# الفصل الثاني

# أهم التصاميم الخاصة بالتجارب البسيطة ذات العامل الواحد

# Designs Of Single-Factor Experiments

## ( ٢ : ١ ) مقدمة : Introduction

عند اجراء الاختبارات الاحصائية للفرضيات المقترحة ، او عند وضع حدود الثقة حول التقديرات فاننا نستخدم التوزيعات المختلفة للعينات والتي تتحدد حسب الاعتبارات الرياضية البحتة ، وذلك بوضع نموذج ما ، وافتراض ظروف معينة حول النموذج ثم تتبع الخطوات الخاصة بتوزيع العينات الذي يناسب النموذج الرياضي الموضوع . ويساعد هذا النموذج كمرشد للباحث في ان يستخلص من بياناته نتائج ومعلومات يتوقف مدى اهميتها ودقتها على درجة ودقة تمثيل هذا النموذج والظروف التي فرضت حوله للتجربة الفعلية .

واذا كنا نود الاستفادة واستخدام النماذج الرياضية المعروفة والمفهومة جيدا ، فان التجارب يجب ان تصمم بطريقة تجعل هذه النماذج موافقة ومناسبة لوصفها . فاذا لم تستطع تجربة ما ان تحقق الخصائص المطلوبة في النماذج المتوفرة ، فقد يحاول الباحث في هذه الحالة ان يضع نموذجا يناسب الاحتياجات الخاصة لتجربته ، غير انه في هذه الحالة لابد وان يواجه المشكلة التي ستقابله عند تحليل بياناته ويجد لها حلا . فاذا توفرت له الرياضيات اللازمة للوصول الى توزيع عينات مناسب ذي خصائص معروفة ، فان النموذج الخاص الذي وضعه لتجربته سوف يقوده للوصول الى نتائج على درجة معروفة ومحددة من الدقة ، والا فان درجة دقة النتائج المتحصلة من تجربة من هذا النوع سوف تكون غير مؤكدة .

ويعتمد التحليل الاحصائي للبيانات المأخوذة من تجربة ما على تصميم تلك التجربة وعلى توزيع العينات الذي يناسب توزيع المجتمع او المجتمعات التي تمثلها تلك التجربة . ويحدد التصميم – جزئيا – ما سيكون عليه توزيع العينات ، كما ويرتبط بالتصاميم الاساسية طرق تحليل معروفة تحققها النماذج الرياضية التي ادت الى تقرير هذه التصاميم . كما وتتوفر احيانا تصاميم بديلة لتجربة ذات اهداف محددة . وفي بعض الاحيان ، قد تزيد كفاءة تصميم معين عن تصميم آخر ، رغم تساوي كمية الجهد التجريبي في التصميمين ، ونقصد زيادة الكفاءة من ناحية قوة الاختبارات وضيق فترات الثقة . ومن المشكلات الاساسية في تخطيط تجربة ما ، هو ان نجد او نصل الى ذلك التصميم الذي يعطي اعلى كفاءة للوحدة من الجهد التجريبي في الوصول الى الاهداف الرئيسة من التجربة .

وقد يكون التصميم الاعلى كفاءة من وجهة النظر الرياضية البحتة مكلفا جدا من جهة الوقت والتكاليف والجهد لدرجة يصبح معها غير عملي ، وعموما فكلما كانت الاختلافات الناجمة عن الخطأ التجريبي صغيرة – مع ثبات العوامل الاخرى – زادت كفاءة التصميم . ومن الممكن ان يقلل هذا المصدر من الاختلافات عن طريق الطرق المختلفة للتحكم في الوحدات التجريبية والسيطرة عليها او عن طريق زيادة حجم العينات . وقد تستخدم كل من الطريقتين لتقليل الخطأ التجريبي ولكن اي الطريقتين تؤدي الى خفض أكثر باعتبار وحدة التكلفة ؟ ان ذلك يعتمد على خصائص ترتبط بظروف التجربة .

ان دراسة الأُسس الاحصائية لتصميم التجارب سوف يساعد الباحث في الوصول الى اكثر النماذج مناسبة وموافقة لتجربته . ويجب ان يمكن هذا النموذج الباحث من الوصول الى قرارات بالنسبة لجميع اهداف تجربته . ولكي يمكن لنموذج ما ان يمثل تجربة تمثيلا سليما ، فان الخبرة في موضوع الدراسة لتبدو هامة وضرورية عند اختيار النموذج المناسب . وعند تقدير مدى موافقة النماذج المتباينة فان الباحث يجب ان يكون على دراية بمصادر التباين والاستنتاجات الممكنة التي لم يأخذها كلياً في اعتباره . ولذلك فان مشاكل التصميم ترغم الباحث احيانا على تصوير تجربته في صورة متغيرات بحيث تؤدي الى تفسيرات محددة للنتائج النهائية .

