

جامعة ديالى - كلية الزراعة

قسم البستنة وهندسة الحدائق

المادة – تصميم وتحليل التجارب – الدراسات الأولية المرحلة الثالثة - للعام الدراسي 2019- 2020

المصطلحات الإحصائية المستعملة في تنفيذ وتحليل التجارب الزراعية :-

1- علم التصميم وتحليل التجارب الزراعية – هو أحد فروع علم الإحصاء التطبيقي والذي يختص بتخطيط واستغلال الامكانيات المتاحة لوضع أنسب التصاميم التجريبية التي من خلالها يتم جمع البيانات وتحليلها على اساس علمي سليم يضمن الحصول على قرارات علمية بدرجة كافية من الدقة .

2- تصميم التجربة :- هي عبارة عن سلسلة من الخطوات التي تتبع بهدف جمع البيانات او المعلومات المطلوبة وأعدادها في جداول خاصة مناسبة لغرض تحليلها إحصائياً والوصول بها الى استنتاجات يمكن تعميمها والاستفادة منها

3- التجربة :- **Experiment** هي وسيلة لتنفيذ مخطط يهدف الى الحصول على حقائق جديدة او اثبات نتائج سابقة او نفيها او تفسير ظاهرة للوصول الى نتائج تمكن الباحث من وضع توصيات مناسبة

4- العينة :- **Sample** هي جزء من المجتمع الذي تجري عليه الدراسة وأخذ المعلومات وتتم دراستها كممثل للمجتمع ولكي تكون العينة ممثلة تمثيلاً حقيقياً للمجتمع يجب أن تتوفر فيها بعض الشروط وهي :-

أ- **حجم العينة** :- يجب أن يكون عدد افراد العينة كافياً لأخذ المعلومات منه وكلما كان حجم العينة كبيراً كلما كان تمثيلها للمجتمع أدق وأفضل الى حد ما .

ب- **طريقة أخذ العينة** :- يجب أن لا يتم اختيار أفراد العينة من المجتمع بطريقة متحيزة كأن تؤخذ الأفراد الكبيرة الحجم فقط أو الصغيرة الحجم أو الكبيرة العمر أو الصغيرة العمر ولهذا يجب أن تؤخذ بطريقة عشوائية وبدون تحيز .

5- **العوامل Factors** :- هي عبارة عن مجموعة من متغيرات يهدف الباحث في قياس تأثيرها وكل متغير من هذه المتغيرات يكون بعدة مستويات والتي تسمى بالمعاملات **treatment s** والتي يراد دراسته تأثيرها في صفات معينة في التجربة .

6- **الشاهد أو المقارنة Control** وهي أحد المعاملات المعروفة التأثير مسبقاً على الصفة المدروسة لغرض مقارنتها بنتائج تأثيرات المعاملات الأخرى المراد دراستها على تلك الصفات . مثلاً دراسة تأثير التسميد النتروجيني على النمو الخضري لمحصول الطماطة في البيت البلاستيكي أو في الحقل نستخدم عدة مستويات من النتروجين (20 كغم ، 40 كغم ، 60 كغم / للدونم) ونستخدم مستوى آخر هو 0 كغم / للدونم لغرض المقارنة فالمستوى صفر كغم / للدونم هو يسمى معاملة الشاهد أو المقارنة .

7- **الوحدة التجريبية**. وهي أصغر جزء من التجربة تطبق عليها المعاملة أو أحد مستويات العامل وقد تكون نبات أو سندان أو خط زراعة أو مساحة محدودة من الأرض أو حيوان كما في تجارب الإنتاج الحيواني أو قد تكون عدة نباتات ويتم أخذ نتائج التجربة من خلال أخذ القياسات على مكونات الوحدة التجريبية ككل أو جزء منها وحسب حجم العينة وطبيعة العامل المدروس ويشترط أن تكون الوحدات التجريبية متجانسة فيما بينها من حيث المساحة أو الحجم أو العمر وحسب طبيعتها وإذا ما اختلفت في مواصفاتها فأنا سنقسمها الى مجاميع متجانسة وتسمى عندئذ قطاعات .

8- **المكررات Replication :-** وهو تكرار المعاملة في أكثر من وحدة تجريبية للحصول على معلومة أو نتيجة تأثير العامل وتقليل الخطأ التجريبي وزيادة كفاءة التجربة ودقتها لضمان ظهور تأثير العامل بشكل دقيق وغير متحيز لأنه تطبيق المعاملة على وحدة تجريبية واحدة لا يعطي نتيجة واضحة عن تأثير تلك المعاملة على الصفة المدروسة بسبب تداخل تأثير المعاملة مع تأثير العوامل الأخرى غير المتحكم بها بالتجربة والتي يطلق عليها بالخطأ التجريبي وأن للتكرار فوائد منها:-

1- تقليل الخطأ التجريبي مما يزيد من دقة وكفاءة التجربة .

2- في حالة تكرار التجربة في أكثر من منطقة أو لعدة مواسم أو سنوات ستكون نتائج التجربة أكثر شمولية وأكثر تعميماً .

3- تمكن الباحث من تقدير الخطأ التجريبي والذي يمكن الباحث من اجراء اختبارات المعنوية .

العوامل التي يتوقف عليها عدد المكررات أو التكرارات :-

1- درجة دقة النتائج المطلوبة فكلما زادة عدد المكررات زادة دقة التجربة .

2- مقدار التباين الموجود بين الوحدات التجريبية فكلما كان هناك تباين بينهما كلما تطلب زيادة عدد المكررات ويقل عددها عندما يكون التباين بينها قليل .

3- نوع التصميم المستخدم ويتوقف عدد المكررات أحياناً على نوع التصميم المستخدم فتصميم المربع اللاتيني يتطلب أن تكون عدد التكرارات بعدد المعاملات المدروسة أما التصاميم الباقية لا تشترط هذا .

4- الإمكانيات البشرية والمادية المتوفرة للتجربة فإذا لم تتوفر ممكن أن يختزل عدد المعاملات في التجربة لكي تتمكن من الحصول عدد مكررات تضمن الحصول على الدقة المطلوبة للتجربة .

