ANÁLISE DA VARIÂNCIA

PLANEAMENTO EXPERIMENTAL

- Selecção dos factores e identificação dos parâmetros que são objecto do estudo;
- Decisão sobre a magnitude dos erros padrão pretendidos;
- Escolha dos tratamentos (combinações de níveis de factores) a serem incluídos na experiência, bem como o número de observações em cada tratamento;
- Atribuição dos tratamentos às unidades experimentais.

ANÁLISE DA VARIÂNCIA

O objectivo da Análise da Variância é isolar e avaliar as fontes de variação associadas com as variáveis experimentais, independentes e determinar como estas variáveis interactuam e afectam a variável resposta.

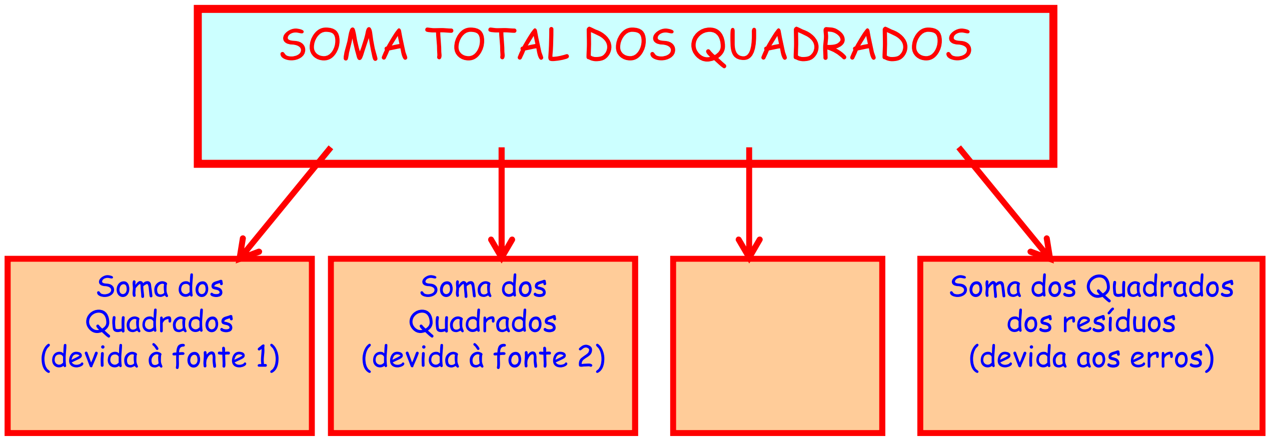
Nota histórica: Foi Sir Ronald Fisher quem desenvolveu esta técnica e a aplicou ao planeamento das experiências. Os seus livros *"Statistical Methods for Research Workers"*, editado em 1925 e *"The Design of Experiments"*, editado em 1935, são considerados clássicos na literatura.

Na Análise da Variância, a variação nas medidas observadas (resposta) é particionada em componentes que reflectem os efeitos de uma ou mais variáveis independentes.
ANOVA – Analysis of Variance

Se o conjunto de dados consiste em *n* resultados $y_1, y_2, \ldots, y_n$ e se a média é $\bar{y}$, a variação total das observações em relação à média, soma dos quadrados das variações, é:

$$STQ = \sum_{i=1}^{n} \left(y_i - \bar{y}\right)^2$$

e designa-se por <u>soma total dos quadrados (STQ) das variações.</u>



O número de fontes de variação e as fórmulas para as componentes estão relacionadas como tipo de *planeamento* escolhido e com o modelo estatístico mais apropriado para a análise.

PLANEAMENTO COMPLETAMENTE CASUAL

Tratamento	Observações					
	1	2		n	Total	Média
1	y_{11}	y_{12}	$\cdots$	y_{1n}	$T_{1.}$	$\bar{y}_{1.}$
2	y_{21}	y_{22}	$\cdots$	y_{2n}	$T_{2.}$	$\bar{y}_{2.}$
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\cdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
k	y_{k1}	y_{k2}	$\cdots$	y_{kn}	$T_{k.}$	$\bar{y}_{k.}$

PARTIÇÃO DA SOMA DOS QUADRADOS

$$\left(y_{ij}-\bar{y}_{..}\right)=\left(\bar{y}_{i.}-\bar{y}_{..}\right)+\left(y_{ij}-\bar{y}_{i.}\right)$$

$$\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n}\left(y_{ij}-\bar{y}_{..}\right)^2=n\sum_{i=1}^{k}\left(y_{i.}-\bar{y}_{..}\right)^2+\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n}\left(y_{ij}-\bar{y}_{i.}\right)^2$$

$$STQ=SQT+SQR$$

- STQ – Soma Total dos Quadrados
- SQT – Soma dos Quadrados dos Tratamentos
- SQR – Soma dos Quadrados dos Resíduos

PLANEAMENTO COMPLETAMENTE CASUAL

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \varepsilon_{ij} \begin{cases} i = 1, 2, \ldots, k \\ j = 1, 2, \ldots, n \end{cases}$$

$$\varepsilon_{ij} \sim N\left(0, \sigma^2\right)$$

$H_{01} : \alpha_i = 0 \quad i = 1, 2, \ldots, k$

$H_{11} : \alpha_i \neq 0$ para pelo menos um valor de i

$R.R : F > c$

TABELA ANOVA

Fonte de Variação	Soma dos Quadrados	Graus de Liberdade	Média dos Quadrados	F
Tratamentos	SQT	k-1	MQT	F=MQT/MQR
Resíduos	SQR	k(n-1)	MQR	
Total	STQ	kn-1		

EXEMPLO 3

- Um estudo realizado para estudar o desenvolvimento de moscas consistiu na sua criação em três meio de cultura diferentes. A tabela apresenta o comprimento ($mm \times 10^{-1}$) das asas de 5 moscas recolhidas aleatoriamente de cada meio. Verifique se existem diferenças entre os comprimentos das asas das moscas recolhidas de cada meio.

EXEMPLO 3

Meio 1	36	39	43	38	37
Meio 2	50	42	51	40	43
Meio 3	45	53	56	52	56

Resolução

	Meio 1	Meio 2	Meio 3
	36	50	45
	39	42	53
	43	51	56
	38	40	52
	37	43	56
totais	**T1. =193**	**T2.= 226**	**T3.=262**
	T..= 681		

$$\sum_{i,j} y_{ij}^2 = 31603$$

$$SQT = \frac{1}{5}\left(193^2 + 226^2 + 262^2\right) - \frac{1}{15}681^2 = 476,4$$

$$STQ = 31603 - 30917,4 = 685,6$$

$$SQR = 685,6 - 476,4 = 209,2$$

TABELA ANOVA

Fonte de Variação	Soma dos Quadrados	Graus de Liberdade	Média dos Quadrados	F
Tratamentos	476,4	2	238,2	F=12
Resíduos	209,2	12	19,85	
Total	685,6	14		

$$F_{2,12,0.05} = 3,89$$

Decisão: Como F> c, rejeita-se a H0 para um nível de significância de 5%, pelo que existem diferenças estatísticamente significativas entre os valores médios de crescimento nos 3 meios.

Exemplo 2 (Amostras desequilibradas)

- Quatro grupos de vendedores foram sujeitos a diferentes programas de treino. Durante o programa de treino houve algumas desistências. No fim dos programas, a cada vendedor foi atribuída uma área de venda. A tabela regista as vendas ao fim de uma semana. Considere α=0,05.