ويمكننا الآن ان نحدد بعض الخصائص لتصاميم التجارب الجيدة فيما يلي :

١ – يجب ان يؤدي تحليل النتائج تبعا للتصميم المستخدم الى معلومات غير غامضة حول الاهداف الرئيسة من التجربة ، كما ويجب ان تكون التقديرات – بوجه خاص – غير خاطئة .

٢- يجب ان يكون النموذج الرياضي والافتراضات المبنية عليه مؤاتيا لظروف ومواد التجربة.
٣- يجب ان يؤدي التصميم الى الحصول على اقصى ما يمكن من معلومات بخصوص اهداف التجربة الرئيسة وعلى اساس اقل ما يمكن من كمية الجهد التجريبي .
٤- يجب ان يؤدي التصميم للوصول الى بعض المعلومات عن جميع اهداف التجربة .
٥- يجب ان يكون التصميم ممكن التنفيذ على اساس ظروف العمل المتاحة للباحث .

## ( ٢ : ٢ ) أهم التصاميم المستعملة للتجارب البسيطة :

فيما يلي استعراض لأهم التصاميم التي تناسب التجارب البسيطة والتي تأخذ في اعتبارها دراسة تأثير عامل واحد :

# اهم التصاميم الخاصة بالتجارب البسيطة

١. بدون قطاعات No Blocking — التصميم العشوائي الكامل (C.R.D)

٢. القطاعات الكاملة Complete Blocks

(أ) التجميع في اتجاه واحد One-way grouping

القطاعات العشوائية الكاملة (R.C.B.D)

(ب) التجميع في اتجاهين Two-way grouping

المربع اللاتيني (L.S.D)

تصاميم العبور (C.O.D)

(ج) التجميع في ثلاثة اتجاهات Three-way grouping

المربع اللاتيني الاغريقي (G.L.S.D)

(د) التجمع في اكثرمن ثلاثة اتجاهات Higher -way grouping

المربع اللاتيني الاغريقي الفوقي (H.G.L.S)

المكعب اللاتيني (L.C.D)

المكعب اللاتيني الفوقي (H.L.C.)

٣. القطاعات غير الكاملة ( الناقصة ) Incomplete Block

(أ) التجميع في اتجاه واحد One-way grouping

(١) مكررات كاملة

التصاميم الشبكية Lattice Designs

الشبكات المربعة

الشبكات المستطيلة

الشبكات المكعبة

(٢) مكررات غير كاملة

(i) متزنة

القطاعات غيرالكاملة المتزنة BIBD

(ii) متزنة جزئياً

القطاعات غير الكاملة المتزنة جزئياً PBIBD

(ب) التجميع في اتجاهين

Two-way grouping

مربعات يودن Youden Squares

المربعات الشبكية Lattice Squares

# الفصل الثالث

# التصميم العشوائي الكامل

# The Completely Randomized Design

## ( ٣ : ١ ) تعريف التصميم : Definition

التصميم العشوائي الكامل (C.R.D.) هو تصميم توزع فيه المعاملات كلياً بطريقة عشوائية على كل الوحدات التجريبية المتجانسة ، او بالعكس توزع فيه الوحدات المتجانسة جميعها توزيعاً عشوائيا على المعاملات من غير نظام محدد .

ويكون هذا التصميم مفيدا عندما تكون الوحدات التجريبية – كشرط أساسي – متجانسة وذلك بمعنى أن الاختلافات بين هذه الوحدات المستخدمة يكون ضئيلاً . ويمكن أن يتوفر هذا الشرط في كثير من أنواع التجارب المختبرية والتي تجهز فيها الوحدات التجريبية بعناية ودقة ، كما يحدث عندما تخلط كمية من مادة مجهزة خلطا جيدا وكاملاً ثم بعد ذلك توزع الى مقادير صغيرة لتكون الوحدات التجريبية التى توزع عليها المعاملات بطريقة عشوائية ، وربما يمكن استخدام هذا التصميم في تجارب النباتات والحيوانات عندما يكون تأثير الظروف البيئية متشابها الى حد كبير ، وان كان هذا من النادر حدوثه .

وعند توزيع المعاملات على الوحدات التجريبية أو توزيع الوحدات على المعاملات بطريقة عشوائية تستخدم لذلك طرق عدة تضمن عشوائية التوزيع ولو أن أكفأ الطرق في ذلك هي استخدام جداول الأرقام العشوائية التي توجد عادة في مراجع الاحصاء .

