## تجربة (2)

أقيمت تجربة بتصميم كامل العشوائية (RCD) لدراسة تأثير خمسة أنواع من الأدوية ( a ,b , c , d , e) في المساهمة بشفاء مرض معين وقد تم تهيئة 20 مريض لهم مواصفات متشابهة وأعطي الدواء a لأربعة مرضى والدواء b لمريضين والدواء c لستة مرضى والدواء d لأربعة مرضى والدواء e لأربعة مرضى أيضا وبعد مرور مدة سجلت قياسات التحسن والشفاء كما في الجدول (8) الآتي :

جدول (8) يبين نتائج الشفاء لكل مريض

| المعالجات (الأدوية) | المرضى (المشاهدات) | | | | | | $y_{i.}$ | $y_{..}$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| a | 82 | 80 | 83 | 81 | | | 326 | |
| b | 60 | 62 | | | | | 122 | |
| c | 53 | 54 | 53 | 50 | 51 | 50 | 311 | |
| d | 67 | 71 | 70 | 69 | | | 277 | |
| e | 79 | 82 | 80 | 78 | | | 319 | 1355 |

نلاحظ هنا أن $n_1 = 4 , n_2 = 2 , n_3 = 6 , n_4 = 4 , n_5 = 4$ و

$N = \sum_{i=1}^{5} n_i = 20$

هنا المطلوب يكتب بواحدة من الصيغ الآتية:

المطلوب إجراء تحليل التباين وإختبار معنوية الفروق بين انواع الأدوية (المعالجات) عند مستوى دلالة أو معنوية $\alpha = 0.05$.

أو المطلوب إختبار الفرضية الآتية:

**فرضية العدم:** تساوي متوسطات المعالجات:

$$H_o: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4 = \mu_5$$

ضد **الفرضية البديلة** : المتوسطات غبر متساوية أو على الأقل إثنين من المتوسطات غير متساويين:

$$H_1: \mu_1 \neq \cdots \neq H_5$$

وفي كلا المطلوبين نحتاج الى حساب جدول تحليل التباين ونطبق إختبار $F$ .

وعليه يكون حساب مركبات جدول تحليل التباين بالصيغ الواردة في جدول (4) كالآتي :

مجموع المربعات الكلي هو :

$$SS\ Total = (82)^2 + (80)^2 + \ldots + (78)^2 - \frac{(1355)^2}{20}$$

$$= 94793 - 91801.25 = 2991.75$$

مجـ المربعات لبين المعالجات ( أنواع الأدوية ) هو :

$$SS\ treatments =$$

$$\frac{(326)^2}{4} + \frac{(122)^2}{2} + \frac{(311)^2}{6} + \frac{(277)^2}{4} + \frac{(319)^2}{4} - \frac{(1355)^2}{20}$$

$$= 2952.42$$

مجـ المربعات لداخل المعالجات ( الخطأ) هو :

SSe = 2991.75 - 2952.42 = 39.33

وعليه فإن جدول تحليل التباين يكون كما في الجدول (9) الآتي:

جدول (9) تحليل التباين للتجربة (2) بتصميم كامل العشوائية

| $S.O.V$ | $df$ | $SS$ | $MS$ | $F$ | $F\ table$ 0.05 |
|---|---|---|---|---|---|
| treatments | 4 | 295 2.42 | 738.105 | 281.50* | 3.06 |
| Error | 15 | 39.33 | 2.622 | | |
| Total | 19 | 2991.75 | | | |

نلاحظ أن قيمة ( F=281.50 ) المحتسبة أكبر من قيمة F الجدولية لمستوى 0.05 وبدرجتي الحرية (4,15) والتي هي (3.06) وعليه فإن الفروق لبين المعالجات ( أنواع الأدوية ) معنوية أي أنها لا يمكن أن تعزى إلى اسباب غير معلومة.

أو نقول بأننا نرفض فرضية العدم بمعنى القبول بالفرضية البديلة والتي تعني يوجد فروق بين متوسطات المعالجات. علما أن العلامة * مع قيمة $F = 281.50$ تعني أن الفروق بين المعالجات معنوية.

