مقارنة بين نتائج تحليل التباين قبل وبعد استعمال تحليل التغاير لتصميم القطاعات المنشقة

أ.كمال علوان خلف المشهداني/ كلية الإدارة والاقتصاد/ جامعة بغداد
د. احمد شهاب احمد/ رئيس مهندسين زراعيين/ وزارة الزراعة/ دائرة البحوث الزراعية
الباحث/ سيماء فراس كامل

تاريخ التقديم:2017/1/15
تاريخ القبول:2017/3/20

المستخلص:

يدرس هذا البحث أهمية اثر أسلوب تحليل التغاير (Analysis of covariance) لنوع مهم من تصاميم التجارب المتعددة العوامل المسمى تصميم تجارب القطاعات المنشقة (SBED: Split Blocks experiment Design) لمعالجة مشكلة وجود قياسات لمتغيرات (صفات) مستقلة (X) تصاحب قياسات المتغير المعتمد (الصفة الرئيسة) او متغير الاستجابة Y في التجارب الزراعية والتي تسهم بتضليل النتائج عند تحليل البيانات قياسات متغير الاستجابة فقط وبالرغم من ان أسلوب تحليل التغاير قد بحث في تجارب بتصاميم شائعة الا انه لم يتم العثور على معلومات لبحثه في حالة تجارب تصاميم القطاعات المنشقة للتخلص من اثر المتغير او المتغيرات المستقلة. وكجانب تطبيقي فقد تم في هذا البحث تنفيذ تجربة حقلية فعلية بدأت في 2015/11/15 لمحصول الحنطة في محطة أبحاث الرز في منطقة المشخاب التابعة الى دائرة البحوث الزراعية/ وزارة الزراعة وفق تصميم القطاعات المنشقة حيث العوامل هي عامل مواعيد الزراعة الذي ضم ثلاثة مواعيد للحنطة من نوع اباء 99 وعامل معدلات البذار الذي ضم أربعة معدلات بذار حيث ان وزن الحاصل (حبوب الحنطة) اعتبر هو الصفة الرئيسة أي متغير الاستجابة او المتغير المعتمد Y تم اخذ احد المتغيرات (المرافق) وهو وزن 1000 حبة كمتغير مستقل X اذ تم استخدام برنامج MATLAB لتحليل البيانات (عمل تحليل التباين) بيانات المتغير Y فقط واستخدام برنامج تحليل التغاير بهدف استبعاد اثر المتغير X وقد تم التوصل الى ان نتائج استخدام أسلوب تحليل التغاير وفق معطيات البيانات لهذه التجربة المنفذة بتصميم القطاعات المنشقة كانت ادق من نتائج استخدام أسلوب تحليل التباين فضلا عن استنتاجات حول افضل معدل بذار وافضل موعد زراعة.

المصطلحات الرئيسة للبحث/ تحليل التغاير- تصميم القطاعات المنشقة .

* بحث مستل من رسالة ماجستير.

1- المقدمة:

يتم في معظم او غالبية التجارب الزراعية التي تنفذ وفق تصاميم متداولة وشائعة الاستخدام لتسجيل قياسات لمتغيرات عديدة ترافق متغير الصفة المدروسة او متغير الاستجابة او المتغير المعتمد وترتبط بها. فالمشكلة هنا تكمن في ان التحليل لبيات التجربة غالبا ما يجري على بيانات متغير الاستجابة او الصفة المدروسة فقط دون الاخذ بالحسبان بيانات المتغيرات الأخرى المؤثرة في متغير الاستجابة مما يؤدي الى حصول نتائج للتحليل مضللة وقد يترتب عليه خسارات وتكاليف والجهود والاستفادة غير الصحيحة من هذه النتائج وكما هو معلوم فان المعالجة تتم باعتماد أسلوب تحليل التغاير الذي يتم بموجب إزالة اثر المتغيرات المرافقة لمتغير الاستجابة ولحصول على نتائج تحليل صافية لمتغير الاستجابة. في بحثنا هذا اردنا تقديم دراسة حديثة لم تبحث بالإحاطة الكاملة سابقا اذ لم نعثر على معلومات او بحوث تخص هذا البحث وهو دراسة اثر تحليل التغاير لنوع مهم في تصاميم تجارب متعددة العوامل المسمى تصميم القطاعات المنشقة(split-blocks experiments design :(SBED)) للتخلص من اثر المتغيرات المصاحبة لمتغير الاستجابة او متغير الصفة الرئيسة المدروسة وذلك بإقامة تجربة حقلية فعلية لمحصول الحنطة في محطة أبحاث الرز في مدينة المشخاب التابعة الى دائرة البحوث الزراعية/ وزارة الزراعة لتصميم القطاعات المنشقة بدأ ت في 2015/11/15 حيث العوامل هي عامل مواعيد الزراعة بثلاثة مواعيد لحنطة نوع اباء 99 وعامل معدلات البذار بحيث ان وزن الحاصل (حبوب الحنطة) اعتبر هو الصفة الرئيسية او للمتغير المعتمد (متغير الاستجابة) Y وتم اخذ احد الصفات الحقلية (المرافقة لمتغير الاستجابة) لمتغير مستقل (X). وتم تحليل البيانات المتغير Y باستخدام برنامج Matlab. قبل استبعاد المتغير (X) وجرى أيضا التحليل باستخدام أسلوب تحليل التغاير لاستبعاد اثر المتغير المستقل X من ثم جرت المقارنة بين التحليلين.

2- مشكلة البحث problem of research

يركز الشخص المجرب او الباحث عادة على دقة نتائج الاختبارات والتحليلات لقياسات الصفة (المتغير المعتمد او متغير الاستجابة) المحصلة من تجربة بتصميم القطاعات المنشقة ان كانت هذه الصفة لوحدها ام تتواجد معها صفات او متغيرات مستقلة أخرى تصاحبها (ترافقها) وتؤثر على نتائج تحليلها وعلى الاختبارات المستعملة كذلك. فالمشكلة وخاصة عند اجراء تجارب في المجال الزراعي تكمن بالاكتفاء في اجراء التحليل الاحصائي لقياسات الصفة المتمثلة لمتغير الاستجابة او المتغير المعتمد دون النظر الى المتغيرات المستقلة (المصاحبة) لهذه الصفة حيث انها موجودة ولا يمكن للباحث التحكم فيها وهي تؤثر على نتائج التحليل لمتغير الاستجابة إذا لم تتم إزالة أثر هذه المتغيرات المستقلة بمعنى ان نتائج التحليل قد تكون مضللة او غير دقيقة.