## ( ٣ : ٢ ) ميزات التصميم وعيوبه : Advantages and Disadvantages

يمكن ايضاح الميزات الرئيسة للتصميم العشوائي الكامل في النقاط التالية :

١ – أبسط انواع التصاميم واسهلها تطبيقاً على الاطلاق .

٢ – يسمح باستخدام أعلى مايمكن من درجات الحرية للخطأ التجريبي – بالمقارنة بانواع التصاميم الأخرى – مما يؤدي الى خفض القيمة المقدرة لتباين هذا الخطأ.

٣- يتميز هذا التصميم بالمرونة ، فهو لايضع حدوداً لأعداد المعاملات أو تكرارات كل منها طالما توافرت أعداد كافية من الوحدات التجريبية المتجانسة .

٤- ليس من الضروري أن تتساوى أعداد التكرارات في المعاملات المختلفة ، وان كان من المرغوب فيه بصفة عامة توحيدها .

٥- طريقة التحليل الإحصائي بسيطة وسهلة وحتى ولو اختلفت تكرارات المعاملات .

٦- فقدان بعض الوحدات التجريبية أو حتى معاملات بأكملها - لايؤثر على بساطة التحليل الاحصائي .

أما عيوب هذا التصميم فتتمثل في عيبين رئيسين وهما :

١- لايصح استخدام هذا التصميم الا اذا كانت الوحدات التجريبية على درجة عالية من التجانس .

٢- نظراً لأن الخطأ التجريبي المقدر يضم جميع الاختلافات بين الوحدات التجريبية- ماعدا الاختلافات الناتجة عن تأثير المعاملات - لذلك فإن هذه القيمة المقدرة للخطأ التجريبي تكون عادة كبيرة مما يؤدي الى عدم دقة وكفاءة هذا التصميم في بيان تأثير المعاملات ، وذلك بالمقارنة بأنواع التصاميم الأخرى .

## ( ٣ : ٣ ) امثلة لبعض التجارب Examples

أ- دراسة تأثير أربع مستويات من البروتين في العليقة على معدل زيادة وزن الحيوانات المختبرية.

ب- دراسة تأثير عشرة درجات حرارة تخزين على مدى الفقد في نوعية البطاطا .

جـ- دراسة تأثير ستة تركيزات من مبيد معين على مدى الاصابة بمرض معين في البيت الزجاجي .

## ( ٣ : ٤ ) تخطيط التجربة Layout of the Experiment

ويعني ذلك تحديد مكان وزمان التجربة وطبيعة المواد التجريبية وطريقة توزيع المعاملات على الوحدات التجريبية أو العكس . ولكي يمكن اجراء ذلك فإن المساحة التجريبية الكلية أو المواد التجريبية تقسم الى عدد من الوحدات التجريبية المتجانسة ولنقل ان عددها الكلي يساوي N ، ثم نختار من هذه الوحدات بطريقة عشوائية تماماً عدداً وليكن $r_1$ ويخصص لاحدى المعاملات المدروسة ( والتي عددها $t_1$ ) ولنفرض انها خصصت للمعاملة الأولى $t_1$ . بعد ذلك نختار عشوائيا عدداً آخر من الوحدات التجريبيه $r_2$ لتخصص

لمعاملة أخرى ولتكن $t_2$ مثلاً .. وهكذا نستمر على هذا المنوال الى أن نستوعب تطبيق جميع المعاملات . واذا ماتكرر تطبيق كل معاملة من المعاملات بعدد متساو من المرات ( أي على عدد متساو من الوحدات التجريبية ) ففي هذه الحالة نجد أن :

$$r_1 = r_2 = ..... = r_t$$

$$\Sigma r_i = r_1 + r_2 + .... + r_t = rt = N$$

وكمثال لتخطيط تجربة باستخدام التصميم العشوائي الكامل . نفترض ان عدد المعاملات المراد تطبيقها خمس معاملات ( اي ان $t = 5$ ) وهذه المعاملات هي $t_1$ و $t_2$ و $t_3$ و $t_4$ و $t_5$ وان كل معاملة منها سوف تكرر اربع مرات ، فمن الممكن ان يكون توزيع المعاملات كما يلي :

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| $t_5$ | $t_5$ | $t_1$ | $t_4$ | $t_3$ |
| $t_3$ | $t_4$ | $t_4$ | $t_2$ | $t_5$ |
| $t_1$ | $t_2$ | $t_5$ | $t_2$ | $t_3$ |
| $t_3$ | $t_1$ | $t_4$ | $t_1$ | $t_2$ |

