

## (حول التحليل الإحصائي للتجربة العاملية $(a \times b)$ غير المتزنة)

أ. كمال علوان خلف المشهداني/ قسم الإحصاء/ كلية الإدارة والاقتصاد/

جامعة بغداد

م.د. أسامة محمد جاسم القصاب /قسم المحاصيل الحقلية/ كلية الزراعة

/جامعة بغداد

### المستخلص :

نظرا للاهمية التي تحتلها تطبيقات التجارب العاملية في المجال الزراعي بصورة خاصة والمجالات الأخرى فقد كان هدف البحث إجراء التحليل الإحصائي للتجربة العاملية  $(a \times b)$  غير المتزنة (تكرارات المعالجات العاملية غير متساوية)، إذ تم توضيح للمعالجة الخاصة بكيفية حساب مجاميع المربعات وتحليل التباين وتم التطبيق على بيانات تجربة زراعية نفذت في كلية الزراعة جامعة بغداد بهدف دراسة تأثير عاملين أحدهما البورون B والأخر الكبريت S على صفة (عدد البويضات) لزهرة عباد الشمس وكانت تمثل تجربة عاملية غير متزنة. وقد تم التوصل الى نتائج التحليل بعد ما استخدم مقياس الوسط التوافقي ( Harmonic mean) لمعالجة حالة عدم الاتزان.

### ١. المقدمة:

لا يخفى على من يهتم بتصميم وتحليل التجارب اهمية التجربه العاملية كونها تهيئ للباحث المعلومات الكافية للتأثيرات الاساسيه للعوامل المدروسة اضافة الى المعلومات التي تخص التفاعلات بين هذه العوامل ، ولقد بحثت التجربة العاملية كثيرا واقامت وفقها تجارب كثيره من قبل الباحثين وخصوصا في المجال الزراعي والملاحظ على هذه التجارب انها كانت متزنة بمعنى ان التكرار لكل معالجة من المعالجات العاملية يكون متساوي وفي حالة ان تفقد نتيجة او ربما بعض النتائج فيتم تقديرها عن طريق الصيغ المتبعة وفقا للتصميم المستخدم من اجل ان تتكامل البيانات (غير متضمنة لأي نقص) وجعل التجربة متزنة . ولكن حالة عدم الاتزان للتجربة العاملية (التكرار لكل معالجة عاملية غير متساوي) اذا تم بحثها او اقامتها كواقع تطبيقي (عملي) فكيف يتم تحليلها ؟ لذلك فان بحثنا هذا يتناول هذه الحالة ويهدف الى توضيح الاجراء العلمي السليم الذي يساعد في تحليل البيانات او في حساب مجاميع المربعات التي يستلزمها التحليل الاحصائي لمثل هذه التجربة.

## ٢. الهدف:

يهدف البحث الى تسليط الضوء لكيفية معالجة حساب مجاميع المربعات لتأثيرات العوامل والتفاعلات التي يتطلبها تحليل التباين بوجود حالة عدم الاتزان (عدم تساوي التكرارات للمعالجات العاملية) في التجربة العاملية للوصول الى بناء تحليل احصائي سليم للتجربة .

## ٣. الجانب النظري:

لغرض توضيح الجانب النظري بالامكان ان نفترض تجربة عاملية  $(a \times b)$  والتي تعني انها تتضمن عاملين : الاول A وله مستويات عددها (a) والثاني B وله مستويات عددها (b) . ونفذت وفق تصميم كامل العشوائيه (CRD) بـ  $n_{ij}$  من التكرارات لكل معالجة التي تمثل التوفيق بين احد المستويات للعامل A وليكن المستوى (i) مع احد المستويات للعامل B وليكن المستوى (j) . وعليه فان النتائج او الاستجابات لهذه المعالجات يمكن ان يعبر عنها بالرموز كما في الجدول (1) ادناه<sup>(١)</sup> و<sup>(٢)</sup> .