3- هدف البحث objective of research

يهدف البحث إلى المقارنة بين نتائج تحليل التباين قبل وبعد استعمال تحليل التغاير وبيان أثر استخدام أسلوب تحليل التغاير في تجربة تصميم القطاعات المنشقة لإزالة أثر العوامل المستقلة أو المتغير أو المتغيرات المصاحبة للصفة أو الظاهرة المدروسة لزيادة دقة نتائج التحليل ودقة الاختبارات الاحصائية المعتمدة.

4-الجانب النظري

1-4 تصميم القطاعات المنشقة Split-Blocks Design

يعد هذا التصميم احد التصاميم المنشقة ويسمى ايضا بتصميم القطع الشريطية (Strip Plot Design) حيث يتعامل مع عاملين او اكثر وبعدة مستويات احداهما يأخذ قطع رئيسة (عامل رئيسي) وليكن العامل A والاخر يأخذ قطع فرعية (عامل ثانوي) وليكن العامل B ، والهدف من هذا التصميم هو (التداخل) التفاعل بين العاملين الرئيس والثانوي اذ لا يكونان بالمستوى نفسه دقة التداخل فيما بينهما، حيث تقسم الوحدات التجريبية لكل مكرر وفق تصميم القطاعات الكاملة (RCBD) عشوائيا، اذ يقسم المكرر الواحد الى ثلاث اشرطة الشريط الاول عمودي يمثل العامل الرئيسي (A) والشريط الثاني افقي يمثل العامل الثانوي (B) والشريط الثالث يمثل (التداخل) التفاعل بين العاملين، اذ تتوزع مستويات العامل الثانوي عشوائيا ضمن المكرر الواحد وتبقى نفسها عبر مستويات العامل الرئيسي[7]. ان مثل هذه التجارب تجزء تحليل التباين الى ثلاثة اجزاء لكل جزء منها خطأ تجريبي وهي ((Error(a)

يخص تأثير القطع الرئيسة للعامل (A) و((Error (b) يخص تأثير القطع الثانوية للعامل (B) و ((Error(c) يخص تأثير التفاعل أو التداخل بين العاملين AوB، وغالبا التباين ((Error(b) أكبر دقة لاختبار التداخلات[3]. وفيما يأتي مخطط تجربة لتصميم القطاعات المشقة يشمل عامل الرئيسي A بثلاث مستويات وعامل B بأربع مستويات بالشكل رقم (1) الاتي:

شكل رقم (1) يبين مخطط تجربة لتصميم القطاعات المنشقة

مكرر 1

a_1	a_3	a_2
b_3	b_3	b_3
b_4	b_4	b_4
b_2	b_2	b_2
b_1	b_1	b_1

مكرر 2

a_3	a_2	a_1
b_4	b_4	b_4
b_3	b_3	b_3
b_1	b_1	b_1
b_2	b_2	b_2

مكرر 3

a_2	a_1	a_3
b_1	b_1	b_1
b_3	b_3	b_3
b_2	b_2	b_2
b_4	b_4	b_4

2-4 النموذج الرياضي mathematical model

إن النموذج الرياضي لتصاميم القطاعات المنشقة split-Block design هو كالآتي[8]: -

$$y_{hij} = \mu + P_h + \propto_i + n_{hi} + B_j + \delta_{hj} + \propto B_{ij} + \ell_{hij} \quad \text{.....(1)}$$

h= 1,2,…,r, j= 1,2,…,b , i= 1,2,…,a

إذ أن:

y_{hij} : تمثل نتيجة استجابة (h) عند القطعة الفرعية (j) ضمن القطعة الرئيسة (i)

μ : تمثل تأثير المتوسط العام لنتائج التجربة.

$$\hat{\mu} = \bar{y}.. = \frac{y...}{abr} \quad \text{.....(2)}$$

$\propto_i$: تمثل تأثير العامل A عند القطعة الرئيسة (i).

$$\hat{\alpha}_i = \bar{y}_{i...} - \bar{y}_{....} \text{.....(3)}$$

B_j: تمثل تأثير العامل Bعند القطعة الفرعية (j).

$$\hat{B}_j = \bar{y}_{..j} - \bar{y}_{...} \text{.....(4)}$$

$\propto B_{ij}$: تمثل تأثير التفاعل بين العاملين.AxB

$$(\widehat{\alpha B})_{ij} = \bar{y}_{.ij} - \bar{y}_{.i.} - \bar{y}_{..j} + \bar{y}_{...} \text{.....(5)}$$

P_h: تأثير القطاع والذي يكون متغيراً مستقلاً ويتوزع توزيعاً طبيعياً بمتوسط مساوٍ للصفر وتباين مقداره σ_p^2، أذ ان:

$$p_h \sim NIID(o, \sigma_p^2) \quad .....(6)$$

وتقدر بالصيغة الاتية:

$$\hat{P}_h = \bar{y}_{h..} - \bar{y}_{...} .....(7)$$

n_{hi} : تأثير الخطأ العشوائي للعامل A الواقع عند القطعة الرئيسة (i) ويكون مستقلاً ويتوزع توزيعاً طبيعياً بمتوسط صفر وتباين مقداره σ_n^2، أذ أن:

$$n_{hi} \sim NIID(o, \sigma_n^2) .....(8)$$

وتقدر بالصيغة الاتية:

$$\hat{n}_{hi} = y_{hi.} - \bar{y}_{.i.} - \bar{y}_{h..} + \bar{y}_{...} .....(9)$$

δ_{hj} : تأثير الخطأ العشوائي للعامل B الواقع عند القطعة الفرعية (j) وهو مستقل ويتوزع توزيعاً طبيعياً بمتوسط مساوي للصفر وتباين مقداره σ_s^2، اذ أن:

$$\delta_{hj} \sim NIID(o, \sigma_s^2) .....(10)$$

وتقدر بالصيغة الاتية:

$$\hat{\delta}_{hj} = y_{h.j} - \bar{y}_{..j} - \bar{y}_{h..} + \bar{y}_{...} .....(11)$$

ℓ_{hij} : يمثل تأثير الخطأ العشوائي لتأثير التفاعل بين العاملين AxB ويكون مستقلاً ويتوزع توزيعاً طبيعياً بمتوسط صفر وتباين σ_Σ^2، اذ ان:

$$\ell_{hij} \sim NIID(o, \sigma_\Sigma^2) .....(12)$$

وتقدر بالصيغة الاتية:

$$\hat{\ell}_{hij} = y_{hij} - \bar{y}_{.ij} - \bar{y}_{h..} - \bar{y}_{...} .....(13)$$