ومثل هذا التصميم من الممكن ان يطبق مثلا على :

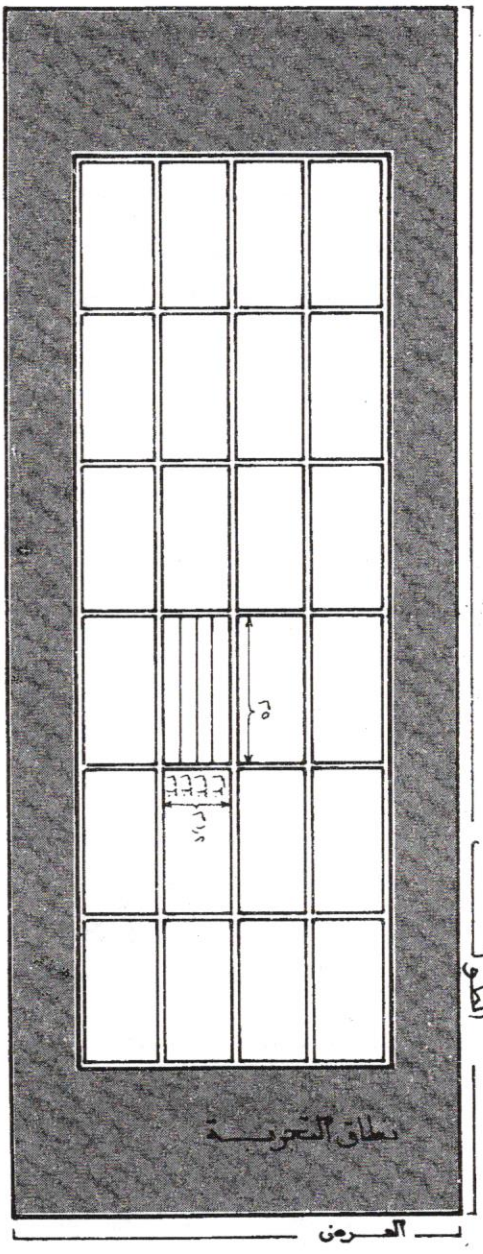
أ- عشرين اصيصا على منضدة في البيت الزجاجي .

ب- عشرين حيوانا في احدى تجارب التغذية .

جـ- مجموعة من عشرين تحليلا للتربة ... وهكذا .

وكمثال آخر لاحدى التجارب الحقلية التي خططت على اساس التصميم العشوائي ، نسوق تجربة مقارنة ستة اصناف من القمح ( فعدد المعاملات هنا ست ) وكل منها كرر اربع مرات ، اي ان كلاً منها زرع في اربع قطع تجريبية اختيرت عشوائيا ، وكل قطعة تجريبية تكونت من ثلاث خطوط طولها خمسة امتار وبعد كل منها عن الآخر ٣٠ سنتيمتراً . كما فصلت القطع التجريبية عن بعضها بمواصل عرض كل منها ٥٠ سم . وترك حول

الحقل التجريبي حزام حاجززرع بأحد الأصناف ليعمل على تحد يد التجربة وحمايتها ويمكن توضيح تخطيط التجربة كما في الشكل ( ٣-١ ) .




الشكل ( ٣-١ ) : التخطيط الحقلي لتجربة مقارنة ستة اصناف من القمح باستخدام التصميم العشوائي الكامل .

والمساحة الكلية المطلوبة لتطبيق هذه التجربة يمكن حسابها على الوجه التالي :

| المطلوب حسابه | باتجاه الطول (متر) | | | باتجاه العرض (متر) | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | العدد | الطول او العرض بالمتر | عدد الامتار | العدد | الطول او العرض بالمتر | عدد الامتار |
| قطعة تجريبية plot | ٦ | ٥,٠ | ٣٠,٠ | ٤ | ١,٢ | ٤,٨ |
| قنوات cannals | — | — | — | — | — | — |
| فواصل بين القطع التجريبية | ٧ | ٠,٥ | ٣,٥ | ٥ | ٠,٥ | ٢,٥ |
| حزام حاجز Belt | ٢ | ٥,٠ | ١٠,٠ | ٢ | ١,٢ | ٢,٤ |
| القياس الكلي | | | ٤٣,٥ | | | ٩,٧ |

وعليه فان المساحة الكلية المطلوبة تساوي ٤٣,٥ × ٩,٧ أي ٤٢٢,٠ مترا مربعا ويجب الا ننسى اضافة حساب القنوات في حالة التجارب الاروائية .

