



## الفصل السادس

### تحليل التباين

### Analyzes of Variance ANOVA

(7-1) مقدمة :

في دراستنا لاختبارات الفروض في الفصل السابق، كانت الدراسة قاصرة على مجتمع واحد أو مجتمعين على الأكثر. وشملت تلك الدراسة اختبار فرض عن متوسط مجتمع واحد واختبارات فرض بخصوص تساوي متواطي مجتمعين. ومن الطبيعي تعميم هذا الأسلوب إلى حالة وجود  $m$  من المجتمعات ( $m \geq 2$ )، ويكون المطلوب هنا مقارنة متوسطاتها. فمثلاً إذا كان المطلوب إجراء مقارنة بين متوسطات إنتاجية الفدان لخمسة أصناف مختلفة من القطن، رمنا متوسطات إنتاج الفدان من هذه الأصناف الخمسة بالرموز:  $\mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_5$  يكون فرض عدم وجود فرق بين هذه المتوسطات (أي فرض تساوي متوسطات هذا الأصناف الخمسة) هو:

$$(1-7) \quad H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$$

ويكون الفرض البديل  $H_A$  هو أن فرض عدم ليس صحيحاً، أي أن  $H_A$  هو فرض عدم تساوي متواطئ على الأقل من هذه المتوسطات، ويكون:

(2-7)  $H_A: \text{يوجد اثنان على الأقل من المتوسطات } \mu_1, \dots, \mu_k \text{ غير متواطئين}$   
ويستخدم أسلوب تحليل التباين في اختبار فرض تساوي متوسطات عدة مجتمعات ضد فرض عدم تساوتها، فمثلاً يكون فرض عدم والفرض البديل كما في (2-1)، (2-7)، ويوضح مدى أهمية أسلوب تحليل التباين في اختبار فرض عدم مثل  $H_0$  في (2-1) ضد فرض بديل مثل  $H_A$  بلاحظ أنه لإجراء مثل هذا الاختبار باتباع الأسلوب السابق عرضه (باستخدام اختبار  $t$ ) لمقارنة متواطي كل مجموعتين على حدة، فإن هذا سوف يستلزم إجراء عشرة اختبارات من ذلك النوع، ولاشك في أن هذا سوف يحتاج إلى كثير من الوقت والجهد. ومن الواضح أنه كلما زاد عدد المجتمعات المطلوب مقارنة متوسطاتها زادت صعوبة إجراء المقارنات المطلوبة باتباع أسلوب مقارنة كل متوسطتين على حدة. فمثلاً إذا كانت مقارنة متوسطات عشرة مجتمعات مطلوبة فإن ذلك يستلزم إجراء 45 اختباراً، كل منها مقارنة متواطئين فقط باستخدام اختبار  $t$ . ويستخدم أسلوب تحليل التباين لمقارنة متوسطات عدة مجتمعات في العديد من البحوث مثل مقارنة متوسطات إنتاج

عدة أصناف من محصول معين، مقارنة متوسطات عدة أيام لازمة للشفاء من مرض معين لعدة أنواع من الأدوية، مقارنة عدة طرق من طرق التدريس، مقارنة عدة طرق لإنتاج سلعة معينة، مقارنة متوسط الدخل الشهري للأسرة بعدة محافظات وهكذا.

وفي تحليل التباين يستخدم تعبير معالجات *Treatments* ليعبر عن التصنيفات المختلفة المستخدمة والمطلوب مقارنة متوسطاتها، فقد تكون المعالجات أنواعاً مختلفة من الأدوية أو قد تكون أنواعاً من الأسمدة أو طرقة مختلفة للتدريب أو محافظات مختلفة، ومطلوب إجراء مقارنات بين متوسطات ظاهرة ما باستخدام عينة عشوائية من كل منها.

وباختصار يقصد بتحليل التباين العمليات الرياضية الخاصة بتقسيم مجموعة المربعات الكلي لمجموعة من البيانات إلى مصادره المختلفة، وتلخص نتائج التحليل في جدول يعرف بجدول تحليل التباين *ANOVA*. إن الهدف من إجراء هذا التحليل هو اختبار فرضية تساوي متوسطات مجموعة من العينات *Table* وتعرف بالمعالجات أو المعاملات *Treatment* دفعة واحدة، ولهذا فهو يعد توسيعاً لاختبار *t*.

#### ٤- اختبار F:

اختبار تحليل التباين يعتمد على إحصائي اختبار يطلق عليه اسم توزيع F نسبة إلى التوزيع الاحتمالي *F Distribution*.

ولاختبار مساواة متوسطات المجموعات يتم تقسيم التباين الكلي للمتغير التابع إلى مركبتين الأولى معروفة المصدر وتسمى بين المجموعات (Between Group) ومصدرها الفروق بين متوسطات المجموعات، فإذا كان هذا الجزء كبيراً فإن متوسطات المجموعات غير متساوية، والثانية داخل المجموعات (Within Group) وهي الجزء غير معروف المصدر الذي يسمى في بعض الأحيان الباقي *Residuals* أو الخطأ *Error*.

