قسم البستنة وهندسة الحدائق – المرحلة – الدراسات العليا

المادة – تصميم وتحليل التجارب الزراعية متقدم – الوحدات 3(2+1) الفصل الخريفي

أ. د. عثمان خالد علوان – البريد الإلكتروني athman56@yahoo.com

الأسبوع	الجـــــــزء النظـــــــــــــــــــــــــــــــــري	الجزء العملي
1	مقدمة عن بعض الرموز الإحصائية وطبيعة البيانات الإحصائية مقاييس التوسط والتشتت والاختلاف	تطبيقات
2	الخطأ القياسي واستخداماته في تقدير المدى - الاختبارات الإحصائية المطلوب أجرائها عند وبعد التحليل الإحصائي	تطبيقات
3	مقدمة عن تصميم وتحليل التجارب الزراعية والقواعد الأساسية لتصميم التجارب العلمية – التصاميم التجريبية للتجارب ذات العامل الواحد- التصميم العشوائي الكامل- تصميم القطاعات العشوائية الكامل	تطبيقات
4	تصميم المربع اللاتيني – استخدام الاختبارات لهذا لتصميم – الكفاء النسبية لتصميم المربع اللاتيني مقارنة بالتصاميم الأخرى – البيانات المفقودة وكيفية تقديرها -	تطبيقات
5	امتحان	
6	تصاميم التجارب العامليه- باستخدام التصميم العشوائي الكامل	تطبيقات
7	تصاميم التجارب العاملية – باستخدام التصميم القطاعات العشوائية الكاملة	تطبيقات
8	تصاميم التجارب العاملية – باستخدام تصميم المربع اللاتيني	تطبيقات
9	تصميم القطعة المنشقة	تطبيقات
10	امتحان	
11	تصميم القطعة الشريطية (القطاعات المنشقة)	تطبيقات
12	تصميم القطعة المنشقة لأكثر من مرة	تطبيقات
13	التحليل التجميعي لبيانات سلسلة من التجارب لعدة مناطق أو عدة سنوات وفق التصميم المستخدم	تطبيقات
14	تحليل التجارب الزراعية وفق برامج التحليل الإحصائية بواسطة الكومبيوتر – SAS- SPSS	تطبيقات
15	أمتحان	
16	مراجعة عامة	

المقاييس الإحصائية :-

لغرض تسهيل دراسة تصميم وتحليل التجارب لابد من معرفة بعض المقاييس الإحصائية والتي تساعدنا كثيراً في فهم طرق التحليلات الإحصائية التي يطلبها تصميم وتحليل التجارب .ومن هذه المقاييس الإحصائية التي نحتاجها هي :-

1- مقايس التمركز - هي الطرق الإحصائية التي بواسطتها نحاول الحصول على رقم واحد يمثل مجموعة من الأرقام أو البيانات كبديل عنها أو ممثلاً لها بالرغم من أن مقايس التمركز جميعها لا يمكن أن تكون بديلاً نهائياً عن قيم المشاهدات الأصلية بل مجر إعطاء فكرة واضحة عنها ولذلك عندما ندرس ظاهرة من الظواهر في المجتمع أو العشيرة نواجه صعوبة في دراسة كل مكونات المجتمع سواء كانت أفراد أو نباتات حقل وغيرها من مكونات المجتمع بسبب كثرة أعداد النباتات أو الأفراد وبالتالي نلجأ الى أخذ عينة منه ودراستها كممثل للمجتمع وعند الكلام عن بعض بيانات العينة لابد من ان نذكر رقماً واحداً يمثل البيانات ويصفها بشكل جيد .ومن هذه المقاييس هي :-

1- المتوسط الحسابي (Mean) يعتبر المتوسط الحسابي من أكثر مقايس التمركز استعمالا وأسهلها حساباً وهو قيمة واحدة تمثل مجموعة من القيم تبتعد عنه سلباً أو أيجاباً بمجموع مقداره صفراً .ويرمز للمتوسط الحسابي للعينة بالرمز $\bar{Y}$ ويقرأ واي بار (Y-bar) . فيما يرمز للمتوسط الحسابي للمجتمع بالرمز (ميو μ (Meo

$$\bar{Y} = \frac{\sum Yi}{n} = \frac{Y1+Y2+Y3+\cdots+Yn}{n}$$

$$\mu = \frac{\sum Yi}{N} = \frac{Y1+Y2+Y3+\cdots+YN}{N}$$

2- الوسيط Median وهو القيمة الوسطية لمجموعة من القيم بعد ترتيبها تصاعدياً أو تنازلياً .فإذا كان عدد القيم فردياً فأن ترتيب الوسيط يكون وفق المعادلة التالية عدد القيم مضاف لها واحد ثم يقسم الناتج على 2

أذا كان عدد القيم فردياً $\text{Me} = \frac{n+1}{2}$ أما إذا كان عدد القيم زوجياً $\text{Me} = \left(\frac{n}{2}+1\right) + \left(\frac{n}{2}\right)$

أما اذا كان عدد القيم أو المشاهدات عدد زوجي فتؤخذ القيمتين الوسطيتين وهما القيمة التي تسلسلها يساوي من قسمة عدد القيم الكلية على 2 والقيمة الأخرى الثانية هي القيمة التي تسلسلها حسب نظام التصاعدي أو التنازلي يساوي عدد القيم الكلية مقسوماً على 2 + 1 ومن ثم يستخرج المتوسط الحسابي لهما ويستخدم الوسيط في أغلب الأحيان في البيانات الوصفية مثل الحالة المعاشية وحالة السكن وغيرها .

ثانياً- مقايس التشتت :- تستخدم مقايس التشتت لمعرفة مدى انحراف قيم المشاهدات عن متوسطها الحسابي ومن هذه المقاييس المختلفة هي :-

1- المدى Range يعتبر المدى هو أبسط مقاييس التشتت وأسهلها حساباً وتطبيقاً ويعبر عنه على أنه مقدار الفرق بين أكبر قيمة وأقل قيمة في مجموعة من قيم المشاهدات ومن خواص المدى أنه يعطي فكرة بسيطة عن تشتت القيم ويستخدم مقياس المدى في التعبير عن تفاوت درجات الحرارة العظمى والصغرى وكميات سقوط الأمطار وغيرها من الظواهر ويعد أكثر المقاييس تأثراً بالقيم المتطرفة .

2- التباين Variance :- نعلم بأن انحراف كل قيمة من القيم عن متوسطها الحسابي أما أن يكون سلباً أو أيجاباً وأن مجموعها يساوي صفراً ولغرض حساب هذا الانحراف لجأ الإحصائيون الى التعامل مع مربع هذه الانحرافات لغرض التخلص من الإشارة السالبة ولأشراك جميع هذه القيم في هذه الحسابات ومنها القيم المتطرفة ولهذا فأن مجموع مربعات انحرافات القيم (Sum of Squares) ويختصر S.S.)عن متوسطها الحسابي سيكون خالياً من الاشارة السالبة . أما بالنسبة للتباين الذي يرمز له بالرمز (V) أو $S^2{}_{Yi}$ للعينة أو σ^2 للمجتمع والتي تقرأ Sigma Square يعرف على أنه متوسط مربعات انحرافات القيم عن متوسطاتها الحسابية ويعد التباين من أكفأ مقاييس التشتت لقيم المشاهدات عن متوسطاتها الحسابية وأكثرها استعمالا

تباين العينة $S^2 = \frac{S.S.}{n-1} = \frac{\sum Yi.^2 - \frac{(\sum Yi)^2}{n}}{n\_1}$ أما تباين المجتمع $\sigma^2 = \frac{S.S.}{N} = \frac{\sum Yi.^2 - \frac{(\sum Yi)^2}{N}}{N}$

n تدل على عدد أفراد العينة أما N تدل على عدد أفراد المجتمع

عند فك معادلة مجموع مربعات الانحرافات $\sum(Y_i-\bar{Y})^2$ والتي تسمى للاختصار مجموع المربعات Sum of Square (SS) نجد ان :

$$SS = \sum\left(Y_i - \bar{Y}\right)^2$$
$$= \sum\left(Y^2{}_i - 2Y_i\bar{Y} + \bar{Y}^2\right)$$
$$= \sum Y^2{}_i - 2\bar{Y}\sum Y_i + n(\bar{Y})^2$$
$$= \sum Y_i^2 - 2\left(\frac{\sum Y_i}{n}\right)\left(\sum Y_i\right) + n\frac{\left(\sum Y_i\right)^2}{n^2}$$
$$= \sum Y^2{}_i - 2\frac{(\sum Y_i)^2}{n} + \frac{\left(\sum Y_i\right)^2}{n}$$
$$= \sum Y_i^2 - \frac{\left(\sum Y_i\right)^2}{n}$$

وهذه المعادلة تساوي $\sum\left(Y_i-\bar{Y}\right)^2$

وبما ان المعادلتين تشتركان بنفس المقام **(n –1)**
إذن المعادلتين تبقى المعادلتين متساويتان .

والخلاصة ان معادلات تباين العينة هي :

$$S^2=\frac{SS}{n-1}=\frac{\sum\left(Y_i-\bar{Y}\right)^2}{n-1}=\frac{\sum Y^2{}_i-\frac{\left(\sum Y_i\right)^2}{n}}{n-1}$$

وبأخذ جذرها التربيعي نحصل على الانحراف القياسي .
وبنفس الطريقة نستطيع أن نبرهن بان المعادلتين الخاصتين باستخراج الانحراف القياسي متساويتين أي ان :

$$S=\sqrt{\frac{\sum\left(Y_i-\bar{Y}\right)^2}{n-1}}=\sqrt{\frac{\sum Y_i-\frac{(\sum Y_i)^2}{n}}{n-1}}$$

مثال : البيانات التالية تبين كمية محصول القطن (كغم) \ وحدة مساحة في خمسة مزارع ،احسب الانحراف القياسي لها ، البيانات هي : Y_i =9,8,6,5,7

الحل :

1- الطريقة المطولة : نعمل جدول للبيانات السابقة وكلاتي :

Y_i	$Y_i-\bar{Y}$	$\left(Y_i-\bar{Y}\right)^2$
9	**2**	**4**
8	**1**	**1**
6	**1-**	**1**
5	**2-**	**4**
7	**0**	**0**
$\sum Y_I=35$ $\quad \bar{Y}=7$	**0**	**10**

نطبق القانون التالي :

نجد ان :

$$S=\sqrt{\frac{\sum\left(Y_i-\bar{Y}\right)^2}{n-1}}$$

$$=\sqrt{\frac{10}{4}}=\sqrt{2.5}=1.58(kgm)$$

ملاحظة :- عند حساب تباين العينة نقسم مجموع مربعات الانحرافات على n-1 بينما في المجتمع نقسم على N والسبب في ذلك لأنه إذا ما قسمنا على n فقط في العينة سوف تكون قيمة التباين S^2 أقل كتقدير لقيمة التباين أي يصبح التباين للعينة أكبر أذا ما قسم على n-1 مقارنة بالحالة الأولى وهيn فقط وهذا ما يطلق علية الإحصائيون بالتحيز في أخذ العينة ولذلك نقسم على n-1 لأزالة هذا التحيز .

ومن الجدير بالذكر أن قيم التباين يجب أن يصاحبها وحدات قياس وطالما أستخرج التباين من متوسط مربعات الانحرافات فأن وحدات القياس أيضاً ستكون مربعة ولكن هذا غير معقول لأنه هل من الممكن أن نقول أن مقدار التباين في كمية الحاصل لمعاملة ما بأنه يساوي كغم مربع أو بالنسبة للطول متر مربع وحسب نوعية

البيانات المستخدمة ولهذا السبب أشتق من التباين مقياس أخر من مقايس التشتت يدعى بالانحراف القياسي أو أحياناً يدعى بالانحراف المعياري .

3- الانحراف القياسي أو المعياري (Standard Deviation) ويرمز له S للعينة و σ للمجتمع وهو مقياس يستخدم عن مدى الاختلاف بين قيم المشاهدات المدروسة ويحسب بأخذ الجذر التربيعي للتباين أن كان للعينة أو المجتمع . $S = \sqrt{S^2}$ للعينة أما للمجتمع هو $\sigma = \sqrt{\sigma^2}$

4- معامل الاختلاف (C.V.) Cofficient of Variation ويدعى احياناً بمعامل التباين ويستعمل في احيان كثيرة في مقارنة نتائج التجارب المختلفة ان كانت على صفة واحدة او عدة صفات لمعرفة درجة تشتت قيم مفردات مجموعة ما مع درجة تشتت قيم مفردات مجموعة اخرى .

$$C.V.\% = \frac{S}{\bar{Y}} \times \quad \%$$

ويعرف معامل الاختلاف أو معامل التباين بأنه النسبة المئوية للانحراف القياسي (الانحراف المعياري) مقسوماً على المتوسط الحسابي للعينة أو المجتمع . وعادة يستخدم معامل الاختلاف لمعرفة دقة نتائج التجارب ومدى قيمة تشتتها فالحد الأعلى الذي يمكن قبوله في التجارب الحقلية هو ان لا يزيد معامل الاختلاف فيها عن 20% في حين في التجارب المختبرية ان لا يزيد عن 10% .

5- الخطأ القياسي أو الخطأ المعياري (S.E.) Standard Error :- من الملاحظ أن أجراء التجارب من قبل الباحثين هي وسيلة للتعرف على قياسات معالم مجتمعات تلك التجارب ويعتبر أفضل تعبير لقيم المجتمع هو المتوسط الحسابي (μ) ولما كان من الصعوبة بمكان حساب المتوسط الحسابي للمجتمع بصورة مباشرة لذلك يلجأ الباحثون الى استخدام العينات (Samples) كممثل للمجتمع المراد دراسته ولكل عينة متوسط حسابي خاص بها وغالباً ما نلاحظ أن مجموعة من متوسطات العينات المأخوذة من مجتمع واحد تختلف في ما بينها اختلافا واضحاً ولكن المتوسط الحسابي لهذه المتوسطات هو خير ممثل للمتوسط الحسابي للمجتمع (μ)كما نلاحظ ان المتوسطات الحسابية لعينات مأخوذة من مجتمع ما تتوزع توزيعاً طبيعياً حول المتوسط الحسابي لذلك المجتمع ويوصف الخطأ التجريبي بأنه موزع توزيعاً طبيعياً ومستقلاً بمتوسط حسابي مقداره صفراً وانحراف قياسي مقداره (σ) و يعبر عنه اختصارا بأنه

(NID, 0.σ) (Natural Independent Distribution) وذكرنا سابقاً أن قيم أي مجتمع تتباين فيما بينها بمقدار (σ^2) في حين أن قيم العينات تؤخذ من مجتمع تتباين فيما بينها بمقدار (S^2)وأن لكل تباين للعينة له متوسط حسابي يرمز له ($S^2 \bar{Y} i.$) وهو يساوي قسمة تباين تلك العينة على عدد أفرادها وبأخذ الجذر التربيعي للمتوسط الحسابي للتباين نحصل على متوسط الانحراف القياسي والذي يرمز له $S \bar{Y} i$ وهو ما

يعرف بالخطأ القياسي Standard Error والذي يساوي قسمة الانحراف القياسي للعينة على الجذر التربيعي لعدد أفراد العينة) $= S\bar{Y}i. = \frac{S}{\sqrt{n}}$

ويشير الخطأ القياسي الى مقدار الناتج من استخدام المتوسط الحسابي للعينة (Y)كممثل أو بديل عن المتوسط الحسابي للمجتمع (µ) وعلى هذا الأساس يستخدم الخطأ القياسي في تقدير المدى الذي يقع فيه المتوسط الحسابي للمجتمع وذلك بضرب قيمة الخطأ القياسي بقيمة t الجدولية عند احتمال خطأ أما 0.05 أو 0.01 وحسب درجة الحرية الخطأ التجريبي للعينة المدروسة .حيث أذا كان حجم العينة المدروسة صغيراً نسبياً (40 أو أقل) أما إذا كان حجم العينة كبير نسبياً (أكثر من 40) فيضرب الخطأ القياسي بقيمة Z الجدولية 0.05 أو 0.01 وفي كلتا الحالتين يضاف أو يطرح حاصل الضرب من المتوسط الحسابي للعينة لإيجاد الحد الأعلى والحد الأدنى للمدى الذي يمكن أن يقع ضمنه المتوسط الحسابي للمجتمع .

$$\mu = \bar{Y} \mp Z \times \frac{S}{\sqrt{n}} \quad \text{أو} \quad \bar{Y} \mp Z \times S\bar{Y}i$$

أو

$$\mu = \bar{Y} \mp t_{(\alpha ، d.f)} \times \frac{S}{\sqrt{n}} \quad \text{أو} \quad \bar{Y} \mp t(\alpha ، d.f) \times S\bar{Y}i$$

قيمة Z و t تستخرج من جداول خاصة بالنسبة لقيمة Z عندما يراد حساب مدى المتوسط عند مستوى 0.05 تكون قيمة Z = 1.96 أما تحت مستوى 0.01 تكون قيمة Z = 2.58

تحليل البيانات الإحصائية للتجربة :- Analysis of Data

كثير من الظواهر في الحياة بحاجة الى دراسة وبحث ولا يتم ذلك إلا من خلال التجارب والتجربة هي وسيلة للبحث والتقصي للوصول بواسطتها الى معلومات جديد أو إضافية تخص تلك الظاهر . ولذلك لكل تجربة هدف يطمح الباحث تحقيق فمثلاً في مجال الإنتاج الزراعي تجري العديد من التجارب لغرض تطوير الإنتاج أو معالجة مشكلة يعاني منها المزارعون . كأن يكون معرفة تأثير مستويات مختلفة من التسميد العضوي على أنتاج الطماطة في البيوت المحمية أو دراسة تأثير بعض منظمات النمو على الصفات النوعية والكمية لثمار التفاح وغيرها من التجارب .

وعلى الباحث أن يقوم بتحديد هدف التجربة وذلك بالاعتماد على الدراسات السابقة التي قد تكون نفذت تجارب قريبة الى تجربته أو مشابهة لها بهدف التأكد من نتائجها لغرض تعزيز دقة نتائجها أو العكس وبعد تحديد التجربة التي يروم دراستها علية اختيار التصميم المناسب لها وتحديد المعاملات التي ستستخدم في التجربة والوحدات التجريبية التي ستنفذ فيها كل معاملة وبعد الانتهاء من تنفيذ التجربة على الباحث أن يباشر بجمع البيانات المطلوبة لقياس الصفات التي حددت من ضمن أهداف التجربة أو التي ستساعده في تفسير نتائج تجربته .وأن ترتب تلك البيانات في جداول خاصة لغرض أجراء عليها عمليات التحليل الإحصائي لها .

أن خير من يعبر عن الظواهر المدروسة في المجتمع هو المتوسط الحسابي لها (ميو) والتي نسعى الى الوصول إليه عن طريق المتوسطات الحسابية للعينات ($\bar{Y}$) المأخوذة من المجتمع ولكن هذه العينات لا يمكن بأي حال من الأحوال أن تمثل المجتمع مائة بالمئة . أي أن هناك فرق بين متوسط العينة ومتوسط المجتمع الذي أخذت منه هذه العينة زيادة أو نقصاناً وهذا الفرق هو ما أطلقنا عليه بالخطأ القياسي Standard Error والذي يساوي الجذر التربيعي لحاصل قسمة التباين على عدد المكررات وعلية يجب معرفة التباين والمقصود به هنا هو تباين الخطأ التجريبي للعينة أي متوسط مربعات انحرافات الخطأ التجريبي Mean Square of) Error M.S . $_{\text{Error}}$) وهذا نحصل علية عن طريق تحليل التباين Analysis of Variance لبيانات التجربة والذي يفسر لنا جميع الاختلافات ما بين قيم المشاهدات بعضها مع البعض الأخر، وما بين قيم المشاهدات و متوسطها الحسابي وإرجاع هذه الاختلافات الى مسبباتها التي سببتها ولهذا فهو يمثل التباين الكلي للعينة والذي يكون مسبباته جزء منه يعود الى المعاملات التي تحت الدراسة وجزء أخر قد يكون سببه غير معروف بالنسبة للباحث حيث قد يكون بسبب الخطأ التجريبي الذي قد يكون غير مسيطر عليه أو بسبب الصدفة أو بسبب الاختلافات بين الوحدات التجريبية التي أخذت نفس المعاملة وكل هذا يقع تحت مسمى الخطأ التجريبي Experimental Error وبعد حساب هذه التباينات توضع في جدول خاص يسمى جدول تحليل التباين Analysis of Variance Table ويطلق عليه اختصارا جدول أنوفا (ANOVA) ويحتوي جدول تحليل التباين على البيانات التالية :-

1- مصادر التباين Source s of Variance ويختصر (.S.O. V) وهو يمثل العمود الأول من الجدول والذي يحتوي على مسببات التباين أو مصادر التباين مثل القطاعات والمعاملات وبعض التداخلات إضافة الى الخطأ التجريبي ثم التباين الكلي والذي يمثل المجموع الكلي لكل مصدر من مصادر التباين .

2- درجات الحرية Degrees of freedom (d.f.) ويقصد بها عدد مرات أمكانية مقارنة كل قيمة مع بقية القيم والتي تساوي (عدد القيم -1) لكل مصدر من مصادر التباين ويوضع الناتج في العمود الثاني من الجدول

3- مجموع مربعات الانحرافات Sum Squares of deviation (S.S.) والذي يعني مجموع مربعات انحراف كل قيمة من قيم ذلك المصدر عن المتوسط الحسابي للقيم .

ولكن يعوض عن هذا القانون بمجموع مربعات قيم المشاهدات غير المصححة مطروحاً منها معامل التصحيح (C.F.)Correction Factor والذي يساوي مربع مجموع كل القيم مقسوماً على عدد القيم .

ملاحظه – هذان القانونان هما لحساب مجموع مربعات الانحرافات الكلية لكن عند حساب مصدر من مصادر التباين فيقسم مجموع مربعات الانحرافات للمصدر على عدد المكررات التي تحتويه كل معاملة أو عدد المعاملات التي تم تكرارها عند حساب مجموع مربعات انحرافات المكررات وذلك حسب المطلوب حسابه . ثم يطرح منها معامل التصحيح المذكور سابقا . وتوضع في العمود الثالث في جدول تحليل التباين

حساب مجموع مربعات الخطأ التجريبي يتم بطريقتين :-

أ- يطرح مجموع مربعات الانحرافات لكل مصدر من مصادر التباين الداخلة في التجربة وحسب التصميم المستخدم من مجموع المربعات الكلية .

ب- بجمع مجموع مربعات القيم الممثلة للأخطاء التجريبية لكل الوحدات التجريبية مقسوماً على درجات حرية الخطأ التجريبي سنحصل على .M.S.E والذي يمثل الخطأ التجريبي أو الاختلافات غير المفسرة للوحدات التجريبية .

وذلك حسب القانون التالي :- $$e_{ij} = Y_{ij} - \bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{.j} + \bar{Y}_{..}$$

أن قيم $\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{.j} + \bar{Y}_{..}$ تمثل متوسطات المعاملة والمكرر الذي يحوي المعاملة والمتوسط العام للتجربة. هذا يخص تصميم .R.C.B.D ولكل تصميم له قانونه والذي يعتمد على معادلة النموذج الرياضي له أن تطبيق هذه المعادلة على جميع قيم المشاهدات لكل وحدة تجريبية سنحصل على جميع الأخطاء التي حصلت في الوحدات التجريبية بعد أزاله تأثير القطاعات والمعاملات .ونعمل منها جدولاً يمثل الأخطاء التي حصلت في التجربة والتي قد تكون خارج أرادة الباحث .

4- متوسط مربعات الانحرافات   (M.S.) Mean Squares of Deviations يحسب متوسط المربعات بقسمة مجموع مربعات الانحرافات لكل مصدر من مصادر التباين الموجودة في العمود الثالث على درجات الحرية التابعة لذلك المصدر (الموجودة في العمود الثاني) والنتيجة توضع في العمود الرابع .

5- اختبار فشر (اختبار .Fisher Test(F سمي بهذا الاسم من قبل العالم الأمريكي سنيديكور Snedecor نسبة الى العالم R.A.Fisher ويتلخص هذا الاختبار بقسمة متوسط مربعات كل مصدر من مصادر التباين على متوسط الخطأ التجريبي للحصول على قيمة F المحسوبة وتوضع نتيجة F في العمود الخامس .