## ( ٣ : ٥ ) استخدام التصميم العشوائي الكامل مع تسجيل مشاهدة واحدة لكل وحدة تجريبية :

C.R.D. with one observation per experimental unit

### اولاً : في حالة تساوي عدد تكرارات المعاملات

Equal number of replications

#### (١) تمثيل البيانات برموز جبرية Symbolical representation of data

نفرض ان التجربة تحتوي على عدد (t) من المعاملات وكل منها نرمزله بالرمز (i) وطبقت كل معاملة على عدد (r) من الوحدات التجريبية التي سجلت مشاهدة واحدة لكل منها وكل مشاهدة نرمزلها بالرمز (j) ، وعلى اساس هذه الرموز نستطيع تنظيم المشاهدات او البيانات الاولية للتجربة – لكي نستطيع تحليلها تحليلا احصائيا – كما في الجدول (٣–١) .

جدول ( ٣-١ ) : تمثيل بيانات تجربة مطبقة على اساس C.R.D. بالرموز الجبرية في حالة تساوي r في جميع المعاملات

| المعاملات Treatments $t_i$ | المشاهدات Observations $y_{ij}$ | مجاميع المعاملات Treatment Totals $Y_{i.}$ | متوسطات المعاملات Treatment Means $\bar{y}_{i.}$ |
|---|---|---|---|
| $t_1$ | $y_{11}$ $y_{12}$ ..... $y_{1j}$ .. $y_{1r}$ | $Y_{1.}$ | $\bar{y}_{1.}$ |
| $t_2$ | $y_{21}$ $y_{22}$ ..... $y_{2j}$ .. $y_{2r}$ | $Y_{2.}$ | $\bar{y}_{2.}$ |
| . | . . . | . | . |
| . | . . . | . | . |
| $t_i$ | $y_{i1}$ $y_{i2}$ ..... $y_{ij}$ .. $y_{ir}$ | $Y_{i.}$ | $\bar{y}_{i.}$ |
| . | . . | . | . |
| . | . . | . | . |
| . | . . | . | . |
| $t_t$ | $y_{t1}$ $y_{t2}$ ..... $y_{tj}$ .. $y_{tr}$ | $Y_{t.}$ | $\bar{y}_{t.}$ |
| | | $Y_{..}$ المجموع العام | $\bar{y}_{..}$ المتوسط العام |

$$\begin{cases} i = 1, 2, \ldots, t \\ j = 1, 2, \ldots, r \end{cases}$$

وعلى ذلك فان المشاهدة j من المعاملة i يكون رمزها هو $y_{ij}$

وعلى سبيل المثال ، فان المشاهدة الثالثة من المعاملة الرابعة يكتب رمزها $y_{43}$

ويكون مجموع أي معاملة ( اي مجموع قيم جميع مشاهداتها $\sum_j y_{ij}$ ) رمزه هو $Y_{i.}$

أي ان ... $Y_{i.} = y_{i1} + y_{i2} + y_{i3} + \ldots + y_{ir}$

وعلى سبيل المثال ، فان مجموع قيم المعاملة الثانية يحسب كما يلي :

$$Y_{2.} = y_{21} + y_{22} + y_{23} + \ldots + y_{2r}$$

اما متوسط أي معاملة فيكون .. $\bar{y}_{i} = Y_{i.}/r$

وعليه فان المتوسط الحسابي للمعاملة الثانية هو .. $\bar{y}_{2.} = Y_{2.}/r$

ويرمز للمجموع العام لجميع مشاهدات التجربة بالرمز $Y_{..}$

$$(\sum_{ij} y_{ij} = \sum_{i} Y_{i.} = y_{11} + y_{12} + \ldots + y_{tr}) = Y_{..}$$

وعليه فان المتوسط العام للتجربة يكون .. $\bar{y}_{..} = Y_{..}/tr$

## (٢) النموذج الرياضي للتجربة Linear Model

وهو المعادلة الرياضية التي تصف التجربة ، أي التي توضح مكونات أي مشاهدة في التجربة بحيث ان اضافة هذه المكونات الى بعضها تعطى قيمة المشاهدة المسجلة من أية وحدة تجريبية . وفي هذا التصميم ( C.R.D. ) فان قيمة كل مشاهدة في التجربة تتكون من ثلاث مكونات مستقلة وهي المتوسط العام وتأثير المعاملة التي اخذتها الوحدة التجريبية التي سجلت منها هذه المشاهدة وقيمة الخطأ العشوائي الخاص بتلك المشاهدة او الوحدة التجريبية .

