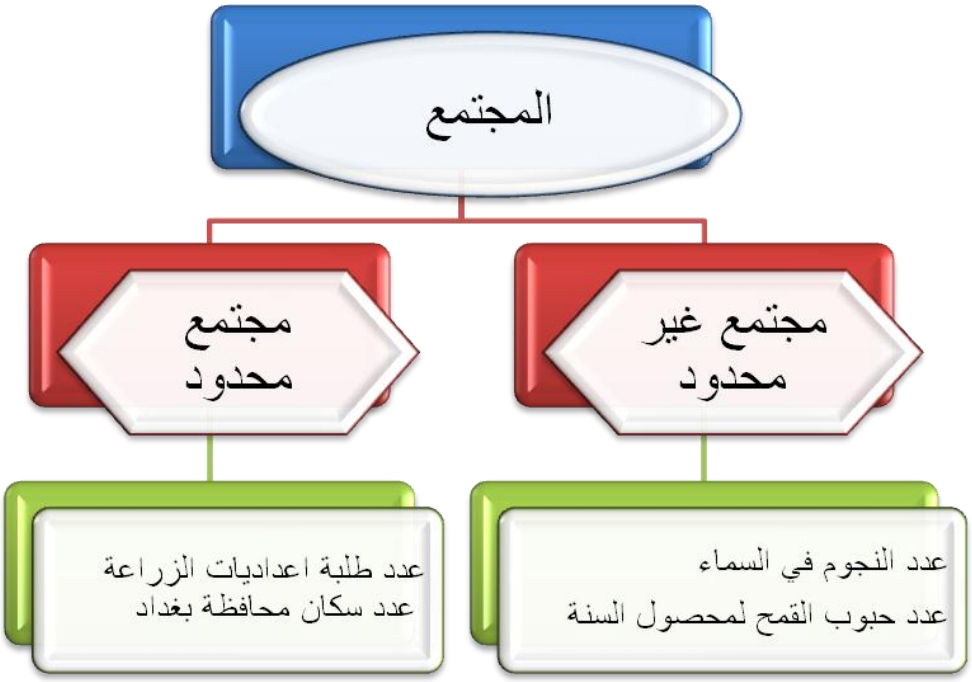
Statistical Parameters and Notations معالم ورموز احصائية

علم الاحصاء: هو ذلك العلم الذي يعمل على استخدام الاسلوب العلمي في طرق جمع البيانات وتبويبها وتلخيصها وعرضها وتحليلها بهدف الوصول منها على استنتاجات وقرارات مناسبة

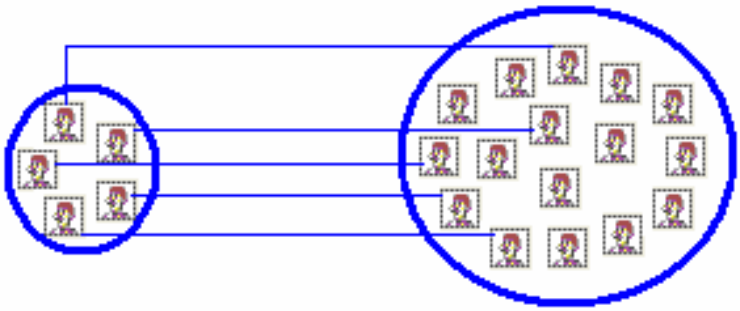
تعريف المتغير (Variable): هو اي ظاهرة تظهر اختلافات بين مفرداتها

المجتمع (Population)

أ- مجتمع محدود Finite population
ب- مجتمع غير محدود Infinite Population



العينة (Sample)



مجتمع الدراسة عينة الدراسة

Statistical Notation

الرمز	المعنى	الرمز	المعنى
x او y او z	اسم المتغير	S^2	التباين للعينة
>	اكبر من	σ^2	التباين للمجتمع
≥	اكبر من او يساوي	c.v	معامل الاختلاف
<	اصغر من	nPr	تباديل r من n
≤	اصغر من او يساوي	nCr	توافيق r من n
≠	لا يساوي	α	مستوى المعنوية
∑	مجموع	B	معامل الانحدار للعينة
| |	قيمة مطلقة	β	معامل الانحدار للمجتمع
Fi	التكرار	R	معامل الارتباط للعينة
n!	مضروب n		
$\bar{X}$	الوسط الحسابي للعينة		
μ	الوسط الحسابي للمجتمع		
S	الانحراف المعياري للعينة		
σ	الانحراف المعياري للمجتمع		

الوسط الحسابي Arithmetic Mean

وهو اكثر مقاييس النزعة المركزية شيوعا واستعمالا ، ويطلق عليه احيانا بالمعدل الحسابي او الوسط الحسابي ويرمز لهذا المقياس برمزين مختلفين هما:

أ- الرمز (μ) ليمثل المتوسط الحسابي للمجتمع Mew

ب- الرمز ($\overline{X}$) ليمثل المتوسط الحسابي للعينة X bar

وتجدر الاشارة الى ان μ هي قيمة ثابتة لا تتغير ، ولهذا فأنه تعتبر من بين معالم او ثوابت المجتمع (Parameter) . اما $\overline{X}$ فانها تتغير من عينة لاخرى اعتمادا على العناصر التي تشملها كل عينة ولهذا فإنها تعتبر من الاحصاءات (Statistics).

مجموع قيم المفردات مقسوما على عددها

$$\text{الوسط الحسابي} = \frac{\text{مجموع البيانات}}{\text{عدد البيانات}}$$

(1

$$\overline{X} = \frac{x_1 + x_2 + x_3 + \ldots + x_n}{n} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n}$$

مثال: اوجد الوسط الحسابي للبيانات التالية

4 ، 12 ، 1 ، 2 ، 5 ، 4 ، 10 ، 14 ، 1 ، 23

عدد البيانات = n = 10

$$\overline{X} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n} = \frac{4+12+1+2+5+4+10+14+1+23}{10}$$

$$\overline{X} = \frac{76}{10} = 7.6$$

مثال:

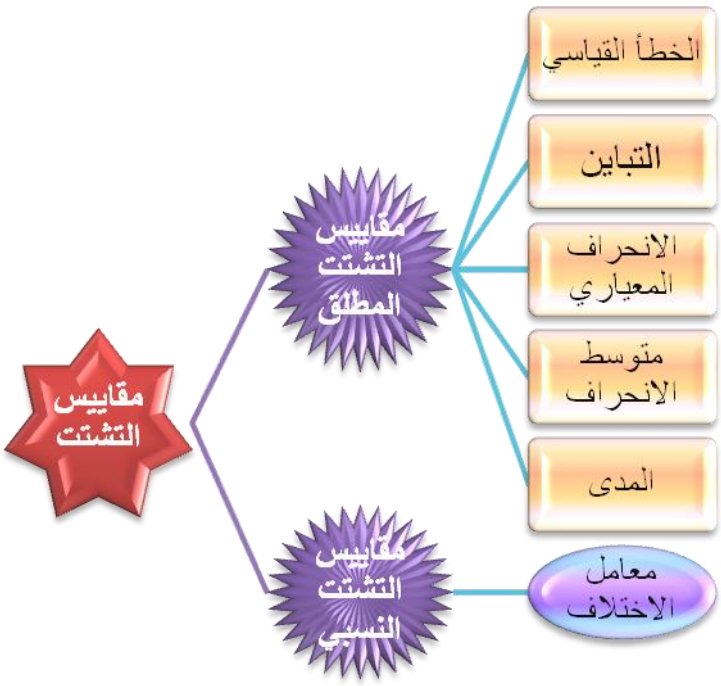
البيانات التالية تمثل كمية الامطار الساقطة سنويا (بالمليمترات) على محافظة نينوى خلال فترة سبع سنوات ، فما هو متوسط سقوط الامطار خلال تلك الفترة؟

البيانات: 420 240 510 180 270 290 540

الحل

$$\overline{X} = \frac{x_1 + x_2 + x_3 + \ldots + x_n}{n} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n}$$

$$\bar{X} = \frac{420 + 240 + 510 + 180 + 270 + 290 + 540}{7} = 350$$



مقاييس التشتت المطلق

الانحراف Deviation

يرمز له بالحرف d أو y وهو مقدار الاختلاف بين قيمة اية مشاهدة عن المتوسط الحسابي في العينة (المعدل)
ويحسب بالمعادلة التالية $d = Y_i - Y$

لأن مقاييس التشتت هي مقاييس لقوة تجمع البيانات حول بعضها، وحيث أن التجمع يكون حول القيم المتوسطة، فإنه إذا كان مقدار الاختلاف بين القيم ومتوسطها كبيرا دل ذلك على أن التشتت كبير والعكس صحيح. وأن مجموع الاختلافات (الانحرافات) عن المتوسط يساوي صفرا.

مثال

اوجد الانحراف المتوسط للبيانات التالية

4	6	5	8	2

الحل: الخطوة الاولى استخراج الوسط الحسابي

الخطوة الثانية ايجاد انحراف كل قيمة عن الوسط الحسابي (مع اهمال الاشارة)

المتوسط الحسابي $= \frac{25}{5} = 5$

x_i	$x_i - \bar{X}$
2	-3
8	3
5	0
6	1
4	-1

مثال :

جد قيمة الانحراف المتوسط للبيانات التالية التي تمثل اوزان عشرة من اللهانة (كغم).