	Grupo de treino		
G1	**G2**	**G3**	**G4**
65	75	59	94
87	69	78	89
73	83	67	80
79	81	62	88
81	72	83	
69	79	76	
	90		

Grupo de treino

	G1	G2	G3	G4		
	65	75	59	94		
	87	69	78	89		
	73	83	67	80		
	79	81	62	88		
	81	72	83			
	69	79	76			
		90				
Totais	**454**	**549**	**425**	**351**	**T.. =**	**1779**
nj	6	7	6	4		

$$\sum_{i,j} y_{ij}^2 = 139511$$

H_0: Não existem diferenças significativas nas vendas devido aos diferentes programas de treino

$\mu_1=\mu_2=\mu_3=\mu_4$ ou $\alpha j = 0$ com $j = 1,2,3,4$

H_1: Pelo menos 2 programas são diferentes

$\alpha j \neq 0$ para pelo menos um valor de j.

R.R: F> c

$$SQT = \left(\frac{454^2}{6} + \frac{549^2}{7} + \frac{425^2}{6} + \frac{351^2}{4} \right) - \frac{1}{23} 1779^2 = 712,6$$

$$STQ = 139511 - \frac{1}{23} 1779^2 = 1909,2$$

$$SQR = 1909,2 - 712,6 = 1196,6$$

TABELA ANOVA

Fonte de Variação	Soma dos Quadrados	Graus de Liberdade	Média dos Quadrados	F
Tratamentos	712,6	3	237,5	F=3,77
Resíduos	1196,6	19	62,97	
Total	1909,2	22		

$$F_{3,19,0.05} = 3{,}13$$

Decisão: Como F> c, rejeita-se a H0 para um nível de significância de 5%, pelo que existem diferenças estatísticamente significativas entre os valores médios das vendas nos 4 grupos de treino.

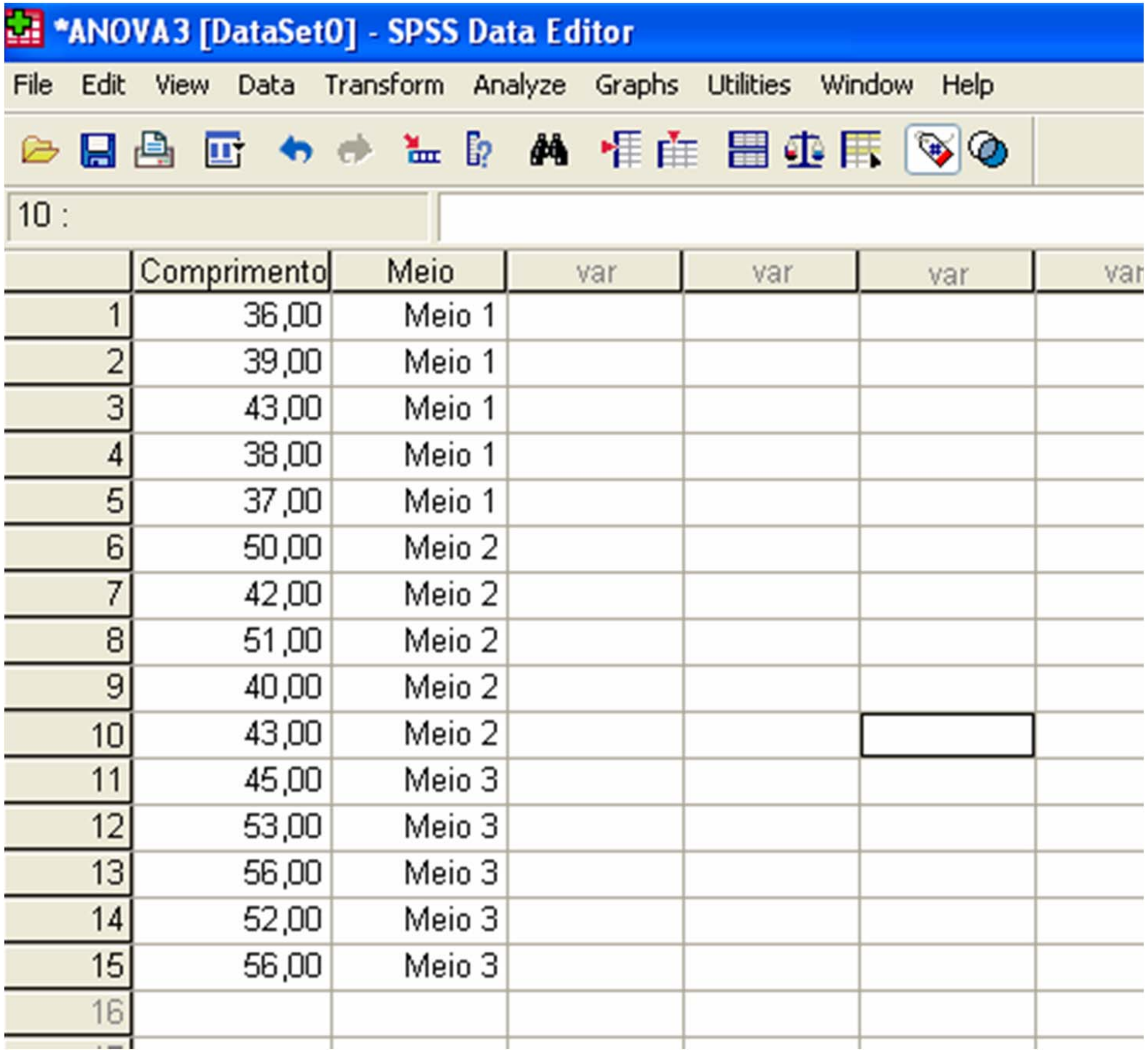
Intervalos de confiança para as médias

$$T = \frac{(\overline{y}_{.i} - \overline{y}_{.j}) - (\mu_i - \mu_j)}{\sqrt{\frac{SQR}{N-k}\left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j}\right)}} \sim t_{N-k}$$

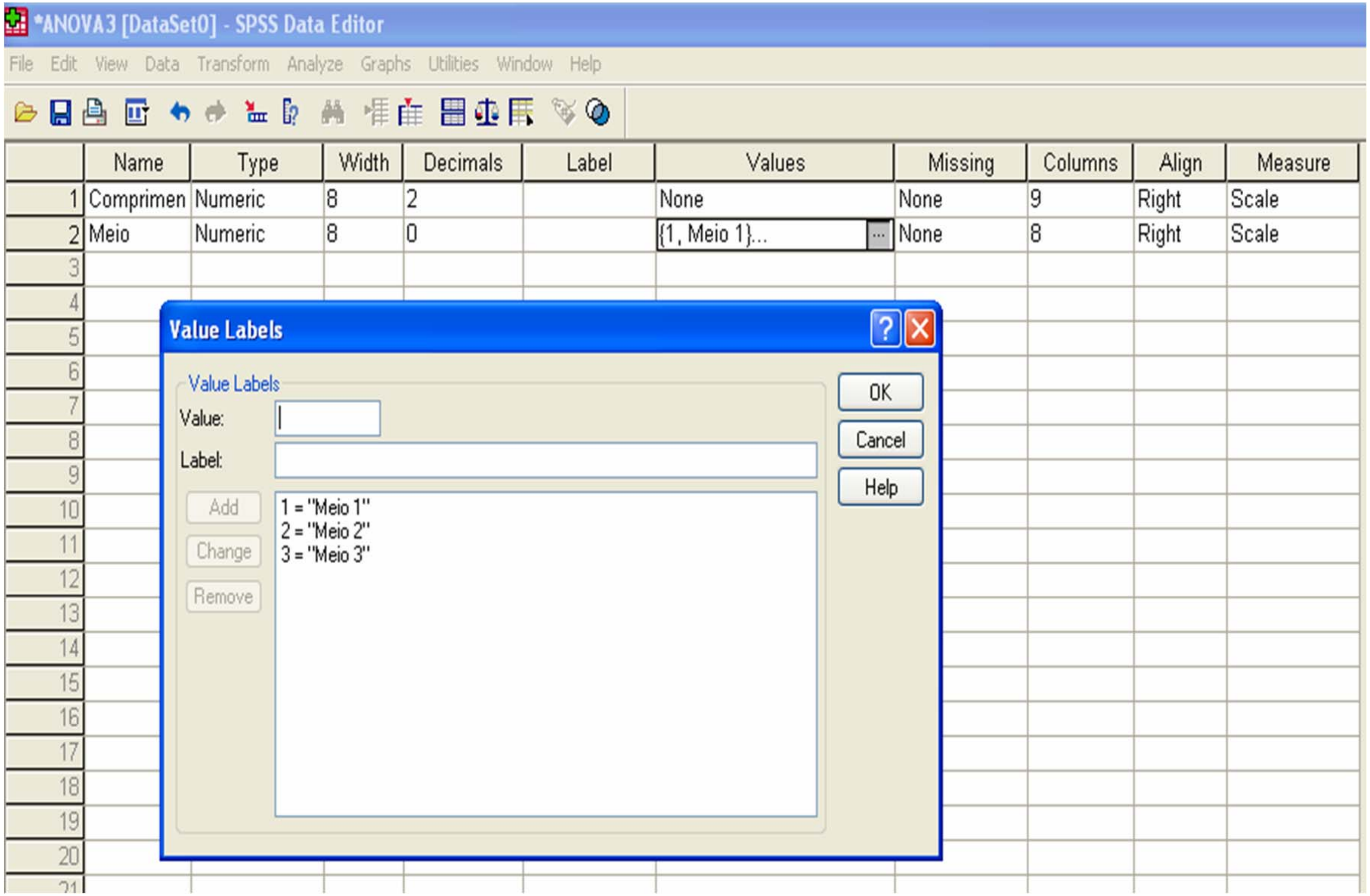
$$\boxed{(\overline{y}_A - \overline{y}_B) - t_{(\alpha/2),n-k} \cdot S \cdot \sqrt{\frac{1}{n_A} + \frac{1}{n_B}} \le \mu_A - \mu_B \le (\overline{y}_A - \overline{y}_B) + t_{(\alpha/2),n-k} \cdot S \cdot \sqrt{\frac{1}{n_A} + \frac{1}{n_B}}}$$