B61

## تجانس تباينات المعالجات:

ورد في الملاحظة (2) الفقرة (ج) أن من شروط أو فروض تحليل التباين هو ان تكون التباينات للمعالجات متجانسة , ويمكن إعتماد إختبارات إحصائية للكشف عن تحقق هذا الشرط ومن هذه الإختبارات :

### 1) إختبار بارتلت Bartlett test

لمجموعات أو لمعالجات عددها $t$ ولكل مجموعة (معالجة) مفردات أو مشاهدات عددها $n_i$ ومن أجل إختبار تجانس تباينات المجموعات (المعالجات) نقوم بإختبار الفرضية الآتية:

$$H_o: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \cdots = \sigma_t^2$$

$$H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2 \neq \cdots \neq \sigma_t^2$$

ولغرض إجراء إختبار هذه الفرضية يتم إعتماد إحصاءة الإختبار الآتية:

$$\chi_c^2 = \frac{(2.3026)[(logS^2)(\sum_{i=1}^{t}(n_i-1)) - (\sum_{i=1}^{t}(n_i-1)(logS_i^2)]}{1+\frac{1}{3(t-1)}[\sum_{i=1}^{t}\frac{1}{n_i-1} - \frac{1}{\sum_{i=1}^{t}(n_i-1)}]} \quad \ldots (2)$$

فإذا كانت قيمة إحصاءة الإختبار أكبرمن قيمة $\chi^2$ الجدولية بدرجة حرية $(t-1)$ ومستوى معنوية $(\alpha)$ فترفض الفرضية $H_o$ أو قبول الفرضية $H_1$ والتي تعني أن التباينات غير متجانسة .

علما أن :

$$S_i^2 = \frac{\sum_{j=1}^{n_i} y_{ij}^2 - \frac{[\sum_{j=1}^{n_i} y_{ij}]^2}{n_i}}{n_i - 1} \quad \dots (3)$$

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^{t}(n_i - 1)\, S_i^2}{\sum_{i=1}^{t}(n_i - 1)} \quad \dots (4)$$

### 2) إختبار كوكران Cochran test

هذا الإختبار يشترط أن تكون $n_1 = n_2 = \cdots = n_t = n$ .

ومن أجل إختبار تجانس تباينات المجموعات (المعالجات) نقوم بإختبار الفرضية الأتية:

$$H_o: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \cdots = \sigma_t^2$$

$$H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2 \neq \cdots \neq \sigma_t^2$$

ولغرض إجراء إختبار هذه الفرضية يتم إعتماد إحصاءة الإختبار الأتية:

$$C = \frac{Largest\ S_i^2}{\sum_{i=1}^{t} S_i^2} \quad \dots (5)$$

ويتم رفض الفرضية $H_o$ إذا كانت قيمة $C$ المحسوبة أكبر من قيمة جدولية لكوكران خاصة بهذا الإختبار.

**تطبيق (2)**

طبق طريقة إختبار كوكران Cochran وإختبر الفرضية :

$$H_o: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \sigma_4^2$$

$$H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2 \neq \sigma_3^2 \neq \sigma_4^2$$

علما أن عدد المعالجات 4 وأن عدد المفردات لكل معالجة هو $n = 5$ وأن:

$$S_1^2 = 0.865\,, S_2^2 = 1,4\,, S_3^2 = 2\,, S_4^2 = 1.8$$

وأن القيمة الجدولية لكوكران ((بدرجة حرية $n-1=4$ وعدد المعالجات 4 ومستوى دلالة أو معنوية $\alpha=0.05$ )) هي 0.6287 .

بتطبيق الصيغة (5) كما يلي:

$$C=\frac{Largest\ S_i^2}{\sum_{i=1}^{t} S_i^2}=\frac{2}{0.865+1.4+2+1.8}=0.3298$$

بما أن القيمة المحسوبة أقل من القيمة الجدولية فلا نرفض الفرضية $H_o$ وهذا يعني أن التباينات متجانسة.