



الفصل الرابع

تصميم تام التعشبية (CRD) Completely Randomized Design

1-4: مقدمة:

تصميم تام التعشبية أو الذي يسمى في بعض الأحيان التصميم الكامل العشوائية ، يعتبر من أبسط أنواع تصاميم التجارب البسيطة وأسهلها من الناحية التطبيقية حيث أن شرروطه ومزاياه يمكن أن تكون كالآتي :-

- 1 . أن القطع (الوحدات) التجريبية يجب أن تكون متجانسة تماما أو قريبة جدا من التجانس بمعنى آخر أن الاختلافات أو الفروقات بين القطع التجريبية المستخدمة في هذا التصميم تكاد تكون معدومة أو ضئيلة .
- 2 . أن المعاملات (المعالجات) (Treatments) المستخدمة في التجربة توزع على القطع (الوحدات) التجريبية (Experimental Units) بطريقة عشوائية تامة .
- 3 . يتسم هذا التصميم بالمرونة في استخدام أي عدد من المعالجات كما لا يشترط أن يكون التكرار لكل معالجة متساو أي أن المعالجة يمكن أن تطبق على أي عدد من القطع التجريبية .
- 4 . يمتاز هذا التصميم بأنه يسمح باستخدام درجات حرية عالية لمركبة داخل المعالجات (الخطأ التجريبي) وبالتالي فإن قيمة التباين للخطأ التجريبي ستتخفض .
- 5 . أن فقدان نتائج إحدى القطع التجريبية أو بعضها لا يؤثر على سير التجربة.

2-4: النموذج الرياضي: Mathematical Model

يقصد بالنموذج الرياضي هو التعبير عن قيمة (نتيجة) المفردة أو المشاهدة في التجربة المنفذة وفق هذا التصميم رياضيا. أن صيغة النموذج الرياضي لهذا التصميم هو نفس صيغة النموذج الرياضي لحالة تحليل التباين لمعيار واحد ، وهي :

$$y_{ij} = \mu + T_i + e_{ij} \quad i=1,2,\dots,t \quad \dots(4-1)$$

$$j=1,2,\dots,r$$

حيث أن :

y_{ij} : قيمة أو نتيجة القطعة (الوحدة) التجريبية الواقعة تحت تأثير المعالجة (i) والتي ترتبها (j) (أو تسمى الاستجابة response) .

μ : تأثير المتوسط العام .

T_i : تأثير المعالجة (i) .



e_{ij} : الخطأ العشوائي للقطعة التجريبية التي نتجت y_{ij} .

أن تأثيرات هذا النموذج يمكن تقديرها باتباع طريقة المربعات الصغرى

(Least square Method) ، وهنا لابد من فرض الشرط $\sum \hat{T}_i = 0$ ويكون :

$$\sum_i \sum_j e_{ij}^2 = \sum_i \sum_j (y_{ij} - \mu - T_i)^2$$

وبأخذ المشتقة الجزئية لكل من μ ، T_i ومساواتها للصفر نحصل على :

$$\frac{\partial \sum_i \sum_j e_{ij}^2}{\partial \mu} = -2 \sum_i \sum_j (y_{ij} - \hat{\mu} - \hat{T}_i) = 0$$

$$\frac{\partial \sum_i \sum_j e_{ij}^2}{\partial T_i} = -2 \sum_j (y_{ij} - \hat{\mu} - \hat{T}_i) = 0$$

وبهذا نحصل على $t+1$ من المعادلات الطبيعية المستقلة

وباستخدام الشرط المفروض سابقا $\sum \hat{T}_i = 0$ نحصل على تقديرات التأثيرات كالاتي :

$$\hat{\mu} = \frac{y_{..}}{tr} = \bar{y}_{..} \quad \text{تقدير تأثير المتوسط العام وصيغته :}$$

وتقدير تأثير المعالجة i وصيغته :

$$\hat{T}_i = \frac{y_{i.} - r\hat{\mu}}{r} = \frac{y_{i.}}{r} - \frac{y_{..}}{rt} = \bar{y}_{i.} - \bar{y}_{..}$$

وعليه فإن :

$$\hat{e}_{ij} = y_{ij} - \hat{\mu} - \hat{T}_i = y_{ij} - \bar{y}_{i.}$$

4-2-1: التحليل الإحصائي:

أن جدول تحليل التباين للتجربة المنفذة وفق تصميم تام التعشبية CRD عندما يكون

لكل معالجة r من القطع التجريبية (التكرارات) يمكن أن يكون كما في الجدول (1-4)

وكالاتي :