✓ متى نرفض الفرضية التي تقول: إن متوسطات المجموعات متساوية؟

نرفض هذه الفرضية إذا كانت نسبة التباين بين المجموعات (المعروف المصدر) إلى التباين داخل المجموعات (غير معروف المصدر) كبيرة، وهذه النسبة تسمى قيمة F، فإذا كانت قيمة F كبيرة نسبياً فإن متوسطات المتغير التابع للمجموعات غير متساوية، ولكن إلى أي حد تعدد قيمة F كبيرة حتى نرفض الفرضية التي تقول أن متوسطات المجموعات متساوية؟

✓ متى نقول إن قيمة F كبيرة نسبياً؟

إذا كانت المساحة فوقها (مستوى الدلالـة *Sig*) أقل من المستوى المقبول لدينا  $\alpha$  التي غالباً تساوي 0,05، فإذا كانت قيمة *Sig* أقل من  $\alpha$  فإن متوسطات المجموعات غير متساوية، وإذا كانت قيمة *Sig* أكبر من  $0.05 = \alpha$  فإن متوسطات المجموعات متساوية.



## (7-2) تحليل التباين في اتجاه واحد (One-Way ANOVA) :

يقصد بتحليل التباين العمليات الرياضية الخاصة بتقسيم مجموع المربعات الكلي لمجموعة من البيانات إلى مصادره المختلفة وتلخيص نتائج التحليل في جدول يعرف بجدول تحليل التباين ANOVA Table. إن الهدف من إجراء هذا التحليل هو اختبار فرضية تساوي متوسطات مجموعة من العينات، وتعرف بالمعالجات أو المعاملات Treatment دفعة واحدة.

### متى يستخدم تحليل التباين في اتجاه واحد؟

يستخدم إذا كان لدينا عدد من العينات ونريد أن نختبر هل هذه العينات مسحوبة من مجتمعات متوسطاتها متساوية أم لا؟ بمعنى آخر هل هذه العينات مسحوبة من المجتمع نفسه أم لا؟ يمكن اختبار ذلك الفرض باستخدام اختبار تحليل التباين. أي أن

**الفرض الإحصائية:**

الفرض العدّم

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$$

ضد الفرض البديل

يوجد متوسطان على الأقل غير متساوين:  $H_A$ :

يمكن تلخيص خطوات الاختبار كالتالي:

- يحسب مجموع مشاهدات كل عينة وكذلك متوسطها، نفرض أن  $\sum_{i=1}^N X_{ir}$  ترمز لمجموع مشاهدات العينة  $r$ ,  $\bar{X}_r = (\sum_{i=1}^N X_{ir}) / N$  ترمز إلى وسطها الحسابي، حيث إن  $r = 1, \dots, k$  وعدد البيانات هي  $N$  فيمكن تنظيم حساب مجموع مشاهدات كل عينة ومتوسطها باستخدام جدول البيانات الآتي:

## جدول (1-7)

المشاهدات	المجتمع				
	1	2	3	...	k
1	X <sub>11</sub>	X <sub>12</sub>	X <sub>13</sub>	...	X <sub>1k</sub>
2	X <sub>21</sub>	X <sub>22</sub>	X <sub>23</sub>	...	X <sub>2k</sub>
3	X <sub>31</sub>	X <sub>32</sub>	X <sub>33</sub>	...	X <sub>3k</sub>
:	:	:	:	...	:
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
N <sub>j</sub>	X <sub>N<sub>1</sub>1</sub>	X <sub>N<sub>2</sub>2</sub>	X <sub>N<sub>3</sub>3</sub>	...	X <sub>N<sub>k</sub>k</sub>
$\sum$	$\sum_{i=1}^{N_j} X_{i1}$	$\sum_{i=1}^{N_j} X_{i2}$	$\sum_{i=1}^{N_j} X_{i3}$	...	$\sum_{i=1}^{N_j} X_{ik}$
$\bar{X}$	$\bar{X}_1$	$\bar{X}_2$	$\bar{X}_3$	...	$\bar{X}_k$

• يحسب المجموع الكلي لمشاهدات جميع العينات ونرمز له بالرمز  $\sum$  والمتوسط العام  $\bar{X}$  كالتالي:

$$\sum = \sum_{i=1}^{N_j} X_{i1} + \sum_{i=1}^{N_j} X_{i2} + \sum_{i=1}^{N_j} X_{i3} + \dots + \sum_{i=1}^{N_j} X_{ik}$$

$$\text{وأيضاً } \bar{X} = \frac{\sum}{N} \quad \text{حيث إن } N = N_1 + N_2 + N_3 + \dots + N_k$$

• يحسب مجموع المربعات الكلي Total sum of squares كالآتي، وهو الذي نرمز له بالرمز SST:

$$SST = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{N_i} X_{ji}^2 - \frac{\sum}{N}^2$$

$$SST = X_{11}^2 + X_{21}^2 + \dots + X_{N_1 1}^2 + X_{12}^2 + X_{22}^2 + \dots + X_{N_2 2}^2 + \dots + X_{N_k k}^2 - \frac{\sum}{N}^2$$

(3-7)

أي أن مجموع المربعات الكلي نحصل عليه بإيجاد مجموع مربعات مشاهدات العينات مطروحاً منه خارج قسمة مربع المجموع الكلي لمشاهدات جميع العينات على N.



ويمكن حساب مجموع المربعات الكلي بطريقة أخرى وهي كالتالي:

$$SST = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{N_i} (X_{ji} - \bar{X})^2$$

أي أن مجموع المربعات الكلي هو مجموع مربعات انحرافات كل مشاهدة من مشاهدات جميع العينات المأخوذة عن المتوسط العام لجميع هذه المشاهدات  $\bar{X}$ .