6- قيمة F الجدولية (F- Tabulated) تحت مستويين من المعنوية 0.05 و 0.01 وهما قيمتان تستخرج من جدول (2 ص [460])توزيع (F) F- Distribution Tables بالاعتماد على درجات حرية المعاملات أو المصدر الذي يراد حساب قيمة   Fالجدولية له والموجودة على الخط الأفقي للجدول ودرجات حرية الخطأ الموجودة في الخط العمودي في الجدول والقيمة التي نحصل عليها من تقاطع هاتين الدرجتين تمثل قيمة F الجدولية عند مستوى المعنوية المطلوب .

7- تقارن قيمة F المحسوبة بقيمة F الجدولية فإذا كانت مساوية أو أكبر منها عند مستوى المعنوية 0.01 عندئذ نضع نجمتين (**) فوق متوسط مربعات انحرافات ذلك المصدر الذي قمنا باختبار معنويته أما في حالة الاختبار عند مستوى المعنوية 0.05 فنضع نجمة واحدة (*) .

8- اختبار المعنوية Test of Significant

يجرى هذا الاختبار عادة لمعرفة معنوية الاختلافات بين المعاملات وذلك عند إجراء تحليل التباين واختبار F ومعرفة هل أن المعاملات المستخدمة بينها فروق معنوية أم لا ؟ونتبع الاتي

أ- فاذ الم نجد فروقاً معنوية بين المعاملات فينتهي التحليل وتثبت نتائجه واستنتاجاته على ضوء هذه النتيجة (علماً أنه في بعض الآراء توصي بأنه ممكن الاستمرار بأجراء اختبارات معرفة الفروق المعنوية بين المعاملات بغض النظر عن معنوية أو عدم المعنوية اختبار F وخاصة عند استخدام اختبار دنكن .

ب- أما إذا وجدت فروق معنوية بين المعاملات حسب اختبار F فنذهب الى معرفة الفروق المعنوية موجودة بين أي معاملة واخرى ويقارن عادة بين متوسطاتها الحسابية ويحدد بين أي متوسط حسابي وأخر كان هذا الفرق وهذا يتم باختبارات عديدة والتي منها :-

1- اختبار دنكن المتعدد المدى Duncan Multiple Range Test

في هذا الاختبار وضع العالم Duncan جداول إحصائية خاصة سماها جداول دنكن أو

جداول Studentzed Significant Range (SS R) وذلك لإيجاد قيمة هذا الاختبار الذي يطلق علية قيمة أقل مدى معنوي ويطلق علية اختصارا قيمة .L.S.R (Least Significant Range)

ويعتقد الكثير من العلماء ومنهم دنكن أن هذا الاختبار من أدق وأكفأ الاختبارات الأخرى خاصة بعد ما أتضح قصور اختبار .L.S.D لكونه يصلح لاختبار الفرق بين متوسطين حسابيين فقط كذلك أمكانية استخدام هذا الاختبار حتى لو كانت قيمة F المحسوبة غير معنوية كما اشرنا سابقاً .

ويتم اجراء هذا الاختبار بحساب قيمة .L.S.R بضرب قيمة .S.S.R (والتي تستخرج من جداول دنكن رقم 2ص 466 بالاعتماد على درجات حرية المعاملات والخطأ التجريبي) في قيمة الخطأ القياسي ($S\,\bar{Y}\,i.$) الذي نستخرجه من جدول تحليل التباين (بأخذ الجذر التربيعي للخطأ التجريبي .M.S.E مقسوماً على عدد المكررات (r)

$$S\,\bar{Y}\,i. = \sqrt{\frac{Mse}{r}} =$$

ثم نحسب قيمة .L.S.R وهي تمثل أقل مدى معنوي وتنتج من حاصل ضرب SSR في الخطأ القياسي

$$L.S.R. = S\,\bar{Y}\,i. \times SSR$$

وتعتمد قيمة .S.S.R على درجات حرية الخطأ التجريبي وعدد المتوسطات المعاملات التي مطلوب مقارنها أو اختبار معنويتها ومستوى المعنوية المرغوب الاختبار فيه .

2- اختبار اقل فرق معنوي بين المتوسطات (Least Significant Difference) (.L.S.D) يعتبر هذا الاختبار من أسهل الاختبارات وأكثرها استعمالاً بالرغم من أن بعض المختصين يعتبرونه أكثر قصوراً لكونه يصلح فقط عند مقارنة متوسطي معاملتين فقط أما إذا احتوت التجربة على أكثر من معاملتين فلا ينصح باستخدامه لأنه قيمة الاختبار هي قيمة واحدة قد تعطي فرق معنوي غير حقيقي بين متوسطات المعاملة الأولى والمعاملات البعيدة في التسلسل .كذلك لا ينصح بأجراء هذا الاختبار إلا في حالة كون نتيجة اختبار F معنوي .

خطوات اجراء الاختبار هي :- أ- نحسب قيمة .L.S.D من القانون التالي :-

$$L.S.D. = t_{(0.05 \text{ or } 0.01)} \times \sqrt{2} \times \sqrt{\frac{Mse}{r}}$$

حيث (r) تمثل عدد المكررات وهي توضع في المقام والبسط هو $2M.S._{Erroe}$ هي ضعف متوسط مربعات انحرافات الخطأ التجريبي الموجود في جدول أنوفا ANOVA أما قيمة (t) تستخرج من جدول (1) ص 459 وحسب قيمة ألفا المعنوية ودرجة حرية الخطأ التجريبي .

2- نقارن الفرق بين المتوسطات الحسابية مع قيمة .L.S.D فإذا كان الفرق أكبر أو مساوي يعني ذلك وجود فرق معنوي بين المتوسطين أي أن المتوسط الأكبر تفوق معنوياً على المتوسط الأقل منه وعندئذ نوضع نجمة أو نجمتين وذلك حسب قيمة ألفا المعنوية 0.05 * و 0.01 ** أما إذا كان الفرق غير معنوي نضع .N.S

3- اختبار أقل فرق معنوي المعدل Revised Least Significant Difference

نظراً للقصور الموجود في الاختبار السابق أستخدم هذا الاختبار بغض النظر عن عدد المتوسطات المختبرة وأيضاً يتعامل مع قيمة واحدة لمقارنتها مع الفروق بين كافة المتوسطات ولكن هذه القيمة اختلفت عن السابق باستخدام قيمة t المعدلة والتي تستخرج من جدول 6 ص 470 والتي يطلق عليه تي برايم (t) والتي تعتمد قيمتها على مستوى المعنوية المطلوبة وكذلك درجة حرية الخطأ التجريبي وقيمة F المحسوبة للمعاملات المطلوب اختبارها . وتحسب وفق القانون التالي

$$\text{Revised L.S.D.} = (t^{-}_{(0.05\,,\,0.01)}\, x \times \sqrt{2} \times \sqrt{\frac{Mse}{r}}$$

4- اختبار توكي :- Tukey’S Test وهذا الاختبار يعتمد ايضاً على قيمة احصائية واحدة لاختبار الفروق بين متوسطات المعاملات وتسمى قيمة هذا الاختبار بقيمة الفرق المعنوي الأمين (.H.S.D) Honest Significant Difference وخطوات حسابه كما يلي :-

1- تحسب قيمة .H.S.D وفق المعادلة التالية :-

$$\text{H.S.D.} = \sqrt{\frac{Mse}{r}} \; x\, Q_i$$

2- تستخرج قيمة Qi من جدول 5 ص 468 (قيم Tukey) بالاعتماد على درجات حرية الخطأ التجريبي وعدد المعاملات في التجربة مثلاً t=5 ومستوى المعنوية المطلوب

3- نقارن الفروق بين المتوسطات وقيمة توكي المستخرجة وتجرى عليها نفس الخطوات السابقة في الاختبارات السابقة من ناحية مستوى المعنوية ووضع * أو **

القواعد الأساسية لتصميم التجارب

يعتمد تصميم التجارب على ثلاثة قواعد أساسية لابد من توفرها في أي تصميم حيث أنها تعمل على تقليل الخطأ التجريبي وصحة تقديره وزيادة كفاءة ودقة التجربة وهذه الأسس هي :-

1- التوزيع العشوائي - ويقصد به توزيع كافة المتغيرات في التجربة والتي تشمل (الوحدات التجريبية والمعاملات و المكررات الصفوف والأعمدة) بأسلوب عشوائي بدون السماح بأي تدخل شخصي ومن فوائد هذا التوزيع العشوائي هو:- تجنب الخطأ التجريبي المنتظم وضمان دقة تقدير الخطأ وضمان توزيع الأخطاء توزيعاً طبيعياً حراً .

2- التكرار :- وهو يعني أعادة تنفيذ المعاملة في أكثر من وحدة تجريبية للحصول على فكر صحيحة عن تأثير المعاملة ولكي نتمكن من تقدير الخطأ التجريبي وبالتالي فصله عن تأثير المعاملة ومن فوائد التكرارات في التجارب هي :- أمكانية تقدير الخطأ التجريبي وزيادة كفاءة التجربة ودقتها لتقليل الخطأ التجريبي .كذلك زيادة مدى تعميم نتائج التجربة وخاصة إذا ما كررت في عدة مناطق ولعدة سنوات .

3- التعرف على الوحدات التجريبية . أن التعرف على الوحدات التجريبية يساعدنا في تميز اتجاهات الاختلافات الموجودة بينها ومحاولة تقسيمها الى مجاميع متجانسة والتي يتم توزيع المعاملات بداخلها بصورة عشوائية .ويعرف هذا التقسيم بتجميع الوحدات التجريبية الى مجموعات أو قطاعات ولكي يتسنى لنا اختيار التصميم المناسب الأكثر كفاءة والذي يؤدي الى تقليل الخطأ التجريبي .

4- أهمية العوامل المدروسة بالنسبة للباحث إذا كان أحدهم أهم من الأخر أو أن أحدهم قد لا يكون أتجاه تأثيره معروف فيستخدم تصميم القطعة المنشقة أو طبيعة العامل بحيث يتطلب تطبيقه وحدات تجريبية ذات مساحة أكبر.

التصميم العشوائي الكامل the completely randomized design C.R.D.

وهو تصميم توزع فيه المعاملات كلياً بطريقة عشوائية على كل الوحدات التجريبية المتجانسة . ويستخدم عادةً هذا التصميم عندما تكون جميع الوحدات التجريبية متجانسة ويمكن توفير هذا الشرط في كثير من انواع التجارب المختبرية كما يكمن استخدامه في تجارب النباتات التي تزرع في السنادين والاحواض والتي ممكن ان يكون الوسط الزراعي متجانس كليا والظروف البيئية ثابتة لجميع الوحدات التجريبية.

مميزات التصميم :-

1- ابسط انواع التصاميم واسهلها تطبيقا على الاطلاق .

2- يسمح باستخدام اعلى ما يكمن من درجات الحرية للخطأ التجريبي مما يؤدي الى خفض القيمة المقدرة لتباين هذا الخطأ التجريبي .

3- يتميز هذا التصميم بالمرونة : لأنه لا يضع الحدود للأعداد المعاملات او التكرارات طالما تتوفر اعداد كافية من الوحدات التجريبية المتجانسة.

4- ليس من الضروري تساوي عدد التكرار لجميع المعاملات

5- فقدان بعض المعاملات او بعض الوحدات التجريبية لا يؤثر على بساطة التحليل الاحصائي

عيوب التصميم :-

1- لا يصح استخدام هذا التصميم الا اذا كانت الوحدات التجريبية على درجات عالية من التجانس.

2- عدم دقة وكفاءة هذا التصميم في بيان تأثير المعاملات وذلك مقارنةٍ بأنواع التصاميم الاخرى وذلك لان الخطأ التجريبي المقدر يضم جميع الاختلافات بين الوحدات التجريبية ما عدا الاختلافات الناتجة من تأثير المعاملات لذلك فان هذه القيمة تكون كبيرة نوعاً.

تخطيط التجربة :نفرض ان عدد المعاملات المراد تطبيقها خمسة معاملات اي ان t=5 وهذه المعاملات هي (t5, t4, t3, t2, t1) وان كل معاملة تكرر اربعة مرات اي ان r=4 وهي (r4, r3, r2, r1) ويكون توزيعها في موقع التجربة كالاتي ومثال لهذه التجربة هو المخطط الحقلي :

T1	T1	T5	T3
T2	T3	T2	T4
T4	T4	T3	T5
T5	T2	T1	T2
T3	T5	T4	T1

كأن تكون الدراسات لخمسة اصناف من الطماطة أو خمسة مستويات من التسميد النتروجيني او لدراسة التجارب الحقلية .ولغرض تقييم خمسة أصناف من الطماطة في الحقل وان يكرر الصنف اربعة مرات في التجربة فعلينا ان نقسم ارض التجربة الى عدد من الوحدات التجريبية المتساوية في المساحة ويكون عدد الوحدات التجريبية هو $R4 \times t5 = 20$ وحدة تجريبية وان يزرع في كل وحدة تجريبية صنف واحد وبثلاثة خطوط وحسب مسافات الزراعة التي يحتاجها والموصي بها مثلا الطماطة تزرع على مسافة 30سم او 40سم وبطول 4 م ويجب ان يكون هناك فواصل بين الوحدات التجريبية بمقدار 50سم وان يترك حزام حارس يزرع بأحد الاصناف ليعمل على تحديد بمقدار 1.5 م التجربة وحمايتها ويكون وفق المخطط التالي:-

تجربة حقلية وفق تصميم .C.R.D لمقارنة خمسة أصناف من الطماطم

حزام حارس

حزام حارس

حزام حارس

V1	V4	V2	V3
	الفواصل		
V3................	V2 ثلاثةخطوط زراعة لكل وحدة تجريبية	V5	V1
V4	V5	V3	V4
V2	V1	V2	V5
V5	V3	V1	V2

حزام حارس

استخدام التصميم العشوائي الكامل في حالة تساوي التكرارات لكل معاملة :-

تمثيل البيانات بالرموز الاحصائية – نفرض أن التجربة تحتوي على عدد من المعاملات (t) وكل معاملة نرمز لها (i) وطبقت كل معاملة على عدد (r) من الوحدات التجريبية ونرمز لكل منها بالرمز (j) وعلى اساس هذه الرموز تنظيم المشاهدات أو القراءات أو البيانات التي تقاس في التجربة للصفات المدروسة (مثل ارتفاع النبات أو عدد الثمار للنبات وغيرها من الصفات ولكي نستطيع تحليلها احصائياً ننظم الجدول التالي

جدول يمثل بيانات تجربة منفذة بتصميم .C.R.D

المعاملات T_i	المشاهدات Y_{ij}				مجاميع المعاملات Y_i	متوسط المعاملات $\bar{Y}\, i.$
t_1	Y 11	Y 12	Y 13	Y 14	Y 1.	$\bar{Y}1.$
t_2	Y21	Y22	Y23	Y24	Y 2.	Y 2.
t_3	Y 31	Y 32	Y 33	Y 34	Y 3.	Y 3.
t_4	Y 41	Y 42	Y 43	Y 44	Y 4.	Y 4.
t_5	Y 51	Y 52	Y 53	Y 54	Y 5.	Y 5.
					Y .. المجموع العام	$\bar{Y}$ .. المتوسط العام

1,2,……, t i =j =1 ,2, …., r

وعلية فأن المشاهدة j من المعاملة i يكون رمزها Y ij فعلى سبيل المثال المشاهدة الثالثة من المعاملة الرابعة تكتب هكذا Y43 ويكون مجموع أي معاملة) يساوي مجموع قيم جميع المشاهدات التي أخذت نفس المعاملة

ويكون رمزها $\sum yij$ y i. Yi.= yi1+yi2+yi3+……+yir

وعلية مجموع قيم المعاملة الثانية يحسب كالاتي :-   Y2.= y21+y22+y23+……+yir

ومتوسط أي معاملة يكون أذن متوسط المعاملة الثانية هو $\bar{Y}$ 2.=

ونرمز للمجموع العام بالرمز Y ..

معادلة النموذج الرياضي linear Model وهي المعادلة الرياضية التي تصف مكونات التجربة أي التي توضح مكونات أي مشاهدة في التجربة حيث أن أضافة هذه المكونات الى بعضها البعض تعطي قيمة المشاهدة المسجلة من أي وحدة تجريبية . وقيمة كل مشاهدة في التجربة تتكون من ثلاثة مكونات مستقلة وهي المتوسط العام وتأثير المعاملة التي أخذتها الوحدة التجريبية والتي سجلت منها المشاهدة وقيمة الخطأ العشوائي بتلك المشاهدة أو الوحدة التجريبية وعلية فمعادلة النموذج الرياضي لهذا التصميم هي :-   Yij = µ + ti +eij

Yij قيمة أي مشاهدة µ = المتوسط العام للتجربة ti = تأثير المعاملة i الخاصة بهذه المشاهدة

وتقديرها هو بمقدار انحراف متوسط هذه المعاملة i عن المتوسط العام للتجربة   ti= $\bar{Y}$ i.- $\bar{Y}$ ..

eij = مقدار الخطأ العشوائي الموجود في هذه المشاهدة ويقدر بمقدار انحراف قيمة هذه المشاهدة عن متوسط المشاهدات التي اخذت نفس المعاملة $eij = Yij - \bar{Y}i.$

تصميم C.R.D في حالة عدم تساوي تكرارات المعاملات :- نتبع الاتي –

1- جدول تحليل التباين طرق الحساب هي واحدة في كلا النوعين سواء في حالة تساوي أو عدم تساوي تكرارات المعاملات إلا أن هناك بعض التعديلات فمثلاً عند حساب درجات حرية الخطأ التجريبي نحسبها من حاصل جمع (عدد المشاهدات داخل كل معاملة – 1) ويمكن حسابها وفق المعادلة التالية:- $(\sum ri - t)$ أما في حالة تساوي التكرارات فكانت تحسب $t(r-1)$ كذلك عند حساب مجموع مربعات المعاملات sst فهي تحسب من حاصل جمع مربع مجموع كل معاملة مقسوماً على عدد تكراراتها

2- في حالة اللجوء الى اختبار دنكن فأن قيمة الخطأ القياسي الذي سيضرب في SSR سوف يتوقف على عدد تكرارات المعاملتين الداخلتين في المقارنة حيث تحسب قيمته كما يلي :-

نحسب قيمة .L.S.R وهي تمثل أقل مدى معنوي وتنتج من حاصل ضرب SSR في الخطأ القياسي

$$L.S.R. = S\,\bar{Y}i. \times SSR$$

ولتسهيل الحساب ممكن أن نضرب كل قيم SSR المطلوبة بقيمة Mse وهي تحت الجذر أو بالانحراف القياسي أو ما يسمى جذر التباين للخطأ التجريبي لنحصل على قيمة وسطية لمدى المعنوية لكل مقارنة ومن بعد ذلك نضرب كل قيمة من تلك القيم الوسطية في معامل يحسب لكل مقارنة وقيمته هي =

$$L.S.R = (\sqrt{Mse} \times \sqrt{\frac{1}{2}(\frac{1}{r1} + \frac{1}{r2})}) \times SSR$$

حيث r_1 تمثل تكرارات المعاملة الأولى في المقارنة و r_2 تمثل تكرارات المعاملة الأخرى في تلك المقارنة .

2- في حالة .L.S.D تحسب وفق القانون التالي :-

$$L.S.D. = t_{(0.05,\ 0.01)} \times \sqrt{2} \times \sqrt{Mse} \times \sqrt{\frac{1}{2}}\left(\frac{1}{r2} + \frac{1}{r1} + \cdots + \frac{1}{ri}\right)$$

مثال – نفذت تجربة حقلية لتقيم لخمسة أصناف من الطماطة لصفة عدد الثمار للنبات الواحد وكرر كل صنف أربعة مرات وكان متوسط عدد الثمار للنبات الواحد في كل وحدة تجريبية كما مبين في الجدول التالي علماً أن الوحدات التجريبية كانت متجانسة –

المطلوب 1- جدول تحليل التباين وبيان اختبار المعنوية عند مستوى احتمال 0.01 .

2- جدول بالأخطاء التجريبية لكل وحدة تجريبية .

3- المدى الذي يقع ضمنه المتوسط الحسابي لعدد الثمار في هذه التجربة .

4- أجراء اختبار الفروق المعنوية بين الأصناف المستخدمة في البحث وفق اختبار دنكن و L.S.D الاعتيادي والمعدل واختبار توكي مع الاستنتاجات لكل منهما .

جدول بالبيانات التي سجلت عن متوسطات عدد الثمار لكل نبات في كل وحدة تجريبية .

الأصناف	المشاهدات Y_{ij}				مجاميع المعاملات $Y_{i.}$	متوسط المعاملات $\bar{Y}_{i.}$
V_1	Y 11 46	Y 12 40	Y 13 42	Y 14 40	Y 1. 168	$\bar{Y}$ 1. 42
V_2	Y21 51	Y22 48	Y23 47	Y24 42	Y 2. 188	$\bar{Y}$ 2. 47
V_3	Y 31 36	Y 32 42	Y 33 44	Y 34 46	Y 3. 168	$\bar{Y}$ 3. 42
V_4	Y 41 42	Y 42 42	Y 43 45	Y 44 43	Y 4. 172	$\bar{Y}$ 4. 43
V_5	Y 51 35	Y 52 36	Y 53 37	Y 54 36	Y 5. 144	$\bar{Y}$ 5. 36
					Y .. المجموع العام 840	$\bar{Y}$ .. المتوسط العام42

الحل - التحليل الإحصائي لبيانات التجربة تتم وفق الخطوات التالية :-

1- نحسب معامل التصحيح (C.F.)

$$C.F. = \frac{(\sum Yij)^2}{tr} = \frac{(Y..)^2}{tr} = \frac{(840)2}{5X4} = 35280$$

2- مجموع المربعات الكلية

$$SST = \sum Yij^2 - \frac{(Y..)^2}{tr} = (46^2 + 40^2 + 42^2 + \cdots + 36^2) - 35280$$

$$SST = 35658 - 35280 = 378$$

3-مجموع مربعات المعاملات (SSt)

$$SSt = \frac{\sum Yi.^2}{r} - C.F. = \frac{168^2 + 188^2 + \cdots + 144^2}{4} - C.F. = 35528 - 35280 = 248$$

4- مجوع مربعات الخطأ التجريبيي (SSe)　　　　　$SSe = SST - SSt = 378-248 = 130$

5- درجات الحرية (.d.f) لكل مصدر من مصادر التباين تحسب كما مبين في جدول تحليل التباين

6- متوسط مربعات الانحرافات (.MS) لكل مصدر بقسمة SS لكل مصدر على درجات الحرية

7- قيمة F المحسوبة = تحسب بقسمة SSt على SSe

8- قيمة F الجدولية = تستخرج من جدول F بالاعتماد على درجات حرية المعاملات ودرجات الخطأ التجريبي

9- جدول تحليل التباين لوضع نتائج التحليل فيه :-

جدول تحلية التباين Analysis of Variance ويختصر باسم جدول أنوفا (ANOVA)

مصادر الاختلاف Source Of Variance (S.O.V.)	درجات الحرية Degrees Of Freedom (d.f.)	مجموع مربعات الانحرافات Sum of Squares (S.S.)	متوسط مربعات الانحرافات mean of squares (M.S.)	F - المحسوبة F- calculated	F - الجدولية F- table
V الأصناف	V-1= 5-1=4	248	62	7.15	(0.01) 4.89 أو (0.05) 3.06
E - الخطأ التجريبي	V(r -1) =5 (4-1) =15	130	8.67		
Total	V r – 1 =5X4 -1= 19	378			

2- جدول بالأخطاء التجريبية لكل وحدة تجريبية . نحصل عليه وفق المعادلة التالية :- $e_{ij} = y_{ij} - \bar{Y}_{i.}$

الأصناف	المشاهدات Y_{ij}				مجاميع المعاملات Y_i	متوسط المعاملات $\bar{Y}_{i.}$
V_1	Y 11 46 +4	Y 12 40 -2	Y 13 42 0	Y14 40 -2	Y 1. 168	$\bar{Y}$ i. 42
V_2	Y21 51 +4	Y22 48 +1	Y23 47 0	Y24 42 -5	Y 2. 188	Y 2. 47
V_3	Y 31 36 -6	Y 32 42 0	Y 33 44 +2	Y 34 46 +4	Y 3. 168	Y 3. 42
V_4	Y 41 42 -1	Y 42 42 -1	Y 43 45 +2	Y 44 43 0	Y 4. 172	Y 4. 43
V_5	Y 51 35 -1	Y 52 36 0	Y 53 37 +1	Y 54 36 0	Y 5. 144	Y 5. 36
					Y .. المجموع العام 840	$\bar{Y}$ .. المتوسط العام 42

SSe = مجموع مربعات انحرافات الأخطاء التجريبية لكل وحدة تجريبية مقسوماً على درجات حرية الخطأ

$$SSe = \frac{(16+4+0+4)+(16+1+0+25)+\ldots\ldots+(1+0+1+0)}{15}$$

$$SSe = \frac{130}{15} = 8.67$$

و هو مقدار قيمة الخطأ التجريبي الذي حسب سابقاً

3- المدى الذي يقع ضمنه المتوسط الحسابي العام (أي لمجتمع التجربة ككل) لعدد الثمار في هذه التجربة يحسب وفق المعادلة التالية :- فلنفرض أن حجم العينة التي جرى عليها حساب عدد الثمار هي أقل من 30 فنطبق عليها المعادلة الخاصة بقيمة t والتي نستخرج قيمتها من جدول t ص 459 بالاعتماد على درجات حرية الخطأ التجريبي ومستوى المعنوية المطلوبة (0.01)

$$\mu = \bar{Y}_{..} \mp \left(\frac{S\bar{Y}_{i.}}{\sqrt{r}} \times t(d.f\ .\alpha)\right) = 42 \mp 2.947 \times \frac{2.944}{2} = 42 \mp 4.33$$

أذن متوسط عدد الثمار للتجربة هو محصور بين 46.33 و 37.67 ثمرة لكل نبات

4- أجراء اختبار الفروق المعنوية بين الأصناف المستخدمة في البحث وفق اختبار دنكن و L.S.D الاعتيادي والمعدل واختبار توكي مع الاستنتاجات لكل منهما .