2.8	2.3	1.7	2.0	1.2	2.5	2.0	1.8	2.2	1.5

الحل:

المتوسط الحسابي = $\frac{20}{10}$ = 2

القيم	1.5	2.2	1.8	2.0	2.5	1.2	2.0	1.7	2.3	2.8
المتوسط الحسابي	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
الانحراف المتوسط	-0.5	0.2	-0.2	0	0.5	-0.8	0	-0.3	0.3	0.8

مجموع المربعات Sum of Squares

للتغلب على مشكلة الاشارات عند جمع انحرافات القيم عن وسطها الحسابي والتي تؤدي دائما لان يكون مجموع انحرافات اي عينة عن وسطها حسابي يساوي صفر. وبدلا من اخذ القيم المطلقة للانحرافات اي بدون اشارات فإننا نستطيع ان نتغلب على ذلك بطريقة اخرى وهي بتربيع قيم الانحرافات وبذلك تصبح جميعها موجبة. اي نحصل على مجموع مربعات الانحرافات والتي نرمز لها Sum of Square (SS) وعلى ذلك فإن

$$SS = \sum_{i=1}^{n} (X_i - \bar{X})^2$$

التباين Variance

ولكي نأخذ بنظر الاعتبار حجم العينة حتى يمكن مقارنة العينات المختلفة الاحجام فاننا نقسم مجموع مربعات الانحرافات على n في حالة حساب التباين للمجتمع وعلى n-1 في حالة حساب التباين للعينة ويسمى (n-1) بدرجات الحرية. ويرمز لتباين المجتمع بالرمز (σ^2) ولتباين العينة بالرمز (S^2)

هو متوسط مجموع مربعات انحرافات القيم عن وسطها الحسابي

ويحسب التباين للمجتمع

$$\sigma^2 = \frac{\sum (X_i - \mu)^2}{N}$$

حيث ان μ الوسط الحسابي للمجتمع

N عدد مفردات المجتمع

اما التباين للعينة فيحسب

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} (X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

$$S^2 = \frac{\Sigma x_i^2 - \frac{(\Sigma x_i)^2}{n}}{n-1}$$

ونظراً لأننا عند حساب التباين قمنا بتربيع الانحرافات فان قيمة التباين تكون مقاسة بمربع الوحدات المستخدمة في قياس المشاهدات. فاذا كانت المشاهدات مقاسة بالسنتمتر فان التباين يكون بالسنتمتر المربع . ولا توجد مشكلة في ذلك ، ولكن المشكلة عندما تكون وحدات المشاهدات كالأوزان بالـ كغم او عدد الاطفال في الاسر او عدد الموظفين في شركة ما، فالتباين عنده يقاس بالـ كغم المربع او الطفل المربع او الموظف المربع وهذه كلها غير ذات معنى. والحل لتلك المشكلة هي ارجاع الوحدات الى اصلها وذلك بإخذ الجذر التربيعي للتباين لنحصل على ما يسمى بالانحراف المعياري (S) والذي سوف يكون مقاسا بالوحدات الاصلية.

مثال / اخذت عينة مؤلفة من 6 نباتات بطاطا وحسبت عدد الثمار بالنبات الواحد وكانت كما يلي:

5	4	8	7	10	8

احسب تباين عدد الثمار بالنبات.

الخطوة الاولى : حساب الوسط الحسابي

$$\overline{X} = \frac{x_1 + x_2 + x_3 + \ldots + x_n}{n} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n}$$

$$\bar{X} = \quad = \frac{42}{6} = 7$$

الخطوة الثانية :

عدد الثمار	8	10	7	8	4	5
$(xi - \bar{X})$	1	3	0	1	-3	-2
$(xi - \bar{X})^2$	1	9	0	1	9	4

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

$$\mathbf{S^2 = \frac{1+9+0+1+9+4}{6-1}}$$

$$\mathbf{S^2 = \frac{24}{5} = 4.8}$$

الطريقة الثانية

$$S^2 = \frac{\Sigma x_i^{\,2} - \frac{(\Sigma x_i)^2}{n}}{n-1}$$

x_i	x_i^2
8	64
10	100
7	49
8	64
4	16
5	25
Σx_i = 42	Σx_i^2 =3 18

$$S^2 = \frac{318 - \frac{42^2}{6}}{5} = \frac{318 - 294}{5} = \frac{24}{5}$$

$$S^2 = 4.8$$

مثال

اخذت عينة من 10 اشجار من العنب وحسبت كمية الحاصل لكل شجرة بالكيلوغرام وكانت كما يلي

5	11	9	14	10	15	12	6	8	10

احسب التباين؟

الطريقة الاولى: الوسط الحسابي

$$\overline{X} = \frac{x_1 + x_2 + x_3 + \ldots + x_n}{n} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n}$$

$$\overline{X} = \frac{100}{10} = 10$$

x_i	5	11	9	14	10	15	12	6	8	10
$(xi - \overline{X})$	-5	1	-1	4	0	5	2	-4	-2	0
$(xi - \overline{X})^2$	25	1	1	16	0	25	4	16	4	0

$$\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X})^2 = 92$$

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X})^2}{n-1} = \frac{92}{9} = 10.22$$

الطريقة الثانية

x_i	5	11	9	14	10	15	12	6	8	10	$\Sigma x_i = 100$
x_i^2	25	121	81	196	100	225	144	36	64	100	$\Sigma x_i^2 = 1092$

$$S^2 = \frac{1092 - \frac{100^2}{10}}{10-1}$$

$$S^2 = \frac{1092 - 1000}{9}$$

$$S^2 = 10.22$$

الانحراف المعياري Standard Deviation

يعتبر الانحراف المعياري من أهم المقاييس الإحصائية للتشتت، وهو الأكثر استخداما في النظريات والقوانين الإحصائية، لأنه يعطي فكرة سليمة ومنطقية عن ظاهرة التشتت. وتكون وحداته نفس وحدات الظاهرة او المتغير

يعرف الانحراف المعياري بأنه الجذر التربيعي لمتوسط مجموع مربعات انحرافات القيم عن متوسطها الحسابي.

ففي حالة حساب الانحراف المعياري للمجتمع فيرمز له σ (sigma)

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \mu)^2}{N}}$$

الانحراف القياسي للعينة Sample Standard Deviation S.D

وفي حالة حساب الانحراف المعياري للعينة فيرمز له S

$$S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \bar{X})^2}{n-1}}$$

اي ان الانحراف المعياري يساوي الجذر التربيعي للتباين

$$s = \sqrt{S^2}$$

ويمتاز الانحراف المعياري بسهولة حسابه وشموله على جميع قيم المشاهدات لذا فهو يعتبر من ادق معايير التشتت الاحصائية ، وله نفس وحدات القياس للظاهرة قيد الدراسة. ويعاب عليه لتأثره بالقيم المتطرفة للبيانات ولا يمكن حسابه للقيم الوصفية.

مثال

اخذت عينة مؤلفة من خمسة بساتين وحسبت اشجار الزيتون في كل بستان وكانت كما يلي :

9	7	10	6	8

احسب الانحراف المعياري لعدد اشجار الزيتون .

الحل: الطريقة الاولى: نحسب الوسط الحسابي لقيم المتغير

الوسط الحسابي = مجموع القيم / عددها = 8

x_i	9	7	10	6	8
$(xi - \bar{X})$	1	-1	2	-2	0
$(xi - \bar{X})^2$	1	1	4	4	0

ثم نحسب التباين

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \bar{X})^2}{n-1}$$

$$S^2 = \frac{10}{4} = 2.5$$

ثم نأخذ الجذر التربيعي للتباين للحصول على الانحراف المعياري

$$S = \sqrt{2.5} = 1.581$$

الطريقة الثانية

حساب الانحراف المعياري بالقانون التالي

$$S=\sqrt{\frac{\Sigma x_i^{\,2}-\frac{(\Sigma x_i)^2}{n}}{n-1}}$$

x_i	9	7	10	6	8	$\Sigma x_i = 40$
x^2	81	49	100	36	64	$\Sigma x_i^{\,2} = 330$

$$S=\sqrt{\frac{330-\frac{40^2}{5}}{5-1}}=\sqrt{\frac{330-\frac{1600}{5}}{4}}=\sqrt{\frac{330-320}{4}}=\sqrt{2.5}$$

$$S=1.581$$

مثال :

اخذت عينة مكونة من 8 أبقار وحسبت كمية انتاج الحليب (كغم) باليوم وكانت النتائج كما يلي:

x_i	10	12	8	9	5	15	13	8

احسب الانحراف المعياري لكمية انتاج الحليب.

الحل: الطريقة الاولى

1- حساب المتوسط الحسابي

$$\bar{X}=\frac{\sum_{i=1}^{n} X_i}{n}=\frac{10+12+8+9+5+15+13+8}{8}=\frac{80}{8}=10$$

-2

X_i	10	12	8	9	5	15	13	8
$(X_i - \bar{X})^2$	0	4	4	1	25	25	9	4

$$\sum_{i=1}^{n}(X_i - \bar{X})^2 = 72$$

$$S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i - \bar{X})^2}{n-1}}$$

$$S = \sqrt{\frac{72}{7}} = \sqrt{10.29} = 3.21$$

الطريقة الثانية:

$$S = \sqrt{\frac{\Sigma x_i^{\,2} - \frac{(\Sigma x_i)^2}{n}}{n-1}}$$

X_i	10	12	8	9	5	15	13	8
$X_i^{\,2}$	100	144	64	81	25	225	169	64

$$\sum_{i=1}^{8} X_i = 80$$

$$\sum_{i=1}^{8} X_i^2 = 872$$

$$S=\sqrt{\frac{872-\frac{(80)^2}{8}}{7}}=\sqrt{\frac{872-800}{7}}=\sqrt{\frac{72}{7}}=\sqrt{10.29}=3.21$$

الخطأ المعياري (الخطأ القياسي) Standard Error

كانت مقاييس التشتت السابقة عبارة عن إحصاءات لقياس تشتت المفردات داخل العينة وكان الانحراف القياسي هو أهم تلك المقاييس إذ أنه يقيس انحراف مفردات العينة حول متوسطها الحسابي.