يحسب مجموع مربعات بين المعالجات  $\text{Sum of squares Between treatments}$  (4)

مجموع مربعات بين المعالجات وهو الذي نرمز له بالرمز SSR:

$$SSR = \frac{\left(\sum_{i=1}^{N_1} X_{i1}\right)^2}{N_1} + \frac{\left(\sum_{i=1}^{N_2} X_{i2}\right)^2}{N_2} + \dots + \frac{\left(\sum_{i=1}^{N_k} X_{ik}\right)^2}{N_k} - \frac{(\sum X)^2}{N}$$

(4-7)

ويمكن حساب مجموع مربعات بين المعالجات بطريقة أخرى كالتالي:

$$\begin{aligned} SSR &= \sum_{i=1}^k N_i (\bar{X}_i - \bar{X})^2 \\ SSR &= N_1 (\bar{X}_1 - \bar{X})^2 + N_2 (\bar{X}_2 - \bar{X})^2 + \dots + N_k (\bar{X}_k - \bar{X})^2 \end{aligned}$$

يحسب مجموع مربعات الأخطاء (مربعات داخل المعالجات) (5)

Sum of Square within treatments or sum of square of Error

يحسب بالفرق بين مجموع المربعات الكلي ومجموع المربعات بين المعالجات الذي تم حسابها في الخطوتين السابقتين، والذي نرمز له بالرمز SSE. ويمكن حسابه بطريقة أخرى وهي كما يلي:

$$SSE = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{N_i} (X_{ji} - \bar{X}_i)^2$$

أي أن مجموع مربعات داخل المعالجات يعبر عن التشتت داخل العينات أي عن تباعد مشاهدات كل عينة عن وسطها الحسابي.

يحسب متوسط مربعات بين المعالجات  $\sigma_{\text{Between}}^2$  وذلك بقسمة مجموع مربعات بين المعالجات على (عدد المعالجات-1) أي على  $k-1$ , ويسمى  $k-1$  بدرجات حرية بين المعالجات أي أن:

(6-7)

$$MSR = (k-1)/SSR = \sigma_{\text{Between}}^2$$

يحسب متوسط مربعات داخل المعالجات، وذلك بقسمة مجموع مربعات داخل المعالجات على (عدد المشاهدات الكلية - عدد المعالجات) أي على  $N-K$ ، ويسمى  $N-K$  بدرجات حرية داخل المعالجات أي أن:

(7-7)

$$MSE = (N-K)/SSE = \sigma_{\text{Between}}^2$$

يحسب خارج قسمة متوسط مربعات بين المعالجات على متوسط مربعات داخل المعالجات، وإذا رمزا بالرمز  $F$  للنسبة الناتجة فإن:

(8-7)

$$F = \frac{\sigma_{\text{Between}}^2}{\sigma_{\text{Within}}^2}$$

ويكون لها توزيع  $F$  بدرجات حرية  $k-1, N-k$ . وتعد  $F$  المحسوبة هي إحصاء الاختبار.

إذا كانت  $F$  المحسوبة أكبر من  $F_{(a, k-1, n-k)}$  يرفض الفرض العدم  $H_0$  وفيما عدا ذلك يتقبل فرض العدم  $H_0$ .

والجدول الآتي الذي يعرض ملخص الخطوات السابقة يسمى جدول تحليل التباين analysis of variance، وتكون له الصيغة العامة المبينة في الجدول الآتي:

### جدول (8-2)

مصدر الاختلاف	مجموع المربعات SS	درجات الحرية d.f	متوسط المربعات MS	F
بين المعاملات	SSR	$K-1$	MSR	
الخطأ	SSE	$\sum_{i=1}^K N_i - k$	MSE	$F_{\text{calc}} = \frac{\text{MSR}}{\text{MSE}}$
المجموع	SST	$\sum_{i=1}^K N_i - 1$		

والأآن نتناول كيف يمكننا تنفيذ هذا باستخدام البرنامج ما يعمل على إتاحة استخدام ذلك مع توفير الوقت والجهد في حالة زيادة عدد بيانات التحليل الإحصائي؛ وذلك من خلال أمثلة تطبيقية متعددة:

### مثال (1-7) :

استخدمت ثلاثة طرق تعليمية مختلفة في تدريس مادة الحساب لثلاث عينات متشابهة من الطلاب، وكانت درجاتهم في الامتحان النهائي كما في الجدول الآتي:



### جدول (3-7)

5,5	7	7,5	8	العينة الأولى
9	8	10	9	العينة الثانية
3,5	5,5	5	6	العينة الثالثة

اخبر ما إذا كانت هناك فروق معنوية بين متوسطات درجات الطلبة في الطرق الثلاث عند مستوى معنوية 0,05

### الحل:

في البداية يتم إدخال البيانات كلها في البرنامج في عمود واحد مع إضافة عمود ثان يشير إلى رقم العينة فيكون شاشة data editor وقد سميته factor نضع فيه قيمة 1 لرمز أن القيمة الموجودة في العمود samples هي قيمة العينة الأولى، ونضع القيمة 2 لرمز أن القيمة الموجودة في العمود samples هي قيمة العينة الثانية وهكذا، ونضع القيمة 3 لرمز أن القيمة الموجودة في العمود samples هي قيمة العينة الثالثة وتكون البيانات كما في الشكل الآتي:

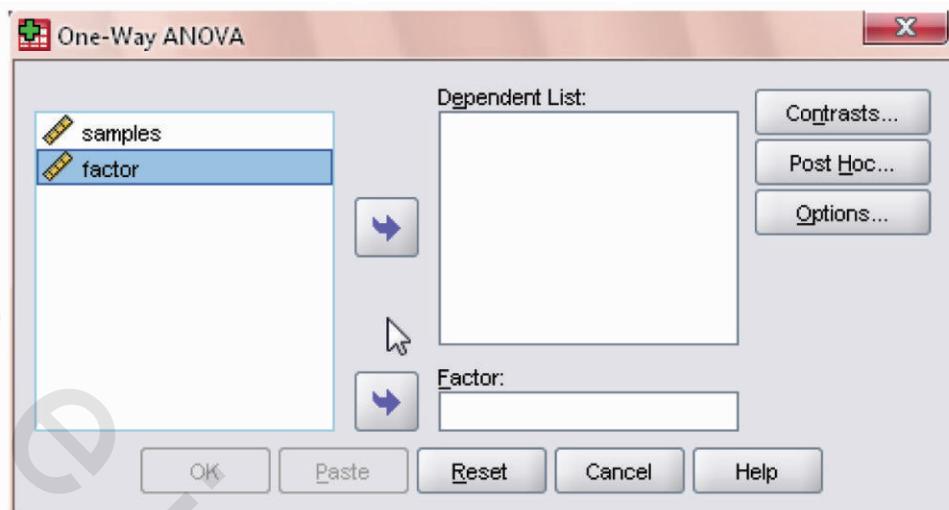
samples	factor
8.00	1
7.50	1
7.00	1
5.50	1
9.00	2
10.00	2
8.00	2
9.00	2
6.00	3
5.00	3
5.50	3
3.50	3

وبعد إدخال البيانات تتبع الخطوات الآتية:

• اختيار Compare means

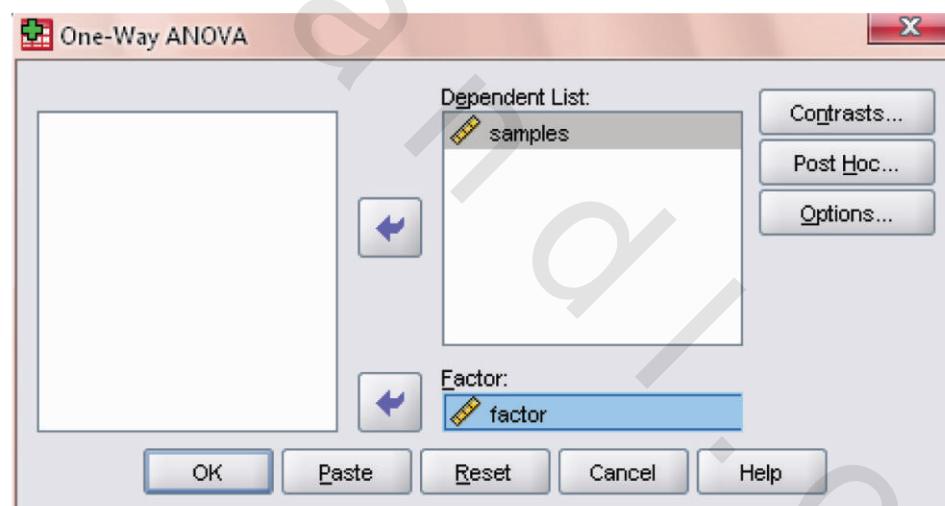
• اختيار One-Way ANOVA

فيظهر الشكل الآتي:



(1-7)

- ❸ ننقل المتغيرات المراد حساب الفروق فيها إلى Dependent List، ومتغير تصنيف المشاهدات في Factor.  
فيظهر الشكل الآتي:



(2-7)

- ❹ ننقر على OK تظهر النتائج كما في الجدول الآتي:

(4-7) جدول

## ANOVA

samples

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	32.000	2	16.000	16.000	.001
Within Groups	9.000	9	1.000		
Total	41.000	11			