3-4 **التحليل الإحصائي** Analysis of statistical

لغرض اختبار معنوية العامل A ومعنوية العامل B ومعنوية التفاعل AB فأننا يمكن عمل جدول تحليل التباين كما في الجدول رقم (2) الاتي[7]:

جدول رقم (1) يبين جدول تحليل التباين للقطاعات المنشقة

Source Of variation	d. F	S.S	M.S	A, B are Fixed EMS	F
Replicates	r-1	SSR	MSR	$\sigma^2_{eAB} + b\sigma^2_{eA} + a\sigma^2_{eB} + ab\sigma^2$	-
Factor (A)	a-1	SSA	MSA	$\sigma^2_{eAB} + b\sigma^2_{eA} + rb\sum_j \propto_j^2 /(a-1)$	$MS(A)/S^2_A$
Error(A)	(r-1)(a-1)	SSE_a	MSE_a	$\sigma^2_{eAB} + b\sigma^2_{eA}$	-
Factor (B)	(b-1)	SSB	MSB	$\sigma^2_{eAB} + a\sigma^2_{eB} + ra\sum_k B_k^2 /(b-1)$	$MS(B)/S^2_B$
Error (B)	(r-1)(b-1)	SSE_b	MSE_b	$\sigma^2_{eAB} + a\sigma^2_{eB}$	-
A×B	(a-1)(b-1)	SSAB	MSAB	$\sigma^2_{eAB} + r\Sigma(\propto B)^2_{jk} /(a-1)(b-1)$	$M.S\ (AB)/S^2_B$
Error (AB)	(r-1)(a-1)(b-1)	SSE_{ab}	MSE_{ab}	σ^2_{eAB}	-
Total	rab -1	SST	-	-	-

4-4 **تحليل التغاير لتصاميم تجارب القطاعات المنشقة** Analysis of covariance for split-block experiments designs

في حال تنفيذ تجربة بتصاميم قطاعات منشقة فأن تحليل التغاير يتضمن ثلاث مركبات للخطأ هي (E(a)) خطأ العامل Aو (E(b)) خطأ العامل Bو خطأ (E(ab)) خطأ التفاعل بين العاملين AوB وبالتالي ثلاث انواع من معاملات الانحدار ($ß_a$,$ß_b$,$ß_{ab}$) وفي بعض الاحيان يتطلب معامل انحدارا واحدا فقط للتغاير المعدل ولكن الاخرى تتطلب كل المعاملات الثلاثة.

وان النموذج لهذه التجربة كالاتي[8]:

$$y_{hij} = \mu + P_h + S_{hi} + ß_a(\bar{X}_{hi.} - \bar{X}_{...}) + Bj + \Pi_{hj} + ß_b(\bar{X}_{h.j} - \bar{X}...) + \alpha$$

$$B_{ij} + ß_{ab}(X_{hij} - \bar{X}_{hi.} - \bar{X}_{h.j} + \bar{X}...) + \ell_{hij} \text{ .....(14)}$$

Where h = 1,…,r , í =1,…,a , j=1,..,b

حيث أن:

y_{hij} **: تمثل نتيجة استجابة (h) عند القطعة الفرعية (j) ضمن القطعة الرئيسة (i).**

μ **: يمثل المتوسط العام.**

P_h. : يمثل تأثير التكرار العشوائي بوسط حسابي صفر وتباين σ_p^2.

$\propto_i$: يمثل تأثير القطعة الرئيسية (i).

S_{hi}: يمثل تأثير الخطأ العشوائي للمشاهدة (h) ضمن القطعة الرئيسة(i) بوسط مساوٍ للصفر وتباين σ_δ^2 .

B_j : يمثل تأثير القطعة الفرعية (j).

Π_{hj} : يمثل تأثير الخطأ العشوائي لاستجابة (h) عند القطعة الفرعية (j) بوسط مساوٍ للصفر وتباين σ_Π^2.

$\propto B_{ij}$: يمثل تأثير التفاعل بين العامل A عند القطعة الرئيسية (i) و العامل B عند القطعة الفرعية (j).

ℓ_{hij} : يمثل تأثير الخطأ العشوائي لاستجابة(h) ضمن القطعة الرئيسة (i) وضمن القطعة الفرعية (j) بوسط مساوٍ للصفر وتباين σ_ε^2

$ß_a$,$ß_b$,$ß_{ab}$: تمثل معاملات الانحدار التي تفسر العلاقة الخطية بين X و Y ويسمى ايضا بميل الانحدار.

$ß(X_{ij}-X..)$:تمثل قيمة ثابتة التي تمثل زيادة او نقصان تأثير العلاقة بين المتغير المستقل X و متغير الاستجابة Y.

X_{hij}: تمثل قيمة المتغير المستقل المطابق للمشاهدة y_{hij} .

X_{hij}: تمثل المتوسط العام ل X_{hij}.

وسنوضح اسلوب تحليل التغاير كتعديل لتحليل التباين[1]:

الفكرة الاساسية في هذا التحليل:

1-اجراء تحليل التباين لكل من المتغير Y و المتغير X و حاصل ضرب المتغيرين XY

وفيما يلي بعض الرموز وصيغ يمكن حسابها كالاتي[8]:

$$C.F_{yy}=\frac{y_{...}^2}{rab} \quad .....(15)$$

$$C.F_{xx}=\frac{x_{...}^2}{rab} \quad .....(16)$$

$$C.F_{xy}=\frac{y_{...}x_{...}}{rab} \quad .....(17)$$

حيث ان كل من $C.F_{yy}$ $C.F_{xx}$, $C.F_{xy}$ تمثل معاملات التصحيح الخاصة بالمتغير (X) والمتغير (Y) وحاصل الضرب المتغيرين (XY) على التوالي.

$$T_{yy}=\sum_{h=1}^{r}\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}Y_{hij}^2-C.F_{yy} \quad .....(18)$$

$$T_{xx}=\sum_{h=1}^{r}\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}X_{hij}^2-C.F_{xx} \quad .....(19)$$

$$T_{yx}=\sum_{h=1}^{r}\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}Y_{hij}X_{hij}-C.F_{yx} \quad .....(20)$$

حيث أن كل من T_{yy}،T_{xx}، T_{xy} تمثل مجموع مربعات المعالجات للمتغير (Y) و (X) ومجموع حاصل الضرب المتغيرين (XY) على التوالي.