والخطأ المعياري هو عبارة عن تقدير للانحراف المعياري للمتوسطات الحسابية المحسوبة من عدد العينات العشوائية الكبيرة الحجم (30 فردا فأكثر) المأخوذة من مجتمع واحد متجانس.

استعمالات الخطأ المعياري:

1- تعتبر قيمة الخطأ المعياري كمقياس لدرجة الاعتماد علي متوسط العينة ، بمعني أن المتوسط الذي تكون قيمة الخطأ المعياري له صغيرة يمكن الاعتماد عليه عن المتوسط الذي تكون قيمة الخطأ المعياري له كبيرة.

2- يفيد استعمال الخطأ المعياري في تحديد حجم العينة.

3- يعطي الخطأ المعياري فكرة عن متوسط المجتمع ، فلقد وجد أن متوسطات العينات العشوائية الكبيرة المأخوذة من مجتمع واحد متجانس تتوزع توزيعا معتدلا تقريبا ، حتى ولو لم تكن مفردات المجتمع نفسها معتدلة التوزيع . وبذلك تكون النقطة علي المنحني المعتدل التي تتركز حولها متوسطات العينات أحسن تقدير لمتوسط المجتمع.

4- يمكن استعمال الخطأ المعياري لمقارنة متوسطين مختلفين لمعرفة حقيقة الفرق بينهما.

طريقة حساب الخطأ المعياري

يرمز للخطأ القياسي بالرمز $S_{\bar{X}}$

ويحسب بالطريقة التالية

$$S_{\bar{X}}=\frac{S}{\sqrt{n}}$$

او

$$S_{\bar{X}}=\sqrt{\frac{S^2}{n}}$$

مثال

اوجد الخطأ المعياري للبيانات التالية

6	9	6	4	5

الحل

1- ايجاد قيمة الانحراف المعياري

$$S=\sqrt{\frac{\Sigma x_i^{\,2}-\frac{(\Sigma x_i)^2}{n}}{n-1}}$$

$$S=\sqrt{\frac{6^2+9^2+6^2+4^2+5^2-\frac{(6+9+6+4+5)^2}{5}}{5-1}}$$

$$S=\sqrt{\frac{194-\frac{30^2}{5}}{4}}=\sqrt{\frac{194-\frac{900}{5}}{4}}=\sqrt{\frac{194-180}{4}}$$

$$S=\sqrt{\frac{14}{4}}=\sqrt{3.5}=1.87$$

2- ايجاد الخطأ المعياري

$$S_{\bar{x}}=\frac{S}{\sqrt{n}}=\frac{1.87}{\sqrt{5}}=\frac{1.87}{2.24}=0.834$$

التشتت النسبي

كانت مقاييس التشتت التي ذكرت سابقا كلها مقاييس مطلقة ، تقدر بدلالة وحدات القياس المستعملة في قياس المتغير الموضوع تحت البحث والدراسة ، سواء كانت هذه الوحدات مقاسه بالسنتيمتر أو المتر أو الكيلو غرام وغيره ، وعلي ذلك فإذا أردنا مقارنة عينتين أو مجتمعين فقد يحول دون ذلك اختلاف وحدات القياس المستعملة في كل منهما. لذا فان مقاييس التشتت النسبي تكون خالية من وحدات القياس ، واهم مقاييس التشتت النسبي هي :

معامل الاختلاف Coefficent of Variation

ان درجة التشتت بين قيم مفردات مجموعة معينة تختلف عادة عن درجة التشتت لمجموعة اخرى ، وقد يكون هذا الاختلاف كبيرا ام صغيرا. وبناءا على ذلك لا بد من وجود وسيلة لمقارنة درجات التشتت بين المجموعات المختلفة. وخاصة اذا اختلفت هذه المجاميع بوحدات القياس ، وعليه فأن الامر يتطلب الاستعانة بمقياس تشتت يحول قيمة الانحراف المعياري الى نسبة مئوية من المتوسط الحسابي وبذلك يأخذ بنظر الاعتبار التفاوت في القياسات الاصلية للبيانات ويتخلص من وحدات القياس ويوصلنا الى نسبة مئوية قابلة للمقارنة. ويطلق على هذا المقياس بمعامل الاختلاف ويرمز له (C.V)

تعريف معامل الاختلاف

اذا كان S و $\bar{X}$ هما الانحراف المعياري والوسط الحسابي لمجموعة من القيم على التوالي فان معامل الاختلاف لها

$$C.V = \frac{S}{\bar{X}} \times 100$$

مثال

كانت نتائج الامتحان النهائي لدرسي الرياضيات والكيمياء للصف الرابع كالاتي

	الرياضيات	الكيمياء
الوسط الحسابي	80	72
الانحراف المعياري	8	6

ففي اي الموضوعين كان التشتت اكبر؟

معامل الاختلاف لدرس الرياضيات $C.V = \frac{8}{80} \times 100 = 10\%$

معامل الاختلاف لدرس الكيمياء $C.V = \frac{6}{72} \times 100 = 8.33\%$

اي ان التشتت لدرجات الرياضيات كان اكثر

مثال

اجريت مقارنة صفة ارتفاع النبات (سم) وكمية الحاصل (غم) لعينة مكونةمن 100 نبات من الذرة الصفراء وكانت النتائج كما يلي:

	الارتفاع	الحاصل
الوسط الحسابي	200	800
الانحراف المعياري	16	36

قارن بين تشتت الصفتين.

معامل الاختلاف لارتفاع النبات $$C.V = \frac{16}{200} \times 100 = 8\%$$

معامل الاختلاف للحاصل $$C.V = \frac{36}{800} \times 100 = 4.5\%$$

اي ان تشتت صفة ارتفاع النبات اكبر من الحاصل

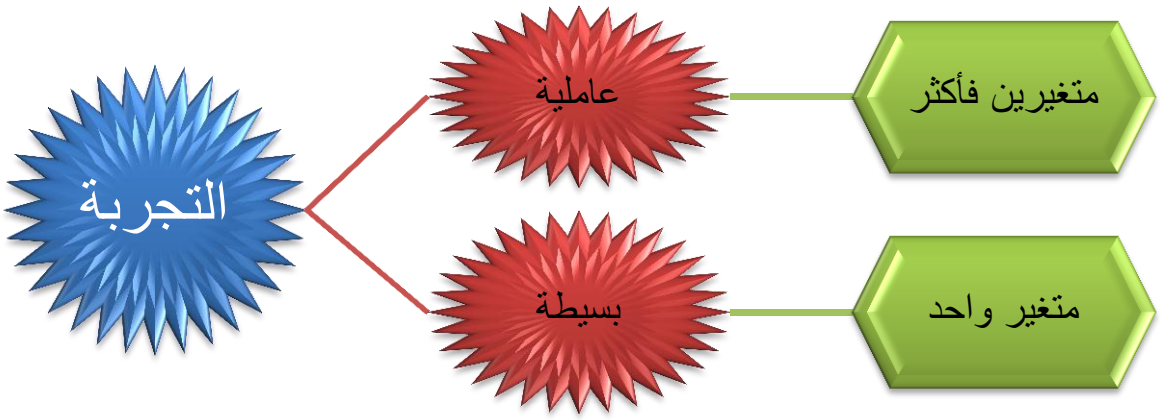
تصميم و تحليل التجارب الزراعية

Design and Analysis of Agricultural Experiments

أنواع التجارب الزراعية من حيث عدد العوامل المدروسة

1- تجارب بسيطة: وهي التجارب التي تضم عامل (متغير) واحد فقط

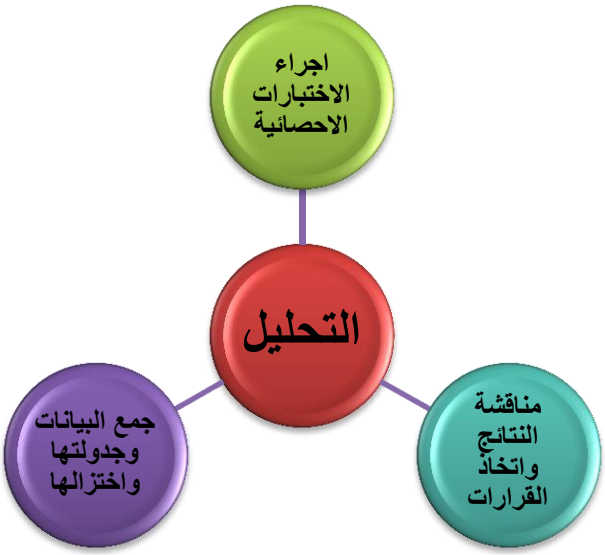
2- التجارب العاملية: وهي التجارب التي تضم دراسة عاملين (متغيرين) فأكثر



التصميم Design

- ويمكن أن نلخص التصميم في أربع نقاط يتطلب من الباحث تحديدها وهي :