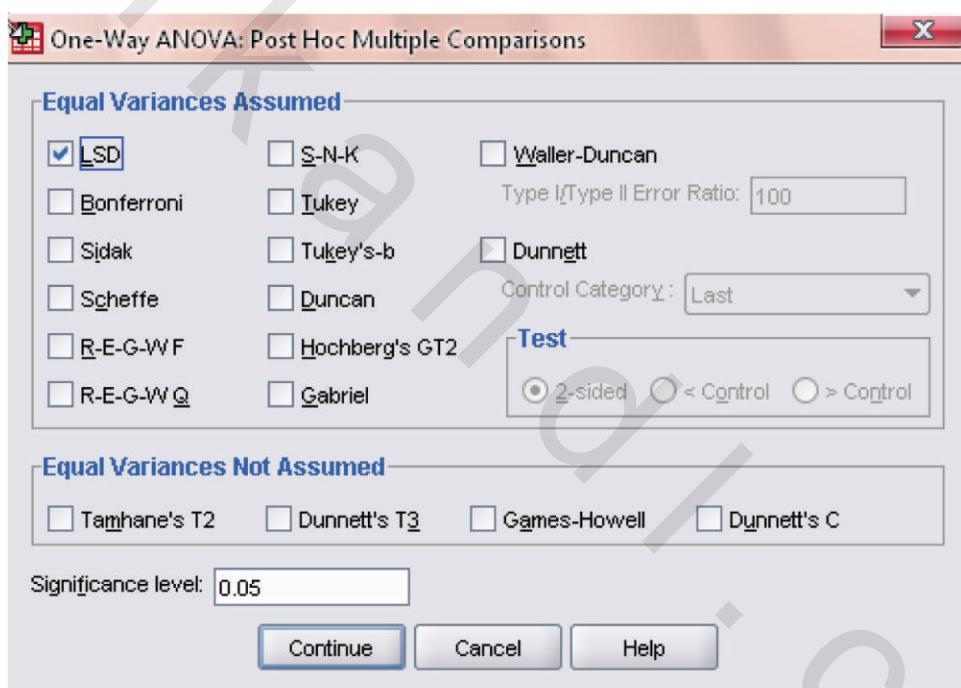


## القرار الإحصائي:

يتضح من الجدول أن  $F = 16.00$  عند  $P\text{-value} = 0.001$  أقل من  $0.05$  وهذا يدل على وجود فروق بين الطرق الثلاث لتدريس المهارات الحسابية.

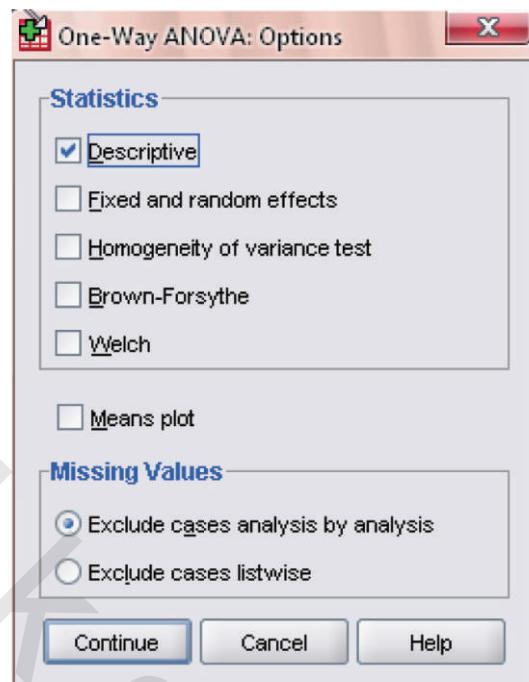
نظراً لوجود فروق معنوية بين متوسطات الطرق فهذا يعني عدم تساوي متوسطي طرفيتين على الأقل، ولاختبار معنوية الفروق لكل زوج من المعالجات نتجأ إلى المقارنات المتعددة باستخدام طريقة L.S.D وباتباع الخطوات الآتية:

باستخدام الخطوات السابقة حتى الشكل رقم (7-2) فنقوم بالنقر على post Hoc المحددة في الشكل (2-7) فيظهر الشكل (3-7):



شكل (3-7)

ونلاحظ وجود طرق عديدة للمقارنات المتعددة عندما يكون التباين لكل عينة متساوياً، حيث قمنا بتأشير LSD، وتوجد طرق للمقارنة عندما يكون التباين غير متساو، وأخيراً تحديد مستوى المعنوية المطلوب في Options، عند نقر زر Continue، كما نلاحظ أنه يوجد زر في الشاشة الرئيسية شاشة Significance Level 0.05 يطلق عليها (2-7) وعند تفعيل هذا الاختيار نتمكن من حساب الإحصائيات الوصفية للقيم الفعلية أو القيم المفقودة كما في الشكل الآتي:



(4-7) شكل

ثم نضغط على زر Ok نحصل على المخرجات الآتية:

(5-7) جدول

#### Multiple Comparisons

SAMPLES

LSD

(I) FACTOJ	(J) FACTOI	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interv	
					Lower Bound	Upper Bound
1	2	-2.0000*	.707	.020	-3.5996	-.4004
	3	2.0000*	.707	.020	.4004	3.5996
2	1	2.0000*	.707	.020	.4004	3.5996
	3	4.0000*	.707	.000	2.4004	5.5996
3	1	-2.0000*	.707	.020	-3.5996	-.4004
	2	-4.0000*	.707	.000	-5.5996	-2.4004

\*. The mean difference is significant at the 0.05 level.



## Post Hoc Tests

نلاحظ أنه باستعمال طريقة LSD فقد ظهرت فروق معنوية بمستوى معنوية 0.05 بين متوسطات المعالجات (1و2) و (2و3)، حيث كانت قيمة p-value أو sig. أقل من 0.05 مع وجود علامة (\*) على فروق المجموعات وجود تلك العلامة علامة وجود فروق بين العينات.

**مثال (2-7):**

مقارنة أربعة أنواع من الأدوية d، c، b، a، لعلاج مرض معين اختبرت أربع عينات عشوائية كل منها مكون من خمسة أشخاص من المصابين بذلك المرض، وأعطيت كل عينة نوعاً من الأدوية، وكان عدد أيام العلاج اللازمة حتى الشفاء للأشخاص في العينات الأربع كما في الجدول الآتي:

**جدول (6-7)**

5	6	4	3	7	العينة الأولى (دواء a):
7	8	9	5	6	العينة الثانية (دواء b):
4	6	5	2	3	العينة الثالثة (دواء c):
6	7	3	6	8	العينة الرابعة (دواء d):

اخبر فرض عدم وجود فرق معنوي بين متوسطات عدد الأيام اللازمة حتى الشفاء للأدوية الأربع a، b، c، d وذلك عند مستوى معنوية 0,01.