جدول (1)

يبين الاستجابات بالرموز لمعالجات التجربة العاملية  $(a \times b)$ 

A \ B	B					
	1	2	...	j	...	B
1	$y_{111}$	$y_{121}$	...	$y_{1j1}$	...	$y_{1b1}$
	$y_{112}$	$y_{122}$	...	$y_{1j2}$	...	$y_{1b2}$
	<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>
	$y_{11n_{11}}$	$y_{12n_{12}}$	...	$y_{1jn_{1j}}$	...	$y_{1bn_{1b}}$
$\Sigma$	$y_{11.}$	$y_{12.}$	...	$y_{1j.}$	...	$y_{1b.}$
$n_{1j}$	$n_{11}$	$n_{12}$	...	$n_{1j}$	...	$n_{1b}$
$\bar{y}_{1j.}$	$\bar{y}_{11.}$	$\bar{y}_{12.}$	...	$\bar{y}_{1j.}$	...	$\bar{y}_{1b.}$
<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>
i	$y_{i11}$	$y_{i21}$	...	$y_{ij1}$	...	$y_{ib1}$

	$y_{i12}$	$y_{i22}$	...	$y_{ij2}$	...	$y_{ib2}$
	<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>
	$y_{i1n_{i1}}$	$y_{i2n_{i2}}$	...	$y_{ijn_{ij}}$	...	$y_{ibn_{ib}}$
$\Sigma$	$y_{i1.}$	$y_{i2.}$	...	$y_{ij.}$	...	$y_{ib.}$
$n_{ij}$	$n_{i1}$	$n_{i2}$	...	$n_{ij}$	...	$n_{ib}$
$\bar{y}_{ij.}$	$\bar{y}_{i1.}$	$\bar{y}_{i2.}$	...	$\bar{y}_{ij.}$	...	$\bar{y}_{ib.}$
<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>
<b>a</b>	$y_{a11}$	$y_{a21}$	...	$y_{aj1}$	...	$y_{ab1}$
	$y_{a12}$	$y_{a22}$	...	$y_{aj2}$	...	$y_{ab2}$
	<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>
	$y_{a1n_{a1}}$	$y_{a2n_{a2}}$	...	$y_{ajn_{aj}}$	...	$y_{abn_{ab}}$
$\Sigma$	$y_{a1.}$	$y_{a2.}$	...	$y_{aj.}$	...	$y_{ab.}$
$n_{aj}$	$n_{a1}$	$n_{a2}$	...	$n_{aj}$	...	$n_{ab}$
$\bar{y}_{aj.}$	$\bar{y}_{a1.}$	$\bar{y}_{a2.}$	...	$\bar{y}_{aj.}$	...	$\bar{y}_{ab.}$

النموذج الرياضي الذي يصف الاستجابة في هذه التجربة يمكن ان يكون كما في الصيغة 1  
ادناه (٢) و (٣).

$$y_{ijk} = m + a_i + b_j + ab_{ij} + e_{ijk} \quad \text{.....} \textcircled{1} \text{.....}$$

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

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

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

حيث  $y_{ijk}$  : الاستجابة للمفردة k الواقعة تحت تأثير المستوى i في العامل A والمستوى j من العامل B .

m : تأثير الوسط الحسابي العام

$a_i$  : تأثير المستوى  $i$  من العامل A

$b_j$  : تأثير المستوى  $j$  من العامل B

$ab_{ij}$  : تأثير التفاعل بين المستوى  $i$  من العامل A والمستوى  $j$  من العامل B

$e_{ijk}$  : الخطأ العشوائي

ان التكرارات لكل معالجة كما لاحظنا في الجدول (١) لم تكن متساوية لذلك فان التحليل وحساب مجاميع المربعات سوف لن يكون كما هو مألوف في الطرق والصيغ المعروفة (\*) وانما سيتم اعتماد اجراء مبني على استخدام الوسط التوافقي (Harmonic mean) لكون  $n_{ij}$  غير متساوية لكل معالجة لان التجربة العملية التي تمتلك معالجاتها (خلاياها) تكرارات (قطع تجريبية) غير متساوية ينبغي ان يتم تحليلها بالطريقة التي تؤدي الى ان كل معالجة تؤخذ وكأنما لها نفس العدد من التكرارات مثل المعالجات الاخرى وهنا يتم وزن المعالجات (الخلايا) بالتساوي لحساب مجاميع المربعات للتأثيرات الاساسية (الرئيسية) والتفاعلات ، أي كأن كل معالجة (خلية) تحتوي بالضبط قياساً واحداً هو المتوسط وفضل مقياس ملائم بين مقاييس المتوسطات لهذه الحالة ولكون  $n_{ij}$  غير متساوية لكل معالجة هو مقياس الوسط التوافقي<sup>(٥)</sup>. ان الوسط التوافقي لتكرارات المعالجات يمكن حسابه وفق الصيغة ادناه

$$\bar{n}_h = \frac{ab}{\sum_i \sum_j \left( \frac{1}{n_{ij}} \right)} \quad \text{.....} \quad (2)$$

حيث يتم استخدام قيمة الوسط التوافقي ( $\bar{n}_h$ ) في تصحيح حساب مجاميع المربعات لكل من العامل A وللعامل B وللتفاعل AB بعد تكوين جدول لمتوسطات المعالجات كما في الجدول (2) ادناه.