التحليل Analysis

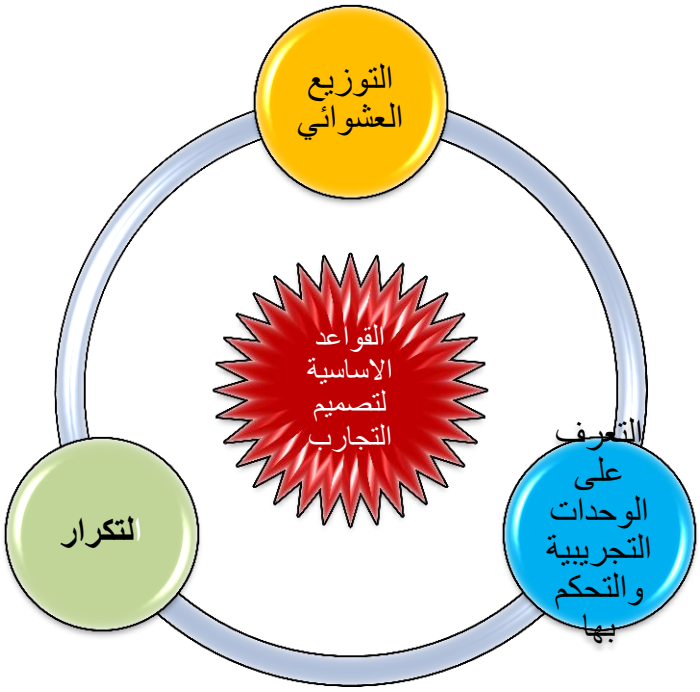


القواعد الأساسية لتصميم التجارب

1- التوزيع العشوائي — Randomization

2- التكرار — Replication

3- التحكم في الوحدات التجريبية — Local control



تحليل التباين واختبار المعنوية

Analysis of Varianc and Test of Significance

- إن تطبيق تجربة ما وحصولنا على البيانات المختلفة والناتجة عن تأثير المعاملات المدروسة بالتجربة لا يكفي وحده لاستخلاص النتائج التي تدل عليها تلك البيانات ،
- فقد نلاحظ وجود اختلافات ملموسة بين متوسطات المعاملات لتجربة ما ولكن بعد التحليل الإحصائي نلاحظ أنها اختلافات ترجع إلى عوامل الصدفة التي لا يمكن التحكم فيها مثل اختلاف الظروف البيئية بين وحدات التجربة ، وغير ذلك من الاختلافات
- لهذا نجد أنه من الضروري تحليل بيانات التجربة تحليلاً إحصائياً يمكن بواسطتها فصل الاختلافات الناتجة عن المصادر التي يتحكم فيها الباحث والمعاملات المختلفة بالتجربة عن عوامل الصدفة

لغرض الحصول على نتائج دقيقة ويطلق على هذه العملية اسم تحليل التباين (Analysis of Variance)

وتحليل التباين هو عملية:

الغرض منها هو تحديد مدى أهمية الفروق الموجودة بين متوسطات المعاملات ودرجة الثقة في نتائج التجربة وذلك بتحديد مقدار التباين. ويتم ذلك وفق الخطوات التالية :

- وضع الفرضية Null hypothesis
- تحليل التباين Analysis of Variance
- اختبار المعنوية Test of Significance

وضع الفرضية

- قبل البدء في تنفيذ تجربة ما يجب وضع بعض الفرضيات الإحصائية لاختبارها ومن هذه الفرضيات هي فرضية العدم Null-hypothesis والفرضية البديلة Alternative hypothesis
  - ويرمز لفرض العدم بالرمز H_0 وهو تلك الفرضية التي نضعها تحت الاختبار وتنص على افتراض أن الاختلافات الموجودة بين متوسطات المعاملات المختلفة للتجربة ليست فروقاً حقيقية بل هي فروق عشوائية ناتجة عن طريق الصدفة أي أن الفرق بين متوسطي المجتمعين يساوي صفر أي أن $H_0 = \mu_1 - \mu_2 = 0$

أما الفرضية البديلة فيرمز لها بالرمز H_A وتستخدم في حالة رفض فرضية العدم وهي تنص على افتراض أن الفروق بين متوسطات المعاملات للتجربة فروق حقيقية وهذا يعني أن الفرق بين متوسطي المجتمعين لا يساوي صفر أي أن $H_0 = \mu_1 - \mu_2 \neq 0$

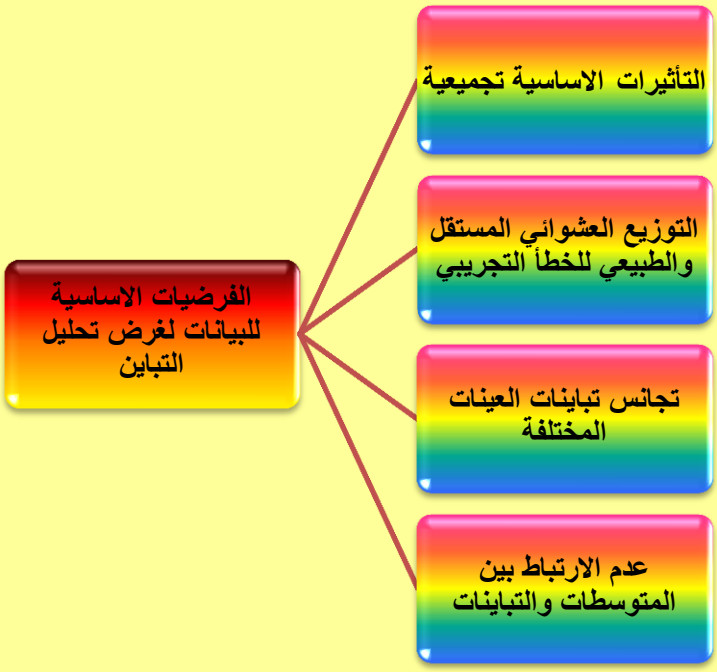
ويطلق على درجة الاحتمال التي يرفض على أساسها فرض العدم اسم مستوى المعنوية .

اختبار المعنوية Test of Significance

- تقارن مصادر التباين بعمل اختبار المعنوية الذي أطلق عليه العالم (Snedecor) اسم اختبار F نسبة إلى العالم Fisher وتوجد جداول خاصة لقيم F تسمى F-Distribution Tables بدرجات حرية ومستويات معنوية مختلفة

- وفي التجارب الزراعية يهمنا مستوى المعنوية 5% و 1% فإذا كانت قيمة F المحسوبة أصغر من قيمة F الجدولية لهذين المستويين قبلت فرضية العدم وفي هذه الحالة لا توجد فروق معنوية بين مستويات المعاملات أما إذا كانت قيمة F المحسوبة مساوية أو أكبر من قيمة F الجدولية لمستوى معنوية 5% و 1% نقبل الفرضية البديلة التي تشير إلى وجود فروق معنوية بين مستويات بعض المعاملات أو كلها .

الشروط التي يجب توفرها في البيانات لغرض تحليل التباين



مثال : في تجربة لدراسة نسبة الرطوبة لأربع أصناف من الذرة عند الحصاد حصلنا على النتائج التالية :

نسبة الرطوبة لأربع أصناف من الذرة .

	الصنـــف				
	A	B	C	D	
	33	25	17	15	
	26	28	19	14	
	32	25	12	12	
	33	24	16	13	
	–	18	–	11	

المجموع	124	12	64	65	373
المتوسط	31	24	16	13	20.6
N	4	5	4	5	18

الغرض من هذه التجربة مقارنة متوسطات الأصناف الأربعة هل متساوية أم لا ؟ وللإجابة على هذا السؤال نقارن متوسط مربع الانحرافات بين المتوسطات بمتوسط مربع الانحرافات داخل المعاملات أو العائد للخطأ التجريبي .

خطوات التحليل

- **C.F معامل التصحيح =** $\frac{(\sum X)^2}{n} = \frac{(373)^2}{18} = 7729.39$

$$TotalS.S = (33)^2 + (26)^2 + \ldots\ldots\ldots + (11)^2 - 7729.39 = 987.61$$

$$TreatmentS.S = \frac{(124)^2}{4} + \frac{(120)^2}{5} + \frac{(64)^2}{4} + \frac{(64)^2}{4} + \frac{(65)^{22}}{5} - 7729.39 = 863.61$$

- **Error S.S = Total S.S – Treatment S.S**
- **= 987.61 – 863.61 = 124**

- **أما درجات الحرية للمكونات السابقة فهي تساوي**
- **درجات الحرية الكلية = 17=1-18**
- **درجات الحرية للمعاملات = 3=1-4**
- **درجات الحرية للخطأ = 14=3-17**

وعند تلخيص البيانات السابقة في جدول تحليل التباين:

S.O.V	d.f	S.S	M.S	F_{Cal}

Between treatment	4-1=3	863.61	$\frac{863.61}{3} = 287.9$	$\frac{287.9}{8.9} = 32.5$
Error	17-3=14	124.0	$\frac{124}{14} = 8.9$	
Total	18-1=17	987.61		

ولاختبار فرضية العدم بأن متوسطات المعاملات متساوية نقارن قيمة F المحسوبة بقيمة F في الجدول عند درجات حرية 14 و 3 ، منها يظهر أن قيمة

$F_{0.05\,(14.3)} = 3.34$

$F_{0.01\,(14.3)} = 5.56$

- وحيث أن قيمة F المحسوبة أكبر من قيمة F في الجدول إذاً فرضية العدم مرفوضة أي أن الاختلافات بين المتوسطات اختلافات معنوية ولا ترجع إلى الصدفة وذلك باحتمال 1% وبمعنى آخر أن متوسطات المعاملات غير متساوية .

تصاميم التجارب البسيطة Simple Experimental Design

هي التصاميم ذات العامل الواحد حيث يدرس في هذا النوع من التجارب تأثير عامل واحد مثل:-

- تأثير مستويات التسميد النيتروجيني المختلفة على محصول ما
- دراسة الاختلافات بين العديد من أصناف محصول ما
- دراسة أنواع مختلفة من العلائق الحيوانية على أوزان الحيوانات.
- تأثير المعاملة بأنواع مختلفة من المبيدات على انتشار حشرة ما.

