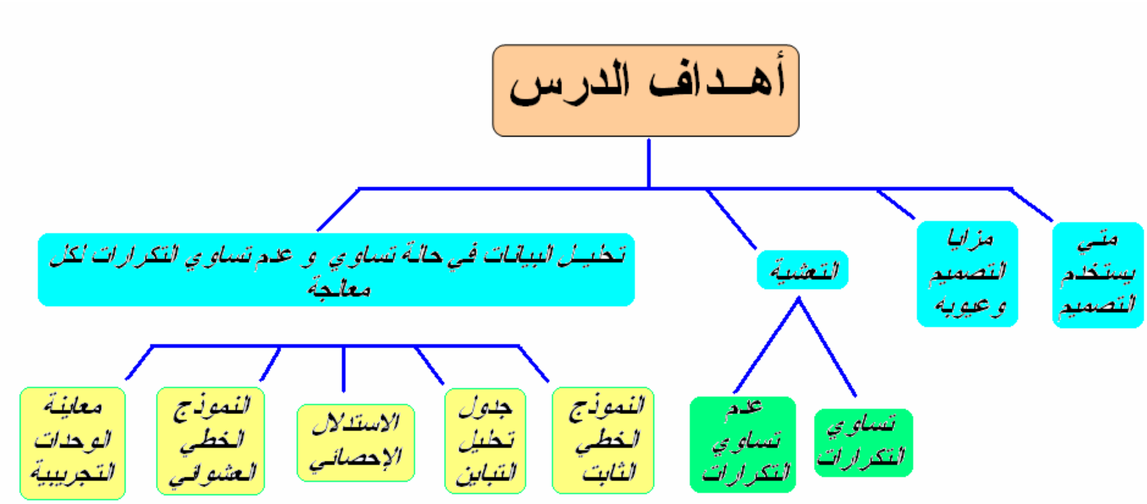
التصميم تام التعشيـــة

COMPLETELY RANDOMIZED DESIGN (C.R.D.)



متى يستخدم التصميم

- يعتبر هذا التصميم من أبسط أنواع التصميمات وأسهلها.
- يستخدم عندما تكون الوحدات التجريبية متجانسة تماما.
- يكثر استخدام هذا التصميم في التجارب المعملية والتجارب الزراعية.

مزايا وعيوب التصميم

● ***مزايا التصميم***

١- **يسمح بتطبيق أي عدد من المعالجات، وأي عدد من التكرارات للمعالجة الواحدة.**

٢- **سهولة إجراء التحليل الإحصائي، حتى ولو فقدت بعض الوحدات التجريبية أثناء التجربة.**

٣- **يسمح هذا التصميم باستخدام أعلى رقم من درجات الحرية للخطأ العشوائي مقارنة بالتصميمات الأخرى.**

● ***عيوب التصميم***

انخفاض كفاءة التصميم في حالة عدم تجانس الوحدات التجريبية.

التعشية

ويقصد بها توزيع المعالجات على الوحدات التجريبية بطريقة عشوائية، أي الطريقة التي يتم بها تحديد لكل معالجة الوحدات التجريبية التي سوف تستلمها، ومن ثم يمكن تجنب التحيز ، وفي هذه الحالة يمكن توليد أرقام عشوائية من جداول الأرقام العشوائية جدول (A-1)، أو باستخدام بعض البرامج الإحصائية مثل برنامج SAS ،

وفيما يلي مثال يبين كيف يمكن إجراء التعشية التي هي أحد الأسس التي يستند عليها التصميم.

<u>أولا</u>: عند تساوي التكرارات لكل معالجة

١ - إذا كان عدد المعالجات أربع معالجات، أي أن $\{t = 4\}$، ويرمز لأسماء المعالجات بالرموز $\boldsymbol{A}$, $\boldsymbol{B}$, $\boldsymbol{C}$, $\boldsymbol{D}$.