أ- حسب اختبار دنكن Duncan وعند مستوى 0.01 نحسب أولاً

$$S\,\bar{Y}\,i. = \sqrt{\frac{Mse}{r}} = \sqrt{\frac{8.67}{4}} = 1.47$$

ثم نحسب قيمة .L.S.R وهي تمثل أقل مدى معنوي وتنتج من حاصل ضرب SSR في الخطأ القياسي

$$L.S.R. = S\,\bar{Y}\,i. \times SSR$$

نعمل جدول لهذه العملية والتي تعتمد على عدد المقارنات في التجربة لقيم SSR والتي تستخرج من جدول دنكن بالاعتماد على درجات حرية الخطأ وعدد المقارنات ومستوى المعنوية ولتكن مستوى المعنوية (0.05)

تسلسل المقارنات	2	3	4	5
SSR	3.01	3.16	3.25	3.31
$S\,\bar{Y}\,i.$	1.47			
L.S.R.	4.42	4.65	4.78	4.87

ثم نرتب المتوسطات المعاملات (الأصناف) تنازلياً وكذلك قيم .L.S.R تنازلياً

رمز المعاملة	متوسطات المعاملات	L.S.R.
V2	a 47	4.87
V4	a b 43	4.78
V3	b 42	4.65
V1	b 42	4.42
V5	c 36	

الاستنتاج- تفوق الصنف V2 معنوياً على V3 و V1 و V5 ولم يختلف معنوياً عن V4 بينما الصنف V5 اختلف معنوياً عن جميع الأصناف .

ب- اختبار .L.S.D نحسب قيمة .L.S.D وفق المعادلة التالية

$$L.S.D. = t_{(0.05)} \times \sqrt{2} \times \sqrt{\frac{Mse}{r}} = 2.947 \times 1.41 \times 1.47 = 6.11$$

ثم نقارن الفرق بين المتوسطات بقيمة أقل اختلاف معنوي (L.S.D.= 6.11) سنجد لا يوجد اختلاف معنوي بين V2 و V3 و V1 و V4 واختلف معنوياً V5 عن بقية الأصناف

رمز المعاملة	متوسطات المعاملات	L.S.D.
V2	a 47	6.11
V4	ab 43	6.11
V3	abc 42	6.11
V1	a bc 42	6.11
V5	c 36	

أما اختبار .Revised L.S.D المعدل فقط نستخدم قيمة t برايم المعدل من جول ص [470] بدل قيمة t الاعتيادية والتي تعتمد على قيمة F المحسوبة ودرجات حرية المعاملات ودرجات حرية الخطأ وتحت مستوى المعنوية 0.05 وهي تساوي 2.06 عند درجات حرية المعاملات 4 ودرجات حرية الخطأ 15 ولعدم وجود الدرجة 15 في الجدول نستخرج المتوسط بين 14 و16 والتي كانت تساوي 2.07 و 2.05 وتحت قيمة F المحسوبة والتي هي 7.15 نجدها تحت قيمة F الجدولية 6.0 في جدول6 ص [472]

$$L.S.D. = t_{(0.05)} \times \sqrt{2} \times \sqrt{\frac{Mse}{r}} = 2.06 \times 1.41 \times 1.47 = 4.27$$

رمز المعاملة	متوسطات المعاملات	L.S.D.
V2	a 47	4.27
V4	a b 43	4.27
V3	b c 42	4.47
V1	b c 42	4.27
V5	c 36	

ج- اختبار توكي Tukey test الذي يسمى بقيمة الفرق المعنوي الأمين (.H.S.O)

Honest Significant DiFFerence نستخرج قيمة توكي من جدول 5 ص [468] وبالاعتماد على درجات حرية الخطأ التجريبي وعدد المعاملات (t= 5)تحت مستوى (0.05) ووفق المعادلة التالية :-

$$H.S.D. = S\bar{Y}i. \times Qi = 1.47 \times 4.37 = 6.42$$

ونتيجة الاختبار هي مشابهة لاختبار السابق

ثانياُ ـ تصميم C.R.D في حالة عدم تساوي تكرارات المعاملات :ـ نتبع الاتي ـ

1- جدول تحليل التباين طرق الحساب هي واحدة في كلا النوعين سواء في حالة تساوي أو عدم تساوي تكرارات المعاملات إلا أن هناك بعض التعديلات فمثلاً عند حساب درجات حرية الخطأ التجريبي نحسبها من حاصل جمع (عدد المشاهدات داخل كل معاملة – 1) ويمكن حسابها وفق المعادلة التالية:- ($\sum ri - t$) أما في حالة تساوي التكرارات فكانت تحسب ($t\ (r-1)$ كذلك عند حساب مجموع مربعات المعاملات sst فهي تحسب من حاصل جمع مربع مجموع كل معاملة مقسوماً على عدد تكرار اتها .

2- في حالة اللجوء الى اختبار دنكن فأن قيمة الخطأ القياسي الذي سيضرب في SSR سوف يتوقف على عدد تكرارات المعاملتين الداخلتين في المقارنة .

ولتسهيل الحساب ممكن أن نضرب كل قيم SSR المطلوبة بقيمة Mse وهي تحت الجذر أو بالانحراف القياسي أو ما يسمى جذر التباين للخطأ التجريبي لنحصل على قيمة وسطية لمدى المعنوية لكل مقارنة ومن بعد ذلك نضرب كل قيمة من تلك القيم الوسطية في معامل يحسب لكل مقارنة وقيمته هي= $\sqrt{\frac{1}{2}\left(\frac{1}{r1}+\frac{1}{r2}\right)}$ =

حيث r_1 تمثل تكرارات المعاملة الأولى في المقارنة و r_2 تمثل تكرارات المعاملة الأخرى في تلك المقارنة .

3- في حالة .L.S.D تحسب وفق القانون التالي :-

$$L.S.D. = t\,(0.05) \times \sqrt{2} \times \sqrt{Mse} \times \sqrt{\frac{1}{2}\frac{1}{r2}+\frac{1}{r1}+\cdots+\frac{1}{ri})}$$

حيث أن ri تمثل تكرارات أخر معاملة

مثال – نفذت تجربة حقلية لتقيم لخمسة أصناف من الطماطة لصفة عدد الثمار للنبات الواحد علما أن عدد التكرارات للأصناف غير متساوية وكان متوسط عدد الثمار للنبات الواحد في كل وحدة تجريبية كما مبين في الجدول التالي و أن الوحدات التجريبية كانت متجانسة –

المطلوب 1- جدول تحليل التباين وبيان اختبار المعنوية عند مستوى احتمال 0.01 .

4- أجراء اختبار الفروق المعنوية بين الأصناف المستخدمة في البحث وفق اختبار دنكن و L.S.D المعدل.

جدول بالبيانات التي سجلت عن متوسطات عدد الثمار لكل نبات في كل وحدة تجريبية .

الأصناف	المشاهدات Y_{ij}				مجاميع المعاملات Y_i	متوسط المعاملات $\bar{Y}_{i.}$	عدد التكرارات r_i
V_1	Y_{11} 37	Y_{12} 39	Y_{13} 41		$Y_{1.}$ 117	$\bar{Y}_{1.}$ 39	3
V_2	Y_{21} 51	Y_{22} 48	Y_{23} 47	Y_{24} 42	$Y_{2.}$ 188	$\bar{Y}_{2.}$ 47	4
V_3	Y_{31} 46	Y_{32} 44			$Y_{3.}$ 90	$\bar{Y}_{3.}$ 45	2
V_4	Y_{41} 42	Y_{42} 42	Y_{43} 45	Y_{44} 43	$Y_{4.}$ 172	$\bar{Y}_{4.}$ 43	4
V_5	Y_{51} 35	Y_{52} 36	Y_{53} 34		$Y_{5.}$ 105	$\bar{Y}_{5.}$ 35	3
					$Y_{..}$ المجموع العام 672	$\bar{Y}_{..}$ المتوسط العام 42	$\sum ri = 16$

الحل - التحليل الإحصائي لبيانات التجربة تتم وفق الخطوات التالية :-

1- نحسب معامل التصحيح (C.F.) 28224 = $\text{C. F.} = \frac{(\sum Yij)^2}{\sum ri} = \frac{(Y..)^2}{\sum ri} = \frac{(672)^2}{16}$

2- مجموع المربعات الكلية $\text{SST}= \sum Yij^2 - \text{C. F.} = (37^2 + 39^2 + 41^2 + \cdots + 34^2) - 28224$

SST=28580-28224=356

3-مجموع مربعات المعاملات (SSt)

$\text{SSt} = \sum \frac{Yi.^2}{ri} - \text{C.F} = \frac{188^2}{4} + \frac{117^2}{3} + \ldots\ldots + \frac{105^2}{3} - 28224 = 28520 - 28227 = 293$

4- مجموع مربعات الخطأ التجريبي (SSe) SSe = SST – SSt=356-293=63

5- درجات الحرية (d.f.) لكل مصدر من مصادر التباين تحسب كما مبين في جدول تحليل التباين

6- متوسط مربعات الانحرافات (MS.) لكل مصدر بقسمة SS لكل مصدر على درجات الحرية

7- قيمة F المحسوبة = تحسب بقسمة SSt على SSe

8- قيمة F الجدولية = بالاعتماد على درجات حرية المعاملات ودرجات الخطأ التجريبي

9- جدول تحليل التباين لوضع نتائج التحليل فيه :-

جدول تحليل التباين Analysis of Variance ويختصر باسم جدول أنوفا (ANOVA)

مصادر الاختلاف Source Of Variance (S.O.V.)	درجات الحرية Degrees Of Freedom (d.f.)	مجموع مربعات الانحرافات Sum of Squares (S.S.)	متوسط مربعات الانحرافات mean of squares (M.S.)	F - المحسوبة F- calculated	F - الجدولية F- table
V الأصناف	V-1= 5-1=4	293	73.25	12.78	(0.01) 5.67 أو (0.05) 3.03
E - الخطأ التجريبي	$\sum$ri – V = 16-5 =11	63	5.73		
Total	$\sum$ri - 1= 16-1 =15	356			

2- أجراء اختبار الفروق المعنوية بين الأصناف المستخدمة في البحث وفق اختبار دنكن و L.S.D المعدل.

ولتسهيل الحساب ممكن أن نضرب كل قيم SSR المطلوبة بقيمة Mse وهي تحت الجذر أو بالانحراف القياسي أو ما يسمى جذر التباين للخطأ التجريبي لنحصل على قيمة وسطية لمدى المعنوية لكل مقارنة ومن بعد ذلك نضرب كل قيمة من تلك القيم الوسطية في معامل يحسب لكل مقارنة وقيمته هي= $\sqrt{\frac{1}{2}\left(\frac{1}{r1}+\frac{1}{r2}\right)}$ =

حيث r_1 تمثل تكرارات المعاملة الأولى في المقارنة و r_2 تمثل تكرارات المعاملة الأخرى في تلك المقارنة .

أ- حسب اختبار دنكن Duncan وعند مستوى 0.01 نحسب أولاً

نحسب قيمة .L.S.R وهي تمثل أقل مدى معنوي وتنتج من حاصل ضرب SSR في الخطأ القياسي

$$L.S.R.= S\,\bar{Y}\,i.\times\ SSR \quad =(\sqrt{Mse}\times\sqrt{\tfrac{1}{2}}(\tfrac{1}{r1}+\tfrac{1}{r2}))\times SSR=$$

ولذلك عندما نحسبها لمقارنة المعاملة V1 مع V2 نعوض بالاتي

$$L.S.R = (\ \sqrt{5.73}\times\sqrt{\tfrac{1}{2}}(\tfrac{1}{3}+\tfrac{1}{4})\ )\times\ 4.39_{(0.01)} = 2.39\times 0.54\times 4.39 = 5.67$$

وعلية عندما نستخرج الفرق بين المتوسطين (V1-V2) = 47-39 =8

أذن بما أن الفرق بين هاتان المعاملتين أكبر من قيمة LSR لذلك توجد فرق معنوي وتفوق المعاملة V2 على V1 و هكذا لبقية المعاملات .

2- في حالة .L.S.D تحسب وفق القانون التالي :-

$$L.S.D. = t_{(0.01)} \times \sqrt{2} \times \sqrt{Mse} \times \sqrt{\frac{1}{2}\left(\frac{1}{r2} + \frac{1}{r1} + \cdots + \frac{1}{ri}\right)}$$

$$L.S.D. = 2.82_{(0.01)} \times \sqrt{2} \times \sqrt{5.73} \times \sqrt{\frac{1}{2}\left(\frac{1}{3} + \frac{1}{4} + \frac{1}{2} + \frac{1}{4} + \frac{1}{3}\right)}$$

$$L.S.D. = 2.82_{(0.01)} \times 1.41 \times 2.39 \times \sqrt{\frac{1}{2}\left(\frac{1}{3} + \frac{1}{4} + \frac{1}{2} + \frac{1}{4} + \frac{1}{3}\right)}$$

$$L.S.D. = 2.82_{(0.01)} \times 1.41 \times 2.39 \times 0.91$$

$$L.S.D. = 8.65$$

تصميم القطاعات العشوائية الكامل Randomized Complete Blok Design (R.C.B.D.)

تعريف التصميم :- وهو التصميم الذي فيه يتم تجميع الوحدات التجريبية في قطاعات بحيث تكون الوحدات التجريبية الموجودة داخل كل قطاع متجانسة نسبياً قدر المستطاع وأن يكون عددها مساوياً لعدد المعاملات المطلوب دراستها في التجربة وتوزع المعاملات على الوحدات التجريبية داخل كل قطاع توزيعاً عشوائياَ ومستقلاً عن بقية القطاعات الأخرى .ويشترط في هذا التصميم أن يكون الاختلاف بين الوحدات التجريبية في اتجاه واحد وعادة الاختلاف قد يكون في درجة خصوبة التربة أو الملوحة أو انحدار الأرض أو شدة تدفق ماء الري أو التضليل من جانب دون الجانب الاخر وغيرها من أوجه الاختلاف ويفترض عند تقسيم أرض التجربة الى قطاعات يجب أن تكون اتجاه القطاعات عمودي على اتجاه الاختلاف لضمان الحصول على وحدات متجانسة داخل كل قطاع وأن كل قطاع بحيث يكفي لأن يحتوي على عدد من الوحدات التجريبية بعدد المعاملات الداخلة في التجربة .

مميزات التصميم :- 1- الدقة في هذا التصميم يفصل مجموع مربعات الانحرافات بين القطاعات عن مجمع مربعات خطأ التجريبي (بعد أن كانا سوية في تصميم .C.R.D) وبالتالي سيكون تباين الخطأ التجريبي أقل مما يزيد من دقة وكفاءة هذا التصميم .

2- المرونة – ليست هناك قيود على عدد المعاملات أو المكررات (القطاعات) في التجربة علماً أن أجراء اختبار المعنوية يشترط أن يكون عدد المكررات على أقل تقدير أثنين .

3- تقدير قيمة المشاهدة المفقودة – في حالة فقدان بعض الوحدات التجريبية يمكن تقديرها بسهولة .

4- عند حدوث ضرر أو خطأ في أحد المعاملات أو القطاع فيمكن حذفها كاملة دون أن يؤثر ذلك على التحليل الإحصائي للتجربة .

عيوب التصميم :- 1- توجد صعوبة في بعض الأحيان في الحصول على تجانس كامل بين الوحدات التجريبية داخل القطاع الواحد مما يزيد من تباين الخطأ التجريبي للتجربة .

2- استخدام هذا التصميم يشجع على استعمال عدد كبير من المعاملات المراد اختبارها وبالتالي فأن زيادة عدد المعاملات يؤدي الى زيادة عدد الوحدات التجريبية داخل القطاع مما قد يسبب زيادة احتمال عدم الحصول على التجانس ما بين الوحدات التجريبية ضمن القطاع الواحد أي يزيد من تباين الخطأ التجريبي وبالتالي قلة كفاءة التصميم .

معادلة النموذج الرياضي لهذا التصميم :-

$$Y_{ij} = \mu + T_i + R_j + E_{ij}$$

j = 1,2 ....ir = 1,2 .... t

حيث أن Y_{ij} هي قيمة المشاهدة الخاصة بالوحدة التجريبية التي أخذت المعاملة **i** والموجودة في القطاع **j**

μ يمثل قيمة متوسط المجتمع(مجتمع المشاهدات) وهي قيمة ثابتة ومجهولة ولكن يمكن تقديرها بالمتوسط العام لجميع المشاهدات باعتبار أن هذه المشاهدات ماهي إلا عينة ممثلة للمجتمع .

T_i هي تمثل قيمة التأثير الحقيقي للمعاملة**i** وهي قيمة ثابتة ومجهولة ويمكن تقديرها بمقدار انحراف متوسط المشاهدات التي اخذت المعاملة **i** عن المتوسط العام لجميع المشاهدات

R_j يمثل قيمة التأثير الحقيقي للقطاع **j** وهي قيمة ثابتة ومجهولة ويمكن تقديرها بمقدار انحراف متوسط المشاهدات الموجودة في القطاع **j** عن المتوسط العام لجميع المشاهدات .

E_{ij} يمثل قيمة التأثير الحقيقي للخطأ التجريبي الخاص بتلك المشاهدة التي أخذت المعاملة **i** وكانت ضمن القطاع **j** وتقدر هذه القيمة بمقدار انحراف قيمة تلك المشاهدة عن القيمة التي تحددها المقادير الثلاثة السابقة

$$(\mu + T_i + R_j)$$

$$Y_{ij} = \bar{Y}_{..} + (\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..}) + (\bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{..}) + e_{ij}$$

$$e_{ij} = Y_{ij} - (\bar{Y}_{..} + (\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..}) + (\bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{..})$$

$$e_{ij} = Y_{ij} - \bar{Y}_{..} - \bar{Y}_{i.} + \bar{Y}_{..} - \bar{Y}_{.j} + \bar{Y}_{..}$$

$$e_{ij} = Y_{ij} - \bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{.j} + \bar{Y}_{..}$$

وأن تطبيق هذه المعادلة على جميع قيم الوحدات التجريبية في التجربة يمكننا الحصول على جدول بالأخطاء التجريبية لجميع الوحدات التجريبية ومنها ممكن أن نحصل على SSe للتجربة .

جدول يمثل بيانات تجربة منفذة بتصميم .C.R.D

المعاملات T_i	قطاعات R1	R2	R3	R4	مجاميع المعاملات Y_i	متوسط المعاملات $\bar{Y}_{i.}$
t_1	Y 11	Y 12	Y 13	Y 14	Y 1.	$\bar{Y}$ 1.
t_2	Y21	Y22	Y23	Y24	Y 2.	$\bar{Y}$ 2.
t_3	Y 31	Y 32	Y 33	Y 34	Y 3.	$\bar{Y}$ 3.
t_4	Y 41	Y 42	Y 43	Y 44	Y 4.	$\bar{Y}$ 4.
t_5	Y 51	Y 52	Y 53	Y 54	Y 5.	$\bar{Y}$ 5.
Y.j	Y.1	Y.2	Y.3	Y.4	Y .. المجموع العام	$\bar{Y}$ .. المتوسط العام

i =1,2,……, t   j =1 ,2, …., r

مثال – نفذت تجربة حقلية لتقيم لخمسة أصناف من الطماطة على صفة عدد الثمار للنبات الواحد علماً أن أرض التجربة فيها اختلاف في ملوحة التربة وكان متوسط عدد الثمار للنبات الواحد في كل وحدة تجريبية كما مبين في الجدول التالي– **المطلوب** 1- جدول تحليل التباين وبيان اختبار المعنوية عند مستوى احتمال 0.01 .

جدول بالبيانات التي سجلت عن متوسطات عدد الثمار لكل نبات في كل وحدة تجريبية .

الأصناف	القطاعات				مجاميع المعاملات	متوسط المعاملات
	R1	R2	R3	R4	Y_i	$\bar{Y}\ i.$
V_1	Y 11 46	Y 12 40	Y 13 42	Y 14 40	Y 1. 168	$\bar{Y}$ 1. 42
V_2	Y21 51	Y22 48	Y23 47	Y24 42	Y 2. 188	$\bar{Y}$ 2. 47
V_3	Y 31 36	Y 32 42	Y 33 44	Y 34 46	Y 3. 168	$\bar{Y}$ 3. 42
V_4	Y 41 42	Y 42 42	Y 43 45	Y 44 43	Y 4. 172	$\bar{Y}$ 4. 43
V_5	Y 51 35	Y 52 36	Y 53 37	Y 54 36	Y 5. 144	$\bar{Y}$ 5. 36
$Y.j$	210	208	215	207	المجموع العام 840 Y ..	المتوسط العام 42 $\bar{Y}$ ..

الحل - التحليل الأحصائي لبيانات التجربة تتم وفق الخطوات التالية :-

1- نحسب معامل التصحيح (C.F.)

$$C.\ F. = \frac{(\sum Yij)^2}{tr} = \frac{(Y..)^2}{tr} = \frac{(840)^2}{5X4} = 35280$$

2- مجموع المربعات الكلية (SST)

$$SST = \sum Yij^2 - \frac{(Y..)^2}{tr} = (46^2 + 40^2 + 42^2 + \cdots + 36^2) - 35280 = 378$$

3-مجموع مربعات المعاملات SSt

$$SSt = \frac{\sum Yi.^2}{r} - C.F = \frac{168^2+188^2+\cdots+144^2}{4} - 35280 = 248$$

4- مجموع مربعات القطاعات

$$SSr = \frac{\sum Y.j^2}{t} - C.F = \frac{210^2+208^2+\cdots+207^2}{5} - 35280$$

$$SSr = 35287.6 - 35280 = 7.6$$

4- مجموع مربعات الخطأ التجريبي (SSe)

$$SSe = SST - SSt - SSr = 378 - 248 - 7.6 = 122.4$$

5- درجات الحرية (d.f.) لكل مصدر من مصادر التباين تحسب كما مبين في جدول تحليل التباين

6- متوسط مربعات الانحرافات (MS.) لكل مصدر بقسمة SS لكل مصدر على درجات الحرية

7- قيمة F المحسوبة = تحسب بقسمة SSt على SSe

8- قيمة F الجدولية = بالاعتماد على درجات حرية المعاملات ودرجات الخطأ التجريبي

9- جدول تحليل التباين لوضع نتائج التحليل فيه :-

جدول تحليل التباين Analysis of Variance ويختصر باسم جدول أنوفا (ANOVA)

مصادر الاختلاف Source Of Variance (S.O.V.)	درجات الحرية Degrees Of Freedom (d.f.)	مجموع مربعات الانحرافات Sum of Squares (S.S.)	متوسط مربعات الانحرافات mean of squares (M.S.)	F - المحسوبة F- calculated	F - الجدولية F- table
R المكررات	r-1 = 4 -1=3	7.6	2.53		
V الأصناف	V-1= 5-1=4	248.0	62	6.07	(0.01) 5.41 أو (0.05) 3.26
E - الخطأ التجريبي	(V-1)(r -1) = (5-1) (4-1) =12	122.4	10.2		
Total	V r – 1 =5X4 -1= 19	378			

الكفاءة النسبية Relative Efficiency لتصميم RCBD مقارنة بتصميم CRD

نطبق القانون التالي :-

$$R.E\ \% = \frac{(r-1)MSr + r(t-1)MSe}{(rt-1)MSe} \times 100$$

$$R.E\ \% = \frac{(4-1)2.53 + 4(5-1)10.2}{(5x4-1)10.2} \times 100 = \frac{170.8}{193.8} \times 100 = 0.881 = \%88$$

و هذا يعني بأن تصميم RCBD أقل كفاءة من تصميم CRD بمقدار 100 -88 =12%

البيانات المفقودة وكيفية تقديرها

قد تفقد أحياناً لأي سبب من الأسباب واحدة أو أكثر من المشاهدات تجربة تصميم RCBD بسب قد يكون تعرض جميع نباتات وحدة تجريبية الى ضرر قد تكون بسبب أصابه مرضية أو سرقة أو ضرر ري الحيوانات أو أي سبب أخر بشرط أن فقدان المشاهدة أن لا يكون من جراء تأثير المعاملة المستخدمة في التجربة وعلية نلجأ الى تقدير القيمة المفقودة وفق المعادلة التالية :-

$$Yi\,j = \frac{r(Y.j)+t\,(Yi.)-Y..}{(r-1)(t-1)}$$

حيث أن Yij = قيمة المشاهدة المفقودة

r = عدد التكرارات المستخدمة في التجربة

Y .j = مجموع قيم المكرر الفاقد للمشاهدة (بدون القيمة)

t = عدد المعاملات المستخدمة في التجربة

Yi. = مجموع قيم المعاملة الفاقدة للمشاهدة المراد تقديرها .