5- مساحة وشكل الوحدة التجريبية حيث عندما تستخدم وحدات تجريبية كبيرة قد يؤدي الى تقليل عدد المكررات

9- **القطاعات Blocks Or Replicate** وهو أحد مكونات التجربة الذي يحتوي على وحدات تجريبية متجانسة قدر المستطاع وذلك بتقسيم ارض التجربة الى عدد من القطاعات أو المكررات بحيث تكون وحداتها التجريبية متجانسة

10 - الخطأ التجريبي Experimental Error وهو عبارة عن مقدار الفرق بين نتيجة وحدتين تجريبيتين أخذت نفس المعاملة والتي لا يمكن للباحث التحكم فيه وعادة يكون سبب الخطأ التجريبي هو :-

1- اختلاف في خصوبة تربة الوحدات التجريبية أو حجم الأشجار أو عمرها أو حيوية البذور وغيرها من الأمور التي قد تكون غير ظاهرة للعيان بحيث تمكن الباحث استبعادها من التجربة .

2- عدم دقة العاملين في التجربة في أخذ القياسات المطلوب دراستها .

3- استفادة معاملة من معاملة أخرى مجاورة لها كما هو الحال في الري والتسميد أو الرش بالسماد الورقي أو المبيد وغيرها من المعاملات والتي يمكن أن تنتقل الى المعاملات المجاورة لها مما يسبب حصول الخطأ التجريبي .

التحكم في الخطأ التجريبي يتم عن طريق الآتي :-

1- استخدام تصميم تجريبي أكثر كفاءة ودقة تبعاً لمدى التجانس بين الوحدات التجريبية .

2- اختيار حجم وشكل مناسب من الوحدة التجريبية بما يناسب عدد المكررات .

3- تحسين الطرق الفنية في القياسات المستخدمة . 4- التوزيع العشوائي للمعاملات وبدون تحيز .

11- معامل الاختلاف Coefficient of Variation (C.V. %) وهو عبارة عن مقدار الاختلاف بين الوحدات التجريبية أو المعاملات المختلفة في تجربة معينة . أو هو عبارة عن الانحراف القياسي معبراً عنه كنسبة مئوية من الوسط الحسابي . وعادة تكون قيمة $C.V. = 10$ الى 20 في التجارب الحقلية واذا ما زادت عن 20% فهذا يعني زيادة قيمة الخطأ التجريبي أما في التجارب المختبرية أو المسيطر عليها فتكون النسبة أقل من 10% ولذلك اذا زادت النسبة عن ذلك دل على زيادة قيمة الخطأ التجريبي أو عدم ملائمة التصميم المستخدم لهذه التجربة .

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 تحقيقه 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 إنتاج 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 على 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 إجراء عليها عمليات تحليل التباين Analysis of Variance

تحليل التباين Analysis of Variance :- وهي عملية رياضية تهدف الى قياس التباين (الاختلافات) الموجودة في البيانات ومن ثم تقسيمها الى مصادرها المختلفة (أي أسباب هذه الاختلافات في النتائج المقاسة وعادة كلها تعتمد على التصميم المستخدم) مثلاً بسبب تأثير العوامل المدروسة أو بسبب تأثيرات التداخل أو 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 اختصاراً 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 إمكانية 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 سابقاً . وتوضع في العمود الثالث في جدول تحليل التباين

حساب مجموع مربعات الخطأ التجريبي يطرح مجموع مربعات الانحرافات لكل مصدر من مصادر التباين الداخلة في التجربة وحسب التصميم المستخدم من مجموع المربعات الكلية .

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 F) Fisher Test 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 F الجدولية 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 (*) .

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
t - المعاملات					
E - الخطأ التجريبي					
Total					

القواعد الأساسية لتصميم التجارب

يعتمد تصميم التجارب على ثلاثة قواعد أساسية لا بد 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 .

2- التكرار :- وهو يعني إعادة 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 يفيدنا في تميز اتجاهات الاختلافات الموجودة بينها ومحاولة تقسيمها الى مجاميع متجانسة والتي يتم توزيع المعاملات بداخلها بطريقة 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 الآخر أو أن أحدهم قد يكون اتجاه تأثيره معروف فيستخدم تصميم القطعة المنشقة أو طبيعة العامل بحيث يتطلب تطبيقه وحدات تجريبية ذات مساحة أكبر.

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

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 أنواع التجارب المختبرية كما يمكن استخدامه في تجارب النباتات التي تزرع في السنادين والاحواض والتي يمكن ان يكون الوسط الزراعي متجانس كلياً والظروف البيئية ثابتة لجميع الوحدات التجريبية.

مميزات التصميم :- 1- أبسط انواع التصميم واسهلها تطبيقاً 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 مقارنةً بأنواع التصميم 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 في هذه التجربة أربعة معاملات اي ان $t=4$ وهذه المعاملات هي (t_4, t_3, t_2, t_1) وان كل معاملة تكرر ثلاث مرات اي ان $r=3$ وهي (r_3, r_2, r_1) ويكون توزيعها في موقع التجربة كالاتي ومثال لهذه التجربة : **المخطط الحقلّي لتوزيع المعاملات**

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

كأن تكون الدراسة أربعة اصناف من الطماطم أو أربعة مستويات من التسميد النتروجيني أو لدراستها في تجربة حقلية. ولغرض تقييم هذه الأصناف من الطماطة في الحقل وان يكرر كل صنف ثلاث مرات في التجربة فعلياً ان نقسم ارض التجربة الى عدد من الوحدات التجريبية المتساوية في المساحة ويكون عدد الوحدات التجريبية هو $t_4 \times r_3 = 12$ وحدة تجريبية وان يزرع في كل وحدة تجريبية صنف واحد وبثلاثة خطوط وحسب مسافات الزراعة التي يحتاجها و الموصي بها مثلاً الطماطة تزرع على مسافة 30سم أو 40 سم 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:-

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

الطول	T1		T4		T3
	T2		T3		T2
	T4		T2		T1
	T3		T1		T4
	العرض				

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 نرسم 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 1.	\bar{Y}_1
t_2	Y 21	Y 22	Y 23	Y 2.	\bar{Y}_2
t_3	Y 31	Y 32	Y 33	Y 3.	\bar{Y}_3
t_4	Y 41	Y 42	Y 43	Y 4.	\bar{Y}_4
				Y .. المجموع العام	$\bar{Y} ..$ المتوسط العام