**الحل:**

في البداية يتم إدخال البيانات كلها في البرنامج في عمود واحد مع إضافة عمود ثان يشير إلى رقم العينة فيكون شاشة data editor وقد سميته factor نضع فيه قيمة 1 لرمز أن القيمة الموجودة في العمود samples هي قيمة العينة قيمة الدواء الأولى a، ونضع القيمة 2 لرمز أن القيمة الموجودة في العمود samples هي قيمة الدواء الثاني b وهكذا، ونضع القيمة 3 لرمز أن القيمة الموجودة في العمود samples هي قيمة الدواء الثالث c وهكذا، ونضع القيمة 4 لرمز أن القيمة الموجودة في العمود samples هي قيمة الدواء الرابع d وتكون البيانات كما في الشكل الآتي:

samples	factor
7.00	1
3.00	1
4.00	1
6.00	1
5.00	1
6.00	2
5.00	2
9.00	2
8.00	2
7.00	2
3.00	3
2.00	3
5.00	3
6.00	3
4.00	3
8.00	4
6.00	4
3.00	4
7.00	4
6.00	4

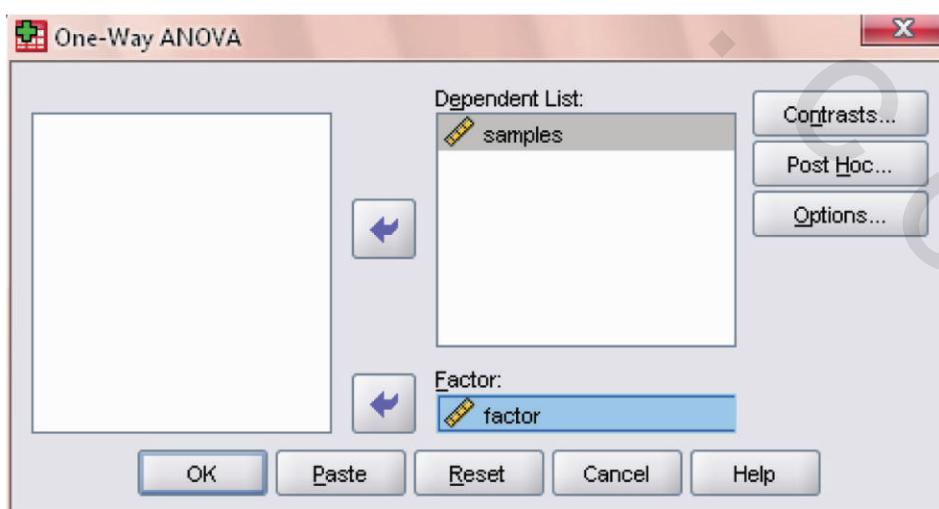
وبعد إدخال البيانات نتبع الخطوات الآتية:

• اختيار Compare means

• اختيار One-Way ANOVA

• نقل المتغيرات المراد حساب الفروق فيها إلى Dependent List، ومتغير تصنيف المشاهدات في Factor.

فيظهر الشكل الآتي:



شكل (5-7)



نقر على Ok تظهر النتائج كما في الجدول الآتي:

### جدول (7-7)

#### ANOVA

#### Sample

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	25.000	3	8.333	3.030	.060
Within Groups	44.000	16	2.750		
Total	69.000	19			

### القرار الإحصائي:

يتضح من الجدول أن  $p\text{-value} = 0.06$  وهي أكبر من 0.01 عند  $F = 3.03$ ، وهذا يدل على عدم وجود فروق بين الأنواع الأربع من الأدوية، ويؤكد ذلك جدول تحليل الفروق الآتي:

#### Post Hoc Tests

### جدول (8-7)

#### Multiple Comparisons

#### Sample

#### LSD

(I) Factor	(J) Factor	Mean (I-J)	Difference	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
1.00	2.00	-2.00000-	1.04881	.075	.42234-	.2234	
	3.00	1.00000	1.04881	.355	-1.2234-	3.2234	
	4.00	-1.00000-	1.04881	.355	-3.2234-	1.2234	
2.00	1.00	2.00000	1.04881	.075	-.2234-	4.2234	
	3.00	3.00000	1.04881	.011	.7766	5.2234	
	4.00	1.00000	1.04881	.355	-1.2234-	3.2234	
3.00	1.00	-1.00000-	1.04881	.355	-3.2234-	1.2234	
	2.00	-3.00000-	1.04881	.011	-5.2234-	-.7766-	
	4.00	-2.00000-	1.04881	.075	-4.2234-	.2234	
4.00	1.00	1.00000	1.04881	.355	-1.2234-	3.2234	
	2.00	-1.00000-	1.04881	.355	-3.2234-	1.2234	
	3.00	2.00000	1.04881	.075	-.2234-	4.2234	

\*. The mean difference is significant at the 0.05 level.

نلاحظ أنه باستعمال طريقة LSD فقد لم تظهر فروق معنوية بمستوى معنوية (دلاله) 0.01 بين متوسطات المعالجات كافة، حيث كانت قيمة P-Value أو Sig. أكبر من 0.05 مع عدم وجود علامة (\*) عند فروق المجموعات.

