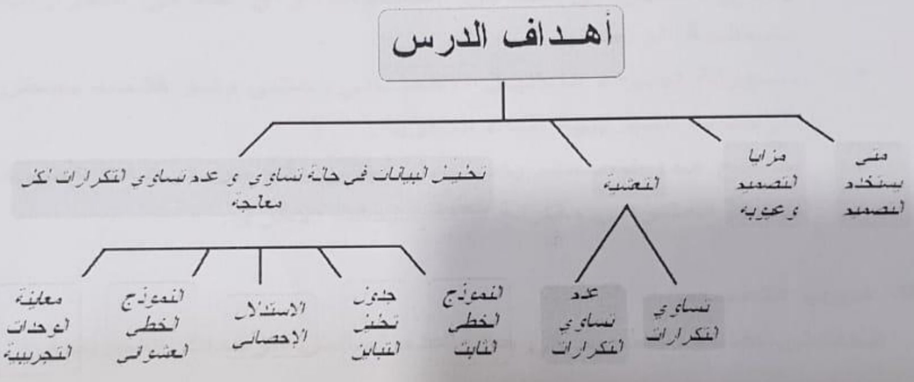
التصميم تام التعشيـــة

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

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	$\bar{Y}_{1.}$	$\bar{Y}_{2.}$	......	$\bar{Y}_{i.}$	......	$\bar{Y}_{t.}$		$\bar{Y}_{..}$

يث أن:

y : هي قيمة المشاهدة المأخوذة عن المعالجة رقم i التي استلمتها

الوحدة التجريبية رقم j ، $\{i = 1,2,\ldots,t \;,\; j = 1,2,\ldots,r\}$

$Y_{i.}$: 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:

- 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

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

٢- اختبارات الفروض في حالة النموذج الثابت

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

OR

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

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

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

إلى مكونين كما هو مبين على النحو التالي:

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

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

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 :

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

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

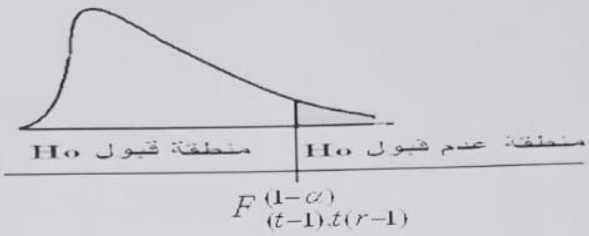
ويسمى المقدار $CF = \frac{Y_{..}^2}{tr}$ بمعامل التصحيح .

وبمجرد حساب مجموع المربعات يتم تكوين جدول تحليل التباين ANOVA TABLE ، والذي يمكن من خلاله حساب الاحصاء 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 ، $i=1,2,\ldots,t$.

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

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

ويحسب الحدين الأدنى والأعلى لها بتطبيق المعادلة:

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