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

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

وعليه فإن المشاهدة يرمز لها Y_{ij} وهي تمثل المعاملة i الموجودة في التكرار j فعلى سبيل المثال المشاهدة الثالثة من المعاملة الرابعة تكتب هكذا Y43 ويكون مجموع أي معاملة (يساوي مجموع قيم جميع المشاهدات التي أخذت نفس المعاملة $\sum y_{ij}$ ويكون رمزها y_i

$$Y_i = y_{i1} + y_{i2} + y_{i3} + \dots + y_{ir}$$

$$Y_2 = y_{21} + y_{22} + y_{23} + \dots + y_{2r}$$

وعليه مجموع قيم المعاملة الثانية يحسب كالآتي :-

ومتوسط أي معاملة يكون أذن متوسط المعاملة الثانية هو $y_2 =$ 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 إضافة 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 وعليه

$$Y_{ij} = \mu + t_i + e_{ij}$$

فمعادلة النموذج الرياضي لهذا التصميم هي :-

Y_{ij} قيمة أي مشاهدة μ = المتوسط العام للتجربة = تأثير المعاملة i الخاصة بهذه المشاهدة وتقديرها هو بمقدار انحراف متوسط هذه المعاملة i عن المتوسط العام للتجربة $t_i = \bar{Y}_i - y_{..}$

e_{ij} = مقدار الخطأ العشوائي الموجود في هذه المشاهدة ويقدر بمقدار انحراف قيمة هذه المشاهدة عن متوسط المشاهدات التي اخذت نفس المعاملة $e_{ij} = y_{ij} - \bar{Y}_i$

مثال :- أجريت تجربة لدراسة تأثير أربعة معاملات من التسميد النتروجيني ($t_1=0$ ، $t_2=20$ ، $t_3=40$ ، $t_4=60$) على متوسط عدد الثمار الطمطة لكل وحدة تجريبية المزروعة في حقل الخضراوات لقسم البستنة علما أن الوحدات التجريبية كانت متجانسة ونفذت التجربة وفق تصميم العشوائي الكامل C.R.D. وكان متوسط عدد الثمار لكل وحدة تجريبية كما مبين الجدول التالي :-

المعاملات T_i	المشاهدات Y_{ij}			مجاميع المعاملات Y_i	متوسط المعاملات \bar{Y}_i
t_1	Y 11 15	Y 12 18	Y 13 15	Y 1. 48	\bar{Y}_1 16
t_2	Y 21 20	Y 22 22	Y 23 21	Y 2. 63	\bar{Y}_2 21
t_3	Y 31 24	Y 32 25	Y 33 29	Y 3. 78	\bar{Y}_3 26
t_4	Y 41 14	Y 42 12	Y 43 10	Y 4. 36	\bar{Y}_4 12
				Y .. المجموع العام 225	$\bar{Y} ..$ المتوسط العام 18.75

التحليل الإحصائي لبيانات التجربة تتم وفق الخطوات التالية :-

$$1- \text{نحسب معامل التصحيح} \quad C.F. = \frac{(\sum Y_{ij})^2}{tr} \text{ أو } \frac{(Y_{..})^2}{tr} = \frac{(225)^2}{4 \times 3} = \frac{50625}{12} = 4218.75$$

2- مجموع المربعات الكلية (SST)

$$SST = \sum Y_{ij}^2 - \frac{(Y_{..})^2}{tr} = (15^2 + 18^2 + 15^2 + \dots + 10^2) - 4218.75$$

$$SST = 4581 - 4218.75 = 362.25$$

3- مجموع مربعات المعاملات (SSt)

$$SSt = \frac{\sum Y_i^2}{r} - C.F. = \frac{48^2 + 63^2 + \dots + 36^2}{3} - 4218.75 = 4551 - 4218.75 = 332.25$$

4- مجموع مربعات الخطأ التجريبي (SSe) $SSe = SST - SSt = 362.25 - 332.25 = 30$

5- درجات الحرية (d.f.) لكل مصدر من مصادر التباين وفق ما مؤشر في الجدول

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

7- قيمة F المحسوبة = تحسب بقسمة MSt على MSe

8- 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 F الجدولية 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 (*) .

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
t - المعاملات	t-1 = 4-1=3	SSt = 332.25	MSt = 110.75 **	29.5	7.59 (α 0.01) 4.07 α (0.05)
E - الخطأ التجريبي	T(r-1) =4(3-1) =8	SSe = 30	3.75		
Total	Tr-1=11	SST = 362.25			

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 ؟وننتبع الآتي

أ- فإذا لم نجد فروقاً معنوية بين المعاملات فينتهي التحليل وتثبت نتائجه واستنتاجاته على ضوء هذه النتيجة

ب- أما إذا وجدت فروق معنوية بين المعاملات حسب اختبار F وهو كما ملاحظ في المثال السابق أن قيمة F المحسوبة أكبر من قيمة F الجدولية تحت مستوى 0.01 لذلك يوجد تفوق معنوي ونضع بجانب MSt نجمتان **

وعند ذلك سنذهب الى معرفة الفروق المعنوية موجودة بين أي معاملة واخرى ويقارن عادة بين متوسطاتها الحسابية ويحدد بين أي متوسط حسابي وآخر 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 **Studentized Significant Range (SSR)** وذلك لإيجاد قيمة هذا الاختبار الذي يطلق عليه قيمة أقل مدى معنوي ويطلق عليه اختصاراً قيمة **L.S.R. (Least Significant Range)** ويعتقد الكثير من العلماء ومنهم دنكن أن هذا الاختبار من أدق وأكفأ الاختبارات الأخرى. ويتم إجراء هذا الاختبار بحساب قيمة **L.S.R.** بضرب قيمة **S.S.R.** (والتي تستخرج من جداول دنكن رقم 2 ص 466 بالاعتماد على درجات حرية الخطأ التجريبي وعدد المقارنات المطلوبة للمعاملات وعند مستوى المعنوية المرغوب الاختبار فيه في قيمة الخطأ القياسي الذي نستخرجه من جدول تحليل التباين) بأخذ الجذر التربيعي للخطأ التجريبي **M.S.E.** مقسوماً على عدد المكررات (r)

خطوات اختبار دنكن Duncan وعند مستوى 0.01 نحسب أولاً

$$S \bar{Y} i. = \sqrt{\frac{Mse}{r}} = \sqrt{\frac{3.75}{3}} = 1.12$$

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 (0.01)

تسلسل المقارنات	2	3	4
SSR	4.74	5.00	5.14
$S \bar{Y} i.$	1.12		
L.S.R.	5.31	5.6	5.76