$1.36 \le \mu_4 - \mu_1 \le 22.81$* $\quad -14.42 \le \mu_3 - \mu_1 \le 4.76 \quad -1.09 \le \mu_4 - \mu_2 \le 19.73$

$-16.84 \le \mu_3 - \mu_2 \le 1.65 \quad 6.19 \le \mu_4 - \mu_3 \le 27.64$* $\quad -6.48 \le \mu_2 - \mu_1 \le 12.00$



	Comprimento	Meio	var	var	var	var
1	36,00	Meio 1				
2	39,00	Meio 1				
3	43,00	Meio 1				
4	38,00	Meio 1				
5	37,00	Meio 1				
6	50,00	Meio 2				
7	42,00	Meio 2				
8	51,00	Meio 2				
9	40,00	Meio 2				
10	43,00	Meio 2				
11	45,00	Meio 3				
12	53,00	Meio 3				
13	56,00	Meio 3				
14	52,00	Meio 3				
15	56,00	Meio 3				
16						


*ANOVA3 [DataSet0] - SPSS Data Editor
File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help
Name Type Width Decimals Label Values Missing Columns Align Measure
1 Comprimen Numeric 8 2 None None 9 Right Scale
2 Meio Numeric 8 0 {1, Meio 1}... None 8 Right Scale
Value Labels
Value Labels
Value:
Label:
Add
Change
Remove
1 = "Meio 1"
2 = "Meio 2"
3 = "Meio 3"
OK
Cancel
Help

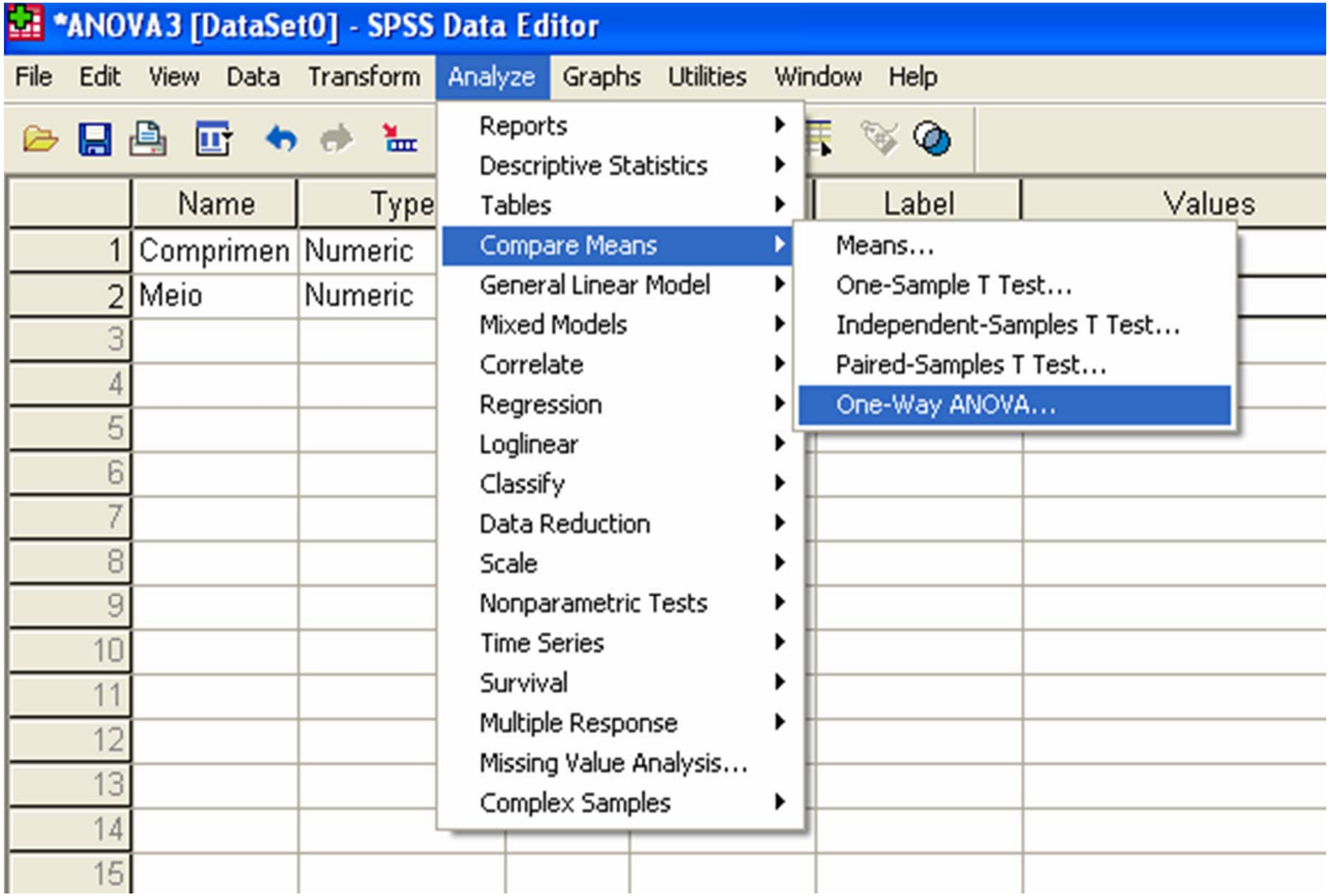
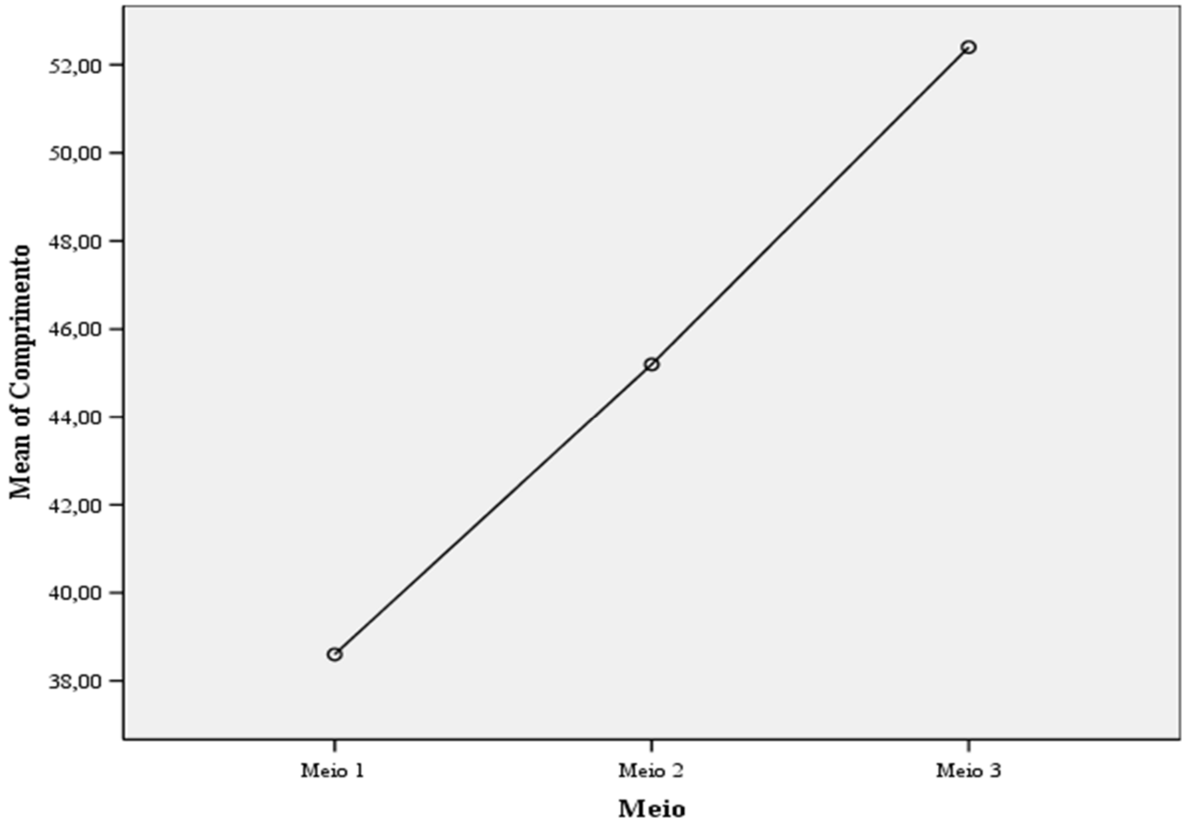