(\*) يمكن مراجعة المصدر (٢) او أي مصدر اخر (١ ، ٣ ، ٥) لملاحظة الصيغ التي تعتمد لحساب مجاميع المربعات في كون التكرار لكل معالجة متساوية.

جدول (2)

يبين متوسطات المعالجة (الناجمة من توافق مستويات العاملين)

A \	1	2	...	J	...	B	
1	$\bar{y}_{11}$	$\bar{y}_{12}$	...	$\bar{y}_{1j}$	...	$\bar{y}_{1b}$	$\sum_j \bar{y}_{1j}$
<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>
i	$\bar{y}_{i1}$	$\bar{y}_{i2}$	...	$\bar{y}_{ij}$	...	$\bar{y}_{ib}$	$\sum_j \bar{y}_{ij}$
<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>	<b>M</b>
a	$\bar{y}_{a1}$	$\bar{y}_{a2}$	...	$\bar{y}_{aj}$	...	$\bar{y}_{ab}$	$\sum_j \bar{y}_{aj}$
	$\sum_i \bar{y}_{i1}$	$\sum_i \bar{y}_{i2}$	...	$\sum_i \bar{y}_{ij}$	...	$\sum_i \bar{y}_{ib}$	G

الآن اعتماداً على قيمة الوسط التوافقي  $\bar{n}_h$  المحسوبة من الصيغة 2 ومتوسطات المعالجات الموضحة في الجدول (2) والاستجابات في الجدول (1) يمكن حساب الآتي .  
 (1) حد التصحيح (the correction term) يحسب وفق الصيغة 3 أدناه .

$$C = \frac{G^2}{ab} \dots \dots \dots \textcircled{3}$$

(2) مجموع المربعات للعامل الرئيسي A يحسب وفق الصيغة 4 أدناه .

$$SS(A) = \bar{n}_h \left[ \frac{\left( \sum_j \bar{y}_{1j} \right)^2 + \dots + \left( \sum_j \bar{y}_{aj} \right)^2}{b} - C \right] \dots \dots \dots \textcircled{4}$$

(3) مجموع المربعات للعامل الرئيسي B يحسب وفق الصيغة 5 أدناه

$$SS(A) = \bar{n}_h \left[ \frac{\left( \sum_i \bar{y}_{i1.} \right)^2 + \dots + \left( \sum_i \bar{y}_{ib.} \right)^2}{a} - C \right] \dots\dots\dots (5)$$

٤) مجموع المربعات للتفاعل AB يحسب وفق الصيغة ٥ ادناه

$$SS(AB) = \bar{n}_h \left[ \bar{y}_{11.}^2 + \bar{y}_{12.}^2 + \dots + \bar{y}_{ab.}^2 - C \right] - SS(A) - SS(B) \dots\dots\dots (6)$$

٥) مجموع المربعات لداخل المعالجات (within treatment SS) يحسب وفق الصيغة ٧ ادناه

$$\begin{array}{l}
 \text{SS within treatment } ab_{11} = \left( y_{111}^2 + y_{112}^2 + \dots + y_{11n_{11}}^2 \right) - \frac{y_{11.}^2}{n_{11}} \\
 \mathbf{M} \\
 \text{SS within treatment } ab_{ab} = \left( y_{ab1}^2 + y_{ab2}^2 + \dots + y_{abn_{ab}}^2 \right) - \frac{y_{ab.}^2}{n_{ab}}
 \end{array}
 \left. \vphantom{\begin{array}{l} \text{SS within treatment } ab_{11} \\ \text{SS within treatment } ab_{ab} \end{array}} \right\} \dots\dots\dots (7)$$

و عليه فان جدول تحليل التباين سيكون كما في الجدول (٣) الآتي

جدول (3)

يبين تحليل التباين للتجربة العاملية (a×b)