وعليه فان معادلة النموذج الرياضي لهذا التصميم هي . .

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

حيث ان :

$y_{ij}$ هي قيمة المشاهدة j $(j = 1,2,...,r)$ من المعاملة في i $(i = 1,2,...,t)$

وعليه فان $y_{23}$ تمثل المشاهدة الثالثة في المعاملة الثانية .

$\mu$ وهو المتوسط العام للمجتمع ( مجتمع المشاهدات ) ويقدر بقيمة المتوسط العام للتجربة أي المتوسط العام لجميع المشاهدات $(\bar{y}_{..})$

أي ان :

$$\hat{\mu} = \bar{y}_{..} = \frac{Y_{..}}{tr}$$

$\tau_i$ وهو تأثير المعاملة i الخاصة بهذه المشاهدة ، وتقدر بمقدار انحراف متوسط هذه المعاملة i عن المتوسط العام للتجربة

أي ان :

$$\hat{\tau}_i = \bar{y}_{i.} - \bar{y}_{..}$$

وعلى سبيل المثال ، فان تقدير تأثير المعاملة الثانية يكون . .

$$\hat{\tau}_2 = \bar{y}_{2.} - \bar{y}_{..}$$

$\varepsilon_{ij}$ وهو مقدار الخطأ العشوائي الموجود في هذه المشاهدة j من المعاملة i ، ويقدر بمقدار انحراف قيمة هذه المشاهدة عن متوسط المشاهدات التي اخذت نفس المعاملة i .

أي ان . .

$$\hat{\varepsilon}_{ij} = y_{ij} - \bar{y}_{i.}$$

وعلى ذلك فان مقدار الخطأ العشوائي الخاص بالمشاهدة الثالثة في المعاملة الثانية يكون . .

$$\varepsilon_{23} = y_{23} - \bar{y}_{2.}$$

وعادة يعتبر الخطأ كتأثير عشوائي يتوزع توزيعاً طبيعياً ومستقلا ( NID ) وبمتوسط قيمته صفر ، وبتباين متماثل في جميع المعاملات او المستويات وهو $\sigma_\varepsilon^2$ ، ويمكن التعبير عن ذلك كما يلي :

$$\hat{\varepsilon}_{ij} \sim NID\ (0,\sigma_\varepsilon^2)$$

حيث ان $\sigma_\varepsilon^2$ هو تباين مشترك داخل جميع المعاملات .

اما $\mu$ فهو دائما قياس ثابت (Fixed Parameter) ، في حين ان تأثير المعاملات $\tau_i$ $(\tau_1,\tau_2,....,\tau_t)$ فيكون اما قياساً ثابتا او قياساً عشوائياً (Random Parameter) فهو قياس ثابت اذا كانت $\sum\tau_i = 0$ وهذا يعني ان الباحث قد قرر بأنه مهتم فقط بعدد من المعاملات (t) الموجود في تجربته ، ويكون قياساً عشوائياً اذا كانت $\tau_i$ تتوزع توزيعا طبيعيا ومستقلا (NID) بمتوسط يساوي الصفر وتباين $\sigma_\tau^2$ مشترك في كل المعاملات ( ويعبر عن ذلك بان .. $(\tau_i \sim \text{NID}(0,\sigma_\tau^2)$ وهذا يعكس قرار الباحث بأنه مهتم بمجتمع من المعاملات وان المعاملات الموجودة في تجربته ماهي الا عينة عشوائية من هذا المجتمع .

وعندما يكون تأثير المعاملات من النوع الثابت فان تحليل التباين يعرف بالنموذج الثابت او النموذج الاول (Fixed Model or Model I) ، ومن امثلة التأثيرات الثابتة تجارب مقارنة الاصناف او السلالات او مقارنة العلائق او الهرمونات او المبيدات اي تجارب مقارنة متوسطات المعاملات . فعند مقارنة عشرة أصناف من القطن مثلاً في تجربة فان تأثير كل صنف (معامله ) يكون في هذه الحالة ثابتا ويمكن تكراره (اي تكرار الحصول عليه ) عند تكرار التجربة لعدد من المرات .