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

رمز المعاملة	متوسطات المعاملات	L.S.R.
T3	a 26	5.76
T2	a b 21	5.6
T1	b c 16	5.31
T4	c 12	

الاستنتاج- تفوق المعاملة t3 معنوياً على t1 و t4 ولم يختلف معنوياً عن t2

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 .

$$\text{خطوات إجراء اختبار L.S.D. - 1- نحسب قيمة L.S.D.} \quad \text{L.S.D.} = t (0.01) \times \sqrt{2} \times \sqrt{\frac{Mse}{r}}$$

حيث (r) تمثل عدد المكررات و البسط $2M.S. Error$ 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.

$$\text{L.S.D.} = t (0.01) \times \sqrt{2} \times \sqrt{\frac{Mse}{r}} = 3.36 \times 1.41 \times 1.12 = 5.31$$

ثم نقارن الفرق بين المتوسطات بقيمة أقل اختلاف معنوي (L.S.D.= 5.31)

رمز المعاملة	متوسطات المعاملات	LSD
T3	26 a	5.31
T2	21 a b	
T1	16 b c	
T4	12 c	

الاستنتاج - تفوق t3 معنوياً على t1 و t4 ولم يختلف معنوياً عن t2

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 فقط باستخدام قيمة t برايم المعدل من جدول 6 ص 470 بدل قيمة t الاعتيادية والتي تعتمد على قيمة F المحسوبة ودرجات حرية المعاملات ودرجات حرية الخطأ وتحت مستوى المعنوية 0.01 وهي تساوي 2.83 عند درجات حرية المعاملات 3 ودرجات حرية الخطأ 8 ولعدم وجود القيمة 29 في الجدول نستخرج من تحت أعمدة 25 والتي كانت تساوي 2.83

وتحت قيمة F المحسوبة والتي هي 29.5 نجدها تحت قيمة F الجدولية 25 في جدول 6 ص 472 وتتم وفق القانون التالي

$$L.S.D. = (t_{(0.01)}) \times \sqrt{2} \times \sqrt{\frac{Mse}{r}} = 2.83 \times 1.41 \times 1.12 = 4.47$$

رمز المعاملة	متوسطات المعاملات	LSD
T3	26 a	4.47
T2	21 b	
T1	16 c	
T4	12 c	

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 ونستخرج قيمة توكي من جدول 5 ص 468 (قيم Tukey) وبالاعتماد على درجات حرية الخطأ التجريبي وعدد المعاملات (t= 5) تحت مستوى (0.05) ووفق المعادلة التالية :-

$$H.S.D. = S \bar{Y} i. \times Q_i = 1.12 \times 6.63 = 7.43$$

ثم نقارن الفروق بين المتوسطات وقيمة توكي المستخرجة وتجرى عليها نفس الخطوات السابقة في الاختبارات السابقة

رمز المعاملة	متوسطات المعاملات	H.S.D.
T3	26 a	7.43
T2	21 a b	
T1	16 b c	
T4	12 c	

ونتيجة الاختبار هي مشابهة لاختبار السابق

ثانياً - 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:- $(\sum r_i - t)$ 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 فإن 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

$$\text{قيمة من تلك القيم الوسطية في معامل يحسب لكل مقارنة وقيمتها هي} = \sqrt{\frac{1}{2} \left(\frac{1}{r_1} + \frac{1}{r_2} \right)}$$

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 :-

$$\text{L.S.D.} = t(0.05) \times \sqrt{2} \times \sqrt{Mse} \times \sqrt{\frac{1}{2} \left(\frac{1}{r_2} + \frac{1}{r_1} + \dots + \frac{1}{r_i} \right)}$$

حيث أن r_i تمثل تكرارات أخر معاملة

مثال - نفذت تجربة حقلية لتقييم خمسة أصناف (V_1, V_2, V_3, V_4, V_5) من الطماطة لصفة عدد الثمار للنبات الواحد علماً 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	Y21 51	Y22 48	Y23 47	Y24 42	Y 2. 188	Y 2. 47	4
V_3	Y 31 46	Y 32 44			Y 3. 90	Y 3. 45	2
V_4	Y 41 42	Y 42 42	Y 43 45	Y 44 43	Y 4. 172	Y 4. 43	4
V_5	Y 51 35	Y 52 36	Y 53 34		Y 5. 105	Y 5. 35	3
					Y .. المجموع العام 672	Y .. المتوسط العام 42	$\sum r_i = 16$

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

$$1- \text{ نحسب معامل التصحيح (C.F.) } \quad \text{أو} \quad \frac{(\sum Y_{ij})^2}{\sum r_i} \quad \text{أو} \quad \frac{(Y_{..})^2}{\sum r_i} = \frac{(672)^2}{16} = 28224$$

2- مجموع المربعات الكلية (SST)

$$SST = \sum Y_{ij}^2 - C.F. = (37^2 + 39^2 + 41^2 + \dots + 34^2) - 28224$$

$$SST = 28580 - 28224 = 356$$

3- مجموع مربعات المعاملات (SSt)

$$SSt = \sum \frac{Y_i^2}{r_i} - C.F. = \frac{117^2}{3} + \frac{188^2}{4} + \dots + \frac{105^2}{3} - 28224 = 28520 - 28224 = 296$$

4- مجموع مربعات الخطأ التجريبي (SSe)

$$SSe = SST - SSt = 356 - 296 = 60$$

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 SS_t على SS_e

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	296	74	13.57	(0.01) 5.67 (0.05) 3.36
E - الخطأ التجريبي	$\sum r_i - V = 16-5 = 11$	60	5.45		
Total	$\sum r_i - 1 = 16-1 = 15$	356			

2- إجراء 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

$$\text{قيمة من تلك القيم الوسطية في معامل يحسب لكل مقارنة وقيمتها هي} = \sqrt{\frac{1}{2} \left(\frac{1}{r_1} + \frac{1}{r_2} \right)}$$

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

$$L.S.R. = S \bar{Y} i. \times SSR = \left(\sqrt{Mse} \times \sqrt{\frac{1}{2} \left(\frac{1}{r_1} + \frac{1}{r_2} \right)} \right) \times SSR =$$

ولذلك عندما نحسبها لمقارنة المعاملة V1 مع V2 نعوض بالاتي

$$L.S.R = \left(\sqrt{5.45} \times \sqrt{\frac{1}{2} \left(\frac{1}{3} + \frac{1}{4} \right)} \right) \times 4.39_{(0.01)} = 2.33 \times 0.54 \times 4.39 = 5.50$$

وعليه 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 وهكذا لبقية المعاملات .