S.O.V	D.F	S.S.	M.S.	F
A	a-1	SS(A)	MS(A)= $\frac{SS(A)}{a-1}$	F(A)= $\frac{MS(A)}{MSe}$
B	b-1	SS(B)	MS(B)= $\frac{SS(B)}{b-1}$	F(B)= $\frac{MS(B)}{MSe}$
AB	(a-1)(b-1)	SS(AB)	MS(AB)= $\frac{SS(AB)}{(a-1)(b-1)}$ SSe	MS(AB) F(AB)= $\frac{MS(AB)}{MSe}$
Within treatment (error)	$\sum \sum n_{ij} - ab$	SSe	MSe= $\frac{SSe}{\sum \sum n_{ij} - ab}$	

٣-١ اختبار التأثيرات البسيطة

٣-١-١ اختبارات التأثيرات البسيطة للعامل A

بالامكان اجراء اختبارات للتأثيرات البسيطة للعامل A اعتمادا على الجدول (2) السابق فنقوم بحساب مجموع المربعات للعامل A بالنسبة لكل مستوى من مستويات العامل B وكما يلي

$$\begin{aligned}
 SSa \text{ for } b_1 &= \bar{n}_h \left[ \bar{y}_{11.}^2 + \dots + \bar{y}_{i1.}^2 + \dots + \bar{y}_{a1.}^2 - \frac{\left[ \sum_i \bar{y}_{i1.} \right]^2}{a} \right] \\
 \vdots & \\
 SSa \text{ for } b_j &= \bar{n}_h \left[ \bar{y}_{1j.}^2 + \dots + \bar{y}_{ij.}^2 + \dots + \bar{y}_{aj.}^2 - \frac{\left[ \sum \bar{y}_{ij.} \right]^2}{a} \right] \\
 \vdots &
 \end{aligned}
 \quad \dots \quad (8)$$

$$SSa \text{ for } b_b = \bar{n}_h \left[ \bar{y}_{1b.}^2 + \dots + \bar{y}_{ib.}^2 + \dots + \bar{y}_{ab.}^2 - \frac{\left[ \sum \bar{y}_{ab.} \right]^2}{a} \right]$$

ويتم عمل جدول تحليل التباين كما في الجدول (4) ادناه

جدول (٤)  
يبين تحليل التباين للتأثيرات البسيطة للعامل A

S.O.V.	D.F	S.S.	M.S.	F
A for b1	a-1	SS a for b1	MS a for b1	<u>MS a for b1</u>
⋮	⋮	⋮	⋮	MSe ⋮
A for bb	a-1	SSa for bb	MSa for bb	<u>MSa for bb</u> MSe
Within treatment(error)	$\sum \sum n_{ij-ab}$	SSe	MSe	

### ٢-١-٣ اختبارات التأثيرات البسيطة للعامل B

ويمكن اجراء اختبارات للتأثيرات البسيطة للعامل B عن طريق حساب مجموع المربعات للتأثيرات البسيطة للعامل B بالنسبة لكل مستوى من مستويات العامل A وكما يلي

$$SSb \text{ for } a_1 = \bar{n}_h \left[ \bar{y}_{11.}^2 + \dots + \bar{y}_{1j.}^2 + \dots + \bar{y}_{1b.}^2 - \frac{\left[ \sum \bar{y}_{1j.} \right]^2}{b} \right]$$



$$SSb \text{ for } a_a = \bar{n}_h \left[ \bar{y}_{a1.}^2 + \dots + \bar{y}_{aj.}^2 + \dots + \bar{y}_{ab.}^2 - \frac{\left[ \sum \bar{y}_{aj.} \right]^2}{b} \right] \dots \quad (9)$$

وجداول تحليل التباين لهذه الحالة يمكن ان يكون كما في الجدول (5) ادناه

جدول (5) يبين تحليل التباين للتأثيرات البسيطة للعامل B

S.O.V.	D.F	S.S.	M.S.	F
B for a <sub>1</sub>	b-1	SSb for a <sub>1</sub>	MS b for a <sub>1</sub>	MS b for a <sub>1</sub>
⋮	⋮	⋮	⋮	MSe
B for aa	b-1	SSb for aa	MS b for aa	MS b for a <sub>a</sub>
				MSe
Within treatment(error)	∑∑n <sub>ij</sub> -ab	SSe	MSe	