اما اذا كان تأثير المعاملات من النوع العشوائي فان تحليل التباين يعرف بالنموذج العشوائي او النموذج الثاني (Random Moded or Model $\mu$) ، ومن أمثلة التأثيرات العشوائية . . دراسة مدى تاثر صفة معينة باختلاف الاصناف ، تاثير انواع التربة على المحتوى الآزوتي مثلا ، تأثير المواسم المختلفة على درجة الاصابة بحشرة معينة . . وهكذا ، فاذا افترضنا مثلا ان الباحث كان مهتماً بمعرفة هل نسبة الزيت في بذور السمسم تختلف باختلاف الاصناف ، فانه سيختار عددا من اصناف السمسم عشوائيا من مجتمع الاصناف المتاحة للدراسة ، واذا اراد تكرار هذه التجربة مرة اخرى فليس من الضروري ابدا ان يختار نفس هذه الاصناف بل يختار عينة عشوائية اخرى من الاصناف ، ويكون الغرض من هذه التجارب هو تقدير تباين تأثير المعاملات اي مكون التباين $\sigma_\tau^2$ .

وعموما فان خطوات حساب جدول تحليل التباين واجراء اختبار F واحدة لكل من النموذجين السابقين ، اما الاختلاف بينهما فيتلخص في نقطتين وهما :

أ- في حالة التأثير الثابت يكون الغرض من التجربة هو تقدير تأثير المعاملة $(\tau_i)$ او مقارنة تاثير المعاملات وبالتالي مقارنة متوسطات المعاملات ، اما في حالة التأثيرات العشوائية فيكون الغرض هو تقدير مكون التباين $\sigma_\tau^2$ وليس مقارنة متوسطات المعاملات او العينات .

ب — اذا وجدت قيمة F المقدرة معنوية ، فالخطوة التالية في حالة التأثيرات الثابتة هي مقارنة متوسطات المعاملات اما في حالة التأثيرات العشوائية فاننا نحسب قيمة تباين تأثير المعاملات $\sigma_\tau^2$ .

ويمكن ايضاح هذه الاختلافات بين النموذجين بصورة مبسطة كما يلي :

| وجه المقارنة | Random Model النموذج العشوائي | Fixed Model النموذج الثابت |
|---|---|---|
| ١ـ الافتراضات : Assumptions | تأثيرات المعاملات متغيرات عشوائية تتوزع طبيعياً وبصورة مستقلة بوسط حسابي يساوي صفر وتباين يساوي $\nabla\tau^2$ أي أن : $Ti \sim NID(0, \nabla e^2)$ | تأثيرات المعاملات قيم ثابتة : أي أن : $\Sigma Ti = \sum_{i=1}^{t} (\mu i - \mu) = 0$ |
| ٢ـ طريقة التحليل : Analysis | نفس الشيء في النموذجين وكما هو موضح في الجدول ( ٢ـ٢ ) | |
| ٣ـ مكونات التباين : E.M.S Components | S.O.V: Treatments, Error<br>E.M.S: $\nabla e^2 + r\,\emptyset\,\tau^*$, $\nabla e^2$<br>S.O.V: Treatments, Error<br>E.M.S: $\nabla e^2 + r\,\nabla\tau^2$, $\nabla e^2$ | S.O.V: Treatments, Error<br>E.M.S: $\nabla e^2 + r\,\emptyset\,\tau^*$, $\nabla e^2$<br>$* \; r\,\emptyset_\tau = r\frac{\Sigma Ti^2}{t-1}$ |
| ٤ـ النظرية المختبرة : Hypothesis Tested | HO : $\nabla\tau^2 = 0$<br>HA : $\nabla\tau^2 \neq 0$ | Ho : $Ti = 0$ ( for all t s)<br>HA : $Tit \neq 0$ ( for all t s) |

## (٣) جدول تحليل التباين Analysis of Variance (ANOVA) Table

يبين الجدول ( ٣–٢ ) جدول تحليل التباين لتجارب التصميم العشوائي الكامل موضحا به المعادلات التي تلخص طرق الحسابات المطلوبة ، وذلك في حالة تساوي عدد التكرارات (r) لجميع المعاملات (t) الداخلة في التجربة .

حدول ( ٣-٢ ) جدول تحليل التباين لتجارب التصميم العشوائي الكامل عندما تكون ( r ) موحدة في جميع المعاملات

| مصادر التباين S.O.V | درجات الحرية d.f | مجموع المربعات SS | التباين MS | E.M.S التباين المتوقع Model I (Fixed Model) | Model II (Random Model) | قيمة F المحسوبة F Cal. | قيمة F الجدولية F Tab. |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Treatments | $t-1$ | $SSt = \frac{\Sigma Y_{i.}^2}{r} - \frac{(Y..)^2}{tr}$ | $MSt = \frac{SSt}{t-1}$ | $\sigma_e^2 + r\frac{\Sigma \tau_i^2}{t-1}$ | $\sigma_e^2 + r\sigma_\tau^2$ | $F = \frac{MSt}{MSe}$ | $F(t-1), t(r-1)$ |
| Error | $t(r-1)$ | $SSe = SST - SSt$ | $MSe = \frac{SSe}{t(r-1)}$ | $\sigma_e^2$ | $\sigma_e^2$ | | |
| Total | $tr-1$ | $SST = \Sigma y_{ij}^2 - \frac{(Y..)^2}{tr}$ | | | | | |