- بدراسة مستويات العامل المعني يتم تثبيت جميع العوامل الأخرى.
- وتطبق التجربة بأحد التصميمات التالي ذكرها :

Experimental Designs انواع التصاميم التجريبية

One factor design التصاميم التجريبية ذات العامل الواحد

1. التصميم العشوائي الكامل Completely Randomized Design (CRD)
2. القطاعات العشوائية الكاملة Randomized Complete Block Design (RCBD)
3. المربع اللاتيني Latin Square

التصميم العشوائي الكامل

Completely Randomized Design

استخداماته

- التجارب ذات الوحدات التجريبية المتجانسة تماماً.
- التجارب التي يصعب ترتيب أفرادها في مجاميع.
- التجارب المختبرية بحيث يمكن التحكم في الظروف المحيطة بالتجربة.

النموذج الرياضي للتصميم

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

حيث ان

Y_{ij} : قيمة اي مشاهدة تأخذ المشاهدة i في المكرر j

μ : المتوسط العام للمجتمع ويقدر بالمتوسط العام للبيانات $\bar{X}_{..}$

T_i : تأثير المعاملة وتقديرها $\bar{X}_{i.} - \bar{X}_{..}$

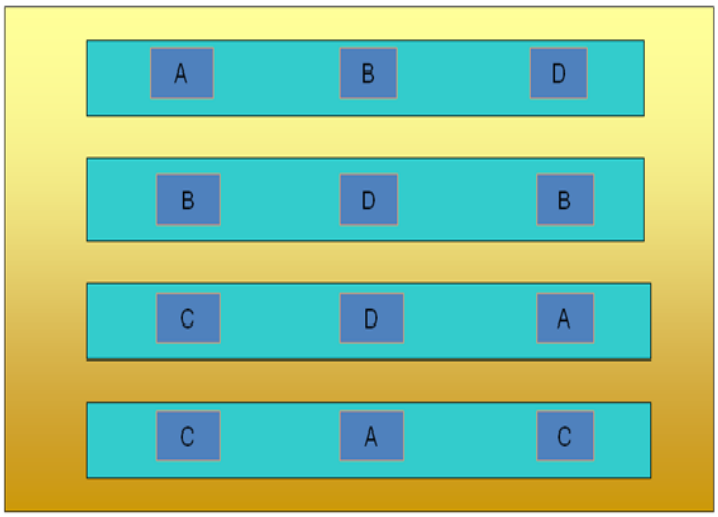
e_{ij}: تأثير الخطأ التجريبي

مخطط التوزيع العشوائي Experimental Layout

لنفرض يراد اجراء تجربة لمقارنة اربعة اصناف من الرز (A ، B ، C ، D) وبثلاث مكررات

اي نحتاج الى 12 وحدة تجريبية وستوزع المعاملات بصورة عشوائية تامة علىالوحدات التجريبية وعلى النحو التالي:

مخطط التوزيع العشوائي



جدول تحليل التباين ANOVA Table

الفرضيات الاحصائية: *Hypotheses*

$$H_0 = \mu_A = \mu_B = \mu_C = \mu_D$$
$$H1 = \mu_A \# \mu_B \# \mu_C \# \mu_D$$

جدول تحليل التباين ANOVA

S.O.V مصادر الاختلاف	df درجات الحرية	SS مجموع	MS متوسط المربعات (التباين)	F-cal Fالمحسوبة
Between Treatments	t-1	SSB	$S^2_B = SSB / (t-1)$	S^2_B / S^2_W
Within treatments	t(r-1)	SSW	$S^2_W = SSW / \{t(r-1)\}$	
Total	tr-1	SST		

مثال: اجريت تجربة لمقارنة ثلاثة اصناف من القمح (A , B , C) في البيت الزجاجي وزرع كل صنف في ستة سنادين.ادناه عدد الافرع / نبات. اختبر هل تختلف الاصناف في عدد الافرع؟

10 B3	8 A1	9 B1	16 C1	13 A3	17 C2
14 C3	14 A2	8 B4	11 A6	9 B6	7 A4

11 B5	12 C4	18 C5	11 B2	16 A5	13 C6

الحل: الفرضيات الاحصائية $H_0 = \bar{X}_A = \bar{X}_B = \bar{X}_C$ $H_1 = \bar{X}_A \neq \bar{X}_B \neq \bar{X}_C$

عدد المعاملات (t) = 3 عدد المكررات (r) = 6 عدد الوحدات التجريبية (n) = 18

ولغرض الحصول على مجاميع كل متغير في التجربة نعيد ترتيب الجدول السابق الى الجدول التالي

مجموع المعاملات $\sum X_{i.}$	المكررات						
	6	5	4	3	2	1	
69	11	16	7	13	14	8	A
58	9	11	8	10	11	9	B
90	13	18	12	14	17	16	C
$X.. = 217$							

1- ايجاد معامل التصحيح CF

$$C.F = \frac{(\sum X_{ij})^2}{tr} = \frac{217^2}{3\times 6} = 2616.05$$

2-ايجاد مجموع المربعات الكلي SST

$$SST = \sum_{i=1}^{n} X_i^2 - CF = \sum (8)^2 + (14)^2 + ... + (13)^2 - CF = 184.95$$

3- ايجاد مجموع مربعـــــــــات المعاملات SSt

$$SSt = \frac{\sum X_{i.}^{\ 2}}{r} - CF = \frac{(69)^2 + (58)^2 + (90)^2}{6} - 2616.05$$

$$SSt = 88.12$$

4- ايجاد مجموع مربعات الخطأ التجريبي SSe

$$SSe = SST - SSt$$

$$SSe = 184.95 - 88.12 = 96.83$$

5- تلخيص النتائج في جدول تحليل التباين

مصادر الاختلاف S.O.V	درجات الحرية df	مجموع المربعات SS	متوسط المربعات MS	F-المحسوبة F-Cal	F-الجدولية F-Tab
Treatment	2	88.12	44.06	6.91	3.68*
Error	15	96.83	6.45		
Total	17	184.95			

على ضوء النتائج اعلاه ، وبما ان F- المحسوبة > F الجدولية ، لذا ترفض فرضية العدم التي تنص على تساوي متوسطات المعاملات، اي ان هناك اختلافات بين الاصناف في عدد الافرع.

Comparison among treatment means (*LSD*)

$$L.S.D_{0.05} = \sqrt{\frac{2Mse}{r}} \times t_{0.05}$$

$$= \sqrt{\frac{2(6.45)}{6}} \times 2.131 = 3.13$$

Variety (Treatment)	$\bar{X}$	$\bar{X} - \bar{X}_B$	$\bar{X} - \bar{X}_A$
C	15	5.33*	3.5*
A	11.5	1.83	
B	9.67		

تمرين (1): اجريت تجربة في المختبر لمعرفة تأثير 5 درجات للحرارة على انبات بذور فستق الحقل وبواقع اربعة مكررات لكل درجة حرارة وحصلنا على نسب الانبات التالية :

Replicatons				درجات الحرارة
4	3	2	1	
10	14	12	14	2 °C
21	24	30	25	4 °C
11	27	32	30	6 °C
30	50	30	40	8 °C

$10\ ^{o}C$	70	75	65	90

أ- هل هناك تأثير لدرجات الحرارة على نسبة انبات فستق الحقل؟

ب- اي درجة حرارة افضل للانبات؟

تمرين (2) اجريت تجربة لدراسة تأثير رش اربعة تراكيز منظم نمو على ارتفاع نبات القطن في البيت الزجاجي . نفذت التجربة باستخدام التصميم العشوائي الكامل وبثلاثة مكررات. المطلوب تحليل البيانات ادناه وتلخيص النتائج في جدول تحليل التباين. ومعرفة هناك تأثير لتراكيز منظم النمو على ارتفاع نبات القطن؟ واي من التراكيز يؤدي الى زيادة اعلى زيادة في ارتفاع النبات؟

المكررات	المعاملات (تراكيز منظم النمو)			
	C1	C2	C3	C4
1	45	70	80	72
2	50	60	75	70
3	55	62	85	66
$\sum_{i=1}^{4} X_{i.}$				

اختبار المتوسطات

Mean Comparison Tests

- يستخدم اختبار F للكشف عن الاختلافات الموجودة بين مجموعة من المعاملات ، وعند قبول فرضية العدم لا نحتاج إلى معرفة الاختلاف بين كل معاملة وأخرى.
- أما في حالة عدم قبول الفرضية، بالطبع سنقبل الفرضية البديلة، فهذا معناه أن اثنين من المعاملات على الأقل يختلفان غير أن اختبار F في هذه الحالة لا يحدد مدى الاختلاف بين كل معاملة وأخرى،
- ولذلك ففي هذا الباب سنتكلم عن الوسائل التي يمكن بواسطتها تحديد مدى الاختلاف بين معاملة وأخرى، إن هناك العديد من الوسائل التي يمكن استخدامها للكشف عن مدى الاختلاف بين كل معاملة وأخرى وتختلف هذه الوسائل حسب الغرض الذي من أجله يود الباحث الكشف عن هذه الاختلافات.