جدول (1-4) يبين تحليل التباين لتجرب تصيم تام التعشبية

S.O.V	df	S.S	M.S	E.M.S		F
				Model I	Model II	
Treatments	t-1	$SS_t = \sum_i \frac{y_i^2}{r} - \frac{y..^2}{tr}$	$MSt = \frac{SS_t}{t-1}$	$\sigma_e^2 + r \frac{\sum_i^2}{t-i}$	$\sigma_e^2 + r \sigma_T^2$	$\frac{MSt}{MSe}$
Error	t(r-1)	$SS_e = SST - SS_t$	$MSe = \frac{SS_e}{t(r-1)}$	σ_e^2	σ_e^2	
Total	tr-1	$SST = \sum_i y_i^2 - \frac{y..^2}{tr}$				

ملاحظة :

- تمت الإشارة في الجدول أعلاه إلى التباين المتوقع E.M.S لاعتباره مهما وفائدته في الحصول على قيم تقديرية لمكونات التباين .
- اختيار الخطأ المناسب أو قيم الأخطاء الصحيحة لاختبار الفرضيات ، إذ أن الأساس العام لأجراء اختبار F (أي الحصول على نسبة بين تباينين F-ratio) يتم باختبار تقدير لتباينين بحيث تختلف مكوناتها أو القيمة المتوقعة لكل منهما في مكون واحد فقط وهو المتعلق بالتأثير الذي يراد اختباره .

تجربة (1-4)

أقيمت تجربة بتصميم تام (CRD) التعشبية للمقارنة بين سبعة أنواع من الشعير وقد كرر كل نوع أربع مرات والجدول (2-4) الآتي يبين توزيع الأنواع على القطع التجريبية المتساوية والمتجانسة ومحصول كل قطعة بالكغم .

جدول (2-4) يبين نتائج كل قطعة تجريبية بالكغم

E=44	B=18	E=40	C=20	A=30	F=4	G=18
B=18	A=37	C=25	D=15	G=15	B=18	C=27
G=22	C=32	E=46	D=25	G=17	D=17	A=40
E=48	F=2	F=9	A=52	F=7	D=18	B=13

ولغرض دراسة تأثير أنواع الشعير على الحاصل فأنا يمكن أن نضع النتائج بشكل منتظم لغرض تكوين جدول تحليل التباين وكالاتي :



					Y_i
A	30	37	40	52	159
B	18	18	18	13	67
C	20	25	27	32	104
D	15	25	17	18	75
E	44	40	46	48	178
F	14	5	19	7	45
G	18	15	22	17	72

$$y_{..} = 700$$

فيكون حساب مركبات جدول تحليل التباين كالاتي :

مجموع المربعات الكلي هو :

$$\begin{aligned} Total S.S. &= (30)^2 + (37)^2 + \dots + (17)^2 - \frac{(700)^2}{28} \\ &= 21864 - 17500 = 4364 \end{aligned}$$

مجموع المربعات لبين المعالجات (أنواع الشعير) هو :

$$\begin{aligned} Treatment S.S. &= \frac{(159)^2 + (67)^2 + \dots + (72)^2}{4} - \frac{(700)^2}{28} \\ &= 3776 \end{aligned}$$

مجموع المربعات لداخل المعالجات (الخطأ) هو :

$$S.S.e = 4364 - 3776 = 588$$

وعليه فإن جدول تحليل التباين يكون كما في الجدول (3-4) الآتي :

جدول تحليل التباين للتجربة (3-4) بتصميم تام التعشبية

S.O.V	d,f	S.S	M.S	F	Ftable
					.05
					.01
treatments	6	3776	629.333	22.48*	2.57
Error	21	588	28		3.81
Total	27	4364			

نلاحظ من خلال مقارنة قيمة (F) المحسوبة مع قيمتي F الجدولية للمستويين (0.05) ، (0.01) ، ولدرجتي حرية (3 ، 16) أن الفرق بين المعالجات (أنواع الشعير) معنوية بدرجة عالية أي أنها لا يمكن أن تعزى إلى عامل الصدفة .
بعد أن ظهرت قيمة F في جدول تحليل التباين أعلاه معنوية يمكننا إجراء المقارنات بين المتوسطات لأنواع الشعير المختلفة لاختبار معنوية الفرق بينها ، فإذا أردنا اختبار الفرق بين متوسطي النوعين b ، d فيمكننا تطبيق طريقة الفرق الأصغر (Lsd) وكالاتي:

$$1 . \text{ نحتسب الخطأ المعياري : } S_d = \sqrt{\frac{2S^2}{r}} = \sqrt{\frac{2(28)}{4}} = 3.74$$