#### ٤. الجانب التطبيقي

اعتمد الجانب التطبيقي على بيانات إحدى التجارب الزراعية حذفت منها بعض القيم حيث نفذت وفق تصميم CRD (الكامل العشوائية)، بهدف دراسة تأثير عاملين هما البورون B وكانت مستوياته (B<sub>0</sub>) وتعني عدم الاضافة، B<sub>1</sub> التركيز الاول، B<sub>2</sub> التركيز الثاني، B<sub>3</sub> التركيز الثالث) والكبريت S وكانت مستوياته (S<sub>0</sub>) وتعني عدم الاضافة، S<sub>1</sub> التركيز الاول، وS<sub>2</sub> التركيز الثاني) على صفة عدد البويضات لكل زهرة من نباتات زهرة الشمس وسجلت النتائج (الاستجابات) كما في الجدول (6) ادناه :

ملاحظة : تم حذف بعض البيانات من الجدول (٦) أدناه وكما يلي :

جدول (6) يبين الاستجابات التي تمثل عدد البويضات للزهرة

S	B <sub>0</sub>	B <sub>1</sub>	B <sub>2</sub>	B <sub>3</sub>
S <sub>0</sub>	3	6	7	8
	3	5	6	6
	4	5	7	7
	4	4	6	7
	4			7
Y <sub>1j.</sub> = Σ	18	20	26	35
n <sub>1j</sub>	5	4	4	5
$\bar{Y}_{1j.}$	3.6	5	6.5	7
S <sub>1</sub>	4	4	6	7
	3	6	7	7
	5	6	6	8
	4	5	5	8
		6		7
		6		8
Y <sub>2j.</sub> = Σ	16	33	24	45
n <sub>2j</sub>	4	6	4	6
$\bar{Y}_{2j.}$	4	5.5	6	7.5
S <sub>2</sub>	6	7	7	7
	4	6	7	8
	5	7	7	9
	5	5	7	9
	4	7		
Y <sub>3j.</sub> = Σ	24	32	28	33

$n_{3j}$	5	5	4	4
$Y_{3j}$	4.8	6.4	7	8.25

نلاحظ ان الجدول (6) اعلاه قد تضمن تكرارات غير متساوية للمعالجات التي تمثل التوافق بين مستويات العامل الاول B (البورون) ومستويات العامل الثاني S (الكبريت) وعليه فإن التحليل سيعتمد الأسلوب الوارد في الجانب النظري الذي يعالج حالة عدم الاتزان في تكرارات المعالجات لذلك نقوم بحساب قيمة الوسط التوافقي كما جاءت في الصيغة 2 والتي تساوي

$$\bar{n}_h = \frac{ab}{\sum_i \sum_j \frac{1}{n_{ij}}} = \frac{12}{\frac{1}{5} + \frac{1}{4} + \dots + \frac{1}{4}} = \frac{12}{2.633} = 4.56$$

ولغرض استخدام قيمة هذا المقياس (الوسط التوافقي) في حساب مجاميع المربعات التي يتطلبها التحليل نقوم بعمل جدول لمتوسطات المعالجات كما في الجدول (7) ادناه

جدول (7) يبين متوسطات المعالجات (التوافق بين مستويات العامل B ومستويات العامل S)

S \ B	B <sub>0</sub>	B <sub>1</sub>	B <sub>2</sub>	B <sub>3</sub>	Σ
S <sub>0</sub>	3.6	5	6.5	7	22.1
S <sub>1</sub>	4	5.5	6	7.5	23
S <sub>2</sub>	4.8	6.4	7	8.25	26.45
Σ	12.4	16.9	19.5	22.75	71.55

يتم حساب مجاميع المربعات بتطبيق الصيغ 3,4,5,6,7 كالاتي :

$$1. C = \frac{G^2}{ab} = \frac{(71.55)^2}{12} = 426.62$$

$$2. SS (S) = 4.56 \left[ \frac{(22.1)^2 + (23)^2 + (26.45)^2}{4} - C \right] = 12$$

$$3. SS (B) = 4.56 \left[ \frac{(12.4)^2 + (16.9)^2 + (19.5)^2 + (22.75)^2}{3} - C \right] = 87.13$$

$$4. SS (BS) = 4.56 \left[ (3.6)^2 + \dots + (8.25)^2 - C \right] - SS(S) - SS (B) = 1.89$$

$$5. SSe (SS within treatment) = 23.95$$

وعليه فان جدول تحليل التباين سيكون كما في الجدول (8) الاتي

جدول (8) جدول تحليل التباين للتجربة العملية في الجانب التطبيقي

S.O.V.	D.F	S.S.	M.S.	F	F.TAB
S	2	12	6	11.11*	٣,٢١
B	3	87.13	29.04	53.78*	2.82
AB	6	1.89	0.315	0.58	2.32
Within treatment(error)	44	23.95	0.54		