- ويتم مقارنة متوسطات المعاملات بالطرق الآتية:-
- مقارنة جميع متوسطات المعاملات بمتوسط معاملة المقارنة طريقة (Dunnett)

- المقارنات المتعددة وهذه يمكن إجرائها بإتباع أي من طرق الاختبار الآتية:
  - اختبار أقل فرق معنوي L.S.D Least Significance difference test
  - اختبار Tukey H.S.D لأصدق فرق معنوى
  - اختبار Scheffe (St)
  - اختبار Duncan Duncan's Multiple Range Test L.S.R
  - اختبار Newman-Keuls Newman-Keuls) L.S.R. N-K (test
  - اختبار L.S.D المعدل Revised L.S.D)

■ وسوف نكتفي في هذا الباب بدراسة طريقة L.S.D للعالم Fisher

■ اختبار أقل فرق معنوي Least Significant Difference Test (LSD)

ويسمى اختبار L.S.D أو اختبار t وذلك لأن اختبار الفرق بين متوسطي معاملتين فيها يتم بالاستعانة باختبار t ، ويتم حساب قيمة t للفرق بين متوسطي أي معاملتين (بافتراض تساوي r) أي عدد المكررات في جميع المعاملات باستخدام المعادلة الآتية:-

$$LSD_{0.05} = \sqrt{\frac{2MSE}{r}} \times t_{0.05}$$

$$LSD_{0.01} = \sqrt{\frac{2MSE}{r}} \times t_{0.01}$$

■ وفي حالة عدم تساوي r (عدد المكررات) تكون قيمة L.S.D تساوي

■ $$LSD_{0.05 \text{ or } 0.01} = \sqrt{\frac{MSE}{r1} + \frac{MSE}{r2}} \times t_{0.05 \text{ or } 0.01}$$

■ حيث أن MSE هو تباين الخطأ التجريبي و t تستخرج من الجدول عند درجات حرية الخطأ التجريبي.

■ مثال

■ البيانات الموضحة بالجدول التالي تمثل متوسطات مجموعة من المعاملات لمحتوى النتروجين في نبات البرسيم المعامل ببعض سلالات الرايزوبيم (Rhizobium)

خليط من هذه السلالات	سلالات الرايزوبيوم المستخدمة					
Composite	Dok13	Dok7	Dok4	Dok5	Dok1	
18.7	13.3	19.9	14.6	24.0	28.8	
$\bar{y}_6$	$\bar{y}_5$	$\bar{y}_4$	$\bar{y}_3$	$\bar{y}_2$	$\bar{y}_1$	المتوسط

والجدول التالي يحتوي على النتائج المتحصل عليها لتحليل التباين

S.O.V	d. f.	S.S	MS	F cal.
Treatments	5	847.05	168.41	14.37**
Error	24	282.93	11.79	

- **من الجدول السابق نجد أن قيمة F معنوية جداً (P<0.01) ومن ثم كان لزاماً علينا أن نتعرف على مدى الاختلافات بين المتوسطات الموجودة.**
- **وقبل حساب تلك الفروق، لابد لنا من حساب قيمة L.S.D لأي مستوى معنوية تم تحديده من قبل. وقيمة L.S.D عند مستوى معنوية 0.05 ، 0.01 هي:**

$$\mathbf{L.S.D}_{0.05} = \sqrt{\frac{2\mathbf{Mse}}{\mathbf{r}}} \times \mathbf{t}_{0.05}$$

$$= \sqrt{\frac{2(11.79)}{5}} \times 2.06 = 4.5 \qquad \mathbf{L.S.D}_{0.01} = \sqrt{\frac{2(11.79)}{5}} \times 2.797 = 6.1$$

- أما الفروق الملاحظة بين المتوسطات فهي كالآتي:-

$$\bar{\mathbf{y}}_1 - \bar{\mathbf{y}}_2 = 28.8 - 24 = 4.8$$

$$\bar{\mathbf{y}}_3 - \bar{\mathbf{y}}_4 = 14.6 - 19.9 = -5.3$$

$$\bar{\mathbf{y}}_5 - \bar{\mathbf{y}}_6 = 13.3 - 18.7 = -5.4$$

- **وجميع هذه القيم تقع محصورة بين القيمتين 4.5 و 6.1 مع الآخذ في الاعتبار القيم المطلقة ،**
- **ولذلك فهذه الفروق تكون معنوية عند مستوى معنوية 5% ، ولكنها ليست معنوية عند مستوى معنوية 1%.**
- **والمقارنات بين كل متوسطين من متوسطات المعاملات لابد وأن تأخذ بعض الاهتمام من الباحث ، ونتيجة لذلك قد حددت في الخطوات التالية**

ترتيب المتوسطات تصاعديا او تنازليا

رقم المقارنة	$\bar{X}$	$\bar{X}-\bar{X}_5$	$\bar{X}-\bar{X}_3$	$\bar{X}-\bar{X}_6$	$\bar{X}-\bar{X}_4$	$\bar{X}-\bar{X}_2$
1	28.8	28.8-13.3 = 15.5**	28.8-14.6 =14.2**	28.8-18.7 =10.1**	28.8-19.9 8.9**	28.8-24.0 =4.8*
2	24.0	24.0-13.3 =10.7**	24.0-14.6 =9.4**	24.0-18.7 =5.3*	24.0-19.9 =4.1	
4	19.9	19.9-13.3 =6.6**	19.9-14.6 =5.3*	19.9-18.7 =1.2		
6	18.7	18.7-13.3 =5.4*	18.7-14.6 =4.1			
3	14.6	14.6-13.3 =1.3				
5	13.3					

ويمكن اجراء المقارنات بطريقة ثانية كما يلي:

ترتيب المتوسطات تصاعديا او تنازليا ، ويحسب الفرق بين المتوسط الاول والثاني فاذا كان الفرق بينما اقل من قيمة LSD يصل بينما خط مستقيم ونستمر الى المتوسط الذي بعده وهكذا الى ان نصل الى فرق اكبر من LSD ونتوقف. بعدها نترك المتوسط الاول ونجري نفس العمليات السابقة وهكذا الى ان نصل الى المتوسط الاخير. فسنشاهد بان المتوسطات التي لا توجد بينهما فروق معنوية يربطهما خط مستقيم وكما يلي:

- **كذلك من الممكن سرد المتوسطات كما يلي حيث يشير الخط المشترك أسفل القراءات إلى عدم وجود فرق معنوي:**

5	3	6	4	2	1
13.3	14.6	18.7	19.9	24.0	28.8

تصميم القطاعات العشوائية الكاملة

Randomized Complete Block Design

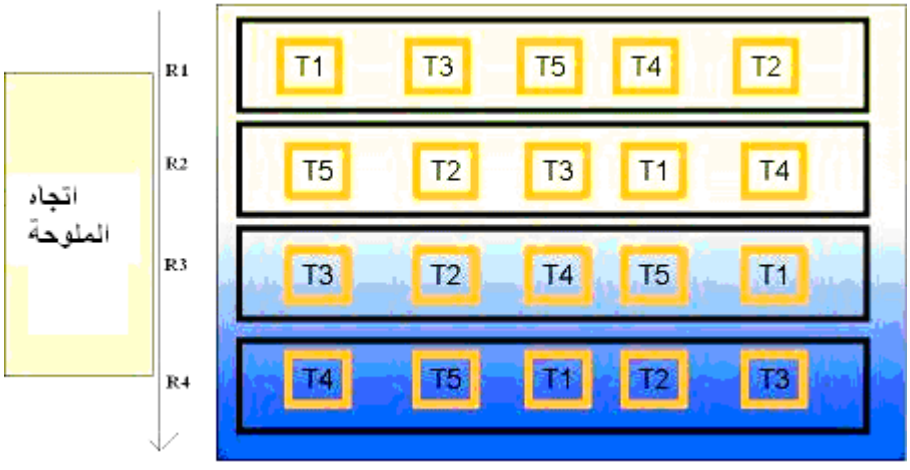
استخداماته

- في حالة عدم تجانس الوحدات التجريبية. ويحكم عدم التجانس متغير واحد

اسلوب التنفيذ

- تقسم الوحدات التجريبية إلى مجموعات تسمى قطاعات.
- تتجانس الوحدات التجريبية داخل كل قطاع.
- توزع المعاملات داخل كل قطاع بطريقة عشوائية.
- تظهر المعاملة مرة واحدة داخل القطاع.

التوزيع العشوائي Experimental Layout



النموذج الرياضي General Linear Model

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

حيث ان

Y_{ij} : قيمة اي مشاهدة تأخذ المشاهدة i في القطاع j

μ : المتوسط العام للمجتمع

R_j : تأثير القطاع

T_i : تأثير المعاملة

e_{ij} : تأثير الخطأ التجريبي

تحليل التباين Analysis of Variance

مصادر الاختلاف S.O.V	درجات الحرية	مجموع المربعات SS	متوسط المربعات	F-Cal
Blocks	r-1	$SSr = \frac{\sum_{j=1}^{r} X_{.j}^2}{t} - CF$	$\frac{SSr}{r-1}$	$\frac{MSr}{MSe}$
Treatments	t-1	$SSt = \frac{\sum_{i=1}^{t} X_{i.}^2}{r} - CF$	$\frac{SSt}{t-1}$	$\frac{MSt}{MSe}$
Error	(t-1)(r-1)	$SSe = SST - SSr - SSt$	$\frac{SSe}{(t-1)(r-1)}$	
Total	tr-1	$SST = \sum_{i=1}^{n} X_i^2 - CF$		

Exercise تمرين

التجربة الآتية تمثل تأثير خمسة كثافات زراعة على محصول الذرة الصفراء وقد كررت كل معاملة 4 مرات وعند تنفيذ التجربة قسمت الأرض إلى أربع قطاعات يحتوي كل قطاع على خمس وحدات تجريبية وو زعت المعاملات الخمس على الوحدات التجريبية الخمس في كل قطاع بطريقة عشوائية مستقلة من قطاع إلى آخر. والشكل التالي يوضح التوزيع العشوائي في صورة شكل تنفيذي في تصميم قطاعات عشوائية كاملة.