٢ - وإذا كان عدد الوحدات التجريبية هو 24 وحدة مرقمة من $(1-24)$ كما هو مبين بالمخطط التجريبي التالي:

1	2	3	4	5	6
7	8	9	10	11	12
13	14	15	16	17	18
19	20	21	22	23	24

٣ـ يتم تحديد أي ثلاث أعمدة في جدول الأرقام العشوائية، وتحديد نقطة بداية للتحرك منها في أي اتجاه في الجدول، وبفرض أننا اخترنا الأعمدة *{10,11,12}* ، نقوم بالتحرك من أول السطر والاتجاه إلي أسفل، وكتابة الأرقام العشوائية، وعددها *24* رقم مع تجنب التكرار لأي رقم، ويلاحظ ذلك في العمود رقم *(2)* من الجدول التالي:

1	2	3	4	5
Se.	الأرقام العشوائية	الرتبة		المعالجات
1	659	15	⇨	A
2	188	5	⇨	A
3	824	20	⇨	A
4	112	4	⇨	A
5	106	2	⇨	A
6	877	24	⇨	A
7	206	6	⇨	B
8	108	3	⇨	B
9	298	7	⇨	B
10	661	16	⇨	B
11	556	13	⇨	B
12	533	12	⇨	B

1	2	3	4	5
Se.	الأرقام العشوائية	الرتبة		المعالجات
13	499	11	⇨	C
14	072	1	⇨	C
15	678	17	⇨	C
16	844	23	⇨	C
17	448	9	⇨	C
18	806	19	⇨	C
19	428	8	⇨	D
20	836	21	⇨	D
21	843	22	⇨	D
22	585	14	⇨	D
23	802	18	⇨	D
24	461	10	⇨	D

٤- يتم وضع رتب للأرقام العشوائية لكي تمثل أرقام الوحدات التجريبية، ويلاحظ ذلك في العمود رقم *(3)*.

٥- يخصص أرقام الوحدات التجريبية الستة الأولى لتكرار المعالجة *A*، وأرقام الوحدات التجريبية الستة الثانية لتكرار المعالجة *B* ، وأرقام الوحدات التجريبية الستة الثالثة لتكرار المعالجة *C* ، وأرقام الوحدات التجريبية الستة الرابعة لتكرار المعالجة *D* ، كما هو مبين بالعمود رقم *(5)* .

٦ - ومن ثم يكون توزيع المعالجات على الوحدات التجريبية كالتالي:

1 C	2 A	3 B	4 A	5 A	6 B
7 B	8 D	9 C	10 D	11 C	12 B
13 B	14 D	15 A	16 B	17 C	18 D
19 C	20 A	21 D	22 D	23 C	24 A

ثانيا : في حالة عدم تساوي التكرارات

١ - في المثال السابق إذا كان عدد المعالجات $\{t=4\}$، هي:

$$D\ ,\ C\ ,\ B\ ,\ A$$

٢ - وإذا كان عدد الوحدات التجريبية هو: 24 مرقمة من $\{1\text{-}24\}$ كما هو مبين بالجدول السابق.

٣ - وإذا كان المطلوب تخصيص عدد 7 وحدات تجريبية للمعالجة الأولى، وعدد 5 وحدات تجريبية للمعالجة الثانية، وعدد 8

وحدات تجريبية للمعالجة الثالثة، وعدد 4 وحدات تجريبية للمعالجة الرابعة .

٤- يتم تكرار الخطوات من (3-6)، في حالة تساوي التكرارات لكل معالجة، مع ملاحظة، تخصيص الوحدات التجريبية السبعة الأولى للمعالجة A، وأرقام الوحدات التجريبية الخمسة التالية للمعالجة B، و أرقام الوحدات التجريبية الثمانية التالية للمعالجة C، و أرقام الوحدات التجريبية الأربعة التالية للمعالجة D، كما هو مبين بالجدول التالي.