Y.. = المجموع العام الكلي للمشاهدات الموجودة (بدون القيمة المفقودة)

وبعد حساب القيمة التقديرية Yij ندخل هذه القيمة في مكانها المحدد ضمن جدول البيانات ثم نصحح مجموع المكرر والمعاملة الفاقدين لها وكذلك المجموع العام ثم نحلل احصائياً التجربة بصورة اعتيادية باستثناء تقليل درجات الحرية للخطأ التجريبي واحدة عن كل قيمة مفقودة و الكلية درجة وذلك لأن هذه القيمة التي تم تقديرها لا يمكن اعتبارها حرة .

أما في حالة غياب أو فقدان مشاهدتين من التجربة فأننا نستطيع أن نعوض عن المشاهدة الأولى بقيمة متوسط المعاملة الخاصة بها والمكرر الخاص بها وحسب المعادلة التالية

$$\mathbf{Yi\,j} = \frac{\bar{Y}\,i.+\bar{Y}\,.j}{2}$$

ثم نقوم بحساب قيمة المشاهدة المفقودة الثانية باستخدام المعادلة السابقة

$$Yi\,j = \frac{r(Y.j)+t\,(Yi.)-Y..}{(r-1)(t-1)}$$

ومن ثم نرفع قيم المشاهدة التي تم تقديرها تقريبياً بالاعتماد على متوسط المعاملة والمكرر الفاقد لها ومن ثم أعادة الحسابات مرة ثانية وتقدير قيمة المشاهدة الثانية باستخدام قيمة المشاهدة المقدرة الأولى وفق المعادلة الأولى السابقة وهكذا يتم لنا الحصول على القيمتين للمشاهدتين المفقودتين .

وهكذا كل مرة نصحح مجموع المكرر والمعاملة الفاقدة وكذلك المجموع العام وفي هذه الحال عند التحليل في حالة المشاهدتين يتم حذف درجتين من درجات حرية الخطأ والمجموع العام ..أما في حالة حصول فقدان كامل القطاع كامل أو فقدان معاملة ما من جميع القطاعات فأن ذلك لا يؤثر في تحليل البيانات حيث يمكن الاستمرار في التحليل كالمعتاد وذلك باعتبار أن عدد القطاعات هو (r-1) أو عدد المعاملات هو (t-1) .

مثال :- نفذت تجربة لدراسة تأثير أربعة أنواع من الأسمدة العضوية على عدد الثما ر الرقي لكل وحدة تجريبية وقد تعرضت أحد الوحدات التجريبية (Y23) الى فقدان بياناتها وكان عدد المكررات أربعة مكررات وحسب بيانات التالية أوجد جدول تحليل التباين لهذه التجربة .

Ti	R1	R2	R3	Yi.
t 1	8	10	7	25
t 2	10	11	9	30
t 3	12	12.67......	11	23
t 4	9	7	6	22
	Y .1 39	Y .2 28	Y.3 33	Y ..100

الحل ....

نجد القيمة المفقودة أولاً--------

$$\text{Yi j} = \frac{r(Y.j)+t\,(Yi.)-Y..}{(r-1)(t-1)}$$

$$\text{Y32}=\frac{3(Y.2)+t\,(Y3.)-Y..}{(3-1)(4-1)} = \frac{3(28)+4\,(23\,)-100.}{(2)(3)} = 12.67$$

ثم ندخل القيمة المقدرة في مكانها ونعيد الحسابات ونستمر بالتحليل الإحصائي

Ti	R1	R2	R3	Yi.
t 1	8	10	7	25
2 t	10	11	9	30
3 t	12	.....12.67	11	35.67
4 t	9	7	6	22
	Y .1 39	Y .2 40.67	Y.3 33	Y .. 112.67

الحل - التحليل الأحصائي لبيانات التجربة تتم وفق الخطوات التالية :-

1- نحسب معامل التصحيح (C.F.)

$$\text{C. F.} = \frac{(\sum Yij)^2}{tr} = \frac{(Y..)^2}{tr} = \frac{(112.67)^2}{4X3} = 1057.88$$

2- مجموع المربعات الكلية

$$\text{SST}= \sum Yij^2 - \frac{(Y..)^2}{tr} =$$

$$(8^2+10^2+7^2+\cdots+6^2)\ \text{-1057.88} = 1106.53 - 1057.88 = 48.65$$

3-مجموع مربعات المعاملات - $SSt= \frac{\sum Yi.^2}{r}$ -C.F= $\frac{25^2+30^2+\cdots+22^2}{3}$ - 1057.88= 35.90

4- مجموع مربعات القطاعات = $SSr = \frac{\sum Y.j^2}{t}$ - C.F= $\frac{39^2+40^2+33^2}{4}$ - 1057.88

SSr =1066.01 -1057.88 =8.13

4- مجموع مربعات الخطأ التجريبي (SSe)

SSe = SST – SSt -SSr = 48.65 - 35.9 - 8.13 = 4.62

جدول تحلي التباين Analysis of Variance ويختصر باسم جدول أنوفا (ANOVA)

مصادر الاختلاف Source Of Variance (S.O.V.)	درجات الحرية Degrees Of Freedom (d.f.)	مجموع مربعات الانحرافات Sum of Squares (S.S.)	متوسط مربعات الانحرافات mean of squares (M.S.)	F - المحسوبة F- calculated	F - الجدولية F- table
R المكررات	r-1 = 3 -1= 2	8.13	4.065		
t أنواع الأسمدة	t-1= 4 -1= 3	35.9	11.97	13.11	(0.01) 12.06 (0.05) 5.41
E - الخطأ التجريبي	(t-1) (r -1) =6 6-1=5	4.62	0.92		
Total	t r – 1 =4X3 -1= 11 11-1=10	48.65			

أن التحليل الاحصائي لهذه التجربة التي تضمنت قيمة مفقودة تم حليلها اعتياديا ما عدى طرح درجة حرية واحدة من درجات حرية المجموع وواحدة من درجات حرية الخطأ التجريبي (في حالة القيمة المفقودة كانت واحدة أما إذا كانت قيمتين فتطرح درجتان من من درجات الخطأ القياسي وكذلك المجموع الكلي لدرجات الحرية) وينتج من إدخال هذه القيمة المقدرة أن مجموع مربعات الخطأ التجريبي في تحليل التباين يكون أقل ما يمكن إذ أن هذه القيمة لا تساهم فعلاً في قيمة الخطأ التجريبي أما قيمة مجموع مربعات المعاملات ستكون أعلى من قيمتها الحقيقية بالمقدار الآتي وفق المعادلة التالية :-

$$SS_{\bar{t}} = SSt - \frac{[Y.j-(t-1)Yij]^2}{t(t-1)}$$

حيث أن $SS_{\bar{t}}$ = مجموع مربعات المعاملات المصححة

Yij = قيمة المشاهدة المفقودة

Y .j = مجموع قيم المكرر الفاقد للمشاهدة (بدون القيمة) أي قبل تقديرها

t = عدد المعاملات المستخدمة في التجربة

وعلية سيكون مجموع مربعات المعاملات المصححة هو =

$$=35.9-\frac{[28-(4-1)12.67]^2}{4(4-1)}=35.9-\frac{[28-38.01]^2}{12} = 35.9 - 8.35 = 27.55$$

أذن SS_t هذه القيمة 27.55 هي التي ستدخل في جدول تحليل التباين وسيكون جدول تحليل التباين الجديد (المصحح) هو :-

جدول تحليل التباين Analysis of Variance المصحح

مصادر الاختلاف Source Of Variance (S.O.V.)	درجات الحرية Degrees Of Freedom (d.f.)	مجموع مربعات الانحرافات Sum of Squares (S.S.)	متوسط مربعات الانحرافات mean of squares (M.S.)	F - المحسوبة F- calculated	F - الجدولية F- table
R المكررات	r-1 = 3 -1= 2	8.13	4.065		
t أنواع الأسمدة	t-1= 4 -1= 3	27.55	9.18	9.98	(0.01) 12.06 (0.05) 5.41
E - الخطأ التجريبي	(t-1) (r -1) =6 6-1=5	4.62	0.92		
Total	t r – 1 =4X3 -1= 11 11-1=10	48.65			

تأثير القطاع :-غالباً لا يستخدم اختبار F على القطاعات لأننا ليس مهتمين بإيجاد تأثيراتهما على التباين لأنه معزول عن الخطأ التجريبي ولهذا نتوقع أن يكون تأثيرهما معنوياً بسبب عدم التجانس بين قطاع وأخر ووجود التجانس داخل كل قطاع بأنه سيكون من المسلمات لذلك مما يجعلنا بأن اختيار RCBD لتصميم التجربة هو اختياراً سليماً ولذلك أذا ما اختبرنا نتيجة تأثير القطاع وحصلنا على نتيجة أن للقطاعات تأثير معنوي على التباين فهذا يدل على أن تصميم التجربة كان جيداً وكذلك على أن الوحدات التجريبية كانت غير متجانسة وأننا خيراً فعلنا في استخدام القطاعات لعزل الفرق في التجانس ليكون بين القطاعات وليس داخل كل قطاع .

س- بالنسبة لمثالنا السابق هل كنا موفقين في اختيار هذا التصميم ولماذا .

تحديد عدد القطاعات أو التكرارات

أن تحديد عدد القطاعات مهم في التجربة لأنه زيادة عدد التكرارات يتبعها زيادة في كفاءة التجربة ولكن يتطلب تكاليف إضافية وجهد ووقت أكبر لتنفيذ التجربة ولذلك يجب أخذ هذه الحالتين بنظر الاعتبار فنختار عدد التكرارات أو القطاعات المناسبة لإظهار الفروق الحقيقية بين المعاملات بأقل تكاليف ودون ضياع للوقت والتكاليف .

ولكي يكون الفرق بين أي متوسطين (D) معنوياً فلابد وأن يزيد هذا الفرق عن أو على الأقل يساوي القيمة المقدرة لأقل فرق معنوي (أي القيمة .L.S.D والتي تساوي

$$D = t_{(0.05)} \times \sqrt{\frac{2MSe}{r}}$$

وبتربيع طرفي المعادلة الفرق بين المتوسطين سنحصل

$$D^2 = (t_{0.05})^2 \times \frac{2MSe}{r}$$

وعلية فأن عدد المكررات سيكون وفق المعادلة التالية سنحصل

$$r = (t_{0.05})^2 \times \frac{2MSe}{D^2}$$

ومن المعادلة السابقة أن قيمة الخطأ القياسي ممكن الحصول عليها من البحوث السابقة في نفس اختصاص البحث المراد تنفيذه وكذلك قيمته بالاعتماد على درجات حرية الخطأ التجريبي للبحث الذي يستخرج منه الخطأ القياسي .

تصميم المربع اللاتيني Latin square Design

هو ذلك التصميم الذي يتم فيه تجميع الوحدات التجريبية غير المتجانسة الى مجموعات تظم كل منها وحدات تجريبية بعدد المعاملات الداخلة في التجربة .على أن يتم هذا التجميع في أتجاهين يسمى أحدهما صفوفا Rows ويسمى الأخر أعمدة Columns ومعنى ذلك بأن كل صف وكل عمود هو بمثابة قطاع كامل أو مكرر كامل بحيث أن كل معاملة لا تظهر غير مرة واحدة فقط في كل صف وكل عمود وعليه فأن عدد الأعمدة وعدد الصفوف يكون مساويا لعدد المعاملات .ويكون عدد الوحدات التجريبية المطلوبة لتطبيق تجربة ما باستخدام هذا التصميم مساويا لمربع عدد المعاملات المطلوب دراستها في تلك التجربة .

ومن هنا جاءت تسمية هذا التصميم باسم المربع اللاتيني . وعادة يلجأ الى استخدام هذا التصميم عندما يكون هناك اختلاف في أتجاهين مثلا اختلاف في خصوبة التربة يتجه من الشمال الى الجنوب واختلاف أخر في ملوحة التربة يتجه من الشمال الى الجنوب ولغرض فصل هذه التأثيرات الناتجة عن وجود خطأ منتظم في هذين الاتجاهين عن الخطأ التجريبي (الغير مفسر) ولغرض زيادة دقة وكفاءة التجربة .

وعادة توزع المعاملات عشوائيا على الصفوف وكذلك الأعمدة بحيث كلمنهما يحتوي على جميع المعاملات الداخلة في التجربة .

مميزات التصميم :- 1- التحكم في الاختلافات الموجودة أصلا بين الوحدات التجريبية بدرجة أكبر من التصميمين السابقين وبالتالي يكون تباين الخطأ أصغر مما يؤدي الى زيادة كفاءة ودقة التجربة .

2- التحليل الاحصائي للبيانات بسيط حتى في حالة فقدان قيم بعض المشاهدات مع وجود تعقيد بسيط أكثر من التصميمين السابقين .

تباين الخطأ التجريبي يقسم الى أو يجزئ الى تأثير الأعمدة والصفوف أضافة الى تأثير الخطأ التجريبي .

عيوب التصميم :-

أن تحديد عدد المعاملات بعد (الصفوف وعدد الأعمدة يتطلب ارتفاع عدد الوحدات التجريبية وهو مربع عدد المعاملات وعلية أنه كلما زادت عدد الوحدات التجريبية كلما زاد الخطأ التجريبي ولذلك لا ينصح باستخدام هذا التصميم في حالة زيادة عدد المعاملات لأكثر من ثمانية معاملات .

2- عند استخدام هذا التصميم في حالة قلة عدد المعاملات تكون درجات حرية الخطأ قليلة وبالتالي ترتفع قيمة تباين الخطأ مما قد يؤدي الى اتخاذ قرارات خاطئة وعلية لا ينصح باستخدام هذا التصميم في حالة قلت عدد المعاملات من ثلاثة معاملات أو أثنين .

معادلة النموذج الرياضي :- $\mathbf{Y_{ij(k)}=\mu + r_i + c_j + t_k + e_{ij(k)}}$

$\mathbf{Y_{ij(k)}}$= قيمة المشاهدة الخاصة بالوحدة التجريبية التي أخذت المعاملة K والتي تقع في الصف i والعمود jولقد وضع الحرف k بين قوسين للدلالة على أنه غير مستقل عن i و j وكذلك تتحدد المعاملة التي أعطيت للوحدة التجريبية بمعرفة i و j .

μ = المتوسط العام للمجتمع ويقدر بقيمة المتوسط العام لمشاهدات التجربة $\bar{Y}...$

r_i = قيمة التأثير الحقيقي للصف i

c_j = قيمة التأثير الحقيقي للعمود j

t_k = قيمة التأثير الحقيقي للمعاملة kD^2

$e_{ij(k)}$ = القيمة الحقيقية للخطأ التجريبي

جدول تحليل التباين لتصميم المربع اللاتيني

S.O.V.	d.f.	S.S.	M.S.	F. cal.	F. tab.
Row	r- 1	$SS_r =\frac{\sum Yi..^2}{r} - \frac{Y..^2}{r^2}$	Msr =$\frac{ssr}{r-1}$	$\frac{Msr}{Mse}$	
Columns	r- 1	$SSc = \frac{\sum Y.j.^2}{r} - \frac{Y..^2}{r^2}$	Msc$\frac{ssc}{r-1}$		
Treatments	r- 1	Sst =$\frac{\sum Y..(k^2)}{r} - \frac{Y..^2}{r^2}$	Sst= $\frac{sst}{r-1}$	$\frac{Mst}{Mse}$	
Error	(r-1) (r-2)	SSe= SST –SSr-SSc-SSt	SSe=$\frac{sse}{(r-1)(r-2}$		
Total	$r^2 - 1$	SST= $\sum Yijk^2$ - $\frac{Y..^2}{r^2}$			

مثال – نفذت تجربة لتقيم خمسة أصناف (A,B,C,D,E)من الخيار في قطعة أرض يوجد فيها اختلاف في خصوبة التربة من الشرق الى الغرب وكذلك اختلاف درجة الملوحة من الشمال الى الجنوب أي أن الاختلافات كانت في أتجاهين مما أضطر الباحث الى استخدام تصميم المربع اللاتيني وكانت كمية الحاصل للوحدة التجريبية كغم / وحدة تجريبية كما مبين في الجدول التالي :-

المجموع		الأعمدة C					الصفوف R
Y..(k) مجاميع المعاملات	Yi.. مجاميع الصفوف	C5	C4	C3	C 2	C 1	
A=108	r1 101	C 19	D 20	21A	B 23	E 18	r1
B =112	r 2 96	A 21	C 17	B 21	E 14	D 23	r 2
C = 93	r 3 104	E 19	B 23	D 19	C 17	A 26	r 3
D =101	r 4 101	D 21	E 17	C 19	A 20	B 24	r 4
E = 81	r 5 93	B 21	A 20	E 13	D 18	C 21	r 5
Y … 495		C 5 101	C4 97	C 3 93	C2 92	C1 112	المجموع Y .j.

الحل - التحليل الأحصائي لبيانات التجربة تتم وفق الخطوات التالية :-

1- نحسب معامل التصحيح (C.F.) $C.F. = \frac{(\sum Yij)^2}{r^2} = \frac{(Y..)^2}{r^2} = \frac{(495)^2}{25} = 98.1$

2 - مجموع المربعات الكلية:-

$$SST= \sum Yij^2 - \frac{(Y..)^2}{r^2} = (18^2 + 23^2 + 26^2 + \cdots + 21^2) - 98.1 = 208$$

3-مجموع مربعات المعاملات $SSt= \frac{\sum Y..(k)^2}{r} - C.F. = \frac{108^2+112^2+\cdots+81^2}{5} - 98.1= 122.8$

4- مجموع مربعات الأعمدة $SSc = \frac{\sum Y.j.^2}{r} - C.F.= \frac{112^2+92^2+\cdots+101^2}{5} - 98.1= 52.4$

5-- مجموع مربعات الصفوف $SSc = \frac{\sum Yi..^2}{r} - C.F= \frac{101^2+96^2+\cdots+93^2}{5} - 98.1= 15.6$

4- مجموع مربعات الخطأ التجريبي (SSe)

$$SSe = SST – SSt -SSc -SSr = 208 - (122.8+ 52.4+ 15.6)= 17.2$$

6- جدول تحليل التباين لتصميم المربع اللاتيني

S.O.V.	d.f.	S.S.	M.S.	F. cal.	F. tab.
Row	r- 1= 4	SS_r =15.6	Msr =3.9		
Columns	r- 1= 4	$SSc = 52.4$	Msc= 13.1		
Treatments	r- 1= 4	Sst =122.8	Sst= 30.7	$\frac{Mst}{Mse}$=21.9	(0.01) 5.41 (0.05) 3.2
Error	(r-1) (r-2)= 12	SSe= SST –SSr-SSc-SSt= 17.2	SSe=1.4		
Total	$r^2 - 1 = 24$	SST= 208			

عند مقارنة قيمة F المحسوبة مع الجدولية نجد فروق معنوية ولذلك سنجري اختبار أقل فرق معنوي .L.S.D

$$L.S.D. = t_{(0.01)} \times \sqrt{\frac{2Mse}{r}} = 3.055 \times \sqrt{\frac{2\times 1.4}{5}} = 2.285$$

ثم نرتب جدول بمتوسطات المعاملات تنازلياً لغرض أجراء الاختبار للفروق المعنوية وكما يلي

قيمة L.S.D. (0.01)	المقارنات	المعاملة
2.285	B- a	B 22.4
	A- a	A 21.6
	D- ab	D 20.2
	C - bc	C 18.6
	E - c	E 16.2

الاستنتاجات – المعاملة B تختلف معنوياً عن المعاملتين C و E ولكنها لا تختلف عن المعاملتين A وB

تقدير الكفاءة النسبية لتصميم المربع اللاتيني مع تصميم C.R.D. أولاً

$$R.E.\% = \frac{MSr+MSc+(r-1)MSe}{(r+1)MSe} \times 100 = \frac{3.9+13.1+(5-1)1.4}{(5+1)1.4} \times 100 = \%\ 269$$

وهذا يعني أن استخدام تصميم المربع اللاتيني قد زادة من كفاءة التجربة عما لو استخدم تصميم العشوائي الكامل بمقدار 169%وهذه نسبة عالية جداً وكفاءة ممتازة .

أما تقدير كفائته مع تصميم RCBD اولاً عندما نفترض الأعمدة هي القطاعات أو المكررات

$$R.E.\% = \frac{MSr+(r-1)MSe}{(r)MSe} \times 100 = \frac{3.9+(5-1)1.4}{(5)1.4} \times 100 = \%135.7$$

وهذا يعني زيادة كفاءة هذا التصميم بمقدار 35.7%

ثانياً- عندما نفترض الصفوف هي القطاعات أو المكررات

$$R.E.\% = \frac{MSc+(r-1)MSe}{(r)MSe} \times 100 = \frac{13.1+(5-1)1.4}{(5)1.4} \times 100 = \%267$$

وهذا يعني زيادة كفاءة هذا التصميم بمقدار 167%

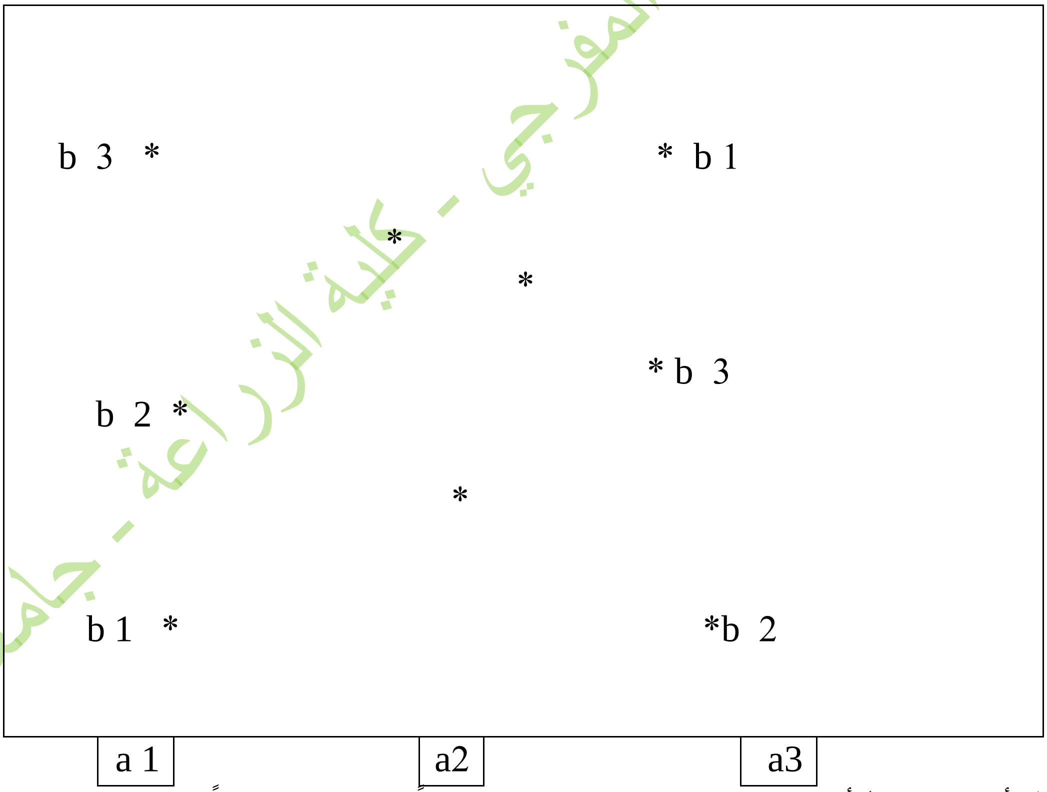
التجارب العاملية:-

تجري التجارب العاملية في حالة وجود أكثر من عامل يراد دراسته ويكون لهما أهمية متساوية بالنسبة للباحث ولكل عامل عدة مستويات وأن لهذا النوع من التجارب يمكن استخدام أي من التصاميم السابقة (CRD و RCBD و LSD المربع اللاتيني ويحدد نوع التصميم بالاعتماد على نوع الوحدات التجريبية سواء كانت متجانسة أو غير متجانسة كون الاختلاف باتجاه واحد أو باتجاهين .