$$A_{yy}=\frac{\sum_{i=1}^{a}y_{.i.}^2}{rb}-C.F_{yy} \quad .....(21)$$

$$A_{xx}=\frac{\sum_{i=1}^{a}x_{.i.}^2}{rb}-C.F_{xx} \quad .....(22)$$

$$A_{yx}=\frac{\sum_{i=1}^{a} x_{.i}.y_{.i.}}{rb}-C.F_{yx}\ldots\ldots\ldots(23)$$

حيث ان كل من A_{yy} ، A_{xx} ، A_{xy} يمثل مجموع المربعات لمستويات العامل A الخاص بالمتغير (Y) و (X) ومجموع حاصل الضرب المتغيرين (X,Y) على التوالي.

$$B_{yy}=\frac{\sum_{i=1}^{b} y_{.j}^{2}}{ba}-C.F_{yy}\ldots\ldots\ldots(24)$$

$$B_{xx}=\frac{\sum_{i=1}^{b} x_{.j}^{2}}{ra}-C.F_{xx}\ldots\ldots\ldots(25)$$

$$B_{yx}=\frac{\sum_{i=1}^{b} x_{.j}y_{.j}}{ra}-C.F_{yx}\ldots\ldots\ldots(26)$$

حيث ان كل من B_{yy} ، B_{xx} ، B_{xy} تمثل مجموع المربعات لمستويات العامل B الخاص بالمتغير (Y) و (X) ومجموع حاصل الضرب المتغيرين (XY) على التوالي.

$$AB_{yy}=\frac{\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b} y_{.ij}^{2}}{r}-A_{yy}-B_{yy}-C.F_{yy}\ldots\ldots\ldots(27)$$

$$AB_{xx}=\frac{\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b} x_{.ij}^{2}}{r}-A_{xx}-B_{xx}-C.F_{xx}\ldots\ldots\ldots(28)$$

$$AB_{yx}=\frac{\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b} y_{.ij}x_{.ij}}{r}-A_{yx}-B_{yx}-C.F_{yx}\ldots\ldots\ldots(29)$$

حيث ان كل من AB_{yy} ، AB_{xx} ، AB_{xy} مجموع المربعات للمعاملات العاملية الخاصة بالمتغير (Y) و (X) ومجموع حاصل الضرب المتغيرين (YX) على التوالي.

$$R_{yy}=\frac{\sum_{h=1}^{r} y_{h..}^{2}}{ab}-C.F_{yy}\ldots\ldots\ldots(30)$$

$$R_{xx}=\frac{\sum_{h=1}^{r} x_{h..}^{2}}{ab}-C.F_{xx}\ldots\ldots\ldots(31)$$

$$R_{yx}=\frac{\sum_{h=1}^{r} y_{h..}x_{h..}}{ab}-C.F_{yx}\ldots\ldots\ldots(32)$$

حيث ان كل من R_{xy}, R_{xx},R_{yy}: تمثل مجموع المربعات للقطاعات الخاصة بالمتغير (y) و (x) ولمجموع حاصل الضرب المتغيرين (y x) على التوالي.

$$(E_a)_{yy}=\frac{\sum_{h=1}^{r}\sum_{i=1}^{a} y_{hi.}^{2}}{b}-R_{yy}-A_{yy}-C.F_{yy}\ldots\ldots\ldots(33)$$

$$(E_a)_{xx}=\frac{\sum_{h=1}^{r}\sum_{i=1}^{a} x_{hi.}^{2}}{b}R_{xx}\text{-}A_{xx}\text{-}C.F_{xx}\ldots\ldots\ldots(34)$$

$$(E_a)_{yx}=\frac{\sum_{h=1}^{r}\sum_{i=1}^{a} y_{hi.}x_{hi.}}{b}\text{-}R_{yx}\text{-}A_{yx}\text{-}C.F_{yx}\ldots\ldots\ldots(35)$$

حيث يمثل كل من $(E_a)_{yx}, (E_a)_{xx}, (E_a)_{yy}$ الأخطاء العشوائية الناتجة من تأثير العامل A والخاصة بالمتغير (y) و (x) ولمجموع حاصل الضرب للمتغيرين (y x) على التوالي.

$$(E_b)_{yy}=\frac{\sum_{h=1}^{r}\sum_{i=1}^{b} y_{h.j}^{2}}{a}\text{-}R_{yy}\text{-}B_{yy}\text{-}C.F_{yy}\ldots\ldots\ldots(36)$$

$$(E_b)_{xx}=\frac{\sum_{h=1}^{r}\sum_{i=1}^{b}x_{hj}^2}{a}-R_{xx}-B_{xx}-C.F_{xx}\ldots\ldots\ldots(37)$$

$$(E_b)_{yx}=\frac{\sum_{h=1}^{r}\sum_{i=1}^{b}y_{h.j}x_{hj}}{a}-R_{yx}-B_{yx}-C.F_{yx}\ldots\ldots\ldots(38)$$

حيث يمثل كل من$(E_b)_{yx,}(E_b)_{xx},(E_b)_{yy}$الأخطاء العشوائية الناتجة من تأثير العامل B والخاصة بالمتغير (y) و (x) ولمجموع حاصل الضرب للمتغيرين (y x) على التوالي.

$$(E_{ab})_{yy}=\frac{\sum_{h=1}^{r}\sum_{i=1}^{a}y_{.ij}^2}{r}-R_{yy}-AB_{yy}-C.F_{yy}\ldots\ldots\ldots(39)$$

or

$$(E_{ab})_{yy}=T_{yy}-R_{yy}-A_{yy}-B_{yy}-AB_{yy}\ldots\ldots\ldots(40)$$

$$(E_{ab})_{xx}=\frac{\sum_{h=1}^{r}\sum_{i=1}^{a}x_{.ij}^2}{r}-R_{xx}-AB_{xx}-C.F_{xx}\ldots\ldots\ldots(41)$$

or

$$(E_{ab})_{xx}=T_{xx}-R_{xx}-A_{xx}-B_{xx}-AB_{xx}\ldots\ldots\ldots(42)$$

$$(E_{ab})_{yx}=\frac{\sum_{h=1}^{r}\sum_{i=1}^{a}y_{.ij}x_{.ij}}{r}-R_{yx}-AB_{yx}-C.F_{yx}\ldots\ldots\ldots(43)$$

or

$$(E_{ab})_{xy}=T_{xy}-R_{xy}-A_{xy}-B_{xy}-AB_{xy}\ldots\ldots\ldots(44)$$

حيث يمثل كل من$(E_{ab})_{yx,}(E_{ab})_{xx},(E_{ab})_{yy}$الأخطاء العشوائيه الناتجه من تأثير التفاعل بين االعاملين A وBوالخاصة بالمتغير (y) و (x) ولمجموع حاصل الضرب للمتغيرين (y x) على التوالي.