R1	A 93	C 227	D 172	B 169	E 168
R2	C 188	D 156	B 168	E 140	A 127
R3	D 208	B 165	E 200	A 144	C 259
R4	B 154	A 120	C 186	E 140	D 172

الحل : اعادة ترتيب الجدول. t =5 r=4 n=20

Treatments	Replications				$\sum X_{i.}$
	1	2	3	4	
A	93	127	144	120	484
B	169	168	165	154	656
C	227	188	259	186	860
D	172	156	208	172	708
E	168	140	200	140	648
$\sum X_{.j}$	829	779	976	772	3356

- $C.F = \frac{(3356)^2}{4 \times 5} = 563136.8$
- **Total SS** $= (93)^2 + (127)^2 + (144)^2 + \ldots + (140)^2 - CF$

  $= 590382 - 563136.8 = 27245.2$
- **Treatment SS** $= \frac{(484)2 + (656)2 + \ldots + (648)2}{4} - 563136.8 = 18203.2$
- **Rep. SS** $= \frac{(829)^2 + (779)^2 + (976)^2 + (772)^2}{5} - 563136.8 = 5391.6$
- **Error SS = 27245.2 - 18203.2 - 5391.6 = 3650.4**
- **تلخيص النتائج في جدول تحليل التباين**

SOV	d. f.	SS	MS	$F_{cal.}$	F-Tab
Blocks	4-1 = 3	5391.6	1797.2	5.91	$F_{t\ (0.05)} = 3.49,$
Treatments	5-1 = 4	18203.2	4550.8	14.96**	$F_{t\ (0.05)} = 3.26$
Error	4*3 = 12	3650.4	304.20		
Total	20-1 = 19	27245.2			

التجارب العاملية

Factorial Experiments

- التجربة العاملية هي تجربة تكون فيها المعاملات عبارة عن مجموعة من التوافيق (Combinations) بين عدة مستويات (Levels) لعدة عوامل (Factors) .
- فهي إذن ليست بتصميم مثل التصميم التام التعشية أو تصميم القطاعات العشوائية أو تصميم المربع اللاتيني ولكن تتميز بنوعية المعاملات المدخلة في التجربة.
- تطبق هذه المعاملات في أي من التصميمات المعروفة.
- ويعرف العامل بأنه نوع من المعاملة التي تحتوي على تقسيمات متعددة تسمى بالمستويات وهي إما تكون كمية لعامل كمي كالحرارة أو وصفية لعامل وصفي مثل التربة .

الميزة الأساسية للتجارب العاملية

- يود باحث في ميدان الإنتاج الزراعي إدخال صنف جديد من الذرة في منطقة معينة لم يسبق وأن زرعت بها الذرة، أي يجهل كل خصائص زراعتها.
- ما هو أفضل وقت للزراعة؟

فستكون هناك العديد من الأسئلة المطروحة للبحث مثل :

ماهي كمية البذور للدونم؟

ماهي الأسمدة الضرورية لها وماهي مستوياتها؟

ماهي كمية المياه المطلوبة؟

ماهي نوعية التربة المفضلة؟

ما هي افضل طريقة للزراعة؟

ماهي أفضل المسافات بين النباتات داخل الصفوف وبين الصفوف؟

- ولدراسة تأثير كل هذه العوامل على إنتاج الذرة فقد يقوم الباحث بنهج التجارب ذات العامل الواحد (One factor experiment)

- هناك بعض المشاكل في التجارب ذات العامل الواحد مثل ارتباط كمية الري بنوعية التربة وكمية السماد بكمية التقاوي ويعبر عن هذه التأثيرات المشتركة بالتداخلات (Interactions).
- قد تكون هذه التفاعلات ذات أهمية كبيرة في التجربة بحيث لا يمكن تجاهلها ، ومن هنا فمن الأفضل إدخال كل العوامل في تجربة واحدة.
- بهذا المثال تتضح الأهداف الرئيسية للتجارب العاملية وهي تحديد أهم العوامل و أفضل مستوياتها واكتشاف ما إذا كان هناك تفاعلات بينها.

معاملات تجربة عاملية 2 X 3

		A		
		a1	a2	a3
B	b1	a1b1	a2b1	a3b1
	b2	a1b2	a2b2	a3b2

مزايا التجارب العاملية

1. **تقليل التكلفة والوقت.**
2. **إكتشاف التداخلات او التفاعلات وتقديرها.**
3. **تكون الإستنتاجات المستخلصة من التجارب العاملية صالحة لظروف تجريبية مختلفة نظراً لدراسة تأثير عامل معين عند عدة مستويات من العوامل الأخرى.**
4. **أكثر كفاءة من التجارب البسيطة.**

عيوب التجارب العاملية

1. يكبر حجم التجربة بإزدياد عدد العوامل مما يترتب عليه صعوبة الحسابات والتحليل الإحصائي وتفسير النتائج وبذلك تصبح التجربة مكلفة.
2. يصعب تطبيق التجارب العاملية الكبيرة في الحقل أو المختبر إضافة إلى أنها تزيد في قيمة الخطأ التجريبي نتيجة لعدم تجانس الوحدات التجريبية .
3. يصعب تفسير التداخلات او التفاعلات ذات الدرجات العليا مثل التفاعلات الثلاثية التي بين ثلاثة عوامل أو التفاعلات التي بين أكثر من ثلاثة عوامل .

حساب عدد معاملات التجربة

- يرمز لعدد العوامل (Factors) بالرمز n وإلى مستويات كل عامل بالرمز P وعلى ذلك فإن عدد المعاملات

$= P_1 \times P_2 \times P_3 \times \ldots \times P_n$

- وفي حالة إذا ما كانت عدد المستويات متساوية لجميع العوامل فإن عدد المعاملات يساوي P^n وعدد المعاملات عند دراسة 3 عوامل كل منها بأربع مستويات = 4^3 = 64.
- أما إذا كان عدد مستويات العامل الأول يساوي 5 ومستويات العامل الثاني = 2 ومستويات العامل الثالث = 4 فإن عدد المعاملات = 5 x 2 x 4 = 40 معاملة.

التأثيرات الرئيسية و التفاعل Main Effects and Interactions

- يعرف التأثير الرئيسي للعامل (Main effect of a factor) بالتغير في الإستجابة

(Response) نتيجة لتغير مستوى العامل . وتسمى هذه التأثيرات بالرئيسية لأنها تحظى بأكثر الإهتمام في التجربة .

- التأثير البسيط للعامل (Simple effect of a factor) هو الفرق في الإستجابة بين مستويي عامل عند مستوى معين لعامل آخر .
- و التأثير الرئيسي للعامل هو متوسط تأثيراته البسيطة .
- أما التفاعل (Interaction) فهو الإختلاف في الإستجابة بين مستويات عامل معين نتيجة لتغير مستويات عامل آخر .

مثال توضيحي

- لنفترض أن تجربة عاملية تحتوي على العاملين A و B كل منهما له مستويان حيث A هو عامل التسميد بمستويين a_1 و a_2 و B هو ميعاد الزراعة بتاريخين b_1 و b_2 و المراد دراسة تأثيرهما على محصول القمح .

		A	Effect				
		a1	a2	Mean	Simple	Main	Intraction
B	b1	4.25	3.81	4.03	-0.44	0.11	1.10
	b2	3.97	4.63	4.30	0.66		
Mean		4.11	4.22				
Simple		-0.28	0.82				
Main		0.27					
Intraction		1.10					

1. التأثير البسيط للعامل :

في هذه التجربة هناك تأثيران بسيطان للعامل A وآخران للعامل B. فالتأثير البسيط للعامل A عند ميعاد الزراعة b_1 هو 0.44- وعند ميعاد الزراعة b_2 هو 0.66 . والتأثير البسيط للعامل B هو 0.28- عند a_1 و 0.82 عند a_2 .

2. التأثير الرئيسي للعامل :

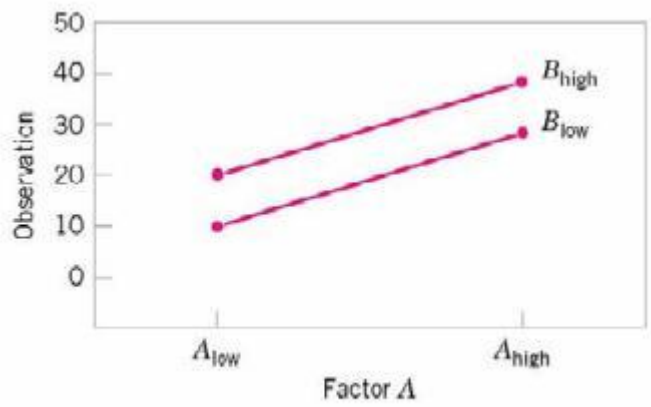
هو عبارة عن متوسط التأثيرات البسيطة للعامل . لذلك فالتأثير الرئيسي للعامل A هو 0.27 و للعامل B هو 0.11 . ولهذا فزيادة السماد من مستوى a_1 إلى مستوى a_2 تنتج عنها زيادة في متوسط الإستجابة أو المحصول قدرها 0.27 طن في الدونم . وتغير ميعاد الزراعة من b_1 إلى b_2 ينتج عنه أيضاً زيادة في المحصول قدرها 0.11 طن في دونم

3. التداخل او التفاعل :

هو الفرق بين التأثيرات البسيطة وهو 1.10 . وإذا ما وجد تفاعل يصبح التركيز على التأثيرات الرئيسية للعوامل بدون فائدة ، والأصح بدلاً من دراسة متوسطات العامل A ومتوسطات العامل B على حدة ندرس متوسطات التفاعل AB .