*ANOVA3 [DataSet0] - SPSS Data Editor
File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help
Name
Type
Label
Values
1 Comprimen Numeric
2 Meio Numeric
Reports
Descriptive Statistics
Tables
Compare Means
General Linear Model
Mixed Models
Correlate
Regression
Loglinear
Classify
Data Reduction
Scale
Nonparametric Tests
Time Series
Survival
Multiple Response
Missing Value Analysis...
Complex Samples
Means...
One-Sample T Test...
Independent-Samples T Test...
Paired-Samples T Test...
One-Way ANOVA...

TABELA ANOVA

ANOVA

Comprimento

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	476,400	2	238,200	13,663	,001
Within Groups	209,200	12	17,433		
Total	685,600	14			



PLANEAMENTO COM BLOCOS ALEATÓRIOS

Permite comparar k tratamentos envolvendo n blocos, cada contendo k unidades experimentais relativamente homogéneas. Os k tratamentos são distribuídos aleatoriamente às unidades experimentais dentro de cada bloco, com uma unidade experimental por tratamento.

PLANEAMENTO COM BLOCOS ALEATÓRIOS

Tratamento	Blocos					
	1	2		n	Total	Média
1	y_{11}	y_{12}	$\cdots$	y_{1n}	$T_{1.}$	$\bar{y}_{1.}$
2	y_{21}	y_{22}	$\cdots$	y_{2n}	$T_{2.}$	$\bar{y}_{2.}$
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\cdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
k	y_{k1}	y_{k2}	$\cdots$	y_{kn}	$T_{k.}$	$\bar{y}_{k.}$
	T.1	T.2	…	T.n		

PLANEAMENTO COM BLOCOS ALEATÓRIOS

	Tratamento 1	Tratamento 2	...	Tratamento k
Bloco 1	y_{11}	y_{12}	$\cdots$	y_{1k}
Bloco 2	y_{21}	y_{22}	$\cdots$	y_{2k}
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
Bloco n	y_{n1}	y_{n2}	$\cdots$	y_{nk}

PLANEAMENTO COM BLOCOS ALEATÓRIOS

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \varepsilon_{ij} \begin{cases} i = 1, 2, \ldots, k \\ j = 1, 2, \ldots, b \end{cases} \qquad \varepsilon_{ij} \sim N\left(0, \sigma^2\right)$$

$H_{01} : \alpha_i = 0 \quad i = 1,2,\ldots,a$

$H_{11} : \alpha_i \neq 0$ para pelo menos um valor de i

$R.R : F_1 > c_1$

$H_{02} : \beta_j = 0 \quad j = 1,2,\ldots,b$

$H_{12} : \beta_j \neq 0$ para pelo menos um valor de j

$R.R : F_2 > c_2$

PLANEAMENTO COM BLOCOS ALEATÓRIOS

$$SQT = b\sum_{j=1}^{k}(\overline{y}_{.j} - \overline{Y})^2$$
$$SQB = k\sum_{i=1}^{b}(\overline{y}_{i.} - \overline{Y})^2$$
$$STQ = \sum_{i=1}^{b}\sum_{j=1}^{k}(y_{ij} - \overline{Y})^2$$
$$SQR = \sum_{i=1}^{b}\sum_{j=1}^{k}(y_{ij} - \overline{y}_{i.} - \overline{y}_{.j} + \overline{Y})^2$$

$$SQT = \frac{1}{b}\sum_{j=1}^{k}T_{.j}^2 - \frac{1}{kb}T_{..}^2$$
$$SQB = \frac{1}{k}\sum_{i=1}^{b}T_{i.}^2 - \frac{1}{kb}T_{..}^2$$
$$STQ = \sum_{i=1}^{b}\sum_{j=1}^{k}y_{ij}^2 - \frac{1}{kb}T_{..}^2$$
$$SQR = STQ - SQT - SQB$$

$T_{i.}$ é o total dos valores obtidos para o bloco i ; $T_{.j}$ é o total dos valores obtidos para o tratamento j

TABELA ANOVA

Fonte de Variação	Soma dos Quadrados	Graus de Liberdade	Média dos Quadrados	F
Tratamentos	SQT	k-1	MQT	F_1=MQT/MQR
Blocos	SQB	b-1	MQB	F_2=MQB/MQR
Resíduos	SQR	(k-1)(b-1)	MQR	
Total	STQ	kb-1		

Exemplo: Considere o tempo (em minutos) que levou uma certa pessoa a conduzir de casa até ao emprego, de segunda a sexta, por 4 caminhos diferentes.

dias	Seg.	Ter.	Qua.	Qui.	Sex.	
Caminho 1	22	26	25	25	31	$T_1 = 129$
Caminho 2	25	27	28	26	29	$T_2 = 135$
Caminho 3	26	29	33	30	33	$T_3 = 151$
Caminho 4	26	28	27	30	30	$T_4 = 141$
	$T_1 = 99$	$T_2 = 110$	$T_3 = 113$	$T_4 = 111$	$T_5 = 123$	$T = 556$

Comparar os tempos de percurso para o emprego, considerando $\alpha = 0.05$.