2 . نحتسب قيمة الفرق المعنوي الأصغر (Lsd) وفق الصيغة (3-28) لمستوى 0.05
 $Lsd_{0.05} = t_{0.05} \times S_d$
 من جدول t (الجدول 2 في الملحق) والمستوى 0.05 وبدرجة حرية الخطأ في جدول تحليل التباين نجد أن قيمة t هي: 1.721 وعليه فإن:
 $lsd_{0.05} = 1.721 \times 3.74 = 6.44$

3 . نحتسب متوسط b وكذلك متوسط d ونجد الفرق بينهما :

$$\bar{b} = \frac{67}{4} = 16.75$$

$$\bar{d} = \frac{75}{4} = 18.75$$

$$\bar{d} - \bar{b} = 18.5 - 16.5 = 2$$

الفصل الرابع

4 . تقارن قيمة الفرق بين المتوسطين مع قيمة الفرق المعنوي الأصغر عند المستويين وبما أن قيمة الفرق بين المتوسطين اصغر من قيمة الفرق المعنوي الأصغر عند مستوى 0,05 فهذا يدل على الفرق بين متوسطي b,d هو فرق غير معنوي وهذا يعني أنهما متساويان في التأثير على الحاصل .
وبالإمكان تكملة إجراء اختبارات معنوية الفرق بين كل متوسطين من متوسطات أنواع الشعيرة:

2-2-4: استخدام برنامج Statgraph :

يمكن السير بالضغط وفق الخطوات التالية .

(1) نبدأ بالضغط على :

Start ← program ← statgraphics plus 4.0 ← Sgwin

(2) تظهر نافذة Untitled, يتم الضغط على زر special في شريط المهام في أعلى النافذة فيظهر شريط اختيارات نؤشر ضمنه على Experimental Design الذي يؤدي إلى Create Design فننقر نقرة عليه .

(3) تظهر نافذة Create Design Option ضمن هذه النافذة نؤشر بنقرة واحدة أمام العبارة Single factor categorical ومن ثم نضغط OK .

(4) تظهر نافذة Factor Definition Options وضمن هذه النافذة نكتب في شريط No of levels رقم يمثل عدد المعالجات (المستويات) وثم نضغط OK .

(5) تظهر نافذة Response Definition option ومؤشر ضمنها اسم المتغير Var-1 وعدد الاستجابات Response ، نضغط OK .

(6) تظهر نافذة Single Factor Categorical Design Option ومؤشر ضمنها على عبارة

Completely Randomized (no blocking) وتتضمن هذه النافذة أيضا حقل Replicate Design فنكتب تحت كلمة Number رقم يمثل عدد التكرار لكل معالجة او

مستوى مطروحا منه واحد وثم نضغط Ok

(7) فتظهر نافذة خلاصة ، ننقر ضمن أي مكان في نافذة Untitled

Meshing group	Min. Elem. Size	Max. Elem. Size	Min. Growth Rate	Max. Growth Rate
0	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
1	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
2	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
3	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
4	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
5	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
6	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
7	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
8	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
9	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
10	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
11	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
12	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
13	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
14	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
15	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
16	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
17	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
18	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
19	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
20	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
21	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
22	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
23	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
24	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
25	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
26	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
27	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
28	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
29	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
30	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
31	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
32	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
33	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
34	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
35	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
36	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
37	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
38	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
39	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
40	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
41	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
42	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
43	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
44	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
45	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
46	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
47	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
48	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
49	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
50	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
51	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
52	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
53	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
54	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
55	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
56	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
57	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
58	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
59	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
60	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
61	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
62	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
63	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
64	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
65	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
66	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
67	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
68	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
69	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
70	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
71	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
72	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
73	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
74	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
75	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
76	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
77	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
78	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
79	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
80	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
81	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
82	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
83	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
84	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
85	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
86	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
87	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
88	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
89	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
90	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
91	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
92	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
93	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
94	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
95	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
96	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
97	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
98	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
99	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
100	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000

حيث نلاحظ جدول تحليل التباين الظاهر في النافذة أعلاه. وبالإمكان الحصول أيضا على نتائج لعمل المقارنات المتعددة وذلك بإعادة الضغط على المربع الأصفر (Tabular Option) في شريط المهام فوق جدول تحليل التباين فتظهر نافذة (مثل الخطوة 13) تتضمن خيارات عديدة تتعلق بمقارنة المتوسطات واختباراتها فنختار التي نرغب بإجرائها وذلك بتأشيرها والضغط على OK ومن ثم الحصول على نافذة متضمنة نتائجها , إذ أن نافذة الخيارات تكون كالتالي :

Tabular Options

- Main Summary
- Summary Statistics
- Summary Plot
- Tabular Output
- Multiple Sample Tests
- Variance-Covariance
- Residuals Plot

3-4: الانحدار وتحليل التباين :