وتهدف هذا النوع من التجارب الى دراسة تأثير العوامل المدروسة وتداخلاتها على الظاهرة المدروسة حيث أنها توفر فرصة لتقيم تأثير التداخلات بين العوامل الداخلة في التجربة والتي تنتج عن اشتراك المتغيرات (العوامل) معاً في التأثير على الصفة المدروسة ولذي يفوق أو يتعدى ذلك التأثير الناتج عن المتغيرات أذا أخذت كل منها بمفرده .

وتمثل عادة العوامل المدروسة بأحرف كبيرة A,B,C وتمثل مستويات كل عامل بحروف صغيرة (a1,a2,a3 وهكذا لبقية العوامل الأخرى) وتحدد عدد المعاملات الكلية للتجربة بعدد العوامل الداخلة فيها وعدد مستويات كل عامل أي جميع التوافقات بينهما .ومثال لذلك عند دراسة تأثير عاملين (A و B وكل منهما بثلاثة مستويات (a1,a2,a3, و b1,b2, b3) سيكون عدد المعاملات التوافقية هي 3 * 3 = 9

أي أن المعاملات التوافقية التسعة هي a1b1, a1b2 , a1b3, a2b1 ,a2b2,a2b3 ,a3b1,a3b2,a3b3 .



من الشكل أعلاه نلاحظ أن b1 عند مستوى a1 كان منخفضاً بينما كان مرتفعاً عند مستوى a3 ومتوسط عند مستوى a2 بينما كان b2, b3 منخفضين عند مستوى a3ومتوسطين عند a2 ومرتفعين عند a1
إذاً يوجد تداخل ما بين كل من b1 مع المستويين الأخرين للمعاملة B أي b3, b2 عند المستويات المختلفة المختلف للمعاملة A ولا يوجد تداخل ما بين b3,b2 عند المستويات المختلف للمعاملة A .
ولا يشترط أن تكون المستويات للمعاملات التي تدخل في التجربة ذات مستويات متساوية بعددها .

1- التصميم العشوائي الكامل (CRD)

معادلة النموذج الرياضي لهذا التصميم $Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + \varepsilon_{ijk}$

$i = 1,2,\ldots a$

$j=1,2,\ldots b$

$k=1,2,\ldots r$

Y_{ijk} = قيمة المشاهدة الخاصة بالوحدة التجريبية k التي أخذت المستوى i من العامل الأول A والمستوى j من العامل الثاني B .

μ = قيمة الوسط الحسابي للمجتمع

αi = قيمة تأثير المستوى i من العامل الأول A

β_j = قيمة تأثير المستوى j من العامل الثاني B

$(\alpha\beta)_{ij}$ = قيمة التداخل بين المستوى i من العامل A والمستوى j من العامل B

ε_{ijk} = قيمة الخطأ التجريبي العشوائي الخاص بتلك الوحدة التجريبية .

جدول تحليل التباين لتجربة عاملية A × B بتصميم CRD

S.O.V.	d.f.	S.S.	M.S.	F cal.	F tab.
t	ab-1	$SS_t = \frac{\sum Yij.^2}{r}$ -C.F.	$MS_t = \frac{SSt}{ab-1}$	$\frac{MSt}{MSe}$	
A	a-1=	$SS_A =$ A -C.F.	$MS_A = \frac{SSA}{a-1}$	$\frac{MSA}{MSe}$	
B	b-1	$SS_B =$ B -C.F.	$MS_B = \frac{SSB}{b-1}$	$\frac{MSB}{MSe}$	
AB	(a-1)(b-1)=	SS_{AB} = AB-A-B+C	$MS_{AB} = \frac{MSAB}{(a-1)(b-1)}$	$\frac{MSAB}{MSe}$	
E	ab(r-1)=	SSe= ABR-AB	$MSe = \frac{SSe}{ab(r-1)}$		
T	abr-1=	SST =ABR-C			

ملاحظة- المعادلات الخاصة بحساب مجموع المربعات (SS) لكل مصدر من مصادر التباين يتم حسابها بالاعتماد على معادلة درجات الحرية وذلك بالتعويض عن كل قيمة رقم واحد بقيمة معامل التصحيح (C.F. أما بقية الحروف فتعوض بما يمثلها من مجاميع قيمها في جدول البيانات وعلى سبيل المثال لذلك درجات حرية الخطأ التجريبي = SSe = abr - ab = ab(r-1)

ولحساب مجاميع المربعات نتبع الاتي :-

1- معامل التصحيح $C.F = \frac{(Y...)^2}{abr} =$

2- مجموع المربعات غير المصححة لمستويات العامل A $A= \frac{\sum Yi..^2}{br} =$

3- مجموع المربعات غير المصححة لمستويات العامل B $B=\frac{\sum Y.j.^2}{ar} =$

4- مجموع المربعات غير المصححة لمستويات العامل B $AB=\frac{\sum Yij.^2}{r}=$

5- مجموع المربعات غير المصححة الكلية $ABR = \sum Yijk^2 =$

مثال :- نفذت تجربة لدراسة تأثير صنفين من الطماطة (a1.a2)مزروعة على ثلاثة مسافات (b1=20,b2=30,b3=40)على كمية حاصل النبات الواحد وكانت عدد الوحدات التجريبية المتجانسة المتوفرة لدى الباحث هي 24 وحدة تجريبية وكانت نتائج التجربة كما مبين في الجدول التالي :-

العامل A	العامل B	المعاملات العاملية			المشاهدات		Yij
	b 1	a1b 1	5	6	6	7	24
a 1	b 2	a1b 2	6	5	7	8	26
	b 3	a1b 3	8	9	8	9	34
	b 1	a2b 1	4	3	4	6	17
a 2	b 2	a2b 2	5	4	6	5	20
	b 3	a2b 3	6	7	6	6	25
							Y... 146

المطلوب :-1- المخطط الحقلي للتجربة 2- جول تحليل التباين 3- الفروق المعنوية بين المعاملات وفق اختبار دنكن و LSD

الحل :- 1- المخطط الحقلي للتجربة بما أن التجربة منفذة في وحدات تجريبية متجانسة أذن نستخدم تصميم CRD ومتوفرة لدى الباحث 24 وحدة تجريبية وعدد المعاملات العاملية هي (مستويين من العامل A وثلاثة مستويات من العامل B أذن عددها = 2 × 3 =6) وبما أن لدينا 24 وحدة تجريبية متجانسة أذن سيكون عدد تكرارات كل معاملة = عدد الوحدات التجريبية ÷ عدد المعاملات العاملية = 24÷6= 4 تكرارات . وسيكون المخطط الحقلي للتجربة بالشكل التالي :-

a1b 1	a1b 1	a2b 1	a2b 3
a1b 2	a1b 2	a1b 2	a1b 2
a1b 3	a1b 3	a1b 3	a1b 3
a2b 1	a2b 2	a1b1	a2b 1
a2b 1	a2b 2	a2b 2	a2b 2
a2b 3	a2b 3	a1b1	a2b 3

2- جدول تحليل التباين نتبع الاتي :-

1- لحساب مجاميع المربعات لمصادر التباين نعمل على تنظيم جدول نبين فيه مجاميع المعاملات العاملية وذو أتجاهين بين A و B

A \ B	b 1	b 2	b 3	Yi..	$\bar{Y}$ i..
a 1	24	26	34	84	7
a 2	17	20	25	62	5.17
Y.j.	41	46	59	Y… 146	
$\bar{Y}$ .j.	5.1	5.75	7.38		6.08 $\bar{Y}$ …

2- معامل التصحيح

$$C.F = \frac{(Y...)^2}{abr} = \frac{(146)^2}{24} = 888.166$$

2- مجموع المربعات غير المصححة لمستويات العامل A

$$A = \frac{\sum Yi..^2}{br} = \frac{84^2+62^2}{12} = 908.33$$

SSA=908.33-888.166 = 20.164

3- مجموع المربعات غير المصححة لمستويات العامل B

$$B = \frac{\sum Y.j.^2}{ar} = \frac{41^2+46^2+59^2}{8} = 909.75$$

SSB =909.75 -888.166 = 21.59

4- مجموع المربعات غير المصححة لمستويات العامل AB

$$AB = \frac{\sum Yij.^2}{r} = \frac{24^2+26^2+\cdots+20^2+25^2}{4} = 930.5$$

SSAB= 930.5- 908.33 -909.75 +888.166= 0.586

5- مجموع المربعات غير المصححة الكلية

$$ABR = \sum Yijk^2 = 5^2+6^2+\cdots+6^2+6^2 = 946$$

SST= SSABR – C.F. = 946 - 888.166= 57.834

6- مجموع مربعات الخطأ القياسي

SS e = ABR-AB =946 -930.5 =15.5

جدول تحليل التباين لتجربة عاملية A × B بتصميم CRD

S.O.V.	d.f.	S.S.	M.S.	F cal.	F tab.
t	ab-1=5	$SS_t = \frac{\sum Yij.^2}{r}$ -C.F.=42.334	MS_t= 8.46	9.8	2.77
A	a-1=1	SS_A= A -C.F.=20.146	MS_A= 20.146	23.42	4.41
B	b-1=2	SS_B= B -C.F.=21.59	MS_B= 10.80	12.56	3.55
AB	(a-1)(b-1)=2	SS_{AB} = AB-A-B+C.F=0.586	MS_{AB}= 0.293	0.34	3.55
E	a b(r-1)=18	SS e= ABR-AB=15.5	MS e= 0.86		
T	abr-1=23	SST =ABR-C.F= 57.834			

3- أختبار دنكن :- بالنسبة للعامل A طالما هما مستويين a1,a2 وقيمة F المحسوبة أكبر من F الجدولية أذن هناك تفوق معنوي بينهما و لا حاجة للاختبار لهما ولذلك نجد عندما نختبر نفس النتيجة

$$L.S.R. = S\,\bar{Y}\,i. \times SSR = \sqrt{\frac{Mse}{br}} \times SSR = \sqrt{\frac{0.86}{12}} \times 4.07_{(0.01)} = 1.09$$

وبما أن الفرق بين a1 و a2 = 7- 5.17 =1.83 و هو أكبر من 1.09 أذن a1 متفوقة معنوياً على a2

أما بالنسبة للعامل B نستخرج قيمة $S\,\bar{Y}\,i. = \sqrt{\frac{Mse}{ar}} = \sqrt{\frac{0.86}{8}} = 0.33$

SSR	2	3
	4.07	4.24
$S\,\bar{Y}\,i.$	0.33	
LSR	1.34	1.4

LSR $_{(0.01)}$ نرتبهم أيضاً تنازلياً		ترتب المعاملات تنازلياً
1.4	a	b 3 =7.38
1.34	b	b 2 =5.75
	b	b 1 =5.1

أما بالنسبة للتداخل لا داعي لأجراء الاختبار لكون اختبار F كان غير معنوي ولكن ممكن أن نجريه في بعض الأحيان حتى تحت ظروف عدم معنوية F ولذلك سنتبع الاتي

1- نستخرج قيمة $S\,\bar{Y}\,i. = \sqrt{\frac{Mse}{r}} = \sqrt{\frac{0.86}{4}} = 0.46$

$\bar{Y}$ij.	Yij	المعاملات العاملية
6	24	a1b 1
6.5	26	a1b 2
8.5	34	a1b 3
4.25	17	a2b 1
5	20	a2b 2
6.25	25	a2b 3
	146	Y…

SSR	2	3	4	5	6
	4.07	4.27	4.38	4.46	4.53
$S\,\bar{Y}\,i.$			0.46		
LSR	1.86	1.96	2.01	2.05	2.08

ثم نجري الاختبار بعمل جدول لترتيب القيم تنازلياً

LSR $_{(0.01)}$	نتيجة الاختبار	متوسطات المعاملات
2.08	a 8.5	a1b 3
2.05	a b 6.5	a1b 2
2.01	b c 6.25	a2b 3
1.96	b c 6	a1b 1
1.86	b c 5	a2b 2
	c 4.25	a2b 1

تفوق المعاملة a1b3 على جميع المعاملات باستثناء المعاملة a1b2 والتي اختلفت معنوياً فقط عن المعاملة a2b1 .

التصميم العشوائي الكامل CRD بثلاثة عوامل :-

في هذا التصميم أن تأثير المعاملة ينقسم الى مكونات خاصة بالثلاثة عوامل الرئيسية ثم مكونات خاصة بالتداخل بين كل عاملين منهما (تداخل من الدرجة الأولى) ثم مكون للتداخل بين العوامل الثلاث (يسمى تداخل من الدرجة الثانية).

مثال – طبقت تجربة عاملية 3 (a1,a2,a3) × 3(b1, b2,b3) × 2 (c1,c2) باستخدام تصميم CRD وكان عدد التكرارات لكل معاملة هو (4) وكان العامل A عبارة عن ثلاثة أصناف من التفاح والعامل B عبارة عن طريقة تقليم والعامل الثالث C هو الرش بمنظم النمو السايكوسيل المستخدم لتثبيت الأزهار في التفاح وكانت كمية حاصل الثمار لكل وحدة تجريبية والتي كانت هي شجرة تفاح واحدة ممثلة بالبيانات التالية :-

والمطلوب جدول تحليل التباين وأجراء اختبارات الفروق المعنوية بين العوامل الثلاثة ومستويات كل عامل :-

جدول البيانات –

			a1			a2			a3	
	b 1	b 2	b 3	b 1	b 2	b 3	b 1	b 2	b 3	
c 1	8	9	10	11	12	13	10	8	7	
	7	8	9	10	12	12	9	6	7	
	8	9	9	12	13	14	8	8	9	
	9	10	8	12	12	11	9	9	10	
Y ij.	32	36	36	45	49	50	36	31	33	
c 2	10	11	12	10	12	13	11	12	11	
	11	9	10	11	13	12	10	11	12	
	12	13	9	14	13	13	9	8	10	
	10	13	14	13	12	15	11	9	11	
Y ij..	43	46	45	48	50	53	41	40	44	Y....758

لكي نقوم بتحليل بيانات التجربة نحسب 1- معامل التصحيح- $C.F. = \frac{(Y....)^2}{abcr} = \frac{(758)^2}{72} = 7980.055$

مجاميع مربعات ABCR

$$ABCR = \sum Yijkl.^2 = 8^2 + 9^2 + 10^2 + \ldots + 9^2 + 11^2 = 8264$$

2- نحتاج الى عمل عدد من الجداول التي تساعدنا على حساب القيم المطلوبة التي سنحتاجها في الحصول على مجاميع مربعات مصادر التباين المختلفة .

1- جدول ثلاثي الاتجاهات (A × B × C) ينظم مجاميع جميع المعاملات العاملية بين الثلاثة عوامل لكي نحصل على مجاميع مربعات ABC

			a1			a2			a 3	
	b 1	b 2	b 3	b 1	b 2	b 3	b 1	b 2	b 3	
c 1	32	36	36	45	49	50	36	31	33	
c 2	43	46	45	48	50	53	41	40	44	
Yij..	75	82	81	93	99	103	77	71	77	Y….758

$$ABC = \frac{\sum Yijk.^2}{r} = \frac{32^2+36^2+\cdots+40^2+44^2}{4} = \frac{32708}{4} = 8177$$

-2 جدول ذو أتجاهين لمجاميع A × B لبيانات التجربة العاملية

A \ B	b 1	b 2	b 3	Yi…
a 1	75	82	81	238
a 2	93	99	103	295
a 3	77	71	77	225
Y.j..	245	252	261	Y….758

$$A = \frac{\sum Yi..^2}{bcr} = \frac{238^2+295^2+225^2}{24} = 8095.58$$

$$B = \frac{\sum Y.j..^2}{acr} = \frac{245^2+252^2+261^2}{24} = 7985.416$$

$$AB = \frac{\sum Yij..^2}{cr} = \frac{75^2+82^2+\cdots+77^2}{8} = 8108.5$$

-3 جدول ذو اتجاهين لمجاميع A × C

A \ C	c 1	c 2	Yi…
a 1	104	134	238
a 2	144	151	295
a 3	100	125	225
Y..k.	348	410	Y…. 758

$$C = \frac{\sum Y..k.^2}{abr} = \frac{348^2+410^2}{36} = 8033.44$$

$$AC = \frac{\sum Yi.k.^2}{br} = \frac{104^2+134^2+\cdots+125^2}{12} = 8161.166$$

-4 جدول ذو اتجاهين لمجاميع B × C

B \ C	c 1	c 2	Y.j..
b 1	113	132	245
b 2	116	136	252
b 3	119	142	261
Y..k.	348	410	Y…. 758

$$BC = \frac{\sum Y.jk.^2}{ar} = \frac{113^2+132^2+\cdots+142^2}{12} = 8039.166$$

جدول تحليل التباين

S.O.V.	d.f.	S.S.	M.S.	F cal.	F tab.
A	**a-1=2**	**SS $_a$= *A* -C.F.=115.50**	**MS $_a$= 57.75**	**36.**	**3.15**
B	**b-1=2**	**SS $_b$= B -C.F.=5.36**	**MS $_b$= 2.68**	**1.67**	**3.15**
C	**c -1=1**	**SS $_c$ = C -C.F.=53.30**	**M S $_c$ = 53.36**	**33.**	**4.00**
AB	**(a-1)(b-1)=4**	**SS $_{AB}$ = AB-A-B+C.F = 7.50**	**MS$_{AB}$= 1.888**	**1.18**	**2.53**
AC	**(a-1)(c-1)=2**	**SS$_{AC}$=AC-A-C+C.F=11.90**	**MS$_{AC}$=5.95**	**3.7**	**3.15**
BC	**(b-1)(c-1) =2**	**SS$_{BC}$=BC-B-C+C.F=0.35**	**MS$_{BC}$=0.178**	**0.11**	**3.15**
ABC	**(a-1)(b-1)(c-1)= 4**	**SS$_{ABC}$=ABC-AB-AC-BC+A+B+C-C.F.=2.55**	**MS$_{ABC}$=0.638**	**0.40**	**2.53**
E	**a b c(r-1)=54**	**SS e= ABCR-ABC=87**	**MS e= 1.6**		
T	**abcr-1=71**	**SST =ABR-C.F = 283.45**			

الاختبارات :-1- حسب قيمة F المحسوبة تبين بأن العامل A و C و AC تفوقا معنوياً بينما بقية العوامل لم تكن متفوقة معنوياً .

2- بالنسبة لاختبار دنكن وLSD يمكن أجراءه على A,C,AC لمعرفة أي من المستوى من مستوياتهم متفوق معنوياً ويتم ذلك بنفس الطرق السابقة مع تغير فقط في عملية حساب الخطأ القياسي وهو يحسب لكل عامل بالشكل التالي :-

1- بالنسبة للعامل A

$$S\,\bar{Y}\,i. = \sqrt{\frac{Mse}{bcr}} = \sqrt{\frac{1.6}{24}} = 0.258$$

2- بالنسبة للعامل C

$$S\,\bar{Y}\,i. = \sqrt{\frac{Mse}{abr}} = \sqrt{\frac{1.6}{36}} = 0.210$$

3- بالنسبة للتداخل AC

$$S\,\bar{Y}\,i. = \sqrt{\frac{Mse}{br}} = \sqrt{\frac{1.6}{12}} = 0.37$$

تصميم القطاعات العشوائية الكاملة RCBD

معادلة النموذج الرياضي :- $Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + \rho_k + \varepsilon_{ijk}$

$i = 1,2,\ldots a$

$j=1,2,\ldots b$

$k=1,2,\ldots r$

Y_{ijk} = قيمة المشاهدة الخاصة بالوحدة التجريبية الموجودة في القطاع k والتي أخذت المستوى i من العامل الأول A والمستوى j من العامل الثاني B .

μ = قيمة الوسط الحسابي للمجتمع

αi = قيمة تأثير المستوى i من العامل الأول A

β_j = قيمة تأثير المستوى j من العامل الثاني B

$(\alpha\beta)_{ij}$ = قيمة التداخل بين المستوى i من العامل A والمستوى j من العامل B

ρ_k = قيمة تأثير القطاع K .

ε_{ijk} = قيمة الخطأ التجريبي العشوائي الخاص بتلك الوحدة التجريبية Y_{ijk}.

أذن قيمة الخطأ التجريبي الخاص بتلك الوحدة التجريبية . $\varepsilon_{ijk} = Y_{ijk} - \bar{Y}_{ij.} - \bar{Y}_{..k} + \bar{Y}_{...}$

جدول تحليل التباين لتجربة عاملية A × B بتصميم RCBD

S.O.V.	d.f.	S.S.	M.S.	F cal.	F tab.
R	r -1	$SS_r = \frac{\sum Y_{..k}^2}{ab}$ -C.F.	$MS_t = \frac{SSr}{r-1}$	$\frac{MSr}{MSe}$	
A	a-1=	SS_A= A -C.F.	$MS_A = \frac{SSA}{a-1}$	$\frac{MSA}{MSe}$	
B	b-1=	SS_B= B -C.F.	$MS_B = \frac{SSB}{b-1}$	$\frac{MSB}{MSe}$	
AB	(a-1)(b-1)=	SS_{AB} = AB-A-B+C.F	$MS_{AB} = \frac{MSAB}{(a-1)(b-1)}$	$\frac{MSAB}{MSe}$	
E	(ab-1)(r-1)=	SS e= ABR-AB-R+C.F	$MSe = \frac{SSe}{(ab-1)(r-1)}$		
T	abr-1=	SST =ABR-C.F			

مثال :- في تجربة عاملية بتصميم RCBD لاختبار ثلاثة مستويات من النتروجين وأربعة مستويات من الفسفور لمعرفة تأثيرهما على حاصل الرقي وطبقت التجربة بأربعة مكررات وكان حاصل الرقي كما مبين في المخطط الحقلي للتجربة .والمطلوب تحليل التباين ومعرفة أي من المستويات النتروجين والفسفور أفضل مع أفضل توليفة بين السمادين في تأثيرهما على أنتاج الحاصل .