Resolução:

Trata-se de um planeamento com blocos aleatórios (dias da semana), cujo modelo é:

$$y_{ij} = \mu_{ij} + e_{ij} = \mu + \alpha_j + \beta_i + e_{ij}$$

H_{01}: Não existem diferenças significativas nos tempos devido aos diferentes caminhos

$$\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4 \text{ ou } \alpha_j = 0 \text{ com } j = 1, 2, 3, 4$$

H_{02}: Não existem diferenças significativas nos tempos devido aos diferentes dias da semana

$$\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 \text{ ou } \beta_i = 0 \text{ com } i = 1, 2, 3, 4, 5$$

H_{11}: $\alpha_j \neq 0$ para pelo menos um valor de j.

H_{12}: $\beta_i \neq 0$ para pelo menos um valor de i.

$\Sigma\Sigma y_{ij}^2 = 15610$ n = 5   k = 4   STQ = 153.2   SQT = 52.8   SQB = 73.2   SQR = 27.2

Tabela ANOVA

Fonte de variação	Soma dos Quadrados	Graus de liberdade	Média dos Quadrados	Estatística de teste, F
Tratamentos	52.8	3	17.6	$F_1 = 7.75$
Blocos	73.2	4	18.3	
Resíduos	27.2	12	2.27	$F_2 = 8.06$
Total	153.2	19		

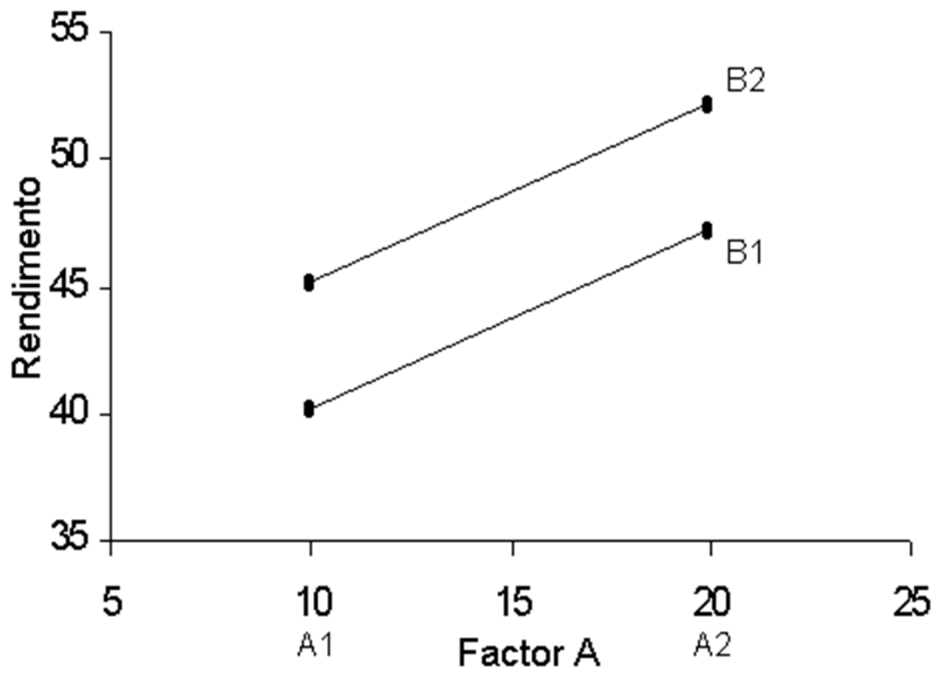
Decisão: Como $F_1 = 7.75 > F_{3, 12, (0.05)} = 3.49$ e $F_2 = 8.06 > F_{4, 12, (0.05)} = 3.26$, rejeitam-se ambas hipóteses nulas para um nível de significância 0.05, pelo que existem diferenças significativas nos tempos de percurso, quer devido aos diferentes caminhos quer devido aos diferentes dias da semana.

Planeamento factorial

- O Planeamento Factorial é um método de seleccionar os tratamentos (combinações factores-níveis) a serem incluídos numa experiência.
- Uma Experiência Completamente Factorial é aquela em que os tratamentos consistem em todas as combinações de níveis de factores.
- Uma Experiência Factorial envolvendo o FACTOR A com *a níveis e o FACTOR B com b níveis é uma experiência* factorial *axb com t = axb tratamentos.*

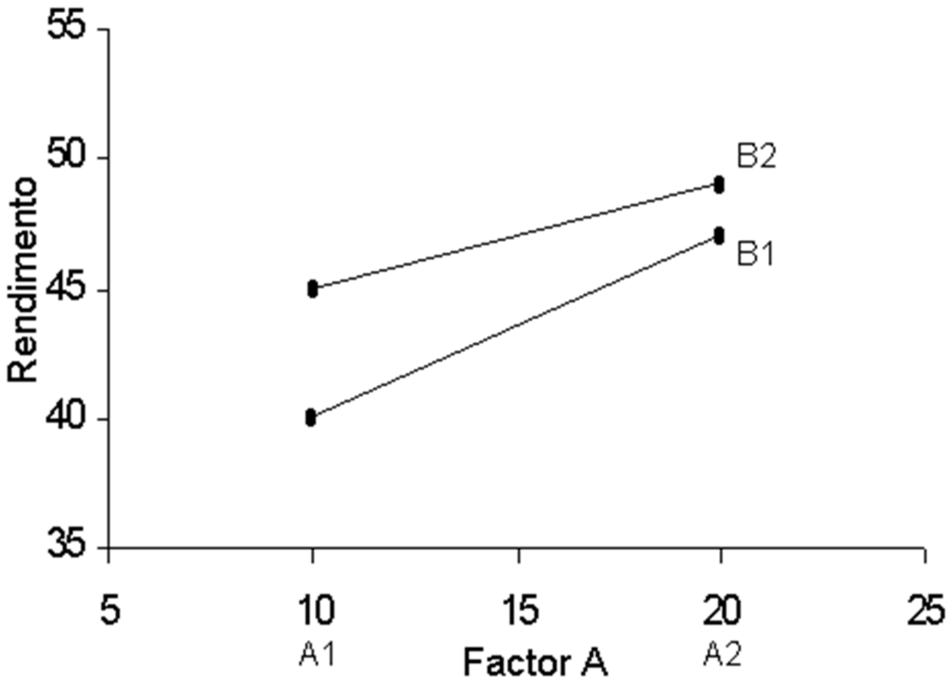
EXPERIÊNCIAS FACTORIAIS

	Factor B Temperatura		
		B1-150ºC	**B2**-200ºC
Factor A	**A1**-10g/l	40	45
Concentração	**A2**-20g/l	47	52



EXPERIÊNCIAS FACTORIAIS

	Factor B Temperatura		
Factor A Concentração		**B1**-150ºC	**B2**-200ºC
	A1-10g/l	40	45
	A2-20g/l	47	48



PLANEAMENTO COM DOIS FACTORES

$$Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_{ij} + \varepsilon_{ijk} \begin{cases} i = 1, 2, \ldots, p \\ j = 1, 2, \ldots, q \\ k = 1, 2, \ldots r \end{cases} \qquad \varepsilon_{ijk} \sim N\left(0, \sigma^2\right)$$

$H_{01} : \alpha_i = 0 \quad i = 1, 2, \ldots, p$

$H_{11} : \alpha_i \neq 0$ para pelo menos um valor de i

$H_{02} : \beta_j = 0 \quad j = 1, 2, \ldots, q$

$H_{12} : \beta_j \neq 0$ para pelo menos um valor de j

$H_{02} : \gamma_{ij} = 0 \quad i = 1, 2, \ldots, p; j = 1, 2, \ldots, q$

$H_{12} : \gamma_{ij} \neq 0$ para pelo menos um par ij

TABELA ANOVA

Fonte de Variação	Soma dos Quadrados	Graus de Liberdade	Média dos Quadrados	F
Factor A	SQF_A	p-1	MQF_A	$F_1 = MQF_A / MQR$
Factor B	SQF_B	q-1	MQF_B	$F_2 = MQF_B / MQR$
Interacção AxB	SQI_{AxB}	(p-1)(q-1)	MQI_{AxB}	$F_3 = MQI_{AxB} / MQR$
Resíduos	SQR	pq(r-1)	MQR	
Total	STQ	pqr-1		

EXEMPLO 4

- Os dados representam as concentrações de cálcio no plasma (mg/100ml) de pássaros de ambos os sexos, com metade dos pássaros de cada sexo tratado com uma hormona e a outra metade sem hormona. O que pode concluir acerca dos efeitos dos dois factores?