### ٥ - الاستنتاج لنتائج التجربة

- أ- نلاحظ ان العامل S (الكبريت) قد اظهر معنوية في التأثير على الصفة المدروسة.  
 ب- ان العامل B (البورون) قد اظهر معنوية في التأثير على الصفة المدروسة.  
 ج- لم يظهر التفاعل بين العاملين BS تأثيرا معنويا على الصفة المدروسة حيث أنهما أظهرتا معنوية في التأثير على الصفة المدروسة (عدد البويضات) لكل زهرة من نبات زهرة الشمس. وعليه فيمكن التوصية باستخدام مستويات كل من عامل الكبريت وعامل البورون.

ونظراً لأن النتائج أظهرت معنوية تأثير عامل الكبريت وعامل البورون فيمكن اختبار التأثيرات البسيطة للعامل B (البورون) فحسب مجاميع المربعات للتأثيرات البسيطة للعامل B عند كل مستوى من مستويات العامل S (الكبريت) وفق مجموعة الصيغ 9 وكالاتي :

$$SSB \text{ for } S_0 = 4.56 \left[ (3.6)^2 + (5) + (6.5)^2 + (7) - \frac{(22.1)^2}{4} \right] = 32.41$$

$$SSB \text{ for } S_1 = 28.5$$

$$SSB \text{ for } S_2 = 28.09$$

وعليه فجدول تحليل التباين سيكون كما في الجدول (9) ادناه

جدول (9) تحليل التباين للتأثيرات البسيطة للعامل B (البورون)

S.O.V.	D.F	S.S.	M.S.	F	F.TAB
B for S <sub>0</sub>	3	32.41	10.8	20*	2.82
B for S <sub>1</sub>	3	28.5	9.5	17.6*	2.82
B for S <sub>2</sub>	3	28.09	9.3	17.3*	2.82
Error	44	23.95	0.54		

حيث يبين الجدول أعلاه (9) أن جميع التأثيرات البسيطة ظهرت معنوية.

وبنفس الأسلوب بالإمكان اختبار التأثيرات البسيطة للعامل الآخر الكبريت باعتماد الصيغة والجدول (٤) الوارد في الجانب النظري.

وكما يلي :

$$SS \text{ S for } B_0 = 4.56[ (13.6)^2 + (4)^2 + (4.8)^2 - \frac{(12.4)^2}{3}] = 3.41$$

$$SS \text{ S for } B_1 = 4.59$$

$$SS \text{ S for } B_2 = 2.28$$

$$SS \text{ S for } B_3 = 3.61$$

وعليه فان جدول تحليل التباين سيكون كما في الجدول (١٠) ادناه :

جدول (١٠) تحليل التباين للتأثيرات البسيطة للعامل S (الكبريت)

S.O.V.	D.F	S.S.	M.S.	F	F.TAB
S for Bo	2	3.41	17.05	31.57*	3.21
S for B1	2	4.59	2.295	4.16*	3.21
S for B2	2	2.28	1.14	2.11	3.21
S for B3	2	3.61	1.805	3.34*	3.21
Error	44	23.95	0.54		

\* تعني المعنوية

#### المصادر

١. تصميم وتحليل التجارب 1989 ، محمود حسن خلف ، كمال علوان خلف ، مطبعة التعليم العالي . بغداد .
٢. تصميم وتحليل التجارب 2002 ، محمود حسن خلف ، كمال علوان خلف السدار الجامعية للنشر ، بغداد .

٣. المفاهيم الأساسية في تصميم التجارب 1984 ، تشارلز هيكي ، ترجمة قيس سبع خماس ، الجامعة المستنصرية .
4. George A . Millikin , Dallas E . Johnson , 1984 , " Analysis of Messy Data " . Vos. / Desined Experiments .
5. K . D , Broota , 1992 , " Experimented Design in Behavioural