R1		R2		R3		R4	
a 1b 1	19	a 2b 2	33	a 2b 1	18	a 2b 3	37
a 2b3	39	a 3b3	35	a 1b2	18	a 1b4	20
a 3b 2	35	a 1b 3	20	a 3b 4	21	a 3b 4	17
a 1b4	19	a 3b1	51	a 2b3	40	a 2b2	40
a 2b 4	44	a 1b 1	20	a 3b 1	50	a 3b 1	48
a 1b3	18	a 2b1	29	a 1b3	18	a 1b1	15
a 3b 4	30	a 3b 2	36	a 1b 4	18	a 2b 4	39
a 2b1	32	a 2b3	38	a 3b3	28	a 2b1	21
a 3b 1	18	a 1b 2	17	a 1b 1	15	a 3 b 2	38
a 2b2	34	a 1b4	42	a 2b4	40	a 1b2	18
a 3b 3	42	a 3b 4	31	a 3b 2	38	a 3b 3	33
a 1b2	19	a 2b4	18	a 2b2	39	a 1b3	18

الحل ننظم البيانات في جدول يسمى جدول البيانات لأجل تهيئتها للتحليل الإحصائي وكما يلي :-

A	B	R1	R2	R3	R4	Yij.
a 1	b 1	19	20	15	15	69
	b 2	19	17	18	18	72
	b 3	18	20	18	18	74
	b 4	19	42	18	20	99
a 2	b 1	32	29	18	21	100
	b 2	34	33	39	40	146
	b 3	39	38	40	37	154
	b 4	44	18	40	39	141
a 3	b 1	18	51	50	48	167
	b 2	35	36	38	38	147
	b 3	42	35	28	33	138
	b 4	30	31	21	17	99
Y ..k		349	370	343	344	Y… 1406

2- جدول تحليل التباين نتبع الاتي :-

1- لحساب مجاميع المربعات لمصادر التباين نعمل على تنظيم جدول نبين فيه مجاميع المعاملات العاملية وذو أتجاهين بين A و B

A \ B	b 1	b 2	b 3	b 4	Yi..	$\bar{Y}$ i..
a 1	69	72	74	99	314	19.63
a 2	100	146	154	141	541	33.81
a 3	167	147	138	99	551	34.44
Y.j.	336	365	366	339	Y… 1406	29.29 $\bar{Y}$ …
$\bar{Y}$ .j.	28	30.42	30.5	28.25		

-2 معامل التصحيح

$$C.F = \frac{(Y\ldots)^2}{abr} = \frac{(1406)^2}{48} = 41184.08$$

-3 مجموع المربعات غير المصححة للقطاعات

$$R = \frac{\sum Y..k.^2}{ab} = \frac{349^2+370^2+343^2+344^2}{12} = 41223.83$$

$$SS_r = R - C.F = 41223.83 - 41184.08 = 39.75$$

-2 مجموع المربعات غير المصححة لمستويات العامل A

$$A = \frac{\sum Yi..^2}{br} = \frac{314^2+541^2+551^2}{16} = 43429.88$$

$$SSA = 43429.88 - 41184.08 = 2245.80$$

-3 مجموع المربعات غير المصححة لمستويات العامل B

$$B = \frac{\sum Y.j.^2}{ar} = \frac{336^2+365^2+366^2+339^2}{12} = 41249.83$$

$$SSB = 41249.83 - 41184.08 = 65.75$$

-4 مجموع المربعات غير المصححة لمستويات العامل AB

$$AB = \frac{\sum Yij.^2}{r} = \frac{69^2+72^2+\cdots+138^2+99^2}{4} = 44619.5$$

$$SSAB = 44619.5 - 43429.88 - 41249.83 + 411484.08 = 1123.87$$

-5 مجموع المربعات غير المصححة الكلية

$$ABR = \sum Yijk^2 = 19^2 + 20^2 + \cdots + 21^2 + 17^2 = 46622$$

$$SST = SSABR = 46622 - 41184.08 = 5437.92$$

-6 مجموع مربعات الخطأ القياسي

$$SS\,e = ABR - AB - R + C.F. = 46622 - 44619.5 - 41223.83 + 41184.08 = 1962.75$$

جدول تحليل التباين لتجربة منفذة بتصميم RCBD لعاملين B,A

S.O.V.	d.f.	S.S.	M.S.	F cal.	F tab.
R	r -1=4-1=3	$SS_r = \frac{\sum Y_{..k.}^2}{ab}$ -C.F.=39.75	MS_r = 13.25	0.22	2.92
A	a-1=3-1=2	SS_A= A -C.F.= 2245.80	MS_A=1122.9 **	18.88	3.32
B	b-1=4-1=3	SS_B= B -C.F.= 65.75	MS_B= 21.92	1.11	2.92
AB	(a-1)(b-1)=6	SS_{AB}=AB-A- B+C.F=1123.87	MS_{AB}= 187.31*	3.15	2.42
E	(ab-1)(r-1)=33	SS e=ABR-AB-R+C.F=1962.75	MS e= 59.48		
T	abr-1=47	SST =ABR-C.F=5437.92			

تجربة عاملية ذات ثلاثة عوامل بتصميم RCBD

المعاملات العاملية :- تكون المعاملات العاملية في تجربة عاملية 3*2*2

مثال :- نفذت تجربة لدراسة تأثير ثلاثة مستويات من السالسليك ونوعين من التضليل على حاصل عدد الدرنات للنبات الواحد لصنفين من البطاطا وبثلاثة مكررات والمطلوب جدول تحليل التباين للتجربة .وكانت بيانات التجربة كما موضح في جول بيانات الحاصل .

الحل نرمز للعامل السالسليك بالرمز C (c1, c 2, c3) وعامل التضليل بالرمز B (b1, b2) ولعامل الأصناف A (a1, a2) وستكون المعاملات العاملية هي :- حاصل التوافقات بين الثلاثة عوامل :- جدول البيانات :-

العوامل ومستوياتهم			المعاملات العاملية	القطاعات				
A	**B**	**C**	**ABC**	**R1**	**R2**	**R3**	**Y ijk.**	**$\bar{Y}$ ijk.**
a 1	**b 1**	**c 1**	**a 1b1 c1**	**9**	**8**	**10**	**27**	**9**
		c 2	**a 1b1 c2**	**13**	**14**	**12**	**39**	**13**
		c 3	**a 1b1 c3**	**15**	**14**	**16**	**45**	**15**
a 1	**b 2**	**c 1**	**a 1b2 c1**	**9**	**7**	**8**	**24**	**8**
		c 2	**a 1b2 c2**	**9**	**10**	**8**	**27**	**9**
		c 3	**a 1b2 c3**	**13**	**12**	**11**	**36**	**12**
a 2	**b 1**	**c 1**	**a 2b1 c1**	**12**	**10**	**8**	**30**	**10**
		c 2	**a 2b1 c2**	**11**	**12**	**10**	**33**	**11**
		c 3	**a 2b1 c3**	**13**	**12**	**11**	**36**	**12**
a 2	**b 2**	**c 1**	**a 2b2 c1**	**7**	**8**	**6**	**21**	**7**
		c 2	**a 2b2 c2**	**9**	**8**	**7**	**24**	**8**
		c 3	**a 2b2 c3**	**11**	**12**	**10**	**33**	**11**
Y…L				**131**	**127**	**117**	**375**	

لكي نقوم بتحليل بيانات التجربة نحسب 1- معامل التصحيح - $C.F = \frac{(Y....)^2}{abcr} = \frac{(357)^2}{36}$ =3906.25

2 - مجاميع مربعات ABCR

$$ABCR = \sum Yijkl.^2 = 9^2 + 8^2 + 10^2 + \ldots + 12^2 + 10^2 = 4119$$

$$R = \frac{\sum Y...L.^2}{abc} = \frac{131^2+127^2+117^2}{12} = 3914.9$$

2- نحتاج الى عمل عدد من الجداول التي تساعدنا على حساب القيم المطلوبة التي سنحتاجها في الحصول على مجاميع مربعات مصادر التباين المختلفة .

1- جدول ثلاثي الاتجاهات ($A \times B \times C$)نحصل على مجاميع مربعات ABC

	b1			b2			Yi..
	c 1	c 2	c 3	c 1	c 2	c 3	
a 1	27	39	45	24	27	36	198
a 2	30	33	36	21	24	33	177
Y .jk.	57	72	81	45	51	69	Y....375

$$ABC = \frac{\sum Yijk.^2}{r} = \frac{27^2+39^2+\cdots+24^2+33^2}{3} = \frac{12267}{3} = 4089$$

2- جدول ذو أتجاهين لمجاميع $A \times B$ لبيانات التجربة العاملية

B / A	b 1	b 2	Yi...
a 1	111	87	198
a 2	99	78	177
Y.j..	210	165	Y....375

$$A = \frac{\sum Yi...^2}{bcr} = \frac{198^2+177^2}{18} = 3918.5$$

$$B = \frac{\sum Y.j..^2}{acr} = \frac{210^2+165^2}{18} = 3962.5$$

$$AB = \frac{\sum Yij..^2}{cr} = \frac{111^2+87^2+\cdots+78^2}{9} = 3975$$

3- جدول ذو اتجاهين لمجاميع $A \times C$

C / A	c 1	c 2	c 3	Yi...
a 1	51	66	81	198
a 2	51	57	69	177
Y..k.	102	123	150	Y.... 375

$$C = \frac{\sum Y..k.^2}{abr} = \frac{102^2+123^2+150^2}{12} = 4002.75$$

$$AC = \frac{\sum Yi.k.^2}{br} = \frac{51^2+66^2+\cdots+69^2}{6} = 4021.5$$

4- جدول ذو اتجاهين لمجاميع C × B

C / B	c 1	c 2	c 3	Y.j..
b 1	57	72	81	210
b 2	45	51	69	165
Y..k.	102	123	150	Y…. 375

$$BC = \frac{\sum Y.jk.^2}{ar} = \frac{57^2+72^2+\cdots+69^2}{6} = 4063.5$$

جدول تحليل التباين

S.O.V.	d.f.	S.S.	M.S.	F cal.	F tab.
R	r -1=2	SS r=R-C.F= 8.65	MS r= 4.09	4.22	3.44
A	a-1=1	SS_a= A - C.F.= 12.25	MS_a= 12.25	12.63	4.3
B	b-1=1	SS_b= B -C.F.=56.25	MS_b= 56.25	57.99	4.3
C	c -1=2	SS_c= C -C.F.=96.5	MS_c= 96.5	33.	3.44
AB	(a-1)(b-1)=1	SS_{AB} = AB-A-B+C= 0.25	MS_{AB}= 0.25	0.25	4.3
AC	(a-1)(c-1)=2	SS_{AC}=AC-A-C+C.F=6.5	MS_{AC}=3.25	3.35	3.44
BC	(b-1)(c-1) =2	SS_{BC}=BC-B-C+C.F=4.5	MS_{BC}=2.5	2.32	3.44
ABC	(a-1)(b-1)(c-1)= 2	SS_{ABC}=ABC-AB-AC-BC+A+B+C-C.F.=6.5	MS_{ABC}=3.25	3.35	3.44
E	(abc-1)(r-1)=22	SS e= ABCR-ABC- R +C.F =21.35	MS e= 0.97		
T	abcr-1=35	SST =ABR-C= 212.75			

الاختبارات :-1- حسب قيمة F المحسوبة تبين بأن العامل A و B و C تفوقا معنوياً بينما بقية العوامل لم تكن متفوقة معنوياً .

2- بالنسبة لاختبار دنكن وLSD يمكن أجراءه على A,B,C لمعرفة أي من المستوى من مستوياتهم متفوق معنوياً ويتم ذلك بنفس الطرق السابقة مع تغير فقط في عملية حساب الخطأ القياسي وهو يحسب لكل عامل بالشكل التالي :-

1- بالنسبة للعامل A $S\,\bar{Y}i. = \sqrt{\frac{Mse}{bcr}} =$

2- بالنسبة للعامل C $S\,\bar{Y}i. = \sqrt{\frac{Mse}{abr}} =$

3- بالنسبة للعامل B $S\,\bar{Y}i. = \sqrt{\frac{Mse}{acr}} =$

3- مثال :- نفذت تجربة لدراسة تأثير ثلاثة مستويات من السلسليك ونوعين من التضليل على حاصل عدد الدرنات للنبات الواحد لصنفين من البطاطا وبثلاثة مكررات والمطلوب جدول تحليل التباين للتجربة .وكانت بيانات التجربة كما موضح في جول بيانات الحاصل الحل نرمز للعامل السالسليك بالرمز C (c1 ,c 2, c3) وعامل التضليل بالرمز B (b1, b2) ولعامل الأصناف A (a1, a2) وستكون المعاملات العاملية هي :- حاصل التوافقات بين الثلاثة عوامل :- جدول البيانات :-

العوامل ومستوياتهم			المعاملات العاملية	القطاعات				
A	B	C	ABC	R1	R2	R3	Y ijk.	$\bar{Y}$ ijk.
a 1	b 1	c 1	a 1b1 c1	10	9	8	27	9
		c 2	a 1b1 c2	13	14	12	39	13
		c 3	a 1b1 c3	15	14	16	45	15
a 1	b 2	c 1	a 1b2 c1	7	6	5	18	6
		c 2	a 1b2 c2	9	9	6	24	8
		c 3	a 1b2 c3	11	10	9	30	10
a 2	b 1	c 1	a 2b1 c1	8	6	7	21	7
		c 2	a 2b1 c2	9	7	8	24	8
		c 3	a 2b1 c3	13	12	11	36	12
a 2	b 2	c 1	a 2b2 c1	9	10	8	27	9
		c 2	a 2b2 c2	11	9	10	30	10
		c 3	a 2b2 c3	12	11	10	33	11
			Y…L	127	117	110	354	

لكي نقوم بتحليل بيانات التجربة نحسب 1- مجاميع مربعات ABCR

$$\text{ABCR}= \sum Yijkl.^2 = 10^2 + 9^2 + 8^2 + \ldots + 11^2 + 10^2 = 3730$$

$$\text{C.F} = \frac{(Y\ldots)^2}{abcr} = \frac{(354)^2}{36} = 3481$$

$$\text{R} = \frac{\sum Y\ldots L.^2}{abc} = \frac{127^2+117^2+110^2}{12} = 3493.16$$

2- نحتاج الى عمل عدد من الجداول التي تساعدنا على حساب القيم المطلوبة التي سنحتاجها في الحصول على مجاميع مربعات مصادر التباين المختلفة .

1- جدول ثلاثي الاتجاهات (A × B × C)نحصل على مجاميع مربعات ABC

	b1			b2			Yi..
	c 1	c 2	c 3	c 1	c 2	c 3	
a 1	27	39	45	18	24	30	183
a 2	21	24	36	27	30	33	171
Y.jk.	48	63	81	45	54	63	Y….354

$$\text{ABC} = \frac{\sum Yijk.^2}{r} = \frac{27^2+39^2+\cdots+30^2+33^2}{3} = \frac{11106}{3} = 3702$$

2- جدول ذو أتجاهين لمجاميع A × B لبيانات التجربة العاملية

A \ B	b 1	b 2	Yi…
a 1	111	72	183
a 2	81	90	171
Y.j..	192	162	Y….354

$$A = \frac{\sum Yi...^2}{bcr} = \frac{183+171^2}{18} = 3485$$

$$B = \frac{\sum Y.j..^2}{acr} = \frac{192^2+162^2}{18} = 3506$$

$$AB = \frac{\sum Yij..^2}{cr} = \frac{111^2+72^2+\cdots+90^2}{9} = 3574$$

3- جدول ذو اتجاهين لمجاميع A × C

C \ A	c 1	c 2	c 3	Yi…
a 1	45	63	75	183
a 2	48	54	69	171
Y..k.	93	117	144	Y…. 354

$$C = \frac{\sum Y..k.^2}{abr} = \frac{93^2+117^2+144^2}{12} = 35895$$

$$AC = \frac{\sum Yi.k.^2}{br} = \frac{45^2+63^2+\cdots+69^2}{6} = 3600$$

4- جدول ذو اتجاهين لمجاميع B × C

B \ C	c 1	c 2	c 3	Y .j..
b 1	48	63	81	192
b 2	45	54	63	162
Y ..k.	93	117	144	Y…. 354

$$BC = \frac{\sum Y.jk.^2}{ar} = \frac{48^2+63^2+\cdots+63^2}{6} = 3624$$

جدول تحليل التباين

S.O.V.	d.f.	S.S.	M.S.	F cal.	F tab.
R	**r -1=2**	**SS r=R-C.F= 12.17**	**MS r=6.09**	**8.45***	**3.44**
A	**a-1=1**	**SS_a= *A* - C.F.= 4**	**MS_a= 4**	**5.55 ***	**4.3**
B	**b-1=1**	**SS_b= B -C.F.=25**	**MS_b= 25**	**34****	**4.3**
C	**c -1=2**	**SS_c= C -C.F.=108.5**	**MS_c= 54.25**	**75 ****	**3.44**
AB	**(a-1)(b-1)=1**	**SS_{AB} = AB-A-B+C.F= 64**	**MS_{AB}= 64**	**88.8 ****	**4.3**
AC	**(a-1)(c-1)=2**	**SS_{AC}=AC-A-C+C.F=6.5**	**MS_{AC}=3.25**	**4.5 ***	**3.44**
BC	**(b-1)(c-1) =2**	**SS_{BC}=BC-B-C+C.F=9.5**	**MS_{BC}=4.75**	**6.6 ***	**3.44**
ABC	**(a-1)(b-1)(c-1)= 2**	**SS_{ABC}=ABC-AB-AC-BC+A+B+C-C.F.=3.5**	**MS_{ABC}=1.75**	**2.4**	**3.44**
E	**(abc-1)(r-1)=22**	**SS e= ABCR-ABC- R +C.F =15.83**	**MS e= 0.72**		
T	**abcr-1=35**	**SST =ABR-C.F = 249**			

تصميم المربع اللاتيني L.S.D (Latin Square Design)

أن استخدام هذا التصميم محدد جداً في التجارب العاملية وذلك بسبب أن عدد الوحدات التجريبية يكون كبير مما يؤدي الى صعوبة تنفيذ مثل هذه التجارب فإذا كانت لدينا تجربة عاملية لأربعة أصناف من الباذنجان مع مستويين من التسميد الفسفوري فسوف يكون لدينا ثمانية معاملات وبالتالي يتطلب أن تكون عدد الوحدات التجريبية (64) وفي هذه الحالة ليست من السهولة توفير عدد كافي من الوحدات التجريبية لتنفذ عليها المعاملات وخاصة أذا ما أزداد عدد المعاملات عن ثمانية معاملات لأنه سوف يكون عدد الوحدات التجريبية مساوياً لمربع عدد المعاملات . ولنفرض أن عدد المعاملات ثمانية وهي أربعة أصناف (V4,V3,V2, V1,) ومستويين من الفسفور (P2,P1)

والمعاملات ستكون هي :- ثمانية معاملات (v1p1 ,v1p2, v2p1,v2p2, v3p1,v3p2,v4,p1,v4p2)

لذلك سيكون لدينا مربع عدد وحدات تجريبية 8*8

C / R	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	C8	Y ..k.		Y…L	
R1	v1p1	v1p2	v2p1	v2p2	v3p1	v3p2	v4p1	v4p2	V1p1		V1p1	
R2	v1p2	v2p1	v2p2	v3p1	v3p2	v4p1	v4p2	v1p1	V1p2	V1	V2p1	
R3	v2p1	v2p2	v3p1	v3p2	v4p1	v4p2	v1p1	v1p2	V2p1		V3p1	P1
R4	v2p2	v3p1	v3p2	v4p1	v4p2	v1p1	v1p2	v2p1	V2p2	V2	V4p1	
R5	v3p1	v3p2	v4p1	v4p2	v1p1	v1p2	v2p1	v2p2	V3p1		V1p2	
R6	v3p2	v4p1	v4p2	v1p1	v1p2	v2p1	v2p2	v3p1	V3p2	V3	V2p2	
R7	v4p1	v4p2	v1p1	v1p2	v2p1	v2p2	v3p1	v3p2	V4p1		V3p2	P2
R8	v4p2	v1p1	v1p2	v2p1	v2p2	v3p1	v3p2	v4p1	V4p2	V4	V4p2	
Y .j.. الأعمدة									مجاميع العامل V		مجاميع العامل P	
Yi… الصفوف											Y….	

جدول تحليل التباين :- هو نفسه في حالة العامل الواحد غير أنه في حالة العاملين نعمل على تجزئة مجموع مربعات المعاملات الى مكوناتها الثلاثة وهي مجموع مربعات العامل الأول V ومجموع مربعات العامل الثاني P ومجموع مربعات التداخل VP ويكون جدول تحليل التباين كما يلي :-

S.O.V.	d .f.	S.S.	M.S.	F .cal.	F .tab.
Row الصفوف	vp-1 أو k-1	SS r = $\frac{\sum Yi..^2}{k \text{ أو } vp}$ - C.F			
Columns الأعمدة	vp-1 أو k-1	SS c = $\frac{\sum Y.j..^2}{k \text{ أو } vp}$ - C.F.=			
Treatment	vp-1 أو k-1	SS t= $\frac{\sum Y..(kL)^2}{k \text{ أو } vp}$ - C.F. =			
V	v-1	$SS_v = \frac{\sum Y..v.^2}{k \text{ أو } vp}$ –c F.=			
P	p-1	$SS_p = \frac{\sum Y...p.^2}{k \text{ أو } vp} - cF. =$			
VP	(v-1)(p-1)	SS_{vp}=SS t-SS_v - SS_p			
E	(vp-1)(vp-2)	SS e = SST – -SS c –SS r SS t			
T	$(v\,p)^2$-1	SST= $\sum YijkL^2$			

ولحساب قيمة L.S.D للاختبار

$$C.F. = \frac{(Y....)^2}{k^2}$$

$$L.S.D._v = T\sqrt{\frac{2Mse}{kp}}$$ و $$L.S.D._p = t\sqrt{\frac{2Mse}{kv}}$$ و $$L.S.D._{vp} = t\sqrt{\frac{2Mse}{k}}$$

تصاميم القطع المنشقة والقطاعات المنشقة Split- Plot and Split Block Designs

تصميم القطع المنشقة Split- plot Design

تستخدم تصاميم القطع المنشقة للتجارب العاملية عندما يراد الاهتمام بأحد العوامل وعلى دقة عالية من المعلومات المتحصل عليها من هذا العامل الذي يراد الاهتمام به .ويتضمن هذا التصميم القطع الكامل main plot أو whole units والتي تطبق عليها الى مستويات واحد أو أكثر من العوامل وتجزء الى أقسام وقطع ثانوية Sub plot أو وحدات ثانوية Subunits لغرض تطبيق بداخلها مستويات عامل أخر أو عوامل أخرى .

أن تصاميم القطع المنشقة قد تسمى تصاميم القطاعات غير الكاملة لأنه كل وحدة كاملة تصبح قطاعاً لمعاملات الوحدات أو القطع الثانوية .

وأن تجارب القطع المنشقة قد يتم تنظيمها على أساس أي من التصاميم الأساسية والتي منها C.R.D. و R.B.C.D. وتصميم المربع اللاتيني L.S.D.

ظروف وأسباب استخدامات تصاميم القطع المنشقة :-

1- قد يستخدم عندما تحتاج المعاملات المرتبطة بمستويات واحد أو أكثر من العوامل الى كميات أكبر من المراد التجريبية في الوحدة التجريبية عما تحتاجه معاملات العوامل الأخرى . مثل معدلات الرش بالمبيدات أو أعماق الحراثة أو طرق الري أو تسميد الأرضي والورقي وبالتالي هذه المعاملات تحتاج الى وحدات تجريبية أكبر لتلافي التأثيرات الجانبية لهذه العوامل على الوحدات التجريبية المجاورة وبالتالي لاعتبارات سهولة التطبيق ودقة الأداء وذلك بالمقارنة بالعوامل الأخرى مثل الأصناف أو مواعيد الزراعة وعلية فالمعاملات التي تحتاج الى حجم أكبر توضع في القطع الكاملة أو الرئيسية والتي لا تحتاج الى وحدات كبير في القطع الثانوية .

2- عندما يرغب الباحث في الحصول على درجة أكبر من الدقة لأحد العوامل الداخلة في التجربة حيث توضع معاملات العامل الأكثر أهمية والذي نريد زيادة دقة المعلومات عنه نضعه في القطع الصغيرة (الثانوية Sub plot) لكي نزيد الاهتمام بها في حين نضع العامل الأقل أهمية بالنسبة لدرجة دقة المعلومات في القطع الكبيرة الكاملة وربما قد يكون الخطأ التجريبي في القطع الثانوية أقل من الخطأ التجريبي في القطع الرئيسية .

عيوب تصاميم القطع المنشقة :-

1- المعاملات التي تطبق على القطع الكبيرة أو الكاملة تقاس بدرجة دقة أقل .

2- تزداد درجة تعقيد تحليل البيانات وخاصة عند فقدان قيم بعض المشاهدات .

التوزيع العشوائي :- توزع المعاملات التي خصصت للقطع الكبيرة توزيعاً عشوائياً حسب التصميم الذي وقع عليه الاختيار للقطع الكبيرة (أي حسب التصميم العشوائي الكامل أو القطاعات أو المربع اللاتيني .

أما المعاملات المخصصة للقطع الثانوية فتتوزع توزيعاً عشوائياً على القطع الثانوية داخل كل قطعة كاملة مع الملاحظة بأن التوزيع العشوائي لكل قطعة كاملة وللقطع الثانوية داخلها يتم بشكل عشوائي ومستقل لكل منهما .

القطع المشقة في تصميم عشوائي كامل whole plot in a C.R.D.