في النموذج الرياضي الخطي لتصميم تام التعشبية أو التصاميم الأخرى التي ستوضح لاحقا يمكن استخدام الإجراء المسمى اختبار معنوية الانحدار العام (*)

(*) انظر المصادر (50,33)

(General Regression Significance Test) للتوصل إلى اختبار F في تحليل التباين،

هذا الإجراء يعتمد إيجاد مقدرات المربعات الصغرى لمعاملات نموذج تحليل التباين، حيث يتم الحصول على المعادلات الطبيعية لأي أنموذج تصميم تجريبي من خلال عمل المشتقة الجزئية لدالة المربعات الصغرى ($\sum e_{ij}^2$) بالنسبة لكل معلمة مجهولة. إن إجراء اختبار معنوية الانحدار العام يكمن أساسا في إيجاد اختزال مجموع المربعات الكلي لتوفيق النموذج بكل المعلمات والاختزال في مجموع المربعات عندما يكون النموذج مقيدا لفرضية العدم، والفرق بين مجموع المربعات هذين يمثل مجموع المربعات لبين المعالجات الذي يمكن أن يتم به اختبار فرضية العدم. ويمكن توضيح العمل بهذا الإجراء لبيانات التجربة (1-4) السابقة والتي أنموذجها الرياضي هو:

$$y_{ij} = \mu + T_i + e_{ij} \quad i=1,2,3,4,5,6,7$$

$$j=1,2,3,4$$

والمعادلات الطبيعية التي يمكن تكوينها هي :

$$n\hat{\mu} + n\hat{T}_1 + n\hat{T}_2 + n\hat{T}_3 + n\hat{T}_4 + n\hat{T}_5 + n\hat{T}_6 + n\hat{T}_7 = y..$$

$$28\hat{\mu} + 4\hat{T}_1 + 4\hat{T}_2 + 4\hat{T}_3 + 4\hat{T}_4 + 4\hat{T}_5 + 4\hat{T}_6 + 4\hat{T}_7 = 700$$

$$n\hat{\mu} + n\hat{T}_1 = y_{.1} = 4\hat{\mu} + 4\hat{T}_1 = 159$$

$$n\hat{\mu} + n\hat{T}_2 = y_{.2} = 4\hat{\mu} + 4\hat{T}_2 = 67$$

$$n\hat{\mu} + n\hat{T}_3 = y_{.3} = 4\hat{\mu} + 4\hat{T}_3 = 104$$

$$n\hat{\mu} + n\hat{T}_4 = y_{.4} = 4\hat{\mu} + 4\hat{T}_4 = 75$$

$$n\hat{\mu} + n\hat{T}_5 = y_{.5} = 4\hat{\mu} + 4\hat{T}_5 = 178$$

$$n\hat{\mu} + n\hat{T}_6 = y_{.6} = 4\hat{\mu} + 4\hat{T}_6 = 45$$

$$n\hat{\mu} + n\hat{T}_7 = y_{.7} = 4\hat{\mu} + 4\hat{T}_7 = 72$$

ويحل المعادلات الطبيعية أعلاه واستخدام القيد أو الشرط $\sum \hat{T}_i = 0$ يتم إيجاد قيم التقديرات

$$\hat{T}_i = \bar{y}_{.i} - \bar{y}.. \quad \hat{\mu} = \bar{y}.. = \frac{700}{28} = 25 \quad \text{لكل من } \mu \text{ و } T_i \text{ حيث أن :}$$

$$\hat{T}_2 = 16.75 - 25 = -8.25 \quad , \quad \hat{T}_1 = 39.75 - 25 = 14.75$$

$$\hat{T}_4 = 18.75 - 25 = -6.25 \quad \hat{T}_3 = 26 - 25 = 1$$



$$\hat{T}_6 = 11.25 - 25 = -13.75 \quad \hat{T}_5 = 44.5 - 25 = 19.5$$

$$\hat{T}_7 = 18 - 25 = -7$$

الاختزال في مجموع المربعات لتوفيق الأنموذج الكلي بحسب من خلال المعادلة التالية:

$$\begin{aligned} \text{Reg}(\mu, T) &= \hat{\mu} y + \sum \hat{T}_i y_i \\ &= 25(700) + (14.75)(159) + \dots + (-7)(72) \\ &= 21276 \end{aligned}$$

ومجموع مربعات الخطأ بحسب وفق الصيغة التالية :

$$\begin{aligned} \text{Sse} &= \sum \sum y_{ij}^2 - \text{Reg}(\mu, T) \\ &= 21864 - 21276 \\ &= 588 \end{aligned}$$