### (7-3) تحليل التباين في اتجاهين (Two Way ANOVA) :

إن تحليل التباين في اتجاه واحد يستخدم لدراسة أثر عامل واحد فقط على متغير ما، ولكن عندما نريد دراسة أثر عاملين أو أكثر في هذه الحالة يمكننا استخدام تحليل التباين في اتجاهين (أو ما يسمى تحليل التباين الثنائي).

فتحليل التباين الثنائي Two Way ANOVA يمكن استخدامه لدراسة أثر متغيرين عاملين نسبياً أحدهما الصنوف (المعالجات)، والأخر الأعمدة (القطاعات)، ويمكن وصف البيانات تحت هذه التجارب كالتالي:

**جدول (9-7)**

		الأعمدة (Columns) القطاعات					
		c	...	j	1	2	
معالجات	1	X <sub>11</sub>	X <sub>12</sub>	...	X <sub>1j</sub>	...	X <sub>1c</sub>
	2	X <sub>21</sub>	X <sub>22</sub>	...	X <sub>2j</sub>	...	X <sub>2c</sub>
	.	.	.	...	.	...	.
	.	.	.	...	.	...	.
	i	X <sub>i1</sub>	X <sub>i2</sub>	...	X <sub>ij</sub>	...	X <sub>ic</sub>
	.	.	.	...	.	...	.
	.	.	.	...	.	...	.
	.	.	.	...	.	...	.
	r	.	.	...	.	...	.
		X <sub>r1</sub>	X <sub>r2</sub>	...	X <sub>rq</sub>	...	X <sub>rc</sub>

يمكن صياغة الفروض الإحصائية في هذه الحالة كالتالي:

(١) للمعالجات:

$$H_0^{(1)}: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_r$$



ضد الفرض البديل

يوجد متوسطان على الأقل غير متساوين:  $H_A^{(1)}$

(ب) للقطاعات:

$H_0^{(2)}: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_c$

ضد الفرض البديل

يوجد متوسطان على الأقل غير متساوين:  $H_A^{(2)}$

### مثال (3-7)

إذا كانت لدينا أربعة أنواع من الأسمدة A, B, C, D استخدمت كمعالجات لأربعة قطاعات مختلفة، حيث كانت النتائج كما في الجدول الآتي:

القطاعات/ المعالجات	القطاع الأول	القطاع الثاني	القطاع الثالث	القطاع الرابع	المجموع
A	9.3	9.4	9.6	10	38.3
B	9.4	9.3	9.8	9.9	38.4
C	9.2	9.4	9.5	9.7	37.8
D	9.7	9.6	10	10.2	39.5
المجموع	37.6	37.7	38.9	39.8	154

استخدم تحليل التباين في اتجاهين لمعرفة ما إذا كان لها تأثير مختلف في زيادة إنتاج القمح أم لا؟

### الحل:

أولاً: الفروض الإحصائية بالنسبة للمعالجات:

$H_0$ : لا توجد فروق بين متوسطات المعالجات (الصفوف).

$H_1$ : توجد فروق بين متوسطات المعالجات على الأقل لاثنين منهم.

ثانياً: الفروض الإحصائية بالنسبة للقطاعات:

$H_0$ : لا توجد فروق بين متوسطات القطاعات (الأعمدة).

$H_1$ : توجد فروق بين متوسطات القطاعات على الأقل لاثنين منهم.



ندخل البيانات كما في الشكل الآتي:

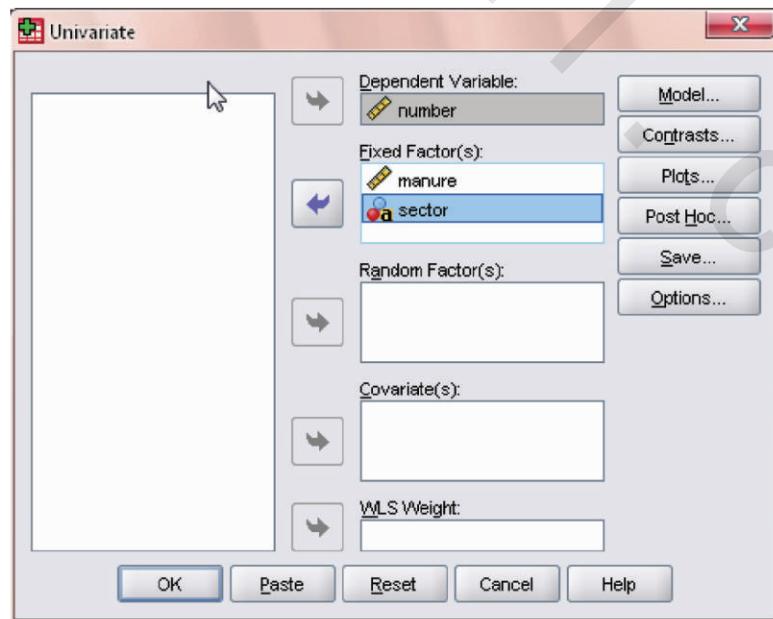
manure	sector	number
1.00	A	9.30
1.00	B	9.40
1.00	C	9.20
1.00	D	9.70
2.00	A	9.40
2.00	B	9.30
2.00	C	9.40
2.00	D	9.60
3.00	A	9.60
3.00	B	9.80
3.00	C	9.50
3.00	D	10.00
4.00	A	10.00
4.00	B	9.90
4.00	C	9.70
4.00	D	10.20

شكل (7-7)

