pares a ser analisado.

Por exemplo, em 8 amostras há:

Número de pares =  $[a(a - 1)] / 2$  pares possíveis, ou seja:  $(8 \times 7) / 2 = 28$  pares

Fisher, em 1924, criou a análise de variância para comparar simultaneamente amostras de variáveis contínuas com distribuição normal e cujas variâncias não diferem significativamente entre si, ou seja, que podem ser consideradas como estimativas da variância populacional  $s^2$ .

### 1. Variância Total

Simbolizada por  $s^2_T$  é obtida quando as **a** amostras são reunidas, com **a.n = N** elementos.

A média desse conjunto é simbolizada por  $\bar{x}$  e pode ser expressa por qualquer uma das seguintes fórmulas:

$$\bar{x} = \frac{\sum \sum x}{a.n} = \frac{\sum x}{N} = \frac{\sum \bar{x}}{a} \quad \text{em que } N = a.n$$

Como a soma de quadrados em relação às amostras reunidas poderá ser apresentada sob forma de:

$$SQ_T = \sum \sum (x - \bar{x})^2 = \sum (x - \bar{x})^2 / (N - 1)$$

Considerando-se que tal soma de quadrados tem  $N - 1$  GL, a variância total pode ser descrita como:

$$s^2_T = \left[ \frac{\sum \sum (x - \bar{x})^2}{N - 1} \right] = \sum (x - \bar{x})^2 / (N - 1)$$

### 2. Variância Entre as amostras

Simbolizada por  $s^2_E$  mede a variação entre todas as **a** amostras reunidas. A variação observada no total das médias seria:

$$s^2_x = \left[ \frac{\sum (x - \bar{x})^2}{a - 1} \right]$$

Como  $s^2_x = s^2 / n$  e  $s^2 = n.s^2_x$  pode-se assumir que  $s^2_E = n.s^2_x$ , que pode ser assim expresso:

$$SQ_E = n \sum (x - \bar{x})^2 \quad \text{e} \quad s^2_E = n \left[ \frac{\sum (x - \bar{x})^2}{a - 1} \right]$$

### 3. Variância Dentro das amostras

Simbolizada por  $s^2_D$  mede a variação dentro das **a** amostras reunidas.

Considerando que, em cada amostra a variação de valores em relação à média  $\bar{x}$  é avaliada por intermédio de sua variância, ou seja

$SQ_D = \sum (x - \bar{x})^2 / (n - 1)$ , a variação entre todas as amostras será medida por:

$$s^2_D = \sum \sum (x - \bar{x})^2 / a \cdot (n - 1) = \sum \sum (x - \bar{x})^2 / (N - a)$$

Para por à prova a hipótese de que as amostras podem ser consideradas como pertencentes a uma mesma população, pois elas estimam a mesma média  $\mu$ , estabelece-se as seguintes hipóteses:

$H_0$  = as médias das  $a$  amostras estimam a média  $\mu$ , pois não há diferenças significativas entre elas

$H_a$  = as médias das  $a$  amostras não estimam a média  $\mu$ , pois são diferentes entre si.

O valor da fórmula geral da variância é tanto menor quanto mais semelhantes forem as médias amostrais  $\bar{x}$  e o inverso ocorre quando as médias forem diferentes entre si.

A razão entre as variâncias **entre** e **dentro** origina o valor  $F$ , que é verificado em uma [tabela de F](#), ao nível de 5%, em testes bicaudais. Portanto:

$$F = s^2_E / s^2_D$$

sendo que  $F$  será tanto maior quanto mais diferirem as médias amostrais.

**Critério:**  
 Se  $F$  for menor que  $F_c$  pode-se aceitar  $H_0$  e rejeitar  $H_a$ , ou seja: conclui-se que as médias das  $a$  amostras não diferem significativamente entre si e as amostras pertencem à mesma população.