EXEMPLO 4

		Factor B (sexo)	
		Macho	Fêmea
Factor A (tratamento hormonal)	Sem	14.5;11.0;10.8; 14.3;10.0	16.5;18.4;12.7; 14.0;12.8
	Com	32.0;23.8;28.8; 25.0;29.3	39.1;26.2;21.3; 35.8;40.2

	Macho					Fêmea					Ti.
Sem	14,5	11	10,8	14,3	10	16,5	18,4	12,7	14	12,8	**135**
	T_{11}=60,6					**T_{12}=74,4**					
Com	32	24	28,8	25	29,3	39,1	26,2	21,3	35,8	40,2	**301,5**
	T_{21}=138,9					**T_{22}=162,6**					
T.j	**199,5**					**237**					**436,5**

$$\sum_{i,j,k} y_{ijk}^2 = 11354,31$$

$$SQF_A = \frac{\sum_{i=1}^{p} T_{i.}^2}{rq} - \frac{T_{..}^2}{pqr}$$

$$SQF_B = \frac{\sum_{j=1}^{q} T_{.j}^2}{rp} - \frac{T_{..}^2}{pqr}$$

$$SQR = \sum_{ijk} y_{ijk}^2 - \frac{\sum_{ij} T_{ij}^2}{r}$$

$$STQ = \sum_{i=1}^{p}\sum_{j=1}^{q}\sum_{k=1}^{r} y_{ijk}^2 - \frac{T_{..}^2}{pqr}$$

$$SQI_{AB} = STQ - SQF_A - SQF_B - SQR$$

$$SQF_A = \frac{1}{5*2}\left(135^2 + 301,5^2\right) - \frac{1}{2*2*5} 436,5^2 = 1386,113$$

$$SQF_B = \frac{1}{5*2}\left(199,5^2 + 237^2\right) - \frac{1}{2*2*5} 436,5^2 = 70,313$$

$$SQR = 11354,31 - \frac{1}{5}\left(60,6^2 + 74,4^2 + 138,9^2 + 162,6^2\right) = 366,372$$

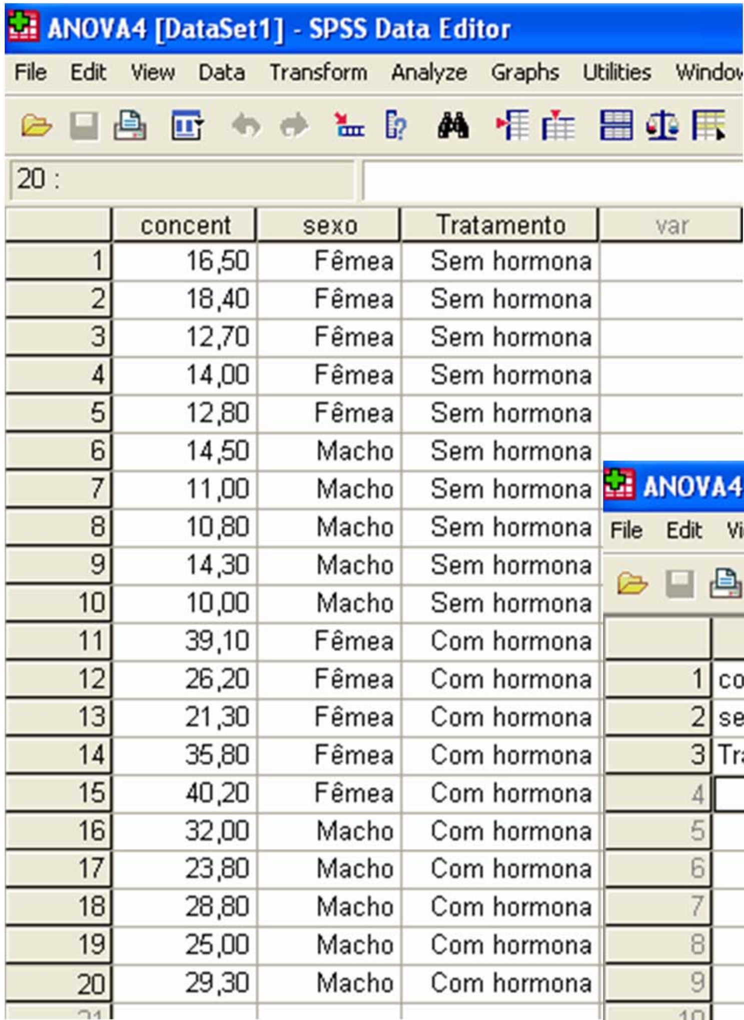
$$STQ = 11354,31 - \frac{1}{2*2*5} 436,5^2 = 1827,698$$

$$SQI_{AxB} = 4,901$$

TABELA ANOVA

Fonte de Variação	Soma dos Quadrados	Graus de Liberdade	Média dos Quadrados	F
Factor A	1386,113	1	1386,113	F_1=60,53
Factor B	70,313	1	70,313	F_2= 3,07
Interacção AxB	4,901	1	4,901	F_3= 0,21
Resíduos	366,372	16	22,898	
Total	1827,698	19		