ولكي يتم حساب مجموع المربعات لبين المعالجات سيتم تقليل الأنموذج وسيكون الأنموذج المقيد لفرضية العدم ($T_i = 0$) أو الأنموذج المختزل هو $y_{ij} = \mu + e_{ij}$ فتكون له معادلة طبيعية واحدة هي : $N\hat{\mu} = y$ والتقدير سيكون $\hat{\mu} = \bar{y} = 25$ والاختزال في مجموع المربعات لتوفيق الأنموذج المختزل سيكون $\text{Reg}(\mu) = \hat{\mu} y$ والذي يساوي $\bar{y} y = 25(700) = 17500$ وعليه فان مجموع المربعات لبين المعالجات يعبر عنه بالصيغة:

$$\begin{aligned} \text{Reg}(T/\mu) &= \text{Reg}(\mu, T) - \text{Reg}(\mu) \\ &= 21276 - 17500 = 3776 \end{aligned}$$

وإن :

$$F = \frac{\frac{3776}{6}}{\frac{588}{21}} = 22.476$$

كما قلنا أن تلف أو فقدان نتيجة إحدى القطع أو نتائج بعض القطع التجريبية لا يؤثر على سير التجربة ، ولنفرض أننا فقدنا نتيجة القطعة التجريبية التي وضعت فيها المعالجة C ضمن الصف الأول من مخطط التجربة أي أننا فقدنا النتيجة (20) وكما موضح مخطط التجربة أدناه :

E=44	B=18	E=40	C---	A=30	F=4	G=18
B=18	A=37	C=25	D=15	G=15	B=18	C=27
G=22	C=32	E=46	D=25	G=17	D=17	A=40
E=48	F=2	F=9	A=52	F=7	D=18	B=13

في تحليل التباين،
ل التباين، حيث
لال عمل المشتقة
ن إجراء اختبار
الكلي لتوفيق
ذج مقيدا لفرضية
المعالجات الذي
بيانات التجربة

$$y_{ij} = \mu + T_i + \dots$$

$$\begin{aligned} N\hat{\mu} + n\hat{T}_1 + n\hat{T}_2 + \dots + n\hat{T}_7 &= y \\ 28\hat{\mu} + 4\hat{T}_1 + 4\hat{T}_2 + \dots + 4\hat{T}_7 &= y \\ n\hat{\mu} + n\hat{T}_1 &= y_1 \\ n\hat{\mu} + n\hat{T}_2 &= y_2 \\ n\hat{\mu} + n\hat{T}_3 &= y_3 \\ n\hat{\mu} + n\hat{T}_4 &= y_4 \\ n\hat{\mu} + n\hat{T}_5 &= y_5 \\ n\hat{\mu} + n\hat{T}_6 &= y_6 \\ n\hat{\mu} + n\hat{T}_7 &= y_7 \end{aligned}$$

قيم التقديرات

$$\hat{T}_i = \bar{y}_i - \bar{y}$$

$$\hat{T}_2 = \dots$$

$$\hat{T}_4 = \dots$$

الفصل الرابع

فإذا أردنا إجراء التحليل في هذه الحالة فأن تنظيم البيانات سيكون كما في الجدول (4-4) و كالاتي:

جدول (4-4) بيانات التجربة متضمنة التكرارات غير متساوية

					Y_i
A	30	37	40	52	159
B	18	18	18	13	67
C		25	27	32	84
D	15	25	17	18	75
E	44	40	46	48	178
F	14	5	19	7	45
G	18	15	22	17	72

$$y.. = 680$$

ومجاميع المربعات لمركبات جدول تحليل التباين ستكون مجـ المربعات الكلي :
مجموع المربعات الكلي هو :

$$Total S.S. = (30)^2 + (37)^2 + \dots + (17)^2 - \frac{(680)^2}{27}$$

$$= 4338.07$$

مجـ المربعات لبيـن المعالجات (مستويات السماد) هو :

$$Treatment S.S. = \frac{(179)^2}{4} + \frac{(67)^2}{4} + \frac{(84)^2}{3} + \dots + \frac{(72)^2}{4} - \frac{(680)^2}{27}$$

$$= 3798.07$$

مجـ مربعات داخل المعالجات (الخطأ) هو : $SSe = 540$

وعليه فأن جدول تحليل التباين يكون وفق الجدول (5-4) الآتي :



جدول رقم (4-5)

تحليل التباين لتجربة دراسة تأثير أنواع الشعير (المعالجات) على الحاصل في حالة عدم تساوي التكرارات للمعالجات في التجربة (4-1) .