ويمكن تلخيص طرق حساب مجموع مربعات الانحرافات ( S.S. ) في الخطوات التالية :

١- حساب معامل التصحيح : Correction Factor (C)

$$C = \frac{(Y..)^2}{tr} = \frac{(y_{11} + y_{12} + ... + y_{tr})^2}{tr}$$

٢- حساب مجموع مربعات الأنحرافات الكلية : Total Sum of Squares (SST)

$$SST = \Sigma y_{ij}^2 - C$$

$$= (y_{11})^2 + (y_{12})^2 + .... + (y_{tr})^2 - C$$

٣- حساب مجموع مربعات انحرافات المعاملات ( أي بين المعاملات ) :

Treatments (or Between treatments) Sum of Squares (SSt)

$$SSt = \frac{\Sigma Y_{i.}^2}{r} - C = \frac{Y_{1.}^2 + Y_{2.}^2 + ... + Y_{t.}^2}{r} - C$$

٤- حساب مجموع مربعات الأنحرافات بين المشاهدات داخل المعاملات ( أي مجموع مربعات الخطأ التجريبي )

Error or Within treatments Sum of Squares (SSe)

$$SSe = SST - SSt$$

## (٤) اختبار الفرضيات Test of Hypotheses

توضع عادة فرضيتان لاختبارهما باجراء اختبار F ، وذلك بمقارنة قيمة F المحسوبة بقيمة F الجدولية عند مستوى معنوية معين . والفرضيتان المراد اختبارهما هما فرضية العدم Null Hypothesis ويرمز لها بالرمز $H_0$ والفرضية البديلة Alternative Hypothesis ويرمز لها بالرمز $H_A$

وعادة تفترض فرضية العدم عدم وجود اختلافات في تأثيرات المعاملات ، وتوضع هذه الفرضية على امل رفضها باحتمال معين اوعند مستوى معنوية معين ، بحيث اذا تم فعلا رفض هذه الفرضية فان الخطا الذي قد نقع فيه ومقداره هومستوى المعنوية الذي اجرينا عنده اختبار F يكون من النوع الأول Type I error ( والذي يعني صحة الفرضية عند رفضها وهو ابسط من خطا النوع الثاني Type II error الذي يعني ثبوت خطأ الفرضية عند قبولها ) .

أما الفرضية البديلة فهي الفرضية التي توضع لتقبلها في حالة رفض فرضية العدم .

وتصاغ الفرضيات عادة على الوجه التالي :

(أ) في حالة النموذج الأول ( النموذج الثابت ) :

تكون فرضية العدم .. $H_o : \mu_1 = \mu_2 = ... = \mu_t$

ويمكن تبسيطها الى .. $(H_o : \tau_i = 0 , i = 1,2,...t)$

وتكون الفرضية البديلة $H_A : \mu_1 \neq \mu_2 \neq ... \neq \mu_t$

( وتعني هذه الفرضية أن هناك على الأقل متوسطان غير متساويين ويمكن أيضا وضعها في صورة مبسطة وهي $H_A : \tau_i \neq 0$

(ب ) في حالة النموذج الثاني ( النموذج العشوائي ) :

فرضية العدم .. $H_o : \sigma_\tau^2 = 0$

الفرضية البديلة .. $H_A : \sigma_\tau^2 \neq 0$

وبعد وضع الفرضيات يجري اختبارها وذلك بمقارنة قيمة F المحسوبة ( وهي عبارة عن نسبة بين تباينين .. وهما في هذا التصميم تباين المعاملات وتباين الخطأ ) بقيمة F الجدولية والتي تستخرج من جدول توزيع F بمعرفة درجات حرية التباينين ومستوى المعنوية المطلوب اجراء الاختبار عنده ( ويستخدم عادة في التجارب البيولوجية مستوى ٥ ٪ او مستوى ١ ٪ ) . وقيمة F الجدولية تعني اقل قيمة يمكن اعتبارها معنوية من قيم F المحسوبة ، ومعنى ذلك اذا زادت قيمة F المحسوبة عن قيمة F الجدولية عند مستوى المعنوية المحدد ، فاننا نقرر بان نتائج التجربة قد اثبتت وجود اختلافات معنوية او حقيقية بين المعاملات .