Se.	الأرقام العشوائية	الرتبة		المعالجات
1	659	15	⇨	A
2	188	5	⇨	A
3	824	20	⇨	A
4	112	4	⇨	A
5	106	2	⇨	A
6	877	24	⇨	A
7	206	6	⇨	A
8	108	3	⇨	B
9	298	7	⇨	B
10	661	16	⇨	B
11	556	13	⇨	B
12	533	12	⇨	B

Se.	الأرقام العشوائية	الرتبة		المعالجات
13	499	11	⇨	C
14	072	1	⇨	C
15	678	17	⇨	C
16	844	23	⇨	C
17	448	9	⇨	C
18	806	19	⇨	C
19	428	8	⇨	C
20	836	21	⇨	C
21	843	22	⇨	D
22	585	14	⇨	D
23	802	18	⇨	D
24	461	10	⇨	D

٥- ومن ثم يكون توزيع المعالجات على الوحدات التجريبية كما يلي :

1 C	2 A	3 B	4 A	5 A	6 A
7 B	8 C	9 C	10 D	11 C	12 B
13 B	14 D	15 A	16 B	17 C	18 D
19 C	20 A	21 C	22 D	23 C	24 A

بعد تصميم التجربة، وتنفيذها، والانتهاء منها يكون لدينا عدد $r_{.} = \sum_{i=1}^{t} r_i$ من المشاهدات y_{ij}، ويتم تلخيصها في جدول على النحو التالي:

التكرارات	المعالجات					
	1	2	...	i	...	t	
1	y_{11}	y_{21}	...	y_{i1}	...	y_{t1}	
2	y_{12}	y_{22}	...	y_{i2}	...	y_{t2}	
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$		$\vdots$		$\vdots$	
j	y_{1j}	y_{2j}	...	y_{ij}	...	y_{tj}	
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$		$\vdots$		$\vdots$	
r	y_{1r}	y_{2r}	...	y_{ir}	...	y_{tr}	
المجموع	$Y_{1.}$	$Y_{2.}$	...	$Y_{i.}$	...	$Y_{t.}$	$Y_{..}$
المتوسطات	$\bar{Y}_{1.}$	$\bar{Y}_{2.}$	...	$\bar{Y}_{i.}$	...	$\bar{Y}_{t.}$	$\bar{Y}_{..}$

حيث أن:

y_{ij} **: هي قيمة المشاهدة المأخوذة عن المعالجة رقم** i **التي استلمتها الوحدة التجريبية رقم** j ، $\{i = 1,2,\dots, t \quad , \quad j = 1,2,\dots, r\}$

$Y_{i.}$: يمثل مجموع مشاهدات المعالجة رقم i ، أي أن:

$$Y_{i.} = \sum_{j=1}^{r} y_{ij}$$

$\overline{Y}_{i.}$: يعبر عن متوسط مشاهدات المعالجة رقم i ، أي أن:

$$\overline{Y}_{i.} = \frac{1}{r}\sum_{j=1}^{r} y_{ij} = \frac{Y_{i.}}{r}$$

$\overline{Y}_{..}$: هو الوسط الحسابي العام ، ويحسب بتطبيق المعادلة:

$$\overline{Y}_{..} = \frac{1}{tr}\sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r} y_{ij} = \frac{Y_{..}}{tr}$$

النمـــوذج الخطي الثابت

١ – *شكل النموذج (نموذج تحليل التباين الأحادي)*

النموذج الخاص بهذا النوع من التصميم (CRD)، يعبر فيه عن المشاهدة y_{ij} بمعادلة خطية، تبين مكونات هذه المشاهدة، ومن ثم يمكن تحديد مصادر الاختلاف فيها، وهذا النموذج يأخذ الصيغة التالية:

$$y_{ij} = \mu + \tau_i + \varepsilon_{ij} \ , \qquad i = 1,2,...,t \ , \ j = 1,2,...,r$$

حيث أن:

y_{ij} **: هي قيمة المشاهدة رقم** j **من المعالجة رقم** i

μ **: هو المتوسط العام، وتقديره هو:** $\hat{\mu} = \overline{Y}_{..}$

τ_i **: هو أثر المعالجة رقم** i **، وتقديرها هو:** $\hat{\tau}_i = \hat{\mu}_i - \hat{\mu} = \overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..}$

ε_{ij} **الخطأ العشوائي للمشاهدة رقم** j **تحت تأثير المعالجة رقم** i

٢ - *افتراضات النموذج*

يستند النموذج الخطي الثابت على عدة افتراضات هي:

- **أن تأثيرات المعالجات ثابتة، بمعنى ثبات استخدام نفس هذه المعالجات من تجربة لأخرى ومن ثم :**

$$\sum_{i=1}^{t} \hat{\tau}_i = \sum_{i=1}^{t} \left(\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..} \right) = 0 \quad ، \quad \sum_{i=1}^{t} \tau_i = 0$$

- **الأخطـاء العشـوائية ε_{ij}، مسـتقلة إحصـائيا ، يفتـرض أنهـا موزعة توزيع طبيعي بمتوسط صفر ، وتباين (σ^2) ثابت من مشاهدة إلى أخرى ، أي أن : $\varepsilon_{ij} \sim N(0\ ,\ \sigma^2)$.**

الغرض من تصميم (CRD)

١- ***التقدير بنقطة للثوابت*** μ ، τ_i ، σ^2

$$\hat{\mu} = \overline{Y}_{..} \quad ، \quad \hat{\tau}_i = \overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..} \ ,\ i = 1,2,...,t \quad ، \quad \hat{\sigma}^2 = MSE$$

٢- ***اختبارات الفروض في حالة النموذج الثابت***

$$H_o : \mu_1 = \mu_2 = ... = \mu_t = \mu \qquad H_a : at\ \ least\ \ Two\ \ Different$$

OR

$$H_o : \tau_1 = \tau_2 = ... = \tau_t = 0 \qquad H_a : \tau_i \neq 0$$

والطريقة الإحصائية لاختبار هذا الفرض، تقوم على فكرة تقسيم الاختلافات الكلية في المتغير التابع ويعبر عنه بمجموع المربعات الكلي:

$$SSTo = \sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r}\left(y_{ij} - \overline{Y}_{..}\right)^2$$

إلى مكونين كما هو مبين على النحو التالي:

مجموع المربعات الكلي	=	***مجموع المربعات الراجع إلى المعالجات***	+	***مجموع مربعات الأخطاء العشوائية***
$SSTo$	=	SST	+	SSE
$\sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r}\left(y_{ij} - \overline{Y}_{..}\right)^2$	=	$\sum_{i=1}^{t} r\left(\overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..}\right)^2$	+	$\sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r}\left(y_{ij} - \overline{Y}_{i.}\right)^2$

$$\sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r} y_{ij}^2 - \frac{Y_{..}^2}{tr} = \frac{1}{r}\sum_{i=1}^{t} Y_{i.}^2 - \frac{Y_{..}^2}{tr} + \sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r} y_{ij}^2 - \frac{1}{r}\sum_{i=1}^{t} Y_{i.}^2$$

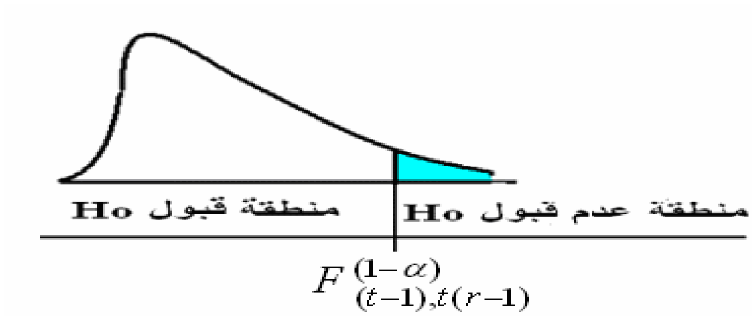
ويسمى المقدار $CF = \frac{Y_{..}^2}{tr}$ ***بمعامل التصحيح .***

وبمجرد حساب مجموع المربعات يتم تكوين جدول تحليل التباين ANOVA TABLE ، والذي يمكن من خلاله حساب الإحصاء المستخدم في الاختبار ، وهذا الجدول هو:

جدول تحليل التباين

S.O.V	df	SS	MS	F
Treatments المعالجات	t-1	SST	MST= SST/(t-1)	$F = \frac{MST}{MSE}$
error الخطأ التجريبي	t(r-1)	SSE	MSE= SSE/[t(r-1)]	
Total	tr-1	SSTo		

وبمقارنة قيمة F المحسوبة بالقيمة الجدولية عند مستوى معنوية α ، درجات حرية بسط = $(t-1)$ ، درجات حرية مقام $t(r-1)$ ، يتم اتخاذ قرار بشأن الفرض العدم والبديل ، كمايلي :



قيمة F المحسوبة	القرار
$F > F^{(1-\alpha)}_{(t-1,\ t(r-1))}$	**لا يمكن قبول الفرض العدم H_0، ومن الممكن أن يكون هناك وسط واحد على الأقل يختلف عن الباقي.**
$F < F^{(1-\alpha)}_{(t-1,\ t(r-1))}$	**لا يمكن رفض الفرض العدم H_0 ، ومن ثم تتساوى الأوساط الحسابية.**

٣- *تقدير فترة ثقة*

وفترة ثقة المطلوب تقديرها هي :

- **فترة ثقة $(1-\alpha)$ لمتوسط واحد μ_i , $i = 1,2,...,t$.**

ويحسب الحدين الأدنى والأعلى لها بتطبيق المعادلة:

$$\bar{Y}_{i.} - t_{[1-\alpha/2\ ,\ t(r-1)]}\ S_{\bar{Y}_{i.}} < \mu_i < \bar{Y}_{i.} + t_{[1-\alpha/2\ ,\ t(r-1)]}\ S_{\bar{Y}_{i.}}$$

حيث أن : $S_{\bar{Y}_{i.}} = \sqrt{\frac{MSE}{r}}$ هو الخطأ القياسي لـ $\bar{Y}_{i.}$.

- **فترة ثقة للفرق بين وسطين $(\mu_i - \mu_j)$.**

ويحسب الحدين الأدنى والأعلى لها بتطبيق المعادلة:

$$(\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{j.}) - t_{[1-\alpha/2\ ,\ t(r-1)]}\ S_{\bar{Y}_{i.}-\bar{Y}_{j.}} < \mu_i - \mu_j < (\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{j.}) + t_{[1-\alpha/2\ ,\ t(r-1)]}\ S_{\bar{Y}_{i.}-\bar{Y}_{j.}}$$

حيـــــث أن : $S_{\bar{Y}_{i.}-\bar{Y}_{j.}}=\sqrt{\frac{2MSE}{r}}$ هـــــو الخطـــــأ القياســـــي لـ$(\bar{Y}_{i.}-\bar{Y}_{j.})$.

- **اختبار الفرق بين وسطين $(\mu_i-\mu_j)$.**

غالبا يكون اهتمام الباحث هو دراسة الفروق بين المتوسطات ، ويرجع ذلك إلى الأهداف الرئيسية من للبحث ، وقد تم رض موضوع المقارنات الثنائية المحمية بين كل وسطين باستخدام طريقتي أقل فرق معنوي LSD، وطريقة دانكن للمقارنات المتعددة DMCR في المحاضرة السابقة.

***تطبيق (٤-١) صفحة (٨٥)*: بفرض أن المخطط التجريبي هو:**

1 (2.52)	2 (3.96)	3 (3.84)	4 (1.70)
5 (3.36)	6 (2.28)	7 (3.24)	8 (3.16)
9 (3.28)	10 (3.68)	11 (2.52)	12 (4.16)
13 (2.36)	14 (2.92)	15 (2.56)	16 (3.50)
17 (3.47)	18 (3.04)	19 (3.95)	20 (3.12)

١- عدد المعالجات أربع أنواع من الأسمدة: $t=4$.

٢- عدد تكرار كل معالجة: $r_1 = r_2 = r_3 = r_4 = r = 5$

٣- بما أن: $r_1 = r_2 = r_3 = r_4 = r = 5 \;,\; t = 4$ إذا عدد الوحدات التجريبية هو: $r_. = tr = 4 \times 5 = 20$.

٤- تعبر قيمة المشاهدة y_{ij} عن كمية الإنتاج من الذرة بالطن في الهكتار.

٥- من المخطط التجريبي نسجل القياسات لكل معالجة، وهي:

التكرار	المعالجات (نوع السماد)				
	Control(A)	B	C	D	
1	3.96	3.84	2.52	3.16	
2	1.70	3.36	2.28	3.68	
3	2.52	3.28	3.24	3.50	
4	2.92	4.16	2.36	3.47	
5	3.04	3.95	2.56	3.12	
sum	14.14	18.59	12.96	16.93	$Y_{..} = 62.62$
Mean	2.828	3.718	2.592	3.386	$\bar{Y}_{..} = 3.131$

٦- الأهداف:

- هل يوجد فروق ذات دلالة بين آثار الأنواع الأربعة للأسمدة،

بمعنى آخر هل تختلف متوسطات الإنتاج بسبب اختلاف نوع السماد.

- **ما هي فترات الثقة للمتوسطات، عند مستوى ثقة *95%* .**
- **ما هي فترات الثقة للفرق بين كل وسطين، إذا كان $\alpha=0.05$.**
- **حدد كل متوسطين بينها فرق معنوي.**

٧- تحليل النتائج

- ***اختبار فرض تساوي متوسطات الإنتاجية:***

$$\boxed{\begin{array}{l} H_o : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4 = \mu \\ H_a : at\ least\ Two\ Means\ Different \end{array}}$$

ويتم اختبار هذا الفرض بتكوين جدول تحليل التباين ، كما يلي:

ـ حســـاب مجموع المربعات

$$\sum_{i=1}^{4}\sum_{j=1}^{5} y_{ij}^2 = (3.96)^2 + (1.70)^2 + ... + (3.12)^2 = 204.14$$

$$CF = \frac{Y_{..}^2}{tr} = \frac{(62.62)^2}{(4)(5)} = 196.063$$

مجموع المربعات الكلي:

$$SSTo = \sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{r} y_{ij}^2 - CF = 204.14 - 196.063 = 8.051$$

مجموع المربعات الراجع لأثر المعالجات:

$$SST = \frac{1}{r}\sum_{i=1}^{t} Y_{i.}^2 - CF$$
$$= \frac{1}{5}[(14.14)^2 + (18.59)^2 + (12.96)^2 + (16.93)^2] - 196.063$$
$$= 200.023 - 196.063 = 3.96$$

مجموع مربعات الأخطاء العشوائية:

$$SSE = SSTo - SST = 8.051 - 3.96 = 4.091$$

ـ درجات الحرية

$$df_{(SSTo)} = tr - 1 = 20 - 1 = 19$$
$$df_{(SST)} = t - 1 = 4 - 1 = 3$$
$$df_{(SSE)} = t(r-1) = (4)(4) = 16$$

ـــ متوسط المربعات

$$MST = \frac{SST}{(t-1)} = \frac{3.96}{3} = 1.32 \qquad MSE = \frac{SSE}{t(r-1)} = \frac{4.091}{16} = 0.256$$

ـــ إحصائية الاختبار

$$F^* = \frac{MST}{MSE} = \frac{1.32}{0.256} = 5.16$$

ـ جدول تحليل التباين

ANOVA

مصدر الاختلاف *S.O.V*	درجات الحرية *df*	مجموع المربعات *SS*	متوسط المربعات *MS*	النسبة F^*
Treatments	*3*	*3.96*	*1.32*	5.16^*
Error	*16*	*4.091*	*0.256*	
Total	*19*	*8.051*		

ـ القيمة الجدولية:

عند مستوى معنوية $\alpha=0.05$ $F^{0.95}_{(3\ ,\ 16)}=3.24$

ـ القرار

بمـــا أن $(F^*=5.16>3.24)$ **، إذا لا يمكــن قبــول الفــرض العدم، ويستدل من ذلـك أن هنـاك متوسـطين علـى الأقل مختلفين، وذلـك عند** $\alpha=0.05$.

ملحوظة:

عند استخدام البرامج الإحصائية تظهر قيمة الاحتمال المشاهد p-value ، وهي تحدد أدنى مستوى معنوية لرفض الفرض العدم . ففي هذا المثال، لو قمنا باستخراج قيمة p-value، نجد أنها تقريبا تساوي *0.011* ، أي أن: *[0.01<p<0.05]* :

- ***تقدير فترة ثقة للمتوسطات μ_i، $i=1,2,3,4$، وبفرض أن مستوى الثقة هو 95%***

حدي الثقة هما:

$$\bar{Y}_{i.} - t_{[1-\alpha/2\ ,\ t(r-1)]}\, S_{\bar{Y}_{i.}} < \mu_i < \bar{Y}_{i.} + t_{[1-\alpha/2\ ,\ t(r-1)]}\, S_{\bar{Y}_{i.}}$$

حيث أن:

$$S_{\bar{Y}_{i.}} = \sqrt{\frac{MSE}{r}} = \sqrt{\frac{0.256}{5}} = 0.226$$

$$t_{[1-\alpha/2\ ,\ t(r-1)]} = t_{[0.975\ ,\ 16]} = 2.12$$

$$t_{[1-\alpha/2\ ,\ t(r-1)]}\ S_{\overline{Y}_{i.}} = 2.12(0.226) = 0.479$$

والجـدول التــالي يبـين قـيم $\overline{Y}_{i.}$، وحـدي الثقـة للمتوسـطات μ_i ،

$i = 1,2,3,4$

NO.	$\overline{Y}_{i.}$	***الحد الأدنى*** $\overline{Y}_{i.} - 0.479$	***الحد الأعلى*** $\overline{Y}_{i.} + 0.479$
A	***2.828***	2.828-0.479 (2.349)	2.828+0.479 (3.307)
B	***3.718***	3.718-0.479 (3.239)	3.718+0.479 (4.197)
C	***2.592***	2.11	3.07
D	***3.386***	2.91	3.87

- ***تقدير فترة ثقة للفرق بين كل وسطين: $(\mu_i - \mu_j)$، مستوى الثقة***

95%

يتم تطبيق الصيغة

$$(\overline{Y}_{i.}-\overline{Y}_{j.})-t_{[1-\alpha/2\ ,\ t(r-1)]}\ S_{\overline{Y}_{i.}-\overline{Y}_{j.}}<\mu_i-\mu_j<(\overline{Y}_{i.}-\overline{Y}_{j.})+t_{[1-\alpha/2\ ,\ t(r-1)]}\ S_{\overline{Y}_{i.}-\overline{Y}_{j.}}$$

حيث أن :

$$S_{\overline{Y}_{i.}-\overline{Y}_{i.}}=\sqrt{\frac{2MSE}{r}}=\sqrt{\frac{2(0.256)}{5}}=0.320$$

$$t_{[1-\alpha/2\ ,\ t(r-1)]}=t_{[0.995\ ,\ 16]}=2.921$$

إذا:

$$LSD=t_{[1-\alpha/2\ ,\ t(r-1)]}\ S_{\overline{Y}_{i.}-\overline{Y}_{j.}}=2.921(0.320)=0.935$$

والجدول التالي يبين قيم $(\overline{Y}_{i.}-\overline{Y}_{j.})$، وحدي الثقة للفرق بين كل متوسطين.

i	j	$\overline{Y}_{i.}-\overline{Y}_{j.}$	LSD	الحد الأدنى $(\overline{Y}_{i.}-\overline{Y}_{j.})-L.S.D$	الحد الأعلى $(\overline{Y}_{i.}-\overline{Y}_{j.})+L.S.D$
2	4	0.33	0.935	0.33-0.935 (-0.61)	0.33+0.935 (1.27)
	1	0.89		-0.045	1.83
	3	1.13		0.195	2.07
4	1	0.56		-0.38	1.495
	3	0.79		-0.145	1.725
1	3	0.24		-0.695	1.175

- ***إجراء مقارنات ثنائية:***

قــم بـــإجراء المقارنـــات الثنائيـــة باســـتخدام طريقتـــي LSD، DMRT، ثم اعرض ذلك في شكل رموز(واجب منزلي)