$$F_{1,16,0.05} = 4,49$$

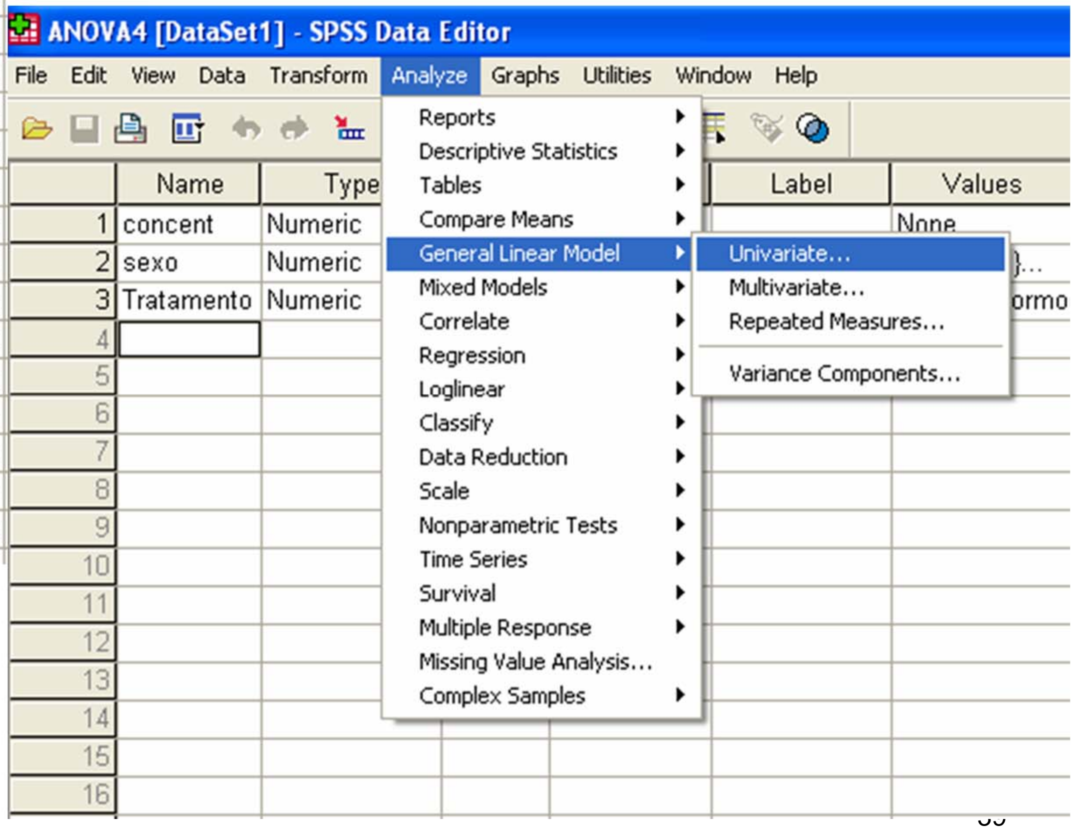


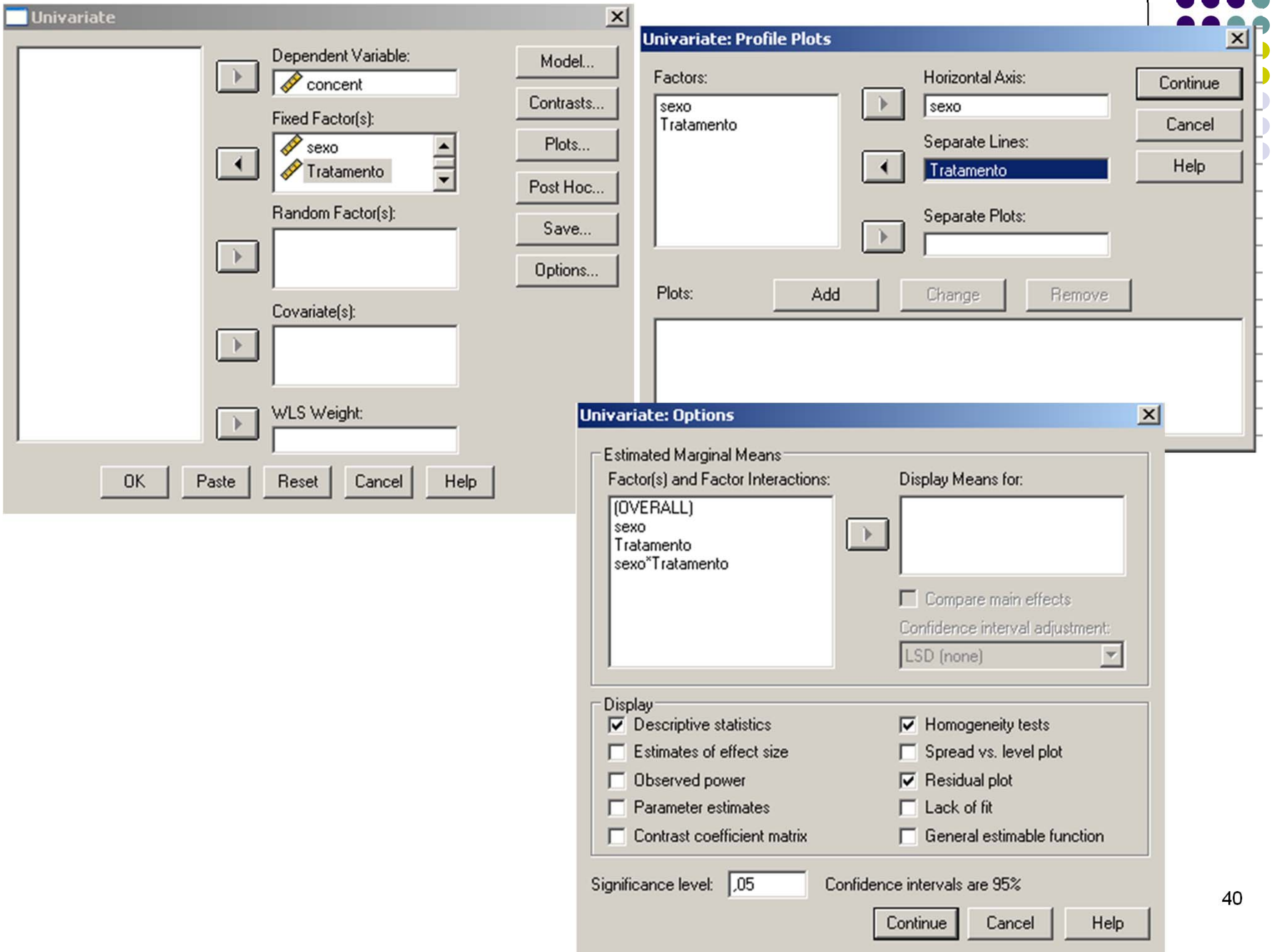
ANOVA4 [DataSet1] - SPSS Data Editor

File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Windov

20 :

	concent	sexo	Tratamento	var
1	16,50	Fêmea	Sem hormona	
2	18,40	Fêmea	Sem hormona	
3	12,70	Fêmea	Sem hormona	
4	14,00	Fêmea	Sem hormona	
5	12,80	Fêmea	Sem hormona	
6	14,50	Macho	Sem hormona	
7	11,00	Macho	Sem hormona	
8	10,80	Macho	Sem hormona	
9	14,30	Macho	Sem hormona	
10	10,00	Macho	Sem hormona	
11	39,10	Fêmea	Com hormona	
12	26,20	Fêmea	Com hormona	
13	21,30	Fêmea	Com hormona	
14	35,80	Fêmea	Com hormona	
15	40,20	Fêmea	Com hormona	
16	32,00	Macho	Com hormona	
17	23,80	Macho	Com hormona	
18	28,80	Macho	Com hormona	
19	25,00	Macho	Com hormona	
20	29,30	Macho	Com hormona	




Univariate
Dependent Variable:
concent
Fixed Factor(s):
sexo
Tratamento
Random Factor(s):
Covariate(s):
WLS Weight:
Model...
Contrasts...
Plots...
Post Hoc...
Save...
Options...
OK
Paste
Reset
Cancel
Help
Univariate: Profile Plots
Factors:
sexo
Tratamento
Horizontal Axis:
sexo
Separate Lines:
Tratamento
Separate Plots:
Plots:
Add
Change
Remove
Continue
Cancel
Help
Univariate: Options
Estimated Marginal Means
Factor(s) and Factor Interactions:
(OVERALL)
sexo
Tratamento
sexo*Tratamento
Display Means for:
Compare main effects
Confidence interval adjustment:
LSD (none)
Display
Descriptive statistics
Estimates of effect size
Observed power
Parameter estimates
Contrast coefficient matrix
Homogeneity tests
Spread vs. level plot
Residual plot
Lack of fit
General estimable function
Significance level:
,05
Confidence intervals are 95%
Continue
Cancel
Help

Output1 - SPSS Viewer

File Edit View Data Transform Insert Format Analyze Graphs Utilities Window Help

Output
- Univariate Analysis of Variance
  - Title
  - Notes
  - Active Dataset
  - Between-Subjects Factors
  - Descriptive Statistics
  - Levene's Test of Equality of Error
  - Tests of Between-Subjects Effect
  - Profile Plots
    - Title
    - sexo * Tratamento

Univariate Analysis of Variance

[DataSet1] C:\Documents and Settings\ana cris\Desktop\Desk_2006\Aulas_MEI2005\ME

Between-Subjects Factors

		Value Label	N
sexo	1	Macho	10
	2	Fêmea	10
Tratamento	1	Sem hormona	10
	2	Com hormona	10