مثال – لنفرض لدينا تجربة عاملية 4× 4 أي العامل A بأربعة مستويات (a1,a2,a3.a4) والعامل B بأربعة مستويات (b1,b2,b3,b4) وتكرر كل معاملة عاملية بأربعة مرات وأن الوحدات التجريبية كانت متجانسة والمخطط الحقلي لهذه التجربة هو :-.

b 1	b 1	b 1	b 1
b 3	b 3	b 3	b 3
a 1 b 4	a 2 b 4	a 4 b 4	a 1 b 4
b 2	b 2	b 2	b 2
b 2	b 3	b 2	b 2
b 1	b 1	b 1	b 1
a 2 b 4	a 3 b 2	a 1 b 4	a 4 b 4
b 3	b 4	b 3	b 3
b 1	b 2	b 1	b 1
b 2	b 1	b 2	b 2
a 4 b 3	a 1 b 3	a 2 b 3	a 3 b 3
b 4	b 4	b 4	b 4
b 3	b 3	b 3	b 3
b 2	b 4	b 2	b 2
a 3 b 1	a 4 b 1	a 3 b 1	a 2 b 1
b 4	b 2	b 4	b 4

جدول تحليل التباين :-يستخرج في هذا النوع من التجارب خاطئان تجريبيان الأول يسمى $Error_a$ حيث يختبر اختلاف المكررات (تباين المكررات) وتباين مستويات العامل الرئيسي A في حين أن الخطأ التجريبي الثاني وهو يسمى $Error_b$ وهو يختبر تباينات العامل الثاني B أضافة الى تباين التداخل بين العاملين AB وعادةً يكون الخطأ التجريبي الأول أكبر من الثاني لأنه يقيس القطع الرئيسية أو القطع الكاملة والتي تكون مساحتها أكبر ولهذا يكون التباين فيها أكبر مما يجعل الخطأ التجريبي في القطع الرئيسية كبير مقارنة مع خطأ القطع الثانوية والتي تكون مساحتها أصغر وبالتالي تكون أكثر تجانساً مما في القطع الرئيسية.

جدول تحليل التباين للنظام القطع المنشقة بتصميم CRD

S.O.V.	D .f.	S.S.	M.S.	F .cal.	F .tab.
A	a -1 =	SS a =A-CF	$\frac{\text{SS a}}{a-1}$	$\frac{MSa}{MSEa}$	
E $_{a}$	a(r-1)=	SS $_{E\ a}$ = RA-A	$\frac{\text{SS E a}}{a(r-1)}$		
B	b - 1 =	SS $_{b}$ = B-CF=	$\frac{\text{SS b}}{b-1}$	$\frac{\text{MSb}}{MSEb}$	
AB	(a-1)(b-1)=	SS $_{a\ b}$=AB-A-B+CF	$\frac{\text{SS ab}}{(a-1)(b-1)}$	$\frac{\text{MSab}}{MSEb}$	
E $_{b}$	a(b-1)(r-1)=	SS $_{E\ b}$ = ABR-AB-AR+A	$\frac{\text{SS E b}}{a(b-1)(r-1)}$		
T	Abr-1=	ABR-CF=			

عند حساب قيم LSD ودنكن Duncan للاختبار المقارنات يعتمد على قيمة MSE a عند المقارنة لقيم العامل A أما في حالة العامل B والتداخل AB يعتمد عند المقارنة على قيمة الخطأ التجريبي الثاني MSE b .

نظام القطع المنشقة بتصميم القطاعات العشوائية الكاملة RCBD :-

أذا ما كانت رغبت الباحث أو متطلبات التجربة تتطلب استخدام هذا التصميم بناءٍ على وجود اختلاف بين الوحدات التجريبية في أحد الاتجاهات والتي تشترط أن يكون التصميم في هذه الحالة هو RCBD لنعود الى نفس المثال السابق لتجربة عاملية 4*4 أي أن العامل A بأربعة مستويات (a4,a3,a2,a1)والعامل B أيضاً بأربعة مستويات (b4,b3,b2,b1)سيكون المخطط الحقلي لهذه التجربة هو :-

R1	R2	R3	R4
b 1	b 1	b 1	b 1
b 3	b 3	b 3	b 3
b 4 a 1	b 4 a 2	b 4 a 4	b 4 a 1
b 2	b 2	b 2	b 2
b 2	b 3	b 2	b 2
b 1	b 1	b 1	b 1
b 4 a 2	b 2 a 3	b 4 a 1	b 4 a 4
b 3	b 4	b 3	b 3
b 1	b 2	b 1	b 1
b 2	b 1	b 2	b 2
b 3 a 4	b 3 a 1	b 3 a 2	b 3 a 3
b 4	b 4	b 4	b 4
b 3	b 3	b 3	b 3
b 2	b 4	b 2	b 2
b 1 a 3	b 1 a 4	b 1 a 3	b 1 a 2
b 4	b 2	b 4	b 4

جدول تحليل التباين

S.O.V.	D .f.	S.S.	M.S.	F .cal.	F .tab.
R	r-1	SS r =R-CF	$\frac{\text{SS r}}{r-1}$		
A	a -1 =	SS a =A-CF	$\frac{\text{SS a}}{a-1}$	$\frac{MSa}{MSEa}$	
E_a	(a-1)(r-1)=	SS_{Ea} = RA-A-R+CF.	$\frac{\text{SS E a}}{a(r-1)}$		
B	b - 1 =	SS_b = B-CF=	$\frac{\text{SS b}}{b-1}$	$\frac{\text{MSb}}{MSEb}$	
AB	(a-1)(b-1)=	SS_{ab}= AB-A-B+CF	$\frac{\text{SS ab}}{(a-1)(b-1)}$	$\frac{\text{MSab}}{MSEb}$	
E_b	a(b-1)(r-1)=	SS_{Eb} = ABR-AB-AR+A	$\frac{\text{SS E b}}{a(b-1)(r-1)}$		
T	Abr-1=	ABR-CF=			

الاختبارات :-

1- قيمة LSD للعامل المراد اختباره هي

$$LSD_A = \sqrt{\frac{2Mse(a)}{br}} \; x \; t_{(0.05\ ,0.01)}$$

هي

$$LSD_B = \sqrt{\frac{2Mse(b)}{ar}} \; x \; t_{(0.05\ ,0.01)}$$

هي

$$LSD_{AB} = \sqrt{\frac{2Mse(b)}{r}} \; x \; t_{(0.05\ ,0.01)}$$

وقيمة t نحصل عليها من جدول t بالاعتماد على درجات الحرية للخطأ التجريبي لكل عامل أي عند مقارنة مستويات العامل A نلجأ الى درجات حرية E a بينما في حالة العامل B و AB نستخدم درجات حرية E b

مثال :- استخدم ثلاثة انواع من الاسمدة العضوية لتسميد اربعة اصناف من الطماطة في تجربة عاملية بتصميم الألواح المنشقة لدراسة أي من الأسمدة العضوية أكثر تأثيراً على حاصل النبات الواحد من أصناف الطماطة وبثلاثة مكررات وكان حاصل النبات الواحد كما في جدول البيانات التالي والمطلوب جدول تحليل التباين وأجراء اختبار أقل فرق معنوي .

الأصناف	الأسمدة		المكررات		
A	B	R1	R2	R3	Y ij.
	b 1	9	8.5	9.5	27.0
a 1	b 2	8	8	8.5	24.5
	b 3	7.5	7	7.5	22.0
		24.5	23.5	25.5	73.5
	b 1	8.5	8.5	8	25
a 2	b 2	7.5	7	7.5	22
	b 3	7	6.5	7.5	21
		23	22	23	68.0
	b 1	8	7.5	7.5	23
a 3	b 2	7	6.5	6	19.5
	b 3	6.5	6	5.5	18
		21.5	20	19	60.5
	b 1	7.5	6.5	6.5	20.5
a 4	b 2	5.5	4.5	5	15
	b 3	5.5	4.5	3.5	13.5
		18.5	15.5	15	49
Y..k		87.5	81.0	82.5	251.0

لكي نقوم بتحليل بيانات التجربة نحسب

$$C.F = \frac{(Y\ldots)^2}{abr} = \frac{(251.0)^2}{36} = 1750.028$$

$$SST = \sum Yijk^2 - CF = (\ 9^2 + 8.5^2 + 9.5^2 + \ldots + 4.5^2 + 3.5^2) - 1750.028 = 63.972$$

$$SSR = \frac{\sum Y..k^2}{ab} - CF = \frac{\mathbf{87.5^2+81^2+82.5^2}}{\mathbf{12}} - 1750.028 = 1.930$$

2- نحتاج الى عمل عدد من الجداول التي تساعدنا على حساب القيم المطلوبة التي سنحتاجها في الحصول على مجاميع مربعات مصادر التباين المختلفة .

1- جدول ذو اتجاهين بين A X B

A / B	a1	a2	a 3	a 4	Y .j.
b1	27	25	23	20.5	95
b 2	24.5	22	19.5	15.0	81
b 3	22	21	18	13.5	74.5
Yi..	73.5	68.0	60.5	49	251

$$SSA= \frac{\sum Yi..^2}{br} - CF = \frac{73.5^2+68^2+\cdots+49^2}{9} - 1750.028=37.472$$

$$SSB = \frac{\sum Y.j.^2}{ar} - CF = \frac{95.5^2+81^2+74.5^2}{12} -1750.028= 19.264$$

1- جدول` اتجاهين بين (R × A)

A / R	a1	a2	a 3	a 4	Y ..k
R 1	24.5	23	21.5	18.5	87.5
R 2	23.5	22	20	15.5	81
R 3	25.5	23	19	15	82.5
Yi..	73.5	68.0	60.5	49	251

$$R= \frac{\sum Y..k^2}{ab} = \frac{\mathbf{87.5^2+81^2+82.5^2}}{\mathbf{12}} = 1751.958$$

$$AR = \frac{\sum Yi.k^2}{b} = \frac{24.5^2+23^2+\cdots+15^2}{3} =1791.83$$

$$A = \frac{73.5^2+68^2+\cdots+49^2}{9} =1787.5$$

$$SSAR_{(m\,p)} = = \frac{\sum Yi.k^2}{b} - CF = \frac{24.5^2+23^2+\cdots+15^2}{3} -1750.028= 41.805$$

$$SS_{E\,a} = SSRA_{(mp)} - SSR-SSA= 2.403$$

$$AB = \frac{\sum \mathbf{Yij.^2}}{\mathbf{r}} = \frac{\mathbf{27^2+25^2+\cdots+18^2+13.5^2}}{\mathbf{3}} = 1808$$

SSAB= AB - A-B+CF = 1808 -1787.5 – 1769.29 +1750.028 = 1.238

$$SS_{Eb} = SST - SSB - SSAB - SSAR =$$

$$SS_{Eb} = 63.972 - 19.264 - 1.238 - 41.805 = 1.67$$

أو $$SS_{Eb} = ABR - AB - AR + A = 1814 - 1808 - 1791.83 + 1787.5 = 1.67$$

جدول تحليل التباين

S.O.V.	D .f.	S.S.	M.S.	F .cal.	F .tab.
R	r-1=2	SS r =R-CF=1.930	$\frac{SS\ r}{r-1}$		
A	a -1 =3	SS a =A-CF=37.472	$\frac{SS\ a}{a-1}$	$\frac{MSa}{MSEa}$	
E_a	(a-1)(r-1)=6	SS_{Ea} = RA-A-R+CF= 2.403	$\frac{SS\ E\ a}{a(r-1)}$		
B	b - 1 =2	SS_b = B-CF= 19.264	$\frac{SS\ b}{b-1}$	$\frac{MSb}{MSEb}$	
AB	(a-1)(b-1)=6	SS_{ab}= AB-A-B+CF= 1.238	$\frac{SS\ ab}{(a-1)(b-1)}$	$\frac{MSab}{MSEb}$	
E_b	a(b-1)(r-1)=16	SS_{Eb} = ABR-AB-AR+A=1.67	$\frac{SS\ E\ b}{a(b-1)(r-1)}$		
T	Abr-1=35	ABR-CF= 63.972			

تقدير القيمة المفقودة في تصميم الألواح المنشقة :-

عند فقد قيمة أي مشاهدة في أحد الألواح الثانوية يلزم تقديرها باستخدام الصيغة التالية :-

$$Yijk = \frac{\mathbf{r\,w + b(a\,j\,b\,k) - (a\,j)}}{(\mathbf{r-1})(\mathbf{b-1})}$$

حيث أن :- r = عدد المكررات

W = مجموعة قيم المكرر الفاقد للقيمة

b = عدد مستويات العامل الثاني

a j b k = مجموع قيم مشاهدات اللوح الثانوي الفاقد للقيمة

a j =مجموع قيم مشاهدات اللوح الرئيسي من العامل الرئيسي A الفاقد للقيمة

فإذا افترضنا أن قيمة المشاهدة a1b2r1 قد فقد من المثال السابق .ويراد تقديرها لغرض تحليل البيانات حسب التصميم المستخدم .

$$Y\ ijk == \frac{\mathbf{3(16.5)+3(16.5)-65.5}}{(\mathbf{3-1})(\mathbf{3-1})}$$

ثم يتم تحليل البيانات بصورة اعتيادية مع طرح درجة حرية واحدة من درجات الحرية لكل من E(b) و Total لكل قيمة مفقودة .أما إذا فقدت أكثر من قيمة مشاهدة كل منها في لوح رئيسي مختلف أو أكثر من مشاهدة في اللوح الثانوي فمنها يتم تقدير هذه القيم بأعاده أستخدم الصيغة السابقة لتقدير قيمة المشاهدة المفقودة .

$$LSD_{(A)} = t_{(0.01)} \sqrt{\frac{2Mse(a)}{br}} = 3.707 \sqrt{\frac{2\ (0.401)}{9}} = 1.107$$

$$LSD_{(B)} = t_{(0.01)} \sqrt{\frac{2Mse(b)}{ar}} = 2.921 \sqrt{\frac{2\ (0.401)}{12}} = 0.384$$

أما بالنسبة للتداخل فبما أنه غير معنوي لذا لا يحسب .إلا أن سوف نحسبه للتعليم فقط .

تصميم القطع المنشقة لأكثر من مرة Split- Split- Plot Design

في بعض الأحيان يهتم الباحث بدراسة جميع التوافيق الممكنة بين عدة مستويات لثلاثة عوامل A,B,C غير أن درجة اهتمامه بالعامل A قد تكون قليلة نسبة الى العامل B الذي تكون درجة الاهتمام به متوسطة في حين أن العامل C والتداخل بينه وبين كل من العاملين A و B هي الأكثر أهمية في نظر الباحث وفي مثل هذه الحالة فأن القطع الكاملة التي تحتوي على العامل A تقسم الى قطع ثانوية Split –plot لتوزع عليها مستويات العامل B وهذه القطع الثانوية بدورها تقسم الى قطع أصغر بعدد مستويات العامل C لتوزع عليها معاملات هذا العمل الأخير ولفهم نظام القطع المنشقة لأكثر من مرة **Split- Split- Plot Design** لثلاثة عوامل –

نأخذ المثال التالي :-

أجريت تجربة عاملية 2×3×2 وبأربعة مكررات على محصول الخيار باستخدام تصميم القطع المنشقة لأكثر من مرة وذلك لدراسة تأثير ثلاثة مواعيد زراعة (B= b1,b2,b3) وثلاثة مستويات من التسميد (C=c1,c2) مع طريقتين من الري (A=a1,a2) على كمية عدد الثمار للمتر المربع وأستخدم فيها تصميم RCBD وبأربعة مكررات .

الحل: - أن يختار الباحث عادة العامل A طرق الري على القطع الكاملة (الرئيسية) لسهولة تطبيق لأنه تنفيذ هذا العامل يحتاج الى مساحة أكبر وسهولة تنظيم طريقة الري أوقد تكون اهتمام الباحث بهذا العامل أقل أهمية من بقية العوامل . والعامل الثاني B مواعيد الزراعة على القطع الثانوية لأنه كانت ربما اهتمام الباحث فيه متوسطة أما العامل الثالث C معدلات التسميد فتخصص له القطع تحت الثانوية أو تسمى الثانوية الأصغر لكون هذا العامل له اهمية كبيرة لدى الباحث .

المخطط الحقلي لهذه التجربة سيكون بالشكل التالي

R1				R2				R3				R4			
a1		a 2		a 1		a 2		a2		a 1		a 1		a 2	
b2	c 1	b 3	c 2	b2	c 1	b3	c 2	b2	c 1	b1	c 2	b2	c 2	b3	c1
	c 2		c 1		c 2		c 1		c 2		c 1		c 1		c 2
b1	c 1	b2	c 1	b1	c 2	b2	c 1	b1	c 1	b3	c 2	b1	c 1	b2	c 1
	c 2		c 2		c 1		c 2		c 2		c 1		c 2		c 2
b3	c 1	b1	c 2	b3	c 1	b1	c 2	b3	c 2	b2	c 1	b3	c 2	b1	c1
	c 2		c 1		c 2		c 1		c 1		c 2		c 1		c 2

بيانات الجدول الرئيسي للتجربة :-

A	B	C	R1	R2	R3	R4	Yijk.
a1	b1	c 1	90	83	85	86	344
		c 2	107	95	88	89	379
	b 2	c 1	92	98	112	79	381
		c 2	92	106	91	87	376
	b 3	c 1	81	74	82	85	322
		c 2	93	74	94	83	344
a 2	b1	c 1	80	102	60	73	315
		c 2	100	105	114	114	433
	b 2	c 1	121	99	90	109	419
		c 2	119	123	113	126	481
	b 3	c 1	78	136	119	116	449
		c 2	122	132	136	133	523
		Y…L	1175	1227	1184	1180	Y…. 4766

جدول تحليل التباين لتجربة عاملية ذات ثلاثة عوامل في تصميم قطع منشقة مرتين ووضع العامل A في القطع الرئيسية والعامل B في القطع الثانوية والعامل C في القطع تحت الثانوية أو تسمى الثانوية الصغرى :-

S.O.V.	d.f.	SS	MS	F.cal.	F.tab
R	**r-1=**	**SS R=R-C.F.**			
A	**a-1=**	**SS A= A-C.F**			
E a	**(a-1)(r-1)=**	**SS E_a = RA-A-R+C.F.**			
B	**b-1=**	**SS B =B-C.F**			
AB	**(a-1)(b-1)=**	**SSAB=AB-A-B+C.F**			
E b	**a(b-1)(r-1)=**	**SSE_b=RAB-RB-AB+A**			
C	**c-1=**	**SSC=C-C.F.**			
AC	**(a-1)(c-1)=**	**SSAC=AC-A-C+C.F.**			
BC	**(a-1)(b-1)=**	**SSBC=BC-B-C+C.F.**			
ABC	**(a-1)(b-1)(c-1)=**	**SSABC=ABC-AB-AC-BC+A+B+C-C.F.**			
E c	**ab(c-1)(r-1)=**	**SS E_c =RABC-RAB-ABC+AB**			
Total	**Abcr-1=**	**SST= RABC-C.F**			

ولكي نستطيع تحليل بيانات هذه التجربة فأنه يلزمنا جدول لتجميع البيانات في صور مختلفة حتى نستطيع حساب القيم التي أوضحنا رموزها في الجدول السابق .

لكي نقوم بتحليل بيانات التجربة نحسب

$$C.F = \frac{(Y....)^2}{abcr} = \frac{(4766)^2}{48} = 473224.0833$$

$$ABC= = \frac{\sum Yijk.^2}{r} = \frac{344^2+379^2+\cdots+523^2}{4} = 484825$$

$$ABCR = \sum Yijkl^2 = (90^2 + 83^2 + 85^2 + \ldots + 136^2 + 133^2) = 489786$$

$$SST= \sum Yijkl^2 - CF = (90^2 + 83^2 + 85^2 + \ldots + 136^2 + 133^2) - 473224.0833$$

$$SST= \sum Yijkl^2 - CF = 489786 - 473224.0833 = 16561.9167$$

$$R = \frac{\sum Y...r^2}{abc} = \frac{1175^2+1227^2+\cdots+1180^2}{12} = 473367.5$$

$$SSR = \frac{\sum Y...k^2}{abc} - CF = \frac{1175^2+1227^2+\cdots+1180^2}{12} - 473224.0833 = 143.4167$$

2- نحتاج الى عمل عدد من الجداول التي تساعدنا على حساب القيم المطلوبة التي سنحتاجها في الحصول على مجاميع مربعات مصادر التباين المختلفة .

1- جدول ذو اتجاهين بين A X R

R / A	R1	R2	R 3	R 4	Y i...
a1	555	530	552	509	2146
a 2	620	697	632	671	2620
Y…L	1175	1227	1184	1180	4766

$$A=\frac{\sum Yi...^2}{bcr}=477904.8333$$

$$AR= \frac{\sum Yi..k^2}{bc} = \frac{555^2+530^2+\cdots+671^2}{6} = 478764$$

$$SSA=\frac{\sum Yi...^2}{bcr} - CF= \frac{2146^2+2620^2}{24} - 473224.0833 = 4680.750033$$

-1 جدول` اتجاهين بين (B × A)

A / B	a1	a2	Y .j..
b 1	723	748	1471
b 2	757	900	1657
b 3	666	972	1638
Yi...	2146	2620	4766

$$B = \frac{\sum Y.j..^2}{acr} = \frac{1471^2+1657^2+1638^2}{16} = 474533.375$$

$$SSB = \frac{\sum Y.j..^2}{acr} - CF = \frac{1471^2+1657^2+1638^2}{16} - 473224.0833 = 1309.2917$$

$$AB = \frac{\sum Yij..^2}{cr} = \frac{732^2+748^2+\cdots+927^2}{8} = 481702.75$$

3- نعمل جدول ذو ثلاثة اتجاهات B×R ×A وذلك لغرض حساب قيمة الخطأ الثاني

A	R / B	R1	R2	R3	R4	YIJ..
	b 1	197	178	173	175	723
a1	b 2	184	204	203	166	757
	b 3	174	148	176	168	666
	b 1	180	207	174	187	748
a 2	b 2	240	222	203	235	900
	b 3	200	268	255	249	972
Y…L		1175	1227	1184	1180	4766

$$R\ AB = \frac{\sum Yij.l^2}{c} = \frac{197^2+184^2+\cdots+249^2}{2} = 484663.0001$$

4- جدول ذو اتجاهين لحساب A× C لكي نحسب قيمة C و AC

C / A	c1	c 2	Yi…
a1	1047	1099	2146
a2	1183	1437	2620
Y..k.	2230	2536	4766

$$C = = \frac{\sum Y..k.^2}{abr} = \frac{2230^2+2536^2}{24} = 475174.8333$$

$$SSC = \frac{\sum Y..k.^2}{abr} - C.F. = \frac{2230^2+2536^2}{24} - 473224.0833 = 1950.7500$$

$$AC = \frac{\sum Y..k.^2}{br} = \frac{1047^2+1183^2+\cdots+1437^2}{12} = 480705.6667$$

5- جدول ذو اتجاهين B× C

C / B	c 1	c 2	Y .j..
b 1	659	812	1471
b 2	800	857	1657
b 3	771	867	1638
Y…k.	2230	2536	4766

$$BC = \frac{\sum Y.jk.^2}{ar} = \frac{659^2+800^2+\cdots+857^2+867^2}{8} = 476775.5$$

SS_{Ea}= RA-R-A+C.F = 478764- 473367.5- 477904.8333+473224.0833= 715.75

SSAB= AB - A-B+CF = 481702.75- 477904.8333- 474533.375+473224.0833=

SSAB= AB - A-B+CF = 2488.625

SS_{Eb} = ABR - AR-AB +A = 484663.0001 - 478764 - 481702.75+477904.833

SS_{Eb} = ABR - AR-AB +A = 2101.083

SSAC = AC- A-C+C.F.= 480705.667-477904.833-475174.8333 +473224.0833=

SSAC = AC- A-C+C.F.= 850.0843

SS BC = BC-B-C +C.F.= 476775.5-474533.375-475174.833+ 473224.0833=

SS BC = BC-B-C +C.F.= 291.3753

SS ABC= ABC-AB- AC-BC+A+B+C –C.F= 484825 – 481702.75- 480705.667-476775.5+477904.833+474533.375+475174.833-473224.0833=30.0407

SS_{Ec}= RABC-RAB-ABC+AB= 489786-484663.0001-484825+481702.75=

SS_{Ec} = RABC-RAB-ABC+AB = 2000.749

جدول تحليل التباين

S.O.V.	D .f.	S.S.	M.S.	F .cal.	F .tab.
R	r-1=3	SS r =R-CF=143.41687	$\frac{\text{SS r}}{r-1}$		
A	a -1 =1	SS a =A-CF=4680.75	$\frac{\text{SS a}}{a-1}$	$\frac{MSa}{MSEa}$	
E_a	(a-1)(r-1)=3	SS_{Ea} = RA-A-R+CF= 715.75	$\frac{\text{SS E a}}{a(r-1)}$		
B	b - 1 =2	SS_b = B-CF= 1309.2917	$\frac{\text{SS b}}{b-1}$	$\frac{MSb}{MSEb}$	
AB	(a-1)(b-1)=2	SS_{ab}= AB-A-B+CF= 2488.625	$\frac{\text{SS ab}}{(a-1)(b-1)}$	$\frac{MSab}{MSEb}$	
E_b	a(b-1)(r-1)=12	SS_{Eb} = ABR-AB- AR+A=2101.083	$\frac{\text{SS E b}}{a(b-1)(r-1}$		
C	c-1=1	SS c= C-C.F=1950.75			
AC	(a-1)(c-1)=1	SS ac= AC-A-C+C.F= 850.0843			
BC	(b-1)(c-1)=2	SS b c = BC-B-C-+C.F=291.3753			
ABC	(a-1)(b-1)(c-1)=2	SS ABC= ABC-AB-AC-BC+A+B+C- C.F= 30.0407			
E c	a b(c-1)(r-1)= 18	SS E c = RABC-RAB-AB= 2000.749			
T	abcr-1=47	ABCR-CF= 16561.9167			

تجارب عاملية داخل قطع منشقة Factorial Experiment in Split- plot

حيث توزع مستويات العامل A في الألواح الرئيسية main plot أما التوافيق بين العاملين الأخرين (B و C) فأنها التوافيق في القطع الثانوية ويستخدم هذا التصميم عندما يتطلب معاملات العامل الرئيسي A مساحة أكبر من التوافيق مثل اعماق الحراثة أو مواعيد الري أو الحصاد الميكانيكي أو المكافحة بالمبيدات وغيرها من العوامل التي تتطلبها هكذا نوع من التصاميم أو عندما يتطلب أن تكون التوافيق أكثر أهمية من العامل A حيث يعتبر في هذه الحالة العامل A هو العامل الذي يوزع في القطع الرئيسية في حين توزع التوافيق في الألواح الثانوية ،

مثال :- نفذت تجربة عاملية ذات ثلاثة عوامل تتمثل بثلاثة مستويات للعامل A وثلاثة مستويات للعامل B ومستويين للعامل C في تجربة عاملية داخل منشقة وبثلاثة مكررات .