S.O.V	d.f	S.S	M.S	F	F table .05
Between treatment (المعالجات)	6	3798.07	63.0 1	23.44*	2.6
Within treats.(Error)الخطأ	20	540	27		
Total	26	4338.07			

بمقارنة قيمة (F) المستخرجة في الجدول أعلاه مع قيمة F الجدولية للمستوى (5%) ولدرجتي حرية (6 ، 20) نلاحظ أن قيمة F المستخرجة أكبر من قيمة F الجدولية وهذا يعني أن الاختلافات بين أنواع الشعير هي اختلافات أو فروق معنوية .
ملاحظة:

في بعض الأحيان ولأغراض الحصول على قيم لنتائج التجربة بسيطة وسهلة في العمليات الحسابية لأغراض التحليل والاستفادة من خصائص التباين فقد نقوم بطرح كمية ثابتة من كل قيم التجربة بهدف تصغيرها وبعد ذلك يجري التحليل على قيم البيانات الجديدة وفي هذه الحالة فإننا نحصل على نتائج هي نفس نتائج التحليل التي تحصل من قيم البيانات الأصلية . ولغرض توضيح هذه الحالة إذا طرحنا الكمية (20) من كل قيمة من قيم التجربة (4-1) فستكون قيم نتائج القطع التجريبية كالآتي:

	Y _i				
A	10	17	20	32	79
B	-2	-2	-2	-7	-13
C	0	5	7	12	24
D	-5	5	-3	-2	-5
E	24	20	26	28	98
F	-6	-15	-1	-13	-35
G	-2	-5	2	-3	-8

y_{..} = 140

وسيكون احتساب مجاميع المربعات لمركبات التباين كالآتي :
مجموع المربعات الكلي هو :

الفصل الرابع

$$\text{Total S.S.} = (10)^2 + (17)^2 + \dots + (-3)^2 - \frac{(140)^2}{28}$$

$$= 4364$$

وهو نفسه الذي حصلنا عليه سابقاً للبيانات الأصلية .

مجموع المربعات لبيّن المعالجات (مستويات السماد) هو :

$$\text{Treatment S.S.} = \frac{(79)^2 + (-13)^2 + \dots + (-8)^2}{4} - \frac{(140)^2}{28}$$

$$= 3776$$

وهو كذلك نفسه الذي حصلنا عليه في التجربة للبيانات الأصلية سابقاً . وعليه فإن مجموع المربعات

لداخل المعالجات سيكون = 588 ، وجدول تحليل التباين سيكون نفس جدول رقم (4-5) .

4-4: تقدير مكونات التباين :

للتجربة (1-4) إذا أريد تقدير مكونات التباين فمن جدول تحليل التباين لها ومع

عمود (EMS:ModelII) سيكون كما في الجدول (6-4) في أدناه:

جدول (6-4) تحليل التباين للتجربة (1-4)

S.O.V	d,f	S.S	M.S	EMS Model II	F	Ftable	
						.05	.01
treatments	6	3776	629.333	$\sigma_e^2 + r\sigma_T^2$	*	2.57	3.81
Error	21	588	28	σ_e^2	22.48		
Total	27	4364					

يتبين لنا أن σ_e^2 التباين المتوقع للخطأ يقدر بقيمة تباين الخطأ (متوسط

مربعات الخطأ) المحسوب من التجربة بمعنى أن :

$$\hat{\sigma}_e^2 = MS_e$$

وأن التباين المتوقع لبيّن المعالجات (Treatments) هو :

$$\sigma_e^2 + r\sigma_T^2$$

وهذا يقدر بقيمة التباين لبيّن المعالجات (متوسط مربعات بين المعالجات) أو MSt

بمعنى أن :

$$\hat{\sigma}_e^2 + r\hat{\sigma}_T^2 = MSt$$

وعليه فإن تباين تأثير المعالجات يمكن حسابه وفق الصيغة:



$$\hat{\sigma}_T^2 = \frac{MSt - MSe}{r}$$

، وعليه فمن خلال المعلومات المتاحة في جدول تحليل لهذه التجربة حيث أن:

$$r=5, MSt=3871.25, MSe=56.25$$

$$\hat{\sigma}_T^2 = \frac{629.333 - 28}{4} = 150.333$$

فإن

وعليه فإن تقدير التباين الكلي سيكون:

$$\hat{\sigma}_T^2 + \sigma_e^2 = 150.333 + 28 = 178.333$$

أن النسبة المئوية:

$$\frac{150.333}{178.333} \cdot 100\% = 84.3\%$$

تمثل أن 84.3% من التباين الكلي يعود إلى الفرق بين المعالجات (أنواع الشعير)، وأن

$$\frac{28}{178.333} \cdot 100\% = 15.7\%$$

يعود إلى الأخطاء داخل المعالجات.