ثم نتبع:

Analyze → General linear Model → Univariate

ليظهر الشكل الآتي:

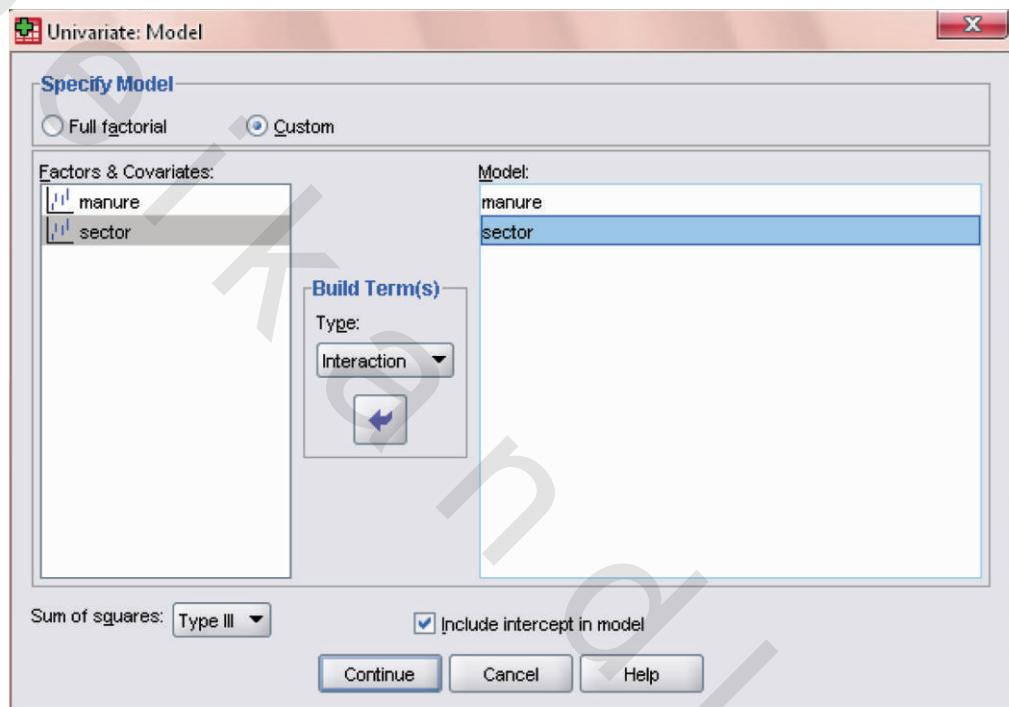


شكل (8-7)



- أدخلنا العاملين في Fixed Factors على اعتبار أن جميع معالجات العامل قد ضمنت في التجربة، أما في حالة أخذ عينة من معالجات العامل فإننا سنستعمل خانة Random Factor.

- انقر زر Model في ظهر صندوق حوار Full Factorial Custom، وذلك لأننا لا نرغب في ظهور التفاعل Interaction في جدول تحليل التباين (Manure\*Sector) لعدم وجود درجات حرية كافية للخطأ التجاري، حيث يظهر صندوق حوار Model بعد ترتيبه كما في الشكل (9-7):



شكل (9-7)

حيث إن تأشير Include Intercept In Model يعمل على تضمين الحد الثابت في النموذج الخطى العام وبوصفه نموذج انحدار.

أما خانة Build Terms فتستعمل لتعيين نوع التأثيرات Effects التي يراد إظهارها في جدول تحليل التباين، حيث قمنا بنقل المتغيرين manure و sector من خانة Factors & Covariates إلى خانة Model، لظهور كتأثيرات رئيسية Main Effect (بعد التأكد من أن خانة Build Effects تتضمن الخيار Continue). ثم انقر على Ok في صندوق حوار Univariate ثم تحصل على المخرجات الآتية كما في الشكل الآتي:

## (10-7) جدول

Between-Subjects Factors

		N
manure	1	4
	2	4
	3	4
	4	4
sector	A	4
	B	4
	C	4
	D	4

## Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: number

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	.385 <sup>a</sup>	3	.128	1.702	.220
Intercept	1482.250	1	1482.250	19654.144	.000
manure	.000	0	.	.	.
sector	.000	0	.	.	.
Error	.905	12	.075		
Total	1483.540	16			
Corrected Total	1.290	15			

a. R Squared = .298 (Adjusted R Squared = .123)

الجدول الأول يعطي بياناً بعدد الحالات والمفقود، الجدول الثاني يبين مجموع المربعات بين المعالجات = 0.385 ومجموع المربعات بين القطاعات = 0.825 ومجموع مربعات الخطأ = 0.08 ومجموع المربعات الكلية = 1.29.



## ④ القرار الإحصائي للمعالجات:

وأيضاً تتضح معنوية الفرق بين الأسمدة وكذلك بين القطاعات بمستوى معنوية 0.05، حيث إن  $p\text{-value}=0.0$  عند صف الأسمدة manure وهي أقل من 0.05 أي نرفض  $H_0$  ونقبل  $H_A$ ، ونقول إنه توجد فروق بين متوسطات المعالجات.

## ⑤ القرار الإحصائي للقطاعات:

وأيضاً  $p\text{-value}=0.001$  عند صف القطاعات sector وهي أقل من 0.05 نرفض  $H_0$  ونقبل  $H_A$ ، ونقول إنه توجد فروق بين متوسطات القطاعات.