A Factorial Experiment without Interaction

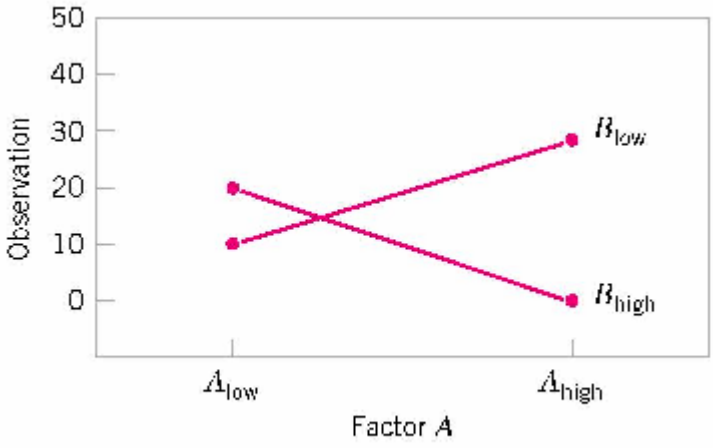
Factor *A*	Factor *B*	
	B_{low}	B_{high}
A_{low}	10	20
A_{high}	30	40



Factorial experiment, no interaction.

A Factorial Experiment with Interaction

Factor A	Factor B	
	B_{low}	B_{high}
A_{low}	10	20
A_{high}	30	0



Factorial experiment, with interaction.

النموذج الرياضي فى التجارب العاملية (معادلة تحليل التباين)

النموذج الرياضي لتجربة عاملية في التصميم العشوائي الكامل

- **وبما أن تأثير أى معاملة فى التجارب العاملية يمكن ارجاعها الى التأثير العام للعامل الأول (A) والتأثير العام للعامل الثانى (B) والتفاعل بينهم (AB) لذا فان معادلة تحليل التباين فى هذه الحالة يمكن كتابتها على النحو التالى:**

$$y_{ijk} = \mu + \{ A_i + B_j + (AB)_{ij} \} + \varepsilon_{ijk}$$

A_i تأثير العامل A B_j تأثير العامل B $(AB)_{ij}$ تأثير التفاعل بين B & A

جدول تحليل التباين للتصميم العشوائى الكامل

خطوات تحليل التباين

1- حساب معامل التصحيح

$$C.F = \frac{X_{...}^2}{abr}$$

2-حساب مجموع المربعات الكلي

$$SSTotal = \sum X_{ijk}^2 - C.F$$

3-عمل جدول مجاميع A و B

4- حساب مجموع مربعات A

$$SSA = \frac{\sum X_{i..}^2}{br} - C.F$$

5- حساب مجموع مربعات B

$$SSB = \frac{\sum X_{.b.}^2}{ar} - C.F$$

6- حساب مجموع مربعات AB

$$SSAB = [\frac{\sum X_{ij.}^2}{r} - C.F] - SSA - SSB$$

7- حساب مجموع مربعات الخطأ التجريبي SSe

$$SSe = SST - SSA - SSB - SSAB$$

8- تلخيص النتائج اعلاه في جدول تحليل التباين ادناه:

S.O.V	Df	SS	MS	F-cal
A	**a-1**	**SSA**	**MSE=SSA/a-1**	**MSA/MSe**

B	b-1	SSB	MSB=SSB/b-1	MSB/MSe
AB	(a-1)(b-1)	SSAB	MSAB=SSAB/(a-1)(b-1)	MSAB/MSe
Error	ab(r-1)	SSe	MSe=SSe/ab(r-1)	
Total	Abr-1	SST		

مثال لتجربة عاملية في CRD

أجريت تجربة عاملية لإختبار تأثير و تداخل عاملين ، العامل الأول A هو الحرارة بثلاثة مستويات 20- , 15- , 10- والعامل الثاني B هو عامل مدة التخزين بالأسابيع 2 , 4 , 6 , 8 ، على حامض الأسكربك (Ascorbic acid) في الفاصوليا الخضراء . جمعت الكمية الضرورية من الفاصوليا ووزعت إلى 36 مجموعة (وحدة تجريبية) ثم استلمت كل مجموعة معاملة معينة من 12 معاملة عاملية ، بحيث كررت كل واحدة ثلاث مرات . وكانت نتائج هذه التجربة على النحو الموضح بالجدول .

Temp.	Weeks				Sum
	2	4	6	8	
$T_1 = -20$	15	17	15	14	184
	16	15	16	17	
	14	15	14	16	
$T_2 = -15$	15	12	13	12	**166**
	15	15	15	13	
	16	15	14	11	
T3 = -10	11	11	8	6	**100**
	11	9	7	5	
	12	8	6	6	
Sum	125	117	108	100	450

1-- حساب معامل التصحيح

$$\mathbf{C.F = \frac{X_{...}^2}{abr} = \frac{(450)^2}{36} = 5625}$$

2-حساب مجموع المربعات الكلي

$$\mathbf{SSTotal = \sum X_{ijk}^2 - C.F = (15)^2 + (17)^2 + ... + (6)^2 - 5625 = 431}$$

3-عمل جدول مجاميع A و B

Temp.	Weeks			
	2	4	6	8
$T_1 = -20$	15	17	15	14
	16	15	16	17
	14	15	14	16
	45	47	45	47
$T_2 = -15$	15	12	13	12
	15	15	15	13
	16	15	14	11
	46	42	42	36
$T_3 = -10$	11	11	8	6
	11	9	7	5
	12	8	6	6
	34	28	21	17

4- حساب مجموع مربعات A

$$SSA = \frac{\sum X_{i..}^2}{br} - C.F = \frac{\sum (184)^2 + (166)^2 + (100)^2}{12} - 5625 = 326$$

5- حساب مجموع مربعات B

$$SSB = \frac{\sum X_{.b.}^2}{ar} - C.F = \frac{\sum (125)^2 + (117)^2 (108)^2 + (100)^2}{9} - 5625 = 39.22$$

6- حساب مجموع مربعات AB

$$SSAB = [\frac{\sum X_{ij.}^2}{r} - C.F] - SSA - SSB$$

$$SSAB = [\frac{(45)^2 + (47)^2 + ... + (17)^2}{3} - 5625 - 326 - 39.22 = 35.78$$

7- حساب مجموع مربعات الخطأ التجريبي SSe

$$SSe = SST - SSA - SSB - SSAB$$

$$SSe = 431 - 326 - 39.22 - 35.78 = 30$$

8- تلخيص النتائج اعلاه في جدول تحليل التباين ادناه:

ANOVA Table

S.O.V.	d.f	SS	MS	F cal.	P-value
Temperature	2	326.00	163.00	130.40	<0.001
Weeks	3	39.22	13.07	10.50	<0.001
Temp*weeks	6	35.78	5.96	4.8	<0.003
Error	24	30.00	1.25		
Total	35	431.00			

ومن جدول تحليل التباين يتضح أن:-

1. التأثيرات الرئيسية لكل من الحرارة و مدة التخزين معنوية جداً
2. التفاعل بينهما معنوى جداً، أى أن التأثير البسيط للحرارة يختلف من مستوى إلى آخر عن مستويات مدة التخزين
3. وعليه لا يمكن الاكتفاء بالتأثيرات الرئيسية لتدل على التأثير البسيط بل يجب مقارنة وحساب التأثيرات البسيطة لكل من الحرارة ومدة التخزين

إجراء المقارنة المتعددة بين متوسطات التداخل

- **بما أن التفاعل معنوي فيمكن إجراء المقارنة المتعددة بين متوسطات التفاعل لتحديد أنسب و أحسن المعالجات المعاملات في هذه التجربة .**

- والخطأ المعياري للفرق بين أي متوسطي التداخل هو :

$$S_{\bar{X}_{ij}-\bar{X}_{ij}} = \sqrt{2MSE / r}$$

- وباستخدام طريقة LSD فتكون قيمة أقل فرق معنوي عند مستوى المعنوية α=0.05 كما يلي :

$$LSD = t_{(1-\alpha/2,ab(r-1))} \cdot S_{\bar{X}_{ij}-\bar{X}_{ij}}$$

$$S_{\bar{X}_{ij}-\bar{X}_{ij}} = \sqrt{2MSE / r} = \sqrt{2(1.25) / 3} = 0.913$$

$$LSD = (t_{(1-\alpha/2,3X4(3-1))})(0.913) = (t_{(1-\alpha/2,24)})(0.913)$$

$$LSD = (2.064)(0.913) = 1.884$$

جدول متوسطات التفاعل بين درجة الحرارة و مدة التخزين

Temp.	Weeks

	2	4	6	8
T_1 = -20	15.00	15.67	15.00	15.67
T_2 = -15	15.33	14.00	14.00	12.00
T_3 = -10	11.33	9.33	7.00	5.67

وبعد ترتيب المتوسطات تنازلياً و اختبار الفروق بينها نحصل على التالي :

	Combinations	Xi	Xi-X9	Xi-X8	Xi-X7	Xi-X6	Xi-X5	Xi-X4	Xi-X3	Xi-X2
1	a_1b_2, a_1b_4	15.67	10.00	8.67	6.34	4.34	3.67	1.67	0.67	0.34

2	a_2b_1	15.33	9.66	8.33	6.00	4.00	3.33	1.33	0.33	
3	a_1b_1, a_1b_3	15.00	9.33	8.00	5.67	3.67	3.00	1.00		
4	a_2b_2, a_2b_3	14.00	8.33	7.00	4.67	2.67	2.00			
5	a_2b_4	12.00	6.33	5.00	2.67	0.67				
6	a_3b_1	11.33	5.66	4.33	2.00					
7	a_3b_2	9.33	3.66	2.33						
8	a_3b_3	7.00	1.33							
9	a_3b_4	5.67								