إن التباين الكلي (178.333) سيعطي انحرافاً معيارياً قدره (13.35) وعليه

فيتوقع أن جميع البيانات لمثل هذه التجربة يمكن أن تقع ضمن أربع انحرافات معيارية أو
 $4(13.35) = 53.41$

إذ أن المدى الحقيقي للبيانات هو

$$48 - 5 = 43$$

على أساس أن أكبر قيمة في بيانات التجربة هي 48 وأقل قيمة هي 5.

وعليه فإن تجزئة التباين الكلي إلى تباين بين المعالجات وتباين داخل المعالجات

(الخطأ) تكون معقولة جداً.

Total S.S. =

Treatment

مجموع المربعات

رقم (5-4).

لها ومع

S.O.V

treatments

Error

Total

(متوسط)

$$\hat{\sigma}_e^2 = MS$$

$$\sigma_e^2 + r$$

MSt أو

معنى أن:

$$\hat{\sigma}_e^2 + r$$

4-5: حالة تسجيل أكثر من مشاهدة لكل قطعة تجريبية :

في بعض التجارب الذي تنفذ بتصميم تام التعشبية قد تكون هناك حاجة لأن يتم تسجيل عدد من المشاهدات (العينات) لكل قطعة تجريبية واقعة تحت تأثير معالجة . أن هذا العدد قد يكون متساوي لجميع القطع التجريبية ، أو قد يكون مختلف . فإذا فرضنا أن t من المعالجات استخدمت من تجربة بتصميم تام التعشبية وخصص لكل معالجة r من القطع التجريبية ومن ثم سجلت S من المشاهدات (العينات) من كل قطعة تجريبية فإن نتائج المشاهدات يمكن تمثيلها بالرموز وكما في الجدول (4-7) الآتي :-

المعالجة Treatment	المجموعات Experiment unit	Observation (Samples) المشاهدات				المجموع Exp. unit it y_{ij}	مجاميع المعالجات treats. total $y_{i..}$
		1	2 ...	k ...	S		
1	1	y_{11}	y_{12}	y_{1k}	y_{1s}	y_{1i}	$y_{1..}$
	J	y_{1j1}	y_{1j2}	y_{1jk}	y_{1js}	y_{1j}	
	r	y_{1r1}	y_{1r2}	y_{1rk}	y_{1rs}	y_{1r}	
i	1						$y_{i..}$
	J	y_{ij1}	y_{ij2}	y_{ijk}	y_{ijs}	y_{ij}	
	r					y_{ir}	
t	1						$y_{t..}$
	J	y_{tj1}	y_{tj2}	y_{tjk}	y_{tjs}	y_{tj}	
	r					y_{tr}	



جدول (4-7) الاستجابات بالرموز لـ CRD بتسجيل اكثر من مشاهدة/قطعة تجريبية

أن هذه النتائج يمكن أن توصف بالنموذج الرياضي الآتي :

$$y_{ijk} = \mu + T_i + e_{ij} + S_{ijk} \quad \dots (4-2)$$

$$i = 1, 2, \dots, t$$

$$j = 1, 2, \dots, k$$

$$k = 1, 2, \dots, K$$

حيث أن:

y_{ijk} : قيمة المشاهدات k المسجلة من القطعة التجريبية j الواقعة تحت تأثير

المعالجة

μ : تأثير المتوسط العام ؛

T_i : تأثير المعالجة i .

e_{ij} : الخطأ التجريبي للوحدة (القطعة التجريبية) j الواقعة تحت تأثير المعالجة i .

S_{ijk} : خطأ العينة (المشاهدة) k التي سجلت من القطعة التجريبية j الواقعة تحت

تأثير المعالجة i .

أن التحليل الإحصائي لهذه التجربة يتم من خلال عمل جدول (4-8) تحليل التباين

الآتي :

حاجة لأن
ت تأثير
د يكون
نام التعشية
شاهدات
ز وكما

المعالجة Treatment	تأثير Exp nt u
1	
i	
t	



جدول (4-7) الاستجابات بالرموز لـ CRD بتسجيل أكثر من مشاهدة/قطعة تجريبية

أن هذه النتائج يمكن أن توصف بالنموذج الرياضي الآتي :

$$y_{ijk} = \mu + T_i + e_{ij} + S_{ijk} \quad \dots (4-2)$$

$$i=1,2,\dots,t$$

$$j=1,2,\dots,r$$

$$k=1,2,\dots,s$$

حيث أن:

y_{ijk} : قيمة المشاهدات k المسجلة من القطعة التجريبية j الواقعة تحت تأثير

المعالجة

μ : تأثير المتوسط العام :

T_i : تأثير المعالجة i .

e_{ij} : الخطأ التجريبي للوحدة (القطعة التجريبية) j الواقعة تحت تأثير المعالجة i .

S_{ijk} : خطأ العينة (المشاهدة) k التي سجلت من القطعة التجريبية j الواقعة تحت

تأثير المعالجة i .