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

$$\text{L.S.D.} = t_{(0.01)} \times \sqrt{2} \times \sqrt{Mse} \times \sqrt{\frac{1}{2} \left(\frac{1}{r_1} + \frac{1}{r_2} + \dots + \frac{1}{r_i} \right)}$$

$$\text{L.S.D.} = 3.10_{(0.01)} \times \sqrt{2} \times \sqrt{5.45} \times \sqrt{\frac{1}{2} \left(\frac{1}{3} + \frac{1}{4} + \frac{1}{2} + \frac{1}{4} + \frac{1}{3} \right)}$$

$$\text{L.S.D.} = 3.10_{(0.01)} \times 1.41 \times 2.33 \times \sqrt{\frac{1}{2} \left(\frac{1}{3} + \frac{1}{4} + \frac{1}{2} + \frac{1}{4} + \frac{1}{3} \right)}$$

$$\text{L.S.D.} = 3.10_{(0.01)} \times 1.41 \times 2.33 \times 0.91$$

$$\text{L.S.D.} = 9.27$$

متوسط المعاملات		L.S.D.
V2 47	a	9.27
V3 45	a	
V4 43	a b	
V1 39	a b	
V5 35	b	

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

تعريف التصميم :- وهو التصميم الذي 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 عشوائياً 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 الآخر 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 سووية 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 إجراء اختبار المعنوية يشترط أن يكون عدد المكررات على أقل تقدير اثنين .

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 فإن زيادة عدد المعاملات يؤدي الى زيادة عدد الوحدات التجريبية داخل القطاع مما قد يسبب زيادة احتمال عدم الحصول على التجانس ما بين الوحدات التجريبية أي يزيد من تباين الخطأ التجريبي وبالتالي قلة كفاءة التصميم .

$$Y_{ij} = \mu + T_i + R_j + E_{ij} \quad \text{معادلة النموذج الرياضي لهذا التصميم :-}$$

$$j = 1, 2, \dots, r \quad i = 1, 2, \dots, t$$

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

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

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

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

E_{ij} يمثل قيمة التأثير الحقيقي للخطأ التجريبي الخاص بتلك الملاحظة التي أخذت المعاملة i وكانت ضمن القطاع j وتقدر هذه القيمة بمقدار انحراف قيمة تلك الملاحظة عن القيمة التي تحدها 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 R. C.B.D.

المعاملات T_i	قطاعات				مجاميع المعاملات Y_i	متوسط المعاملات $\bar{Y}_{i.}$
	R1	R2	R3	R4		
t_1	Y 11	Y 12	Y 13	Y 14	Y 1.	Y 1.
t_2	Y 21	Y 22	Y 23	Y 24	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.
$Y_{.j}$	Y.1	Y.2	Y.3	Y.4	Y .. المجموع العام	$\bar{Y}_{..}$ المتوسط العام

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

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

مثال - نفذت تجربة حقلية لتقييم خمسة 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 Y _i	متوسط المعاملات Ȳ _{i.}
	R1	R2	R3	R4		
V ₁	Y 11 46	Y 12 40	Y 13 42	Y 14 40	Y 1. 168	Ȳ 1. 42
V ₂	Y21 51	Y22 48	Y23 47	Y24 42	Y 2. 188	Y 2. 47
V ₃	Y 31 36	Y 32 42	Y 33 44	Y 34 46	Y 3. 168	Y 3. 42
V ₄	Y 41 42	Y 42 42	Y 43 45	Y 44 43	Y 4. 172	Y 4. 43
V ₅	Y 51 35	Y 52 36	Y 53 37	Y 54 36	Y 5. 144	Y 5. 36
Y.j	210	208	215	207	المجموع العام 840 Y ..	42 Ȳ .. المتوسط العام

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

$$1- \text{ نحسب معامل التصحيح (C.F.)} = \frac{(\sum Y_{ij})^2}{tr} = \frac{(Y_{..})^2}{tr} = \frac{(840)^2}{5 \times 4} = 35280$$

2- مجموع المربعات الكلية (SST)

$$SST = \sum Y_{ij}^2 - \frac{(Y_{..})^2}{tr} = (46^2 + 40^2 + 42^2 + \dots + 36^2) - 35280 = 378$$

$$3- \text{مجموع مربعات المعاملات} = \frac{\sum Y_{i.}^2}{r} - C.F. = \frac{168^2 + 188^2 + \dots + 144^2}{4} - 35280 = 248$$

$$4- \text{مجموع مربعات القطاعات} = \frac{\sum Y_{.j}^2}{t} - C.F. = \frac{210^2 + 208^2 + \dots + 207^2}{5} - 35280 = 7.6$$

$$SSr = 35287.6 - 35280 = 7.6$$

$$5- \text{مجموع مربعات الخطأ التجريبي (SSe)} = SST - SSt - SSr = 378 - 248 - 7.6 = 122.4$$

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	6.08	(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

في بعض الأحيان يرغب الباحث في تقدير الكفاءة النسبية التي حدثت فيما لو كانت المعاملات قد وزعت توزيعاً عشوائياً على جميع الوحدات التجريبية ومعنى ذلك يود الباحث ما إذا كان قد كسب فعلاً أم خسر كنتيجة لتجميع الوحدات التجريبية في مجاميع (قطاعات) أي أنه نفذها بتصميم RCBD بدل تصميم CRD ويتم معرفة ذلك عن طريق حساب الكفاءة النسبية لتصميم RCBD مقارنة بتصميم CRD وذلك بتطبيق القانون التالي :-

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

$$R.E \% = \frac{(4-1)2.53 + 4(5-1)10.2}{(5 \times 4 - 1)10.2} \times 100 = \frac{170.79}{193.8} \times 100 = 0.881 = \%88$$

وهذا 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 بسبب قد يكون تعرض جميع نباتات وحدة تجريبية الى ضرر قد تكون بسبب أصابه مرضية أو سرقة أو ضرر ري الحيوانات أو أي سبب آخر بشرط أن فقدان المشاهدة أن لا يكون من جراء تأثير المعاملة المستخدمة في التجربة وعلية نلجأ الى تقدير القيمة

$$Y_{ij} = \frac{r(Y.j) + t(Y_i.) - Y_{..}}{(r-1)(t-1)} \quad \text{المفقودة وفق المعادلة التالية :-}$$

حيث أن Y_{ij} = قيمة المشاهدة المفقودة

r = عدد التكرارات المستخدمة في التجربة

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

t = عدد المعاملات المستخدمة في التجربة

$Y_i.$ = مجموع قيم المعاملة الفاقدة للمشاهدة المراد تقديرها .