2- ويستفاد من نتائج الصيغ الواردة أعلاه من عمل جدول التغاير وكما في الجدول رقم (3) الاتي:

جدول رقم (2) يبين تحليل التغاير للقطاعات المنشقة[8]

S.O.V	d.f	Sum of products		
		Y^2	YX	X^2
Replicate	r-1	R_{yy}	R_{yx}	R_{xx}
Factor A	a-1	A_{yy}	A_{yx}	A_{xx}
Error A	(a-1)(r-1)	$(Ea)_{yy}$	$(Ea)_{yx}$	$(Ea)_{xx}$
Factor B	b-1	B_{yy}	B_{yx}	B_{xx}
Error B	(b-1)(r-1)	$(Eb)_{yy}$	$(Eb)_{yx}$	$(Eb)_{xx}$
AxB	(a-1)(b-1)	AB_{yy}	AB_{yx}	AB_{xx}
Error AxB	(a-1)(b-1)(r-1)	$(Eab)_{yy}$	$(Eab)_{yx}$	$(Eab)_{xx}$
Total	Rab-1	T_{yy}	T_{yx}	T_{xx}

3-تحسب مجاميع المربعات المصححة نتيجة ادخال متغير المستقل X وكما يأتي:

مجموع مربعات العامل الرئيسي A المصححة يحسب كما يأتي:

$$SSA' = A_{yy} - \frac{\left[A_{xy} + (E_a)_{xy}\right]^2}{A_{xx} + (E_a)_{xx}} + \frac{(E_a)2_{xx}}{(E_a)_{xx}} \quad \text{.....(45)}$$

مجموع مربعات العامل الثانوي B المصححة يحسب كما يلي:

$$SSB' = B_{yy} - \frac{\left[B_{xy} + (E_b)_{xy}\right]^2}{B_{xx} + (E_b)_{xx}} + \frac{(E_b)2_{xx}}{(E_b)_{xx}} \quad \text{.....(46)}$$

مجموع مربعات التفاعل بين A و B يحسب كما يلي:

$$SSAB' = (AB)_{yy} - \frac{\left[AB_{xy} + (E_{ab})_{xy}\right]^2}{(AB)_{xx} + (E_{ab})_{xx}} + \frac{(E_{ab})2_{xx}}{(E_{ab})_{xx}} \quad \text{.....(47)}$$

مجموع مربعات الخطأ الناتج من تـثير العامل A المصححة يحسب كما يلي:

$$SSEa' = (E_a)_{yy} - \frac{\left[(E_a)_{xy}\right]^2}{(E_a)_{xx}} \quad \text{.....(48)}$$

مجموع مربعات الخطأ الناتج من تـثير العامل B المصححة يحسب كما يلي:

$$SSEb' = (E_b)_{yy} - \frac{\left[(E_b)_{xy}\right]^2}{(E_b)_{xx}} \quad \text{.....(49)}$$

مجموع مربعات الخطأ الناتج من تفاعل العاملين Aو B المصححة

$$SSEab' = (E_{ab})_{yy} - \frac{\left[(E_{ab})_{xy}\right]^2}{(E_{ab})_{xx}} \quad \text{.....(50)}$$

مجموع مربعات الكلية المصححة.

SST'=SSA'+SSB'+SSAB'+SSEa'+SSEb'+SSab'.....(51)

4- وندرج المعادلات اعلاه في جدول مصحح ويكون كما في الجدول رقم (4) الاتي:

جدول رقم (3) يبين تحليل التباين والتباين المشترك المصحح للقطاعات المنشقة[8]

S.O.V	adjusted d.f	Adjusted Sum of squares (adj.)S.S	Adjusted mean of squares (adj.)M.S	F
Replicate	r-1			
Factor A(adj.)	a-1	SSA'	MSA'	$\frac{MSA'}{MSE_a'}$
Error A(adj.)	(a-1)(r-1)-1	SSE_a'	MSE_a'	
Factor B(adj.)	b-1	SSB'	MSB'	$\frac{MSB'}{MSE_b'}$
Error B(adj.)	(b-1)(r-1)-1	SSE_b'	MSE_b'	
AxB(adj.)	(a-1)(b-1)	SSAB'	MSAB'	$\frac{MSAB'}{MSE_{ab}'}$
Error Axb(adj.)	(a-1)(b-1)(r-1)-1	SSE_{ab}'	MSE_{ab}'	
Total	rab-4	SST'		

قد حذفت درجة حرية واحدة لكل من الاخطاء التجريبية الثلاثة وبالتالي حذفت ثلاث درجات حرية من مجموع المربعات الكلية وذلك نتيجة لتقدير معلمات الانحدار الثلاث ($ß_a, ß_b, ß_{ab}$).

5- نضع الفرضية لاختبار وجود فروق في تاثيرات المعاملات (المعالجات) t_i بواسطة اختبار F والتي تنص كالاتي:

$H_0: t_1=t_2=...=0$ لا توجد فروق معنوية

ضد الفرضية البديلة:

$H_1: t_i \neq 0$ توجد فروق معنوية على الاقل وحدة

حيث نختبر اذ كانت $F_t > F_{(dft,dfe-q)}$ نرفض فرضية العدم H_0 التي تنص بعدم وجود فروق معنوية بين المتغيرات بمستوى دلالة معنوية $\propto$

حيث ان q تمثل عدد المعلمات المقدرة.

6-نضع فرضية لاختبار وجود علاقة خطية بين X و Y ونوعها طردية او عكسية ومعرفة وجود تحيز في تحليل التغاير وتنص كالاتي:

$H_0: ß=0$ لا توجد علاقة خطية

ضد الفرضية البديلة

$H_1: ß\neq 0$ توجد علاقة خطية

وبواسطة اختبار $F_ß$ الاتي:

$$F_ß=\frac{{(E_{xy}}^2)/_{E_{xx}}}{MSE} \text{.....(52)}$$

فاذا كانت $F_ß > F_{(1,dfe-q)}$ نرفض فرضية العدم H_0 التي تنص بعدم وجود علاقة خطية بين المتغيرات X و Y بمستوى دلالة معنوية $\propto$