أن التحليل الإحصائي لهذه التجربة يتم من خلال عمل جدول (4-8) تحليل التباين

الآتي :

ون هناك حاجة لأن

قعة تحت تأثير

ة ، أو قد يكون

بتصميم تام التعشبية

S من المشاهدات

فيلها بالرموز وكما

المعالجة Treatment	المجموعات Experiment unit	
1	1	y ₁₁
	.	.
	J	y _{1j}
	.	.
	r	y _{1r}
i	1	y _{i1}
	J	y _{ij}
t	1	y _{t1}
	J	y _{tj}
	r	y _{tr}

جدول (4-8) تحليل التباين لـ CRD في حالة تسجيل أكثر من مشاهدة للقطعة التجريبية

S.O.V	df	S.S	M.S	E.M.S		F
				Model I	Model II	
Treatments	t-1	$SS_t = \frac{1}{rs} \sum y_{i..}^2 - \frac{y_{...}^2}{trs}$	$MSt = \frac{SS_t}{t-1}$	$\sigma_s^2 + s\sigma_e^2 + rs \frac{\sum T_i^2}{t-1}$	$\sigma_e^2 + r \sigma_T^2 + \frac{rs\sigma_T^2}{rs\sigma_T^2}$	$\frac{MSt}{MS_{Exp.E}}$
Exp. Error	t(r-1)	$SS_{Exp.E} = \frac{1}{s} \sum y_{.j}^2 - \frac{\sum y_{.j}^2}{rs}$	$MS_{Exp.E} = \frac{SS_{Exp.E}}{t(r-1)}$	$\sigma_s^2 + s\sigma_e^2$	$\sigma_s^2 + s\sigma_e^2$	$\frac{MS_{Exp.E}}{MS_{S.E}}$
Sampling Error	tr(s-1)	$SS_{S.E} = SST - SS_t - SS_{Exp.E}$	$MS_{S.E} = \frac{SS_{S.E}}{tr(s-1)}$	σ_s^2	σ_s^2	
Total	trs-1	$SST = \sum \sum y_{ijk}^2 - \frac{y_{...}^2}{trs}$				

مثال (4-5) :

لنفرض أننا اعتمدنا التجربة السابقة وتم تسجيل 3 مشاهدات من كل قطعة تجريبية وكما في الجدول (4-9) الآتي :

جدول (9-4) بيانات تجربة CRD بتسجيل 3 مشاهدات للقطعة التجريبية

Treat. المعالج ة	القطعة التجريبية Exp.unit	المشاهدات Observations				
		1	2	3		
a ₀	1	37	35	28	100	495
	2	40	30	40	110	
	3	25	32	38	95	
	4	30	35	35	100	
	5	25	25	40	90	
a ₁	1	40	35	50	125	605
	2	30	40	45	115	
	3	30	40	50	120	
	4	42	34	49	125	
	5	20	50	50	120	
a ₂	1	60	40	40	140	700
	2	55	35	50	140	
	3	50	40	45	135	
	4	60	45	40	145	
	5	50	50	40	140	
a ₃	1	55	55	50	160	825
	2	60	50	60	170	
	3	60	60	60	180	
	4	50	40	60	150	
	5	65	50	50	165	

يمكن إجراء التحليل لهذه البيانات من خلال تطبيق الصيغ الخاصة بحساب مجاميع المربعات الواردة في جدول تحليل التباين (8-4) السابق وكالاتي :

$$SST = \sum \sum \sum y_{ijk}^2 - \frac{y_{...}^2}{trs}$$

$$=121817 - \frac{(2625)^2}{4(5)(3)=60}$$

$$=697325$$

$$SS_t = \frac{1}{15} [(495)^2 + \dots + (825)^2] - \frac{(2625)^2}{60} = 3934583$$

$$SS_{ExpE} = \frac{1}{3} [(100)^2 + (110)^2 + \dots + (165)^2] - \frac{1}{15} [(495)^2 + \dots + (825)^2] = 280$$

$$SS_{S.E} = SST - SS_t - SS_{ExpE} = 2758.667$$

وعليه فإن جدول تحليل التباين يكون كما في الجدول (10-4) الآتي :

جدول (10-4) نتائج تحليل التباين لتجربة CRD بتسجيل 3 مشاهدات للقطعة
التجريبية

S.O.V	d.f	S.S	M.S	F	F _{table} 0.05,3,16
Treatment	3	3934.583	1311.53	74.94 *	3.24
Experiential Error	16	280	17.5		
Sampling Error	40	2758.667	68.97		
Total	59	6973.25			

وهذا يعني ان الفروق بين مستويات السماد معنوية