$Y_{..}$ = المجموع العام الكلي للمشاهدات الموجودة (بدون القيمة المفقودة)

وبعد حساب القيمة التقديرية Y_{ij} ندخل هذه القيمة في مكانها المحدد ضمن جدول البيانات ثم نصحح مجموع المكرر والمعاملة الفاقدين لها وكذلك المجموع العام ثم نحل 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

$$Y_{ij} = \frac{\bar{Y}_i. + \bar{Y}.j}{2} \quad \text{الخاصة بها والمكرر الخاص بها وحسب المعادلة التالية}$$

ثم نقوم بحساب قيمة المشاهدة المفقودة الثانية باستخدام المعادلة السابقة

$$Y_{ij} = \frac{r(Y.j) + t(Y_i.) - Y_{..}}{(r-1)(t-1)}$$

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

وهكذا كل مرة نصحح مجموع المكرر والمعاملة الفارقة وكذلك المجموع العام وفي هذه الحال عند التحليل في حالة المشاهدين يتم حذف درجتين من درجات حرية الخطأ والمجموع العام .. أما في حالة حصول فقدان كامل القطاع كامل أو فقدان معاملة ما من جميع القطاعات فإن 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 الثمار الرقي لكل وحدة تجريبية وقد تعرضت أحد الوحدات التجريبية (Y32) 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

$$Y_{ij} = \frac{r(Y.j) + t(Yi.) - Y..}{(r-1)(t-1)} \quad \text{الحل- نجد القيمة المفقودة أولاً} \dots\dots\dots$$

$$Y_{32} = \frac{3(Y.2) + t(Y3.) - Y..}{(3-1)(4-1)} = \frac{3(28) + 4(23) - 100}{(2)(3)} = 12.67$$

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	1212.67	11	35.67
4 t	9	7	6	22
	Y.1 39	Y.2 40.67	Y.3 33	Y.. 112.67

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

$$1- \text{ نحسب معامل التصحيح (C.F.) } = \frac{(Y..)^2}{4 \times 3} = \frac{(112.67)^2}{12} = 1057.88 \quad \text{أو} \quad \frac{(\sum Y_{ij})^2}{tr} = \text{C.F.}$$

$$SST = \sum Y_{ij}^2 - \frac{(Y_{..})^2}{tr} = (8^2 + 10^2 + 7^2 + \dots + 6^2) - 1057.88 \quad \text{2 - مجموع المربعات الكلية}$$

$$= 1106.53 - 1057.88 = 48.65$$

$$SS_t = \frac{\sum Y_i.^2}{r} - C.F = \frac{25^2 + 30^2 + \dots + 22^2}{3} - 1057.88 = 35.90 \quad \text{3 - مجموع مربعات المعاملات}$$

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

$$SS_r = 1066.01 - 1057.88 = 8.13$$

4 - مجموع مربعات الخطأ التجريبي (SSe)

$$SS_e = SST - SS_t - SS_r = 48.65 - 35.9 - 8.13 = 4.62$$

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 = 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 حلها اعتيادياً 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 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

$$SS_t^- = SS_t - \frac{[Y.j - (t-1)Y_{ij}]^2}{t(t-1)} \quad \text{-: المعادلة التالية :-}$$

حيث أن SS_t^- = مجموع مربعات المعاملات المصححة

$$Y_{ij} = \text{قيمة المشاهددة المفقودة}$$

$$Y_{.j} = \text{مجموع قيم المكرر الفاقد للمشاهدة (بدون القيمة) أي قبل تقديرها}$$

$$t = \text{عدد المعاملات المستخدمة في التجربة}$$

وعلية سيكون مجموع مربعات المعاملات المصححة هو =

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

أذن 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
المكررات R	r-1 = 3 -1= 2	8.13	4.065		
أنواع الأسمدة t	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 وآخر ووجود التجانس داخل كل قطاع بأنه سيكون من المسلمات لذلك مما يجعلنا بأن اختيار RCBD لتصميم التجربة هو اختياراً سليماً ولذلك إذا ما اخترنا 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 .

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 اتجاهين يسمى أحدهما صفوفًا Rows ويسمى الآخر 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 فإن 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 اتجاهين مثلا اختلاف في خصوبة التربة يتجه من الشمال الى الجنوب واختلاف آخر 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 كل منهما 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 الإحصائي للبيانات بسيط حتى في حالة فقدان قيم بعض المشاهدات مع وجود تعقيد بسيط أكثر من التصميمين السابقين .

3- تباين الخطأ التجريبي يقسم الى أو يجزئ الى تأثير الأعمدة والصفوف إضافة الى تأثير الخطأ التجريبي .

عيوب التصميم :-

1- 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 اثنين .

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

$Y_{ij(k)}$ = قيمة المشاهدة الخاصة بالوحدة التجريبية التي أخذت المعاملة K والتي تقع في الصف i والعمود j ولقد 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	$r - 1$	$SS_r = \frac{\sum Y_i.^2}{r} - \frac{Y_{..}^2}{r^2}$	$MS_r = \frac{SS_r}{r-1}$	$\frac{MS_r}{Mse}$	
Columns	$r - 1$	$SS_c = \frac{\sum Y.^j^2}{r} - \frac{Y_{..}^2}{r^2}$	$MS_c = \frac{SS_c}{r-1}$		
Treatments	$r - 1$	$SS_t = \frac{\sum Y_{..}(k^2)}{r} - \frac{Y_{..}^2}{r^2}$	$SS_t = \frac{SS_t}{r-1}$	$\frac{MS_t}{Mse}$	
Error	$(r-1)(r-2)$	$SS_e = SST - SS_r - SS_c - SS_t$	$SS_e = \frac{SSE}{(r-1)(r-2)}$		
Total	$r^2 - 1$	$SST = \sum Y_{ijk}^2 - \frac{Y_{..}^2}{r^2}$			

مثال - نفذت تجربة لتقييم 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 اتجاهين مما أضر الباحث الى استخدام تصميم المربع اللاتيني وكانت كمية الحاصل للوحدة التجريبية كغم / وحدة تجريبية كما مبين في الجدول التالي :-

المجموع		الأعمدة C					R الصفوف
مجاميع المعاملات Y..(k)	مجاميع الصفوف Yi..	C5	C4	C3	C2	C1	
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.ز. Y

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

$$1- \text{ نحسب معامل التصحيح (C.F.) } = \frac{(\sum Y_{ij}(k))^2}{r^2} = \frac{(Y_{...})^2}{r^2} = \frac{(495)^2}{25} = 98.1$$

2 - مجموع المربعات الكلية:-

$$SST = \sum Y_{ij}(k)^2 - \frac{(Y_{...})^2}{r^2} = (18^2 + 23^2 + 26^2 + \dots + 21^2) - 98.1 = 208$$

$$3- \text{مجموع مربعات المعاملات} \quad SS_t = \frac{\sum Y_{..}(k)^2}{r} - C.F = \frac{108^2 + 112^2 + \dots + 81^2}{5} - 98.1 = 122.8$$

$$4- \text{مجموع مربعات الأعمدة} \quad SS_c = \frac{\sum Y_{.j}^2}{r} - C.F = \frac{112^2 + 92^2 + \dots + 101^2}{5} - 98.1 = 52.4$$

$$5- \text{مجموع مربعات الصفوف} \quad SS_r = \frac{\sum Y_{i..}^2}{r} - C.F = \frac{101^2 + 96^2 + \dots + 93^2}{5} - 98.1 = 15.6$$

4- مجموع مربعات الخطأ التجريبي (SS e)

$$SS_e = SST - SS_t - SS_c - SS_r = 208 - (122.8 + 52.4 + 15.6) = 17.2$$

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	MS _r =3.9		
Columns	r- 1= 4	SS _c = 52.4	MS _c = 13.1		
Treatments	r- 1= 4	SS _t =122.8	SS _t = 30.7	$\frac{Mst}{Mse} = 21.9$	(0.01) 5.41 (0.05) 3.2
Error	(r-1) (r-2)= 12	SS _e = SST -SS _r -SS _c -SS _t = 17.2	SS _e =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 إجراء الاختبار للفروق المعنوية وكما يلي

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

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

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 كفاءته مع تصميم RCBD أولاً 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 لتقييم 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 إذا 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 $9 = 3 \times 3$

أي أن المعاملات التوافقية التسعة هي a1b1, a1b2 , a1b3, a2b1, a2b2,a2b3, a3b1,a3b2,a3b3 ولا يشترط أن تكون المستويات للمعاملات التي تدخل في التجربة ذات مستويات متساوية بعدها .

1- التصميم العشوائي الكامل (CRD)

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

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

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

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

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

μ = قيمة الوسط الحسابي للمجتمع

α_i = 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 $A \times B$ بتصميم CRD

S.O.V.	d .f.	S.S.	M.S.	F cal.	F tab.
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	$a b(r-1)=$	$SS_e= ABR-AB$	$MS_e= \frac{Sse}{ab(r-1)}$		
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

$$= SS_e = a b(r-1) = a b r - a b$$

ولحساب مجاميع المربعات نتبع الآتي :-

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

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

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

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

5- مجموع المربعات غير المصححة الكلية $ABR = \sum Y_{ijk}^2$

مثال :- نفذت تجربة لدراسة تأثير صنفين من الطماطة (a1.a2)مزروعة على ثلاثة مسافات)
 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 العاملة	الملاحظات				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

الحل :- المخطط الحقلي للتجربة بما أن التجربة منفذة في وحدات تجريبية متجانسة أذن نستخدم تصميم CRD
 ومتوفرة لدى الباحث 24 وحدة تجريبية وعدد المعاملات العاملة 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 العاملة = 24 ÷ 6 = 4 تكرارات . وسيكون المخطط الحقلي للتجربة
 بالشكل التالي :-

a1b 1	a1b 1	a2b 1	a2b 3
a1b 2	a 2b 2	a1b 2	a 2b 2
a1b 3	a2b 3	a1b 3	a 2b 3
a2b 1	a2b 2	a1b1	a2b 1
a2b 3	a 1b 2	a2b 2	a1b 3
a2b 1	a 1b 3	a1b1	a 1b2

2- جدول تحليل التباين نتبع الاتي :-

1- لحساب مجاميع المربعات لمصادر التباين نعمل على تنظيم جدول نبين فيه مجاميع المعاملات العاملة وذو اتجاهين
 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 $\bar{Y} ...$

$$C.F = \frac{(Y...)^2}{abr} = \frac{(146)^2}{24} = 888.166 \quad \text{-2- معامل التصحيح}$$

$$A = \frac{\sum Y_{i..}^2}{br} = \frac{84^2 + 62^2}{12} = 908.33 \quad \text{-2- مجموع المربعات غير المصححة لمستويات العامل A}$$

$$SSA = 908.33 - 888.166 = 20.164$$

$$B = \frac{\sum Y_{.j.}^2}{ar} = \frac{41^2 + 46^2 + 59^2}{8} = 909.75 \quad \text{-3- مجموع المربعات غير المصححة لمستويات العامل B}$$

$$SSB = 909.75 - 888.166 = 21.59$$

$$AB = \frac{\sum Y_{ij.}^2}{r} = \frac{24^2 + 26^2 + \dots + 20^2 + 25^2}{4} = 930.5 \quad \text{-4- مجموع المربعات غير المصححة لمستويات العامل AB}$$

$$SSAB = 930.5 - 908.33 - 909.75 + 888.166 = 0.586$$

$$ABR = \sum Y_{ijk}^2 = 5^2 + 6^2 + \dots + 6^2 + 6^2 = 946 \quad \text{-5- مجموع المربعات غير المصححة الكلية}$$

$$SST = SSABR = 946 - 888.166 = 57.834$$

$$SSe = ABR - AB = 946 - 930.5 = 15.5 \quad \text{-6- مجموع مربعات الخطأ التجريبي}$$

جدول تحليل التباين لتجربة عاملية A × B بتصميم CRD

S.O.V.	d. f.	S.S.	M.S.	F cal.	F tab.
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 = 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 = 57.834			

3- اختبار دنكن :- بالنسبة للعامل A طالما هما مستويين a1,a2 وقيمة F المحسوبة أكبر من F الجدولية أذن هناك تفوق معنوي بينهما ولا 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 = 5.17 - 7 = 1.83 وهو أكبر من 1.09 أذن a1 متفوقة معنوياً على a2

$$S = \sqrt{\frac{Mse}{ar}} = \sqrt{\frac{0.86}{8}} = 0.33 \quad \text{بالنسبة للعامل B نستخرج قيمة}$$

أما

$\bar{Y} i.$

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

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

أما

بالنسبة

بـ 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 الآتي

$$S \bar{Y} i. = \sqrt{\frac{Mse}{r}} = \sqrt{\frac{0.86}{4}} = 0.46$$

1- نستخرج قيمة

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

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

ثم نجري الاختبار بعمل جدول لترتيب القيم تنازلياً

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

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

تصميم القطاعات العشوائية الكاملة RCBD

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

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

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

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

Y_{ijk} = قيمة الملاحظة 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

α_i = 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 $A \times B$ بتصميم RCBD

S.O.V	d.f.	S.S.	M.S.	F cal.	F tab.
R	$r - 1$	$SS_r = \frac{\sum Y_{..k}^2}{ab} - C.F.$	$MS_r = \frac{SS_r}{r-1}$	$\frac{MS_r}{MSe}$	
A	$a - 1 =$	$SS_A = A - C.F.$	$MS_A = \frac{SS_A}{a-1}$	$\frac{MS_A}{MSe}$	
B	$b - 1 =$	$SS_B = B - C.F.$	$MS_B = \frac{SS_B}{b-1}$	$\frac{MS_B}{MSe}$	
AB	$(a-1)(b-1) =$	$SS_{AB} = AB - A - B + C.F$	$MS_{AB} = \frac{MS_{AB}}{(a-1)(b-1)}$	$\frac{MS_{AB}}{MSe}$	
E	$(ab-1)(r-1) =$	$SS_e = ABR - AB - R + C.F$	$MS_e = \frac{SSE}{(ab-1)(r-1)}$		
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 إنتاج 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 اتجاهين

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	$\bar{Y} ...$ 29.29
$\bar{Y} .j.$	28	30.42	30.5	28.25		

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

معامل التصحيح

-2

$$R = \frac{\sum Y_{..k}^2}{ab} = \frac{349^2 + 370^2 + 343^2 + 344^2}{12} = 41223.83 \quad \text{3- مجموع المربعات غير المصححة للقطاعات}$$

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

$$A = \frac{\sum Y_{i.}^2}{br} = \frac{314^2 + 541^2 + 551^2}{16} = 43429.88 \quad \text{2- مجموع المربعات غير المصححة لمستويات العامل A}$$

$$SS_A = 43429.88 - 41184.08 = 2245.80$$

$$B = \frac{\sum Y_{.j}^2}{ar} = \frac{336^2 + 365^2 + 366^2 + 339^2}{12} = 41249.83 \quad \text{3- مجموع المربعات غير المصححة لمستويات العامل B}$$

$$SS_B = 41249.83 - 41184.08 = 65.75$$

$$AB = \frac{\sum Y_{ij}^2}{r} = \frac{69^2 + 72^2 + \dots + 138^2 + 99^2}{4} = 44619.5 \quad \text{4- مجموع المربعات غير المصححة لمستويات العامل AB}$$

$$SS_{AB} = 44619.5 - 43429.88 - 41249.83 + 41184.08 = 1123.87$$

$$ABR = \sum Y_{ijk}^2 = 19^2 + 20^2 + \dots + 21^2 + 17^2 = 46622 \quad \text{5- مجموع المربعات غير المصححة الكلية}$$

$$SST = SS_{ABR} = 46622 - 41184.08 = 5437.92$$

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 A, B

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	$SST = ABR - C.F. = 5437.92$			

تصميم المربع اللاتيني (L.S.D)

أن استخدام هذا التصميم محدد جداً في التجارب العملية وذلك بسبب أن عدد الوحدات التجريبية يكون كبير مما يؤدي إلى صعوبة تنفيذ مثل هذه التجارب فإذا كانت لدينا تجربة عملية 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 لتنفيذ عليها المعاملات وخاصة إذا ما ازداد عدد المعاملات عن ثمانية معاملات لأنه سوف يكون عدد الوحدات التجريبية مساوياً لمربع عدد المعاملات . ولنفرض أن عدد المعاملات ثمانية وهي أربعة أصناف (V1, V2, V3, V4) ومستويين من الفسفور (P1, P2)

والمعاملات ستكون هي :- ثمانية معاملات (v1p1, v1p2, v2p1, v2p2, v3p1, v3p2, v4p1, 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	V1	V1p1	P1	
R2	v1p2	v2p1	v2p2	v3p1	v3p2	v4p1	v4p2	v1p1	V1p2		V2p1		
R3	v2p1	v2p2	v3p1	v3p2	v4p1	v4p2	v1p1	v1p2	V2p1	V2	V3p1		
R4	v2p2	v3p1	v3p2	v4p1	v4p2	v1p1	v1p2	v2p1	V2p2		V4p1		
R5	v3p1	v3p2	v4p1	v4p2	v1p1	v1p2	v2p1	v2p2	V3p1	V3	V1p2		P2
R6	v3p2	v4p1	v4p2	v1p1	v1p2	v2p1	v2p2	v3p1	V3p2		V2p2		
R7	v4p1	v4p2	v1p1	v1p2	v2p1	v2p2	v3p1	v3p2	V4p1	V4	V3p2		
R8	v4p2	v1p1	v1p2	v2p1	v2p2	v3p1	v3p2	v4p1	V4p2		V4p2		
Y .ج. . 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 إلى 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	$SS_r = \frac{\sum Y_{i...}^2}{k \text{ أو } vp} - C.F$			
Columns الأعمدة	vp-1 أو k-1	$SS_c = \frac{\sum Y_{.j...}^2}{k \text{ أو } vp} - C.F.=$			
Treatmen t	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	$SS_p = \frac{\sum Y_{...p.}^2}{k \text{ أو } vp} - c F. =$			
VP	(v-1)(p-1)	$SS_{vp} = SS_t - SS_v - S. S_p$			
E	(vp-1)(vp-2)	$SS_e = SST - SS_t - SS_c - SS_r$			
T	$(vp)^2 - 1$	$SST = \sum Y_{ijkp}^2$			

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

ولحساب قيمة L.S.D للاختبار

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