A **análise de variância** é feita da seguinte forma:

### 1. Teste de BARTLETT - Cálculo do Qui quadrado

No Teste de BARTLETT há duas fórmulas, para amostras com

$n$ iguais	$\chi^2 = 2,3026 \cdot (n - 1) \cdot (a \log \bar{s}^2 - \sum \log s^2)$	GL = $a - 1$
$n$ diferentes	$\chi^2 = 2,3026 \cdot \log \bar{s}^2 \cdot \sum (n - 1) - [\sum (n - 1) \cdot \log s^2]$	GL = $a - 1$

Em ambos os casos, se  $\chi^2$  obtido for menor que  $\chi^2_c$  admite-se que as variâncias são homogêneas e passa-se à fase seguinte.

### 2. Cálculo das Somas de Quadrados (SQ) e C

As somas dos quadrados ( $SQ_T$  e  $SQ_E$ ) e o erro (C) são dadas por:

$$C = (\sum \sum x)^2 / N$$

$$SQ_T = \sum \sum x^2 - C$$

$$SQ_E = \sum (\sum x)^2 / n - C$$

### 3. Preenchimento do quadro de Análise de variância e comparação de $F$ com $F_c$

Fonte de Variação	G. L.	SQ	$s^2$	$F_{(GLE, GLD)}$	$F_{(c, GLE, GLD)}$ Tabela 5%
-------------------	-------	----	-------	------------------	----------------------------------

					Verificar o valor de $F_{(c, GLE, GLD)}$
<b>Entre</b>	a-1	= $SQ_E$	$SQ_E/(a-1)$	$s^2_E / s^2_D$	Se $F < F_c$ admite-se que: * as médias amostrais não são diferentes. * as amostras pertencem à mesma população
<b>Dentro</b>	N-a	$SQ_T - SQ_E$	$SQ_D/(N-a)$		
<b>Total</b>	N-1	= $SQ_T$	$SQ_T/(N-1)$		

### Exemplos:

#### A - MODELO INTEIRAMENTE CASUALIZADO - amostras com n igual

1. Quatro amostras de escolares brasileiros foram inoculadas com tuberculina, tendo a leitura da reação de Mantoux (em mm) sido feita após 48 hs da inoculação. Obteve-se os resultados abaixo. Por à prova a hipótese de que as amostras podem ser consideradas como pertencentes a uma mesma população.

Valores	Amostra 1	Amostra 2	Amostra 3	Amostra 4		TOTAL
$\sum x$	63	60	63	62	$\sum \sum x$	248
$\bar{x}$	6,3	6,0	6,3	6,2	$\bar{x}$	6,20
$\sum x^2$	431	388	433	428	$\sum \sum x^2$	1.680
$(\sum \sum x)^2 / n$	396,9	360,0	396,9	384,4	$[\sum (\sum x)^2] / n$	1.538,2
SQ	34,1	28,0	36,1	43,6	$\sum SQ$	141,8
$s^2$	3,79	3,11	4,01	4,84	$s^2$	3,64
n	10	10	10	10	n	40

#### a. Teste de BARTLETT - Cálculo do Qui quadrado

- Verifica a **homogeneidade** entre as variâncias (para amostras com n iguais)

Amostra	$s^2$	$\log s^2$
1	3,79	0,579
2	3,11	0,493
3	4,01	0,603
4	4,84	0,685
Total	15,75	2,360

Calcula-se a variância média =  $\bar{s}^2 = 15,75 / 4 = 3,94$

Calcula-se o logaritmo da variância média =  $\log \bar{s}^2 = 0,595$

Substitui-se os valores na fórmula para n(s) igual(s):

$$\chi^2 = 2,3026 \cdot (n - 1) \cdot (a \log \bar{s}^2 - \sum \log s^2)$$

$$\chi^2 = 2,3026 \cdot 9 \cdot (4 \cdot 0,595 - 2,360)$$

$$\chi^2 = 2,3026 \cdot 9 \cdot 0,020$$

Portanto,  $\chi^2 = 0,414$ .

Como G.L. = 3,  $\chi^2_c = 7,815$  e  $0,90 < P < 0,95$ .

(Para verificar a **tabela de  $\chi^2$** , clique [aqui](#)).

Como  $\chi^2$  obtido é menor que  $\chi^2_c$  admite-se que as variâncias são homogêneas.

E pode-se continuar a análise.

### b. Cálculo das Somas de Quadrados (SQ) e C

$$C = (\sum \sum x)^2 / N = (\sum \sum x)^2 / N = 248^2 / 40 = 1.537,6$$

$$SQ_T = \sum \sum x^2 - C = 1680 - 1537,6 = 142,4$$

$$SQ_E = \sum (\sum x)^2 / n - C = 1538,2 - 1537,6 = 0,6$$

### c. Preenchimento do quadro de Análise de variância e comparação de F com $F_c$

Lembrando que:

Fonte de Variação	G. L.	SQ	$s^2$	$F_{(GLE, GLD)}$	$F_{(c, GLE, GLD)}$ Tabela F, 5%
					Verificar o valor de $F_{(c, GLE, GLD)}$
<b>Entre</b>	a-1	= $SQ_E$	$SQ_E / (a-1)$	$s^2_E / s^2_D$	Se $F < F_c$ admite-se que: * as médias amostrais não são diferentes. * as amostras pertencem à mesma população
<b>Dentro</b>	N-a	$SQ_T - SQ_E$	$SQ_D / (N-a)$		
<b>Total</b>	N-1	= $SQ_T$	$SQ_T / (N-1)$		

Portanto, análise da variância aplicada aos dados acima:

Fonte de Variação	G. L.	SQ	$s^2$	$F_{(GLE, GLD)}$	$F_{(c, GLE, GLD)}$
<b>Entre</b>	3	0,6	0,20	0,05	2,84
<b>Dentro</b>	36	141,8	3,94	(com $P > 0,05$ )	
<b>Total</b>	39	142,4			

(Para verificar a **tabela de F (5%)**, clique [aqui](#)).

Como  $F (0,05)$  é menor que  $F_c (2,84)$  admite-se que as amostras pertencem à mesma população.

Para facilitar os cálculos utilize uma planilha especial:

Análise de **Variância** - Modelo inteiramente casualizado  
 Copie a planilha comprimida em [formato xls](#) ou em [sxc](#)  
 Aba "n iguais"

## B - MODELO INTEIRAMENTE CASUALIZADO - amostras com n diferente

2. A concentração sérica de albumina foi medida em g% em 4 amostras de hansenianos, obtendo-se os resultados abaixo. Por à prova a hipótese de que as amostras podem ser consideradas como pertencentes a uma mesma

população.

Valores	Amostra 1	Amostra 2	Amostra 3	Amostra 4		TOTAL
$\Sigma x$	35,61	29,35	44,71	38,41	$\Sigma \Sigma x$	148,08
$\bar{x}$	3,56	3,67	3,73	4,27	$\bar{x}$	3,80
$\Sigma x^2$	130,83	109,54	170,80	166,39	$\Sigma \Sigma x^2$	577,56
$(\Sigma x)^2 / n$	126,81	107,68	166,58	163,93	$\Sigma [(\Sigma x)^2] / n$	565
SQ	4,02	1,86	4,22	2,46	$\Sigma SQ$	12,56
$s^2$	0,45	0,27	0,38	0,30	$s^2$	0,33
n	10	8	12	9	N	39

### a. Teste de BARTLETT - Cálculo do Qui quadrado

#### Homogeneidade entre as variâncias de amostras com n diferente)

Amostra	SQ	n - 1	$s^2$	$\log s^2$	$(n-1)\log s^2$
1	4,02	9	0,45	-0,347	- 3,123
2	1,86	7	0,27	-0,569	- 3,983
3	4,22	11	0,38	-0,420	- 4,620
4	2,46	8	0,30	-0,523	- 4,184
Total	12,56	35			-15,910

Calcula-se a variância média

$$\bar{s}^2 = \Sigma SQ / \Sigma (n-1) = 12,56 / 35 = 0,359$$

Calcula-se o logaritmo da variância média

$$\log \bar{s}^2 = -0,445$$

Substitui-se os valores na fórmula:

$$\chi^2 = 2,3026 \cdot [\log \bar{s}^2 \cdot \Sigma (n-1) - \Sigma (n-1) \cdot \log s^2]$$

$$= 2,3026 \cdot (-0,445 \times 35) - (-15,910)$$

$$= 2,3026 \cdot [-15,575 - -15,910] = 2,3026 \cdot 0,335$$

Portanto,  $\chi^2 = 0,717$ .

Como G.L. = 3,  $\chi_c^2 = 7,815$  e  $0,80 < P < 0,90$

Como  $\chi^2$  obtido é menor que  $\chi_c^2$  admite-se que as variâncias são homogêneas.

### b. Cálculo das Somas de Quadrados (SQ) e C

$$C = (\Sigma \Sigma x)^2 / N = 148,08^2 / 39 = 562,25$$



	$\sum x$	22	25	25	22	26	$120; (\sum \sum x)^2/n$	576,0
CAU	$\bar{x}$	4,4	5,0	5,0	5,0	5,2	$\bar{x}$	4,80
CA	$\sum x^2$	118	131	133	102	142	$\sum (\sum x)^2 / n$	626
SÓI	$(\sum x)^2 / n$	96,8	125,0	125,0	96,8	135,2	$s^2$	578,8
DES	SQ	5,30	1,50	2,00	1,30	1,70	$\sum n$	2,08
	$s^2$	5	5	5	5	5		25
	$\sum x$	31	30	29	28	41	$159; (\sum \sum x)^2/sn$	1.011,2
NE	$\bar{x}$	6,2	6,0	5,8	5,6	8,2	$\bar{x}$	6,36
GRÓI	$\sum x^2$	203	186	175	162	339	$\sum (\sum x)^2 / n$	1065
DES	$(\sum x)^2 / n$	192,2	180,0	168,2	156,8	336,2	$s^2$	1.033,4
	SQ	2,70	1,50	1,70	1,30	0,70	$\sum n$	2,24
	$s^2$	5	5	5	5	5		25
	$\sum x$	25	23	23	24	23	$120; (\sum \sum x)^2/sn$	557,0
MON	$\bar{x}$	5,0	4,6	4,6	4,8	4,6	$\bar{x}$	4,72
GO	$\sum x^2$	133	125	123	130	111	$\sum (\sum x)^2 / n$	622
LÓI	$(\sum x)^2 / n$	125,0	105,8	105,8	115,2	105,8	$s^2$	557,6
DES	SQ	2,00	4,80	4,30	3,70	1,30	$\sum n$	2,71
	$s^2$	5	5	5	5	5		25

$$\sum x = 397 \quad \sum x^2 = 2.313 \quad (\sum x)^2/N = 2.101,4 \quad s^2 = 2,86$$

**a. Teste de BARTLETT - Cálculo do Qui quadrado - Homogeneidade entre as variâncias, quando se considera os três grupos raciais:**

Chega-se a  $\chi^2 = 0,497$

Como G.L. = 2,  $\chi_c^2 = 5,991$

Como  $\chi^2$  obtido é menor que  $\chi_c^2$  admite-se que as variâncias são homogêneas.

**b. Cálculo das Somas de Quadrados (SQ) e C**

$$C = (\sum \sum x)^2 / N = 397^2 / 75 = 2.101,4$$

$$SQ_T = \sum \sum x^2 - C = 2.313 - 2.101,4 = 211,6$$

$$SQ_E = \sum (\sum x)^2 / n - C = 578,8 + 1.033,4 + 557,6 - 2.101,4 = 68,40$$

Chamando o fator raça de **r** e o fator idade de **i**, calcula-se a soma dos quadrados entre os grupos raciais e entre os grupos etários:

$$SQ_{E_r} = \sum \sum (\sum x)^2 / s.n - C = 576,0 + 1.011,2 + 557,0 - 2.101,4 = 42,80$$

$$SQ_{E_i} = \sum \sum (\sum x)^2 / a.n - C = (22 + 31 + 25)^2 / 15 + \dots - 2.101,4 = 10,13$$

$$SQ_{E_{interação}} = SQE - SQ_{E_r} - SQ_{E_i} = 68,40 - 42,80 - 10,13 = 15,47$$

Para se obter os graus de liberdade opera-se de modo semelhante, chegando-se a g.l. = 8 na  $SQ_{E_{interação}}$ .

### c. Preenchimento do quadro de Análise de variância e comparação de F com $F_c$

Fonte de Variação	G.L.	SQ	$s^2$	F <sub>(GLE, GLD)</sub>
Entre grupos raciais	2	42,80	21,40	$F_{(2,60)} = 8,95; P < 0,05$
Entre faixas etárias	4	10,13	2,53	$F_{(4,60)} = 1,06; P > 0,05$
Interação	8	15,47	1,93	$F_{(8,60)} = 0,81; P > 0,05$
<b>Entre</b>	14	68,40	4,89	$F_{(14,60)} = 2,05; P < 0,05$
<b>Resíduo</b>	60	143,20	2,39	
<b>Total</b>	74	211,60		

#### Conclusão:

Há um efeito significativo dos grupos raciais sobre a resposta do antígeno em estudo ( $F_{(2,60)} = 8,95; P < 0,05$ ), o mesmo não ocorrendo em relação à idade ( $F_{(4,60)} = 1,06; P > 0,05$ ). Conclui-se, também, que não há interação entre grupos raciais e idade ( $F_{(8,60)} = 0,81; P > 0,05$ ).

Copie uma planilha comprimida com esse exemplo de modelo fatorial em [formato xls](#) ou em [sxc](#)

### D - MODELO HIERÁRQUICO

Neste modelo, cada dado pode ser classificado conforme MAIS DE UM CRITÉRIO, mas não pode ser reduzido a uma tabela de contingência (como no modelo fatorial).

#### Exemplo:

Um pesquisador coletou dados em 2 estados brasileiros (A e B) a respeito do peso de recém-nascidos de sexo masculino e que, em cada um desses estados esteve em duas cidades:  $A_1, A_2, B_1$  e  $B_2$ . Portanto, o peso pode ser classificado conforme 2 critérios: o estado (A ou B) ou a cidade:  $A_1, A_2, B_1$  ou  $B_2$ . Os dados não podem ser reduzidos a uma tabela de contingência, pois as cidades não são independentes do e estado. Admite-se, pois o ENCADEAMENTO DE EFEITOS, um contendo o outro, de tal modo que se distingue uma hierarquia de efeitos.

Estado	valores	Cidade 1	Cidade 2	Valores	Total
	$\sum x$	5.175,000	4.725,000	9900; $(\sum \sum x)^2 / sn$	32.670,000
	$\bar{x}$	3,450	3,150	$\bar{x}$	3,300
<b>A</b>	$\sum x^2$	18.399,386	15.405,402	$\sum (\sum x)^2$	33.804,788
	$(\sum x)^2 / n$	17.853,750	14.883,750	$\sum (\sum x)^2 / n$	32.737,500
	$s^2$	0,364	0,348	$s^2$	0,378
	$n$	1.500	1.500	$\sum n$	3.000

	$\sum x$	5.130,000	4.785,000	9915; $\sum \sum x$ $^2/sn$	32.769,075
<b>B</b>	$\bar{x}$	3,420	3,190	$\bar{x}$	3,305
	$\sum x^2$	18.069,250	15.818,780	$\sum (\sum x)^2$	33.888,030
	$(\sum x)^2/n$	17.544,600	15.264,150	$\sum (\sum x)^2/n$	32.808,750
	$s^2$	0,350	0,370	$s^2$	0,373
	$n$	1.500	1.500	$\sum n$	3.000

a = 2 (2 amostras = estados), s = 2 (2 subamostras = cidades) e N = total de indivíduos (6.000)

### a. Teste de BARTLETT - Cálculo do Qui quadrado - Homogeneidade entre as variâncias (para amostras com n iguais)

Chega-se a  $\chi^2 = 3,452$

Como G.L. = 3,  $\chi_c^2 = 7,815$  e  $0,30 < P < 0,50$

Como  $\chi^2$  obtido é menor que  $\chi_c^2$  admite-se que as variâncias são homogêneas.

### b. Cálculo das Somas de Quadrados (SQ) e C

$$C = (\sum x)^2 / N = 19.815^2 / 6.000 = 65.439,04$$

$$SQ_T = \sum x^2 - C = 67.692,818 - 65.439,04 = 2.253,78$$

Como  $N - 1 = 6.000 - 1 = 5.999$  g.l.

O componente que mede o efeito entre as amostras, ou seja, entre os estados, é calculado a partir de:

$$SQ_{Ea} = [\sum (\sum x)^2 / sn] - C = 65.439,07 - 65.439,04 = 0,03; \text{ tendo } a-1 = 2-1 = 1 \text{ g.l.}$$

O componente que mede o efeito entre as s sub-amostras dentro de cada amostra (SQes) é obtido assim:

$$SQ_E = \sum \sum [(\sum x)^2 / n] - C = 65.546,25 - 65.439,04 = 107,21; \text{ tendo } as-1 = 4-1 = 3 \text{ g.l.}$$

Como  $SQ_E = SQ_{Ea} + SQ_{Es}$ :

$$SQ_{Es} = 107,21 - 0,03 = 107,18; \text{ tendo } a(s-1) = 2(2-1) = 2 \text{ g.l.}$$

A soma de quadrados do resíduo é obtida por:

$$SQ_D = SQ_T - SQ_E = SQ_T - SQ_{Ea} - SQ_{Es} = 2.253,78 - 107,21 = 2.146,57$$

tendo a.s.(n-1) = 2 . 2 . 1499 = 5.996 g.l.

### c. Preenchimento do quadro de Análise de variância e comparação de F com $F_c$

Fonte de Variação	G.L.	SQ	$s^2$	$F_{(GLE, GLD)}$
Entre estados	1	0,03	0,03	$F_{(1,2)} = 0,0006; P > 0,05$
Entre cidades nos estados	2	107,18	53,59	$F_{(2, i)} = 148,86; P < 0,05$
Resíduo	5996	2146,57	0,36	$i = \text{infinito}$
Total	5999	2253,78		

Não há diferenças significativas entre as médias dos estados A e B, mas há diferenças entre as cidades dentro de cada estado.

Pode-se reanalisar os dados levando em consideração apenas um critério: estado de origem, (como se o modelo fosse inteiramente casualizado). Monta-se a seguinte tabela:

**Reanálise** da variância aplicada aos dados acima:

Fonte de Variação	G.L.	SQ	$s^2$	$F_{(GLE, GLD)}$
Entre estados	1	0,03	0,03	$F_{(1, i)} = 0,08; P < 0,05$
Dentro	5998	2253,75	0,38	
Total	5999	2253,78		$i = \text{infinito}$

Como F é menor que  $F_c$  \_\_\_\_\_-se que haja diferenças significativas entre as médias dos estados A e B.

### E - DADOS EMPARELHADOS E ANÁLISE DE VARIÂNCIA

Estudou-se o índice palmar (linha T) em 68 pares de gêmeos, com 34 MZ (17 de cada sexo) e 34 DZ (17 de cada sexo). Foram calculadas as diferenças intrapar. Obteve-se:

Tipo	Valores	MM	FF	Total	Tipo	Valores	MM	FF	Total
	$\sum d$	1,105	1,487	2,592		$\sum d$	1,492	2,263	3,755
	$d$	0,065	0,087	0,076		$d$	0,088	0,133	0,110
<b>MZ</b>	$\sum d^2$	0,118	0,293	0,411	<b>DZ</b>	$\sum d^2$	0,203	0,436	0,639
	$(\sum d)^2 / n$	0,072	0,0130	0,202		$(\sum d)^2 / n$	0,131	0,301	0,432
	$s^2$	0,003	0,010	0,006		$s^2$	0,005	0,008	0,007
	$n$	17	17	34		$n$	17	17	34

$a = 2$  (no. de amostras),  $s = 2$  (no. de subamostras em cada amostra  $a$ ) e  $N =$  total de indivíduos (6.000)

#### a. Teste de BARTLETT - Cálculo do Qui quadrado - Homogeneidade entre variâncias (amostras com $n$ iguais)

Portanto,  $\chi^2 = 6,359$ .

Como G.L. = 3,  $\chi_c^2 = 7,815$  e  $0,10 < P < 0,20$

Como  $\chi^2$  obtido é menor que  $\chi_c^2$  admite-se que as variâncias são homogêneas.

## b. Cálculo das Somas de Quadrados (SQ) e C

$$C = (\sum d)^2 / N = 6,347^2 / 68 = 0,592$$

$$SQ_T = \sum d^2 - C = 1,050 - 0,592 = 0,458$$

$$SQ_E = \sum (\sum d)^2 / n - C = 0,202 + 0,432 - 0,592 = 0,042$$

$$SQ_{Ea} = \sum (\sum d)^2 / sn - C = (2,592)^2 / 34 + (3,755)^2 / 34 - 0,592 = 0,020$$

$$SQ_{Eb} = \sum (\sum d)^2 / an - C = (1,105 + 1,492)^2 / 34 + (1,487 + 2,263)^2 / 34 - 0,592 = 0,020$$

## c. Preenchimento do quadro de Análise de variância e comparação de F com $F_c$

Fonte de Variação	G.L.	SQ	$s^2$	$F_{(GLE, GLD)}$
Entre tipos de gêmeos	1	0,020	0,0200	$F_{(1, 64)} = 3,08; P > 0,05$
Entre sexos	1	0,020	0,0200	$F_{(1, 64)} = 3,08; P > 0,05$
Interação	1	0,002	0,0020	$F_{(3, 64)} = 0,31; P > 0,05$
Entre	3	0,042	0,0140	$F_{(3, 64)} = 2,15; P > 0,05$
Dentro	64	0,416	0,0065	
Total	67	0,458		

Como F é \_\_\_ que  $F_c$  \_\_\_\_\_-se que as diferenças intrapar em relação ao índice da linha T independem do tipo de gêmeos ou do sexo.



Copie esse texto em formato [pdf](#)  
clicando em pdf com o botão direito do *mouse*.

Depois, clique em algo semelhante a "Salvar destino como"  
Escolha um *drive* e uma pasta e clique em OK.

Biometria

Início

Topo

Este "site", destinado prioritariamente aos alunos de Fátima Conti, está disponível sob FDL ([Free Documentation Licence](#)), pretende auxiliar quem se interessa por Bioestatística, estando em permanente construção. Sugestões e comentários são bem vindos. Se desejar colaborar clique [aqui](#). Agradeço antecipadamente.



Deseja [enviar](#) essa página?

Se você usa um programa de correio eletrônico devidamente configurado para um [e-mail pop3](#), clique em "Enviar página" (abaixo) para abrir o programa.  
Preencha o endereço do destinatário da mensagem.

E pode acrescentar o que quiser.  
(Se não der certo, clique [aqui](#) para saber mais).

[Enviar página](#)



Se você usa [webmail](#) copie o endereço abaixo

<http://www.cultura.ufpa.br/dicas/biome/biovar.htm>

Acesse a página do seu provedor. Abra uma nova mensagem.

Cole o endereço no campo de texto.

Preencha o endereço do destinatário.

E também pode acrescentar o que quiser.

Última alteração: 10 ago 2007