المطلوب مخطط التجربة وجدول تحليل التباين لها .

الحل التوليفات بين Bو C والتي توزع في الألواح الثانوية وبشكل عشوائي أما المعاملات الرئيسية توزع على الألواح الثانوية –

R1		R2		R3	
a 1	b1c1	a3	b3c2	a3	b3c1
	b1c 2		b2c 2		b1c 2
	b3c1		b3c1		b2c1
	b2c1		b2c1		b1c1
	b 3c2		b 1c2		b 3c2
	b2 c2		b1 c2		b2 c2
a 3	b1c1	a2	b3c1	a1	b1c1
	b2 c 2		b2c 2		b1c 2
	b3c1		b3c2		b3c1
	b2c1		b2c1		b2c1
	b 1c2		b 1c2		b 3c2
	b3 c2		b1 c2		b2 c2
a2	b2c1	a1	b2c1	a2	b1c1
	b1c 1		b3c 2		b1c 2
	b2c2		b3c1		b3c1
	b3c1		b1c2		b2c1
	b 1c2		b 2c2		b 3c2
	b3 c2		b1 c1		b2 c2

جدول تحليل التباين لهذا التصميم

S.O.V.	d.f.	SS	MS	F.cal.	F.tab
R	r-1=2	SS R=R-C.F.			
A	a-1=2	SS A= A-C.F			
E a	(a-1)(r-1)=4	SS E_{a} = RA-A-R+C.F.			
B	b-1= 2	SS B =B-C.F			
C	c-1=1	SSC=C-C.F.			
AB	(a-1)(b-1)=4	SSAB=AB-A-B+C.F			
AC	(a-1)(c-1)=2	SSAC=AC-A-C+C.F.			
BC	(a-1)(b-1)=2	SSBC=BC-B-C+C.F.			
ABC	(a-1)(b-1)(c-1)=4	SSABC=ABC-AB-AC-BC+A+B+C-C.F.			
E b	a(bc-1)(r-1)= 30	SSE $_{b}$=RABC-ABC+AR+A			
Total	abcr-1= 53	SST= RABC-C.F			

نلاحظ هنا أن جدول تحليل التباين يحتوي على خطأين تجريبيين هما E(a) و E(b) في حين في تصميم المنشقة المنشقة فأن الجدول يحتوي على ثلاثة أخطاء تجريبية هما E(a) و E(b) و E(c) ويكون تحليل التباين وحساب مجموع المربعات لمصادر التغاير كما في التصميمين السابقين .

وتقارن معنوية العامل Aمع MSE (a) ومعنوية Bو C و AB و AC و BC و ABC فأنها تقارن مع $MS_{E\ (b)}$

النوع الثاني من التجارب هو قطع منشقة داخل عاملية Split –plot in Factorial

حيث تصبح التوافيق بين العاملين A و B في القطع الرئيسية أما مستويات العامل الثالث C فتوزع داخل القطع المنشقة ويستخدم هذه التصميم عندما يتطلب العامل C دقة أكبر من التوافيق بين العاملين A و B أو عندما تتطلب التوافيق مساحة أكبر من مستويات العامل الثالث مثل ألة الحراثة وعمق الحراثة مما يتطلب مساحة أكبر لتنفيذ هذين العاملين . **والمخطط الحقلي لهذه التجارب و لنفس مستويات المثال السابق 3×3×2**

		R1			R2			R3
C1	a 1b1	C2	C1	a3b1	C2	C1	a2b3	C2
C1	a1b2	C2	C1	a2b2	C2	C1	a1b2	C2
C2	a2b1	C1	C2	a2b1	C1	C2	a3b3	C1
C1	a3b1	C2	C1	a 3b3	C2	C1	a2b1	C2
C2	a2b2	C1	C2	a1b2	C1	C2	a2b2	C1
C2	a1b3	C1	C2	a3b2	C1	C2	a1b3	C1
C1	a2b3	C2	C1	a2b3	C2	C1	a 1b1	C2
C2	a3b2	C1	C2	a1b3	C1	C2	a3b2	C1
C2	a3b3	C1	C2	a1b1	C1	C2	a3b1	C1

جدول تحليل التباينات هذا التصميم :-

S.O.V.	d.f.	SS	MS	F.cal.	F.tab
R	r-1=2	SS R=R-C.F.			
A	a-1=2	SS A= A-C.F			
B	b-1= 2	SS B =B-C.F			
AB	(a-1)(b-1)=4	SSAB=AB-A-B+C.F			
E a	(ab-1)(r-1)=16	SS E_a = RAB-AB +C.F.			
C	c-1=1	SSC=C-C.F.			
AC	(a-1)(c-1)=2	SSAC=AC-A-C+C.F.			
BC	(a-1)(b-1)=2	SSBC=BC-B-C+C.F.			
ABC	(a-1)(b-1)(c-1)=4	SSABC=ABC-AB-AC-BC+A+B+C-C.F.			
E b	a b(c-1)(r-1)= 18	SSE $_b$=RABC-ABC-RAB+AB			
Total	abcr-1= 53	SST= RABC-C.F			

في هذا التصميم نلاحظ أن جدول تحليل التباين مشابهة لما هو علية في التصميم السابق باستثناء أن القطع الرئيسية تحتوي على عاملين وتداخلاتهما أما القطع الثانوية تحتوي على العامل الثالث وتداخلاته مع العوامل الأخرى وبذلك فأن اختبار المعنوية للعامل A و العامل B والتداخل بينهما يكون من خلال الخطأ التجريبي $MS_{E\,a}$ أما العامل الثالث وتداخلاته فأنه يتم من خلال $MS_{E\,b}$.

تصميم القطاعات المنشقة أو تصميم القطع الشريطية

Split –Blocks' Design or The Strip – Plot Design

أطلق هذا الاسم على هذا التصميم العالم (Federer 1955) والذي يتميز بوجود عاملين رئيسيين هما العامل الأول (وليكن A) والعامل الثاني (B) والتداخل بينهما (AB) وهو يمثل صورة من صور تصميم أو نظام القطع المنشقة والذي يتميز ببعض المميزات :-

1- يحتوي هذا التصميم على عدد مناسب من القطاعات (المكررات) والتي تقسم باتجاهين متعامدين أحدهما أفقي Horizontal والأخر عمودي Vertical حيث يوزع العامل الأول A بمستوياته المتعددة (a1,a2,a3,…..) على الأشرطة العمودية وبالتالي لاتوجد قطع رئيسية Main – plot ولا قطع ثانوية Sub- Plots كما هو الحال في تصميم القطع المنشقة .

2- يعطي هذا التصميم أكبر درجة من الدقة للتداخل (A× B) مقارنة بالدقة التي يعطيها للعاملين الرئيسيين (A) و (B) في حين أن تصميم RCBD يعطي نفس الدقة لجميع المعاملات (A) و(B) و(A × B)بينما تصميم القطع المنشقة يعطي للعامل الثاني (B) والتداخل (A × B) أهمية أكبر من العامل الأول (A).

3- يستخدم هذا التصميم عندما يتطلب كل من العامل الأول A والعامل الثاني B أكبر قدر من المادة التجريبية مثل طرق تحضير الأرض أو طرق ري أو مواعيد زراعة أو فترات ري التي يحتاج تنفيذها الى أكبر قدر من المادة التجريبية أي أن تكون مساحة الوحدات التجريبية أكبر بحيث يسهل التنفيذ أو كأن تكون أشجار معمرة مثل التفاح أو العنب أو النخيل وغيرها والتي تكون مزروعة وثابتة في الأرض وبالتالي أن يوظف هذا التصميم عليها كذلك يستخدم عندما يراد تسجيل أكثر عدد من المشاهدات في أوقات مختلفة لنفس الوحدة التجريبية المستخدمة في الحقل مثل التجارب التي تؤخذ منها بيانات متتالية على نفس الوحدة التجريبية كأن عدة جنيات تؤخذ من نفس الوحدة التجريبية مثل محاصيل الخضر التي يكون جنياتها مستمرة طول موسم النمو والتي لاتجنى مرة واحدة ولكن يستمر بالجنى لأنه نباتاتها لا تعطي الحاصل دفعة واحدة مثل الباذنجان والفلفل والخيار والطماطة والبامية وغيرها من المحاصيل الأخرى مثل محصول الجت والبرسيم الذي تؤخذ منه عدة حشاة في الموسم .

4- يعتبر التحليل الإحصائي لهذا التصميم أكثر تعقيداً منه في تصميم , RCBD حيث يحتوي جدول تحليل التباين لهذا التصميم على ثلاثة أنواع من الأخطاء التجريبية على خلاف بقية التصاميم الأخرى عند استخدام عاملين في التجربة الخطأ الأول (E a) يستخدم لاختبار معنوية العامل الأول (A) والخطأ الثاني E b يستخدم لاختبار معنوية العامل الثاني B أما الخطأ الثالث E c لاختبار معنوية التداخل AB .

5- أن التوزيع العشوائي لكل من العامل الاول (A) والعامل الثاني يتم بشكل مستقل عن بعضهما .فمثلاً تقسم أرض التجربة الى عدد من القطع المتساوية بعدد المكررات المطلوبة لتكون كل قطعة عبارة عن قطاع ويقسم

كل قطاع الى عدة أشرطة أفقية بعدد مستويات العامل الاول A وكما يقسم ايضاً بأشرطة عمودية بعدد مستويات العامل الثاني B والذي يتم توزيعه بشكل عشوائي وبذلك تتكون وحدات تجريبية صغيرة تحتوي على كل معاملات التداخل ما بين العاملين (A) و(B) ولهذا السبب ستتكون هذه الوحدات التجريبية من تقاطع الأشرطة الأفقية مع الأشرطة العمودية بحجم أصغر من الأشرطة الأفقية والعمودية وبالتالي سيكون داخل كل وحدة تجريبية أكثر تجانساً ولهذا سيحصل التداخل (A× B)على دقة أكثر من العاملين الرئيسيين A و B ويعني ذلك أن :-

1- أن حجم الوحدات التجريبية التي تحتوي على معاملات التداخل هي أصغر من الأشرطة الأفقية والعمودية علماً بعدم وجود علاقة بين حجمي الأشرطة الأفقية والعمودية .

2- التجانس في هذه الوحدات التجريبية الصغيرة أكثر منه في الأشرطة الأفقية والعمودية

3- للسببين أعلاه تكون الدقة للتداخل أكثر دقة من العاملين الرئيسيين A و B .

المخطط الحقلي لتجربة منفذة بتصميم القطع الشريطية أو القطاعات الشريطية باستخدام القطاعات العشوائية

لدراسة تأثير عاملين وكل عامل بثلاثة مستويات وهما A (a1,a2,a3) و B (b3,b2,b1,) وبثلاثة مكررات .

R1		
b1 a1	b2 a1	b 3 a1
b1 a2	b2 a 2	b 3 a2
b1 a3	b2 a3	b 3 a3

R2		
b3 a2	b2 a 2	b 1 a2
b3 a3	b2 a3	b 1 a3
b 3 a1	b2 a1	b 1 a1

R3		
b2 a2	b1 a2	b 3 a2
b2 a1	b1 a1	b 3 a1
b2 a1	b1 a1	b 3 a1

جدول تحليل التباين

S.O.V	D .F.	S.S	M.S.	F.cal.	F.tab.
R	r-1=	SS r =R-CF			
A	a-1	SS a =A-CF			
E a	(a-1)(r-1)	$SS_{E\,a}$ = RA-A-R+CF.			
B	(b-1)	SS_{b} = B-CF=			
E b	(b-1)(r-1)	SS_{b} =RB-B-R+C.F			
AB	(a-1)(b-1)	$SS_{a\,b}$= AB-A-B+CF			
E c	(a-1)(b-1)(r-1)	$SS_{E\,b}$ = ABR- AR – BR – AB+R+A+B –C.F			
T	ABR-1=	SST =ABR –C.F			

مثال – طلب منك تنفيذ تجربة في بستان يحتوي على ثلاثة أصناف من التفاح A (a1,a2,a3) وكل صنف مزروع بثلاثة خطوط متتالية وكل خط يحتوي على تسعة أشجار لدراسة تأثير ثلاثة أنواع من أسمدة B (b1,b2,b3) على حاصل الثمار للشجرة الواحدة علماً أن الأسمدة تضاف مع ماء الري بالتنقيط والتي تمتد عمودياً على خطوط الزراعة .والجدول التالي يبين متوسط عدد الثمار للشجرة الواحدة .

الحل :- المخطط الحقلي لهذه التجربة والتي رمزنا لكل صنف برمز ××× للصنف A1 وللصنف A2 0000 وللصنف A3 +++++ وللأنواع الأسمدة بأحد الألوان والتي هي ضمن أنابيب الري الممتدة عمودياً على خطوط الزراعة .

	A1			A2			A3		
	B2	B1	B3	B1	B2	B3	B2	B1	B3
R 1	×	×	×	0	0	0	+	+	+
	×	×	×	0	0	0	+	+	+
	×	×	×	0	0	0	+	+	+
R2	×	×	×	0	0	0	+	+	+
	×	×	×	0	0	0	+	+	+
	×	×	×	0	0	0	+	+	+
R3	×	×	×	0	0	0	+	+	+
	×	×	×	0	0	0	+	+	+
	×	×	×	0	0	0	+	+	+

التحليل الإحصائي لهذه التجربة :-

Aالأصناف	B أنواع الأسمدة	AB المعاملات العاملية	R1	R2	R3	Yij	Yij
a1	b1	a1b1	10	11	12	33	
	b2	a1b2	13	12	14	39	
	b3	a1b3	12	15	14	41	
			35	38	40	113	
a2	b1	a2b1	8	7	9	24	
	b2	a2b2	11	12	13	36	
	b 3	a2b3	13	15	16	44	
			32	34	38	104	
a3	b1	a3b1	14	15	17	46	
	b2	a3b2	15	15	18	48	
	b3	a3b3	17	18	20	55	
			46	48	55	149	
			113	120	133	366	

1- نحسب معامل التصحيح:- $C.F = \frac{(Y...)^2}{abr} = \frac{(366)^2}{27} = 4961.33$

نحسب مجموع المربعات الكلية = $ABR = \sum Yijk^2 = 10^2 + 11^2 + \cdots + 18^2 + 20^2 = 5214$

$SST = ABR - C.F = 5214 - 4961.33 = 252.67$

2- لحساب مجاميع المربعات لمصادر التباين نعمل على تنظيم جدول نبين فيه مجاميع المعاملات العاملية وذو أتجاهين بين A و R و AR

A \ R	R 1	R 2	R 3	Yi..
a 1	35	38	40	113
a 2	32	34	38	104
a 3	46	48	55	149
Y ..k	113	120	133	Y... 366

- مجموع المربعات غير المصححة للقطاعات $R = \frac{\sum Y..k.^2}{ab} = \frac{113^2 + 120^2 + 133^2}{9} = 4984.22$

$SS_r = R - C.F = 4984.22 - 4961.33 = 22.89$

- مجموع المربعات غير المصححة لمستويات العامل A $A = \frac{\sum Yi..^2}{br} = \frac{113^2 + 104^2 + 149^2}{9} = 5087$

$SSA = 5087 - 4961.33 = 126$

$AR = \frac{\sum Yi.k.^2}{b} = \frac{35^2 + 38^2 + \cdots + 55^2}{3} = 5112.66$

$SS_{E\,a} = RA - A - R + C.F. = 5112.66 - 5087 - 4984.22 + 4961.33 = 2.77$

نعمل جدول BR لإيجاد BR و B

B \ R	R 1	R 2	R 3	Y.j.
b 1	32	33	38	103
b 2	39	39	45	123
b 3	42	48	50	140
Y ..k	113	120	133	Y… 366

3- مجموع المربعات غير المصححة لمستويات العامل B

$$B=\frac{\sum Y.j.^2}{ar}=\frac{103^2+123^2+140^2}{9}=5037.55$$

SSB =5037.55 - 4961.33= 76.22

نحسب BR

$$B\,R=\frac{\sum Y.jk.^2}{a}=\frac{32^2+33^2+\cdots+48^2+50^2}{3}=5064$$

$$AB=\frac{\sum Yij.^2}{r}=\frac{33^2+39^2+\cdots+48^2+55^2}{3}=5181.33$$

ثم نحسب مجموع المربعات المصححة ....

SSAB = AB-A-B + C.F = 5181.33 – 5087 - 5037.33 +4961.33 = 18.33

$SS_{E\,b}$ = RB-B-R +C.F. = 5064 -5037.55 -4984.22 +4961.33 = 3.56

$SS_{E\,c}$ = RAB –RA –RB-AB +R+A+B –C.F. =

$SS_{E\,c}$ = 5214 – 5112.66 -5064 – 5181.33 + 4984.22 +5087+ 5037.55 -4961.33 = 3.45

جدول تحليل التباين لتجربة منفذة بنظام القطع الشريطية وفق تصميم RCBD لعاملين B,A وبثلاثة مكررات

S.O.V	D .F.	S.S	M.S.	F.cal.	F.tab.
R	r-1=2	SS r =R-CF = 22.89	11.44		
A	a-1= 2	SS a =A-CF= 126.00	63		
E a	(a-1)(r-1)= 4	$SS_{E\,a}$ = RA-A-R+CF.= 2.77	0.7		
B	(b-1) =2	SS_b = B-CF=76.22	38.1		
E b	(b-1)(r-1) = 4	SS_b =RB-B-R+C.F =3.56	1.78		
AB	(a-1)(b-1) = 4	$SS_{a\,b}$= AB-A-B+CF = 18.33	4.58		
E c	(a-1)(b-1)(r-1) =8	$SS_{E\,b}$ = ABR- AR – BR – AB+R+A+B –C.F =3.45	0.43		
T	ABR-1=26	SST =ABR –C.F = 252.67			

تصميم القطع الشريطية المنشقة Split in Strip – Plot Design

في هذا التصميم يقسم المكرر الى أشرطة عمودية تمثل العامل الأول (A) والى أشرطة أفقية تمثل العامل الثاني (B) ويمكن لأن يكون العكس أي أن الأفقية للعامل الأول والعمودية للعامل الثاني أذ أنه لافرق في ذلك إلا إذا كانت متطلبات التنفيذ تتطلب ذلك. ثم تقسم كل توليفة بين العاملين الرئيسيين الى أقسام بعدد مستويات العامل الثالث (C) التي توزع فيها مستويات العامل الثالث . وهنا تكون مستويات الدقة على ثلاثة درجات أعلاها دقة هي مستويات العامل الثالث ويليها التوليفات بين A و B (التداخل) وبعد ها تكون مستويات العاملين A و B في درجة الدقة الثالثة .

مثال . طبقت تجربة عاملية (2× 3×3) للعوامل (C× B × A)على التوالي بتصميم القطع الشريطية المنشقة وبثلاثة مكررات حيث مثل العامل الأول A ثلاثة مستويات من أعماق الري والعامل الثاني B يمثل ثلاثة مستويات من السماد الفوسفاتي والعامل الثالث C يمثل صنفين من الباذنجان وكانت البيانات كما في الجدول

المطلوب المخطط الحقلي للتجربة وجدول تحليل التباين .

R1					
a3		a 1		a 2	
b1	c1	b1	c1	b1	c2
	c2		c2		c1
b3	c1	b3	c1	b3	c2
	c2		c2		c1
b2	c2	b2	c1	b2	c2
	c1		c2		c1

R2					
a 1		a 3		a 2	
b3	c1	b3	c1	b3	c2
	c2		c2		c1
b2	c1	b2	c1	b2	c1
	c2		c2		c2
b1	c2	b1	c1	b1	c2
	c1		c2		c1

R3					
a 2		a 3		a 1	
b2	c1	b2	c1	b2	c2
	c2		c2		c1
b1	c1	b1	c1	b1	c2
	c2		c2		c1
b3	c2	b3	c1	b3	c2
	c1		c2		c1

جدول البيانات :-

العامل A	العامل B	العامل C	R1	R2	R3	Yijk.
a 1	b 1	c1	4	6	5	
		c2	8	6	7	
	b2	c1	5	7	8	
		c2	6	6	9	
	b 3	c1	6	7	5	
		c2	9	12	13	
a 2	b 1	c1	5	7	6	
		c2	7	8	5	
	b2	c1	6	7	7	
		c2	7	7	8	
	b 3	c1	9	8	11	
		c2	12	11	12	
a 3	b 1	c1	6	10	10	
		c2	10	13	14	
	b2	c1	13	14	12	
		c2	17	16	18	
	b 3	c1	15	18	20	
		c2	23	20	22	

مكونات جدول تحليل التباين

S.O.V	D .F.	S.S	M.S.	F.cal.	F.tab.
R	r-1=2	SS r =R-CF			
A	a-1=2	SS a =A-CF			
E a	(a-1)(r-1)=4	SS $_{E\ a}$ = RA-A-R+CF.			
B	(b-1) =2	SS $_b$ = B-CF=			
E b	(b-1)(r-1)= 4	SS $_b$ =RB-B-R+C.F			
AB	(a-1)(b-1)=4	SS $_{a\ b}$= AB-A-B+CF			
E c	(a-1)(b-1)(r-1)= 8	SS $_{E\ b}$ = ABR- AR – BR – AB+R+A+B –C.F			
C	C-1=1	SS $_c$=C- C.F =			
AC	(a- 1) (c-1)= 2	SS $_{ac}$=AC-A-C +C.F			
BC	(b-1)(c-1)=2	SS $_{bc}$= BC-B-C+C.F			
ABC	(a-1)(b-1)(c-1) =4	SS $_{abc}$= ABC-AB-AC-BC+A+B+C-C.F=			
E d	ab(c-1)(r-1)=18	SS $_{Ed}$=ABCR- ABR- ABC+ AB=			
T	ABCR-1=53	SST =ABR –C.F			

نلاحظ في هذا التصميم هناك أربعة أنواع من الأخطاء التجريبية وهي Ea لقياس معنوية العامل الأول A وEb لقياس معنوية العامل الثاني B وEc لقياس معنوية تداخل العاملين A × B و Ed لقياس معنوية لقياس معنوية العامل الثالث C وتداخلاته مع AC و BC ومع ABC

خطوات الحل :- 1- نحسب معامل التصحيح

2- نعمل جدول بين A × R

3- نعمل جدول بين B ×R

4- نعمل جدول بين AB × R

5- نعمل جدول بين A ×C

6- نعمل جدول بين AB × C