Descriptive Statistics

Dependent Variable: concent

sexo	Tratamento	Mean	Std. Deviation	N
Macho	Sem hormona	12,1200	2,11589	5
	Com hormona	27,7800	3,34395	5
	Total	19,9500	8,66490	10
Fêmea	Sem hormona	14,8800	2,49339	5
	Com hormona	32,5200	8,34967	5
	Total	23,7000	10,96287	10
Total	Sem hormona	13,5000	2,62086	10
	Com hormona	30,1500	6,49585	10
	Total	21,8250	9,80788	20

Output1 - SPSS Viewer

File Edit View Data Transform Insert Format Analyze Graphs Utilities Window Help

variate Analysis of Varian
Notes
Levene's Test of Equality
Tests of Between-Subjec
Profile Plots

Levene's Test of Equality of Error Variances[a]

Dependent Variable: concent

F	df1	df2	Sig.
10,365	3	16	,000

Tests the null hypothesis that the error variance of the dependent variable is equal across groups.

a. Design: Intercept+sexo+Tratamento+sexo * Tratamento

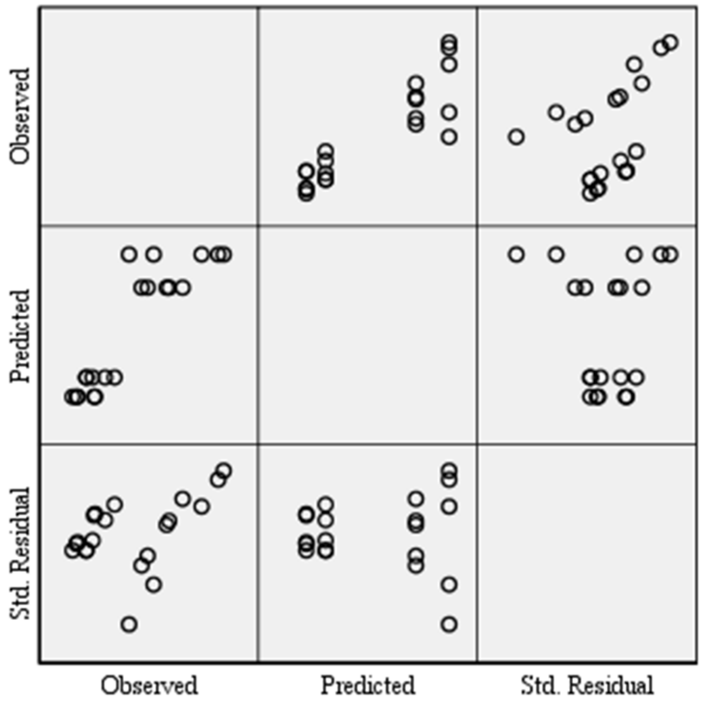
Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: concent

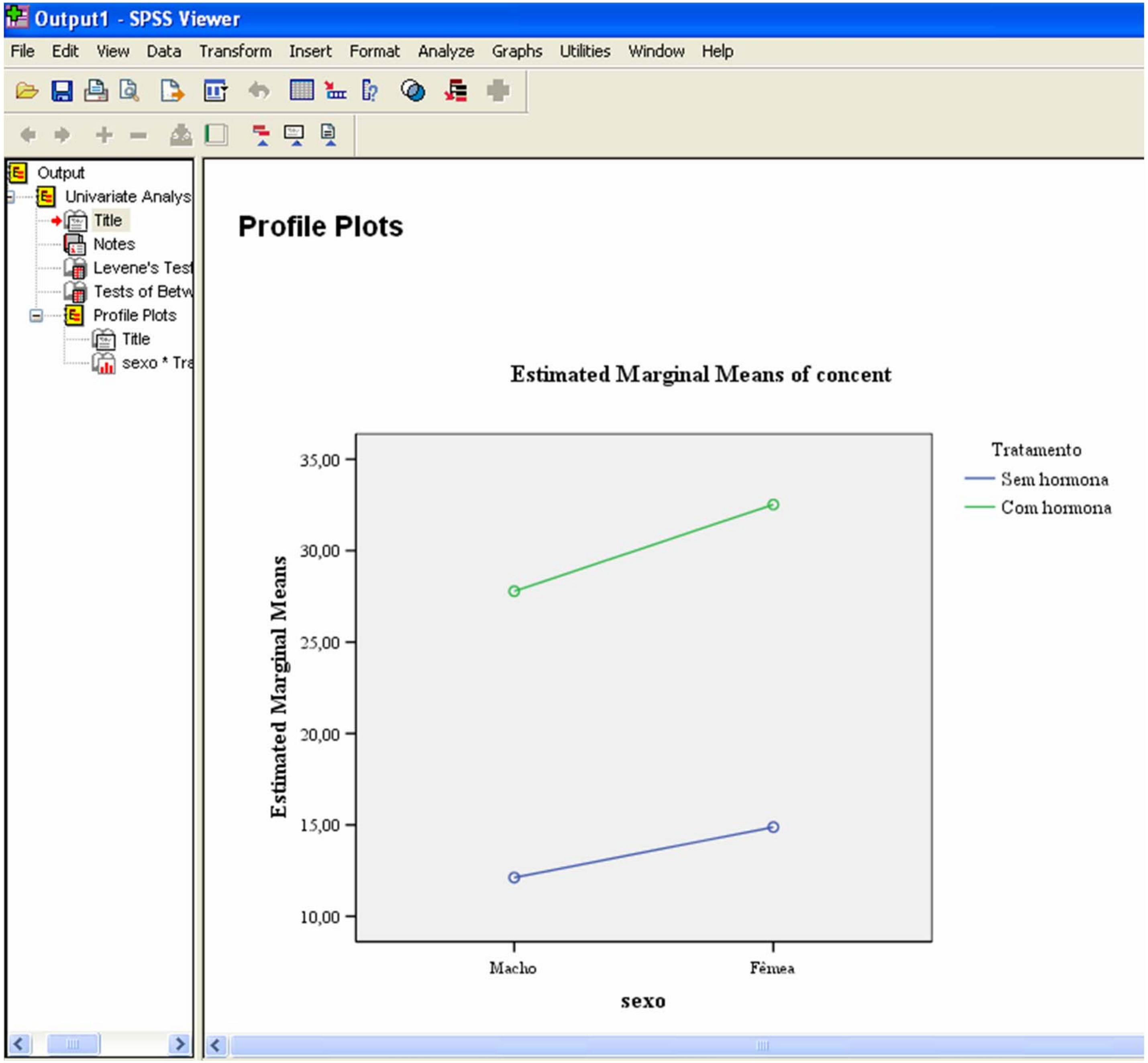
Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	1461,326[a]	3	487,109	21,273	,000
Intercept	9526,613	1	9526,613	416,041	,000
sexo	70,313	1	70,313	3,071	,099
Tratamento	1386,113	1	1386,113	60,534	,000
sexo * Tratamento	4,901	1	4,901	,214	,650
Error	366,372	16	22,898		
Total	11354,310	20			
Corrected Total	1827,698	19			

a. R Squared = ,800 (Adjusted R Squared = ,762)

Dependent Variable: concent



Model: Intercept + sexo + Tratamento + sexo * Tratamento


Output1 - SPSS Viewer
File Edit View Data Transform Insert Format Analyze Graphs Utilities Window Help
Output
Univariate Analys
Title
Notes
Levene's Test
Tests of Betw
Profile Plots
Title
sexo * Tra
Profile Plots
Estimated Marginal Means of concent
Estimated Marginal Means
35,00
30,00
25,00
20,00
15,00
10,00
Macho
Fêmea
sexo
Tratamento
Sem hormona
Com hormona