5-4 تقدير معلمات الانحدار

يكون تقدير المعالم الثلاثة للانحدار عن طريق المربعات الصغرى الاعتيادية كالاتي[8]:

$$\widehat{ß}_a=\frac{(E_a)_{xy}}{(E_a)_{xx}} \text{ ..... (53)}$$

$$\widehat{ß}_b=\frac{(E_b)_{xy}}{(E_b)_{xx}} \text{.....(54)}$$

$$\widehat{ß}_{ab}=\frac{(E_{ab})_{xy}}{(E_{ab})_{xx}} \text{.....(55)}$$

الخطأ المعياري لتقدير $\widehat{ß}$ معلمة الانحدار هي كالاتي:

$$S(\widehat{ß})=\sqrt{\frac{MSE}{E_{xx}}} \text{.....(56)}$$

6-4 تصحيح المتوسطات المعاملات

بعد ان نتناكد بوجود علاقة خطية بين X و Y نقوم تصحيح المتوسطات التالية[8]:

باستخدام النموذج الخطي لتحليل التغاير وطريقة المربعات الصغرى تبين ان متوسطات المعالجات بعد التصحيح هي كالاتي:

$$\bar{y}_{.i.}(adj.)=\bar{y}_{.i.}-\widehat{ß}_a(\bar{x}_{.i.}-\bar{x}_{...}) \text{.....(57)}$$

تمثل معدل المتوسط للعامل A عند مستوى i

$$\bar{y}_{..j}(adj.) = \bar{y}_{..j} - \hat{ß}_b(\bar{x}_{..j} - \bar{x}_{...}) \text{.....(58)}$$

تمثل معدل المتوسط للعامل B عند مستوى j

$$\bar{y}_{.ij}(adj.) = \bar{y}_{.ij} - \hat{ß}_a(\bar{x}_{.i.} - \bar{x}_{...}) - \hat{ß}_b(\bar{x}_{..j} - \bar{x}_{...}) - \hat{ß}_{ab}(\bar{x}_{.ij} - \bar{x}_{.i.} - \bar{x}_{..j} + \bar{x}_{...}) \text{.....(59)}$$

ويمثل معدل متوسط العاملين AxB

اذ نلاحظ ان المتوسطات المعدلة سوف تكون متقاربة اكثر مما هي غير معدلة وهذا اثر استخدام تحليل التغاير.

7-4 الكفاية النسبية

لملاحظة مدى دقة او فعالية استخدام تحليل التغاير (تحليل التباين المشترك) والفائدة منه ينبغي تحديد الكفاية النسبية كالاتي:

$$\text{R.E}=\frac{MSE(y)}{MSE(y)(adj.)[\frac{t_{xx}}{(t-1)Exx}+1]} * 100\% \text{.....(60)}$$

حيث ان:

$MSE(y)$: متوسط مجموع المربعات للخطأ قبل التصحيح للمتغير Y.

$MSE(y)(adj.)$: متوسط مجموع المربعات للخطأ بعد التصحيح للمتغير Y.

Exx: مجموع مربعات الخطأ للمتغير X.

t_{xx}: مجموع مربعات المعالجات العاملية للمتغير X.

t: عدد المعالجات العاملية.

فاذا كانت النتيجة للكفاية النسبية أكبر من 100 فإن اجراء اسلوب تحليل التغاير وفر دقة أكبر في النتائج من أسلوب اجراء تحليل التباين.

5- الجانب العملي.

تطبيق تحليل تباين للمتغير المعتمد Y وفق تصميم القطاعات المنشقة

اذ تم تقسيم الوحدات التجريبية لكل مكرر وفق تصميم القطاعات المنشقة:

اقيمت التجربة في محطة أبحاث الرز في مدينة المشخاب التابعة الى دائرة البحوث الزراعية/ وزارة الزراعة، لدراسة تأثير عامل (A) الذي يمثل مواعيد الزراعة (a_1=2015/11/15، a_2=2015/12/1، a_3=2015/12/15) وتأثير العامل (B) الذي يمثل كميات بذار (b_1=30, b_2=40, b_3=50, b_4=60) على محصول الحنطة وقد نفذت التجربة بتصميم القطاعات المنشقة لثلاث مكررات (R_1,R_2,R3) وقد تم الحصول على النتائج التي تمثل وزن حاصل حبوب الحنطة بال(طن/هكتار) ونظمت كما في الجدول رقم (5) وكالاتي:

جدول رقم (4)

تأثير مواعيد الزراعة وكميات البذار على وزن حاصل الحبوب لمحصول الحنطة طن/ هكتار

مواعيد الزراعة	كمية البذار	R_1	R_2	R_3	المجموع
11/15	30	5.39	4.77	5.93	16.09
	40	6.04	6.09	6.21	18.34
	50	5.67	6.47	5.58	17.72
	60	5.31	5.13	5.49	15.93
	المجموع	22.41	22.46	23.21	68.08
12/1	30	4.62	3.89	3.75	12.35
	40	4.64	3.46	3.78	11.88
	50	5.94	5.08	5.25	16.27
	60	5.20	4.51	3.69	13.4
	المجموع	20.4	17.03	16.47	53.9
12/15	30	3.94	3.02	3.14	10.1
	40	4.32	3.82	2.45	10.59
	50	3.70	4.45	4.69	12.84
	60	4.33	4.00	2.84	11.17
	المجموع	16.29	15.29	13.12	44.7

التحليل:

لدراسة معنوية تأثيري العاملين وتفاعلاتها مع بعضها نقوم بأجراء تحليل التباين وعمل الجداول والحسابات بالاعتماد على الصيغ الواردة في الفصل الثاني:

استخراج مجاميع معاملات القطع الرئيسية للتقاطع بين مواعيد الزراعة (A) والمكررات (R) وكما في الجدول رقم (6):

جدول رقم (5) A*R

المعالجات	R_1	R_2	R_3	المجموع
11/15	22.41	22.64	23.21	68.08
12/1	20.4	17.03	16.47	53.9
12/5	16.29	15.29	13.12	44.7
المجموع	59.1	54.78	52.8	166.68

واستخراج مجاميع معاملات القطع الثانوية لتقاطع كميات البذار (B) والمكررات (R)وكما في الجدول رقم (7):

جدول رقم (6) B*R

المعالجات	R_1	R_2	R_3	المجموع
30	13.95	11.77	12.82	38.54
40	15	13.37	12.44	40.81
50	15.31	16	15.52	46.83
60	14.84	13.64	12.02	40.5
المجموع	59.1	54.78	52.8	166.68

واستخراج مجاميع العاملين AوB والتداخل (التفاعل) بينهما وكما في الجدول(8) الاتي:

جدول رقم (7) A*B (مجاميع التداخل بين العاملين AوB)

المعالجات	11/15	12/1	12/15	المجموع
30	16.09	12.35	10.1	38.54
40	18.34	11.88	10.59	40.81
50	17.72	16.27	12.84	46.83
60	15.93	13.4	11.17	40.5
المجموع	68.08	53.9	44.7	166.68

معامل التصحيح بتطبيق الصيغة رقم (15) سيكون:

C.F=771.7284

ومجموع مربعات القطاعات بتطبيق الصيغة رقم (30) سيكون:

$$SSR=\frac{(52.8)^2+(54.78)^2+(59.1)^2}{(3)(4)}-C.F$$

=1.7298

ومجموع مربعات مستويات العامل الرئيسي A بتطبيق الصيغ رقم (21) سيكون:

$$SSA=\frac{(68.08)^2+(53.9)^2+(44.7)^2}{(3)(4)}-C.F$$

SSA =23.1204667

ومجموع مربعات القطع الرئيسية SS(main plot) سيكون:

$$SSA(M.P)=\frac{\sum_{i=1}^{a}y_{.ij}^2}{b}-C.F \text{.....(61)}$$

$$=\frac{(23.21)^2+\cdots+(16.29)^2}{(4)}-C.F$$

=26.79365

والخطأ العشوائي الناتج من تأثير العامل الرئيسي (مواعيد الزراعة) سيكون:

SSE (a)=SS(M.B)-SSR-SSA.....(62)

=26.7965-1.7298-23.1204667

=1.4338333

ومجموع مربعات مستويات العامل الثانوي B (كميات البذار) بتطبيق الصيغة رقم (24) سيكون:

$$SSB=\frac{(38.54)^2+(40.81)^2+(46.83)^2+(40.5)^2}{(3)(3)}-C.F$$

= 4.281222222

ومجموع مربعات القطع الثانوية (الفرعية) سيكون:

$$SS(S.P)= \frac{\sum_{i=1}^{a} y_{h..}^2}{a} - C.F \text{.....(63)}$$

$$= \frac{(12.82)^2 + \cdots + (14.82)^2}{(3)} - cF$$

=7.611733333

ومجموع مربعات الخطأ العشوائي الناتج من تأثير العامل الثانوي B (كميات البذار) سيكون:

SSE(b)=SS(S.P)-SSB-SSR.....(64)

=1.600711111

ومجموع مربعات تفاعل بين العاملين AوB (كميات البذور) و (مواعيد الزراعة) بتطبيق الصيغة رقم (27) على التوالي سيكون:

$$SSAB = \frac{(10.1)^2 + \cdots + (15.93)^2}{(3)} - SSA - SSB - cF$$

=2.44637745

ومجموع المربعات الكلية بتطبيق الصيغة رقم (18) سيكون:

SST=37.9242

مجموع مربعات الخطأ العشوائي الناتج من تفاعل العاملين AوB بتطبيق الصيغة رقم (39) سيكون:

SSE (ab) =2.802239217

فيكون تحليل التباين كما في الجدول رقم (8) الاتي:

جدول رقم (8)

تحليل التباين للبيانات الواردة في الجدول رقم (7)

S.O.V	D.F	S.S	M.S	F(calc.)	F(α=.05)
Replicate	2	1.73	0.86	-	-
Factor(A)	2	23.12	11.56	23.79	6.94
Error(A)	4	1.94	0.49	-	-
Factor(B)	3	4.28	1.43	5.35	4.76
Error(B)	6	1.60	0.27	-	-
A*B	6	2.45	0.41	1.75	2.99
Error(A*B)	12	2.80	0.23	-	-
Total	35	37.92			

من نتائج هذا التحليل نلاحظ بالنسبة للتفاعل بين العاملين A و B (مواعيد الزراعة) و (وكميات البذور) ان قيمة F المحسوبة اصغر من قيمة F الجدولية عند مستوى دلالة معنوية (0.05) وبدرجتي حرية (6) و (12)، أي نقبل H_0 لا يوجد تفاعل معنوي بينهما، ولكن هناك فروق معنوية بين مستويات كل من عامل A و B عند مستوى دلالة معنوية (0.05).

ولاختبار معنوية الفروق بين المتوسطات للمجموعات نستخدم طريقة L.S.D وكالاتي:

باستخدام الصيغه الاتية:

$$L.S.D_{(\alpha)}(A) = t_{(\alpha,d.f(EA)}.S.d_{(A)} \text{.....(65)}$$

$$L.S.D_{(\alpha)}(A) = (2.78) \times (1.14)$$

$$= 3.17$$

باستخدام الصيغة الاتية:

$$L.S.D_{(\alpha)}(B) = t_{(\alpha,d.f(EB)}.s.d_{(B)} \text{.....(66)}$$
$$L.S.D_{(\alpha)}(B) = (2.45) \times (0.24)$$
$$= 0.60$$

باستخدام الصيغه الاتية:

$$L.S.D_{(\alpha)}(AB) = t_{(\alpha,d.f_{(EAB)})}.s.d_{(AB)} \text{.....(67)}$$
$$L.S.D_{(\alpha)}(AB) = (2.18) \times (0.39)$$
$$= 0.85$$

نستخرج قيم المتوسطات للتفاعل بين A و B وكما مبين في الجدول رقم (10) الاتي:

جدول (9) المتوسطات للتفاعل بين A وB

A / B	11/15	12/1	12/15	Mean
30	5.36	4.12	3.37	4.28
40	6.11	3.96	3.53	4.53
50	5.91	5.42	4.28	5.20
60	5.31	4.47	3.72	4.50
$L.S.D_{(0.05)}$	0.60	-	3.17	-
Mean	5.67	4.30	3.73	-
$L.S.D_{(0.05)}$	-	-	0.85	

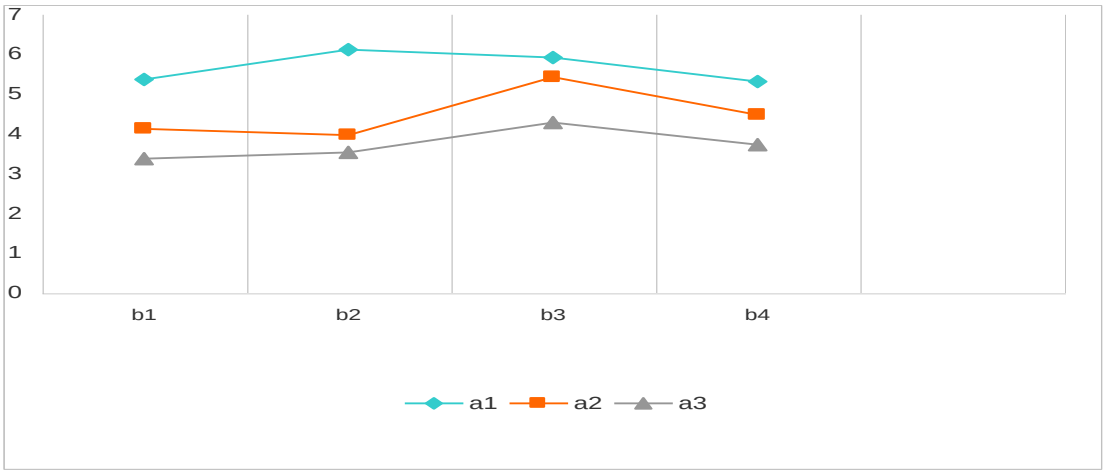
نلاحظ من الجدول رقم (10) أعلاه الاتي:

1- قد اختلفت استجابة وزن الحاصل لكميات البذور حيث أعطيت الكمية الثالثة (50) أعلى حاصل قدره (5.20) متفوقة معنويا على باقي الكميات التي لم تختلف معنويا فيما بينها.

2-اختلفت استجابة وزن الحاصل باختلاف مواعيد الزراعة حيث حقق الموعد الأول اعلى وزن قدره (5.67) متفوقة معنويا على باقي المواعيد.

كما يمكن توضيح لا وجود للتفاعل بين العاملين مواعيد الزراعة (A) وكميات البذار (B) من خلال الشكل رقم (4) الاتي:

شكل رقم (1) يبين التفاعل بين العاملين



حيث يبين الشكل أعلاه انه لا يوجد تفاعل بين العاملين A و B.

تطبيق تحليل التغاير باستبعاد اثر المتغير المستقل (X) الذي يمثل وزن 1000 بذرة / غم:

التجربة الاتية تبين تحليل التغاير بتصميم القطاعات المنشقة للعاملين (A) الذي يمثل مواعيد الزراعة (a_1=2015/11/15، a_2=2015/12/1، a_3=2015/12/15) وتأثير العامل (B) الذي يمثل كميات بذار (b_1=30, b_2=40, b_3=50, b_4=60) بثلاث مكررات (R_1,R_2,R3) بهدف استبعاد اثر المتغير المستقل (X) الذي يمثل لوزن 1000بذره /غم من متغير الاستجابة (y) الذي يمثل وزن الحبوب (طن/هكتار) لمحصول الحنطة ، اذ سجلت البيانات في جدول رقم(11) الاتي

جدول رقم (10) لوزن 1000بذره /غم مطروحة من قيم وزن الحاصل طن / هكتار

	R1						R2						R3					
	A1		A2		A3		A1		A2		A3		A1		A2		A3	
	Y	X	Y	X	Y	X	Y	X	Y	X	Y	X	Y	X	Y	X	Y	X
B1	5.39	35.20	4.62	34.60	3.94	32.80	4.77	34.60	3.98	34.60	3.02	31.30	5.93	36.20	3.75	32.10	3.14	32.80
B2	6.04	35.10	4.64	35.50	4.32	34.10	6.09	35.20	3.46	34.10	3.82	31.30	6.21	35.80	3.78	35.50	2.45	30.30
B3	5.67	35.70	5.94	35.60	3.7	32.10	6.47	36.60	5.08	32.80	4.45	33.30	5.58	35.10	5.25	34.80	4.69	34.40
B4	5.31	35.20	5.2	34.80	4.33	31.90	5.13	35.20	4.51	30.40	4	30.50	5.49	36.30	3.69	32.10	2.84	30.20

بتطبيق الصيغ والمعادلات الواردة في الجانب النظري (الفصل الثاني)، فأن جدول تحليل التغاير والتخلص من اثر المتغير (X) سيكون كما في الجدول رقم (12) الاتي:

جدول رقم (11) نتائج تحليل التباين والتباين المشترك والتخلص (الاستبعاد) من اثر المتغير المستقل (وزن 1000 بذرة/غم)

		Sum of products						
S.O.V	D.F	Y^2	XY	X^2	D.F(adj.)	S.S(adj.)	M.S(adj.)	F(calc.)	F(α=.05)
Replicate	2	1.72	2.44	6.74	2	-	-	-	-
Factor(A)	2	23.12	39.96	70.82	2	0.62	0.31	2.01	9.55
Error(A)	4	1.94	3.07	6.35	3	0.46	0.15	-	-
Factor(B)	3	4.28	4.28	11.45	3	2.68	0.89	3.65	5.41
Error(B)	6	1.60	1.09	3.15	5	1.22	0.24	-	-
A*B	6	2.45	-2.47	8.96	6	3.79	0.63	6.69	3.09
Error(A*B)	12	2.80	5.99	20.32	11	1.04	0.09	-	-
Total	35	37.92	54.36	127.80	32	12.55	-	-	

من النتائج هذا التحليل نلاحظ ان التفاعل بين العاملين A وB مواعيد الزراعة وكميات البذار ان قيمة F المحسوبة أكبر من الجدولية عند مستوى دلالة معنوية (0.05) ودرجتي حرية (6،11)، أي نرفض فرضية H_0 أي يوجد تفاعل معنوي بينهما، وكذلك لا توجد فروق معنوية بين مستويات كل من عامل A وB عند مستوى دلالة معنوية (0.05).

كما يمكن تقدير معاملات الانحدار Y/X وبتطبيق الصيغ رقم(55)(54)(53) على التوالي ستكون:

$$\widehat{ß}_a = \frac{3.07}{6.35} = 0.48$$

$$\widehat{ß}_b = \frac{1.09}{3.15} = 0.35$$

$$\widehat{ß}_{ab} = \frac{5.99}{20.32} = 0.29$$

ويمكن اختبار الفرضية الاتية:

والتي تنص بأن معامل الانحدار ß=0 بهدف معرفة وجود علاقة خطية بين XوY، وهل هناك تحيز باستخدام تحليل التغاير من خلال استخدام اختبار F.

فرضية العدم: تنص بأنه لا توجد علاقة خطية بين X و y

H_0: ß =0

ضد الفرضية البديلة التي تنص بأنه توجد علاقة خطية بين X و y

H_1: ß ≠ 0

ويتم حسابها بالاعتماد على قيم الخطأ العشوائي الناتج من التفاعل بين AوB باستخدام الصيغة (52) الواردة في الجانب النظري وتكون كالاتي:

$$F_{ß} = \frac{(5.99)^2 / 20.32}{0.09} = 19.62$$

نلاحظ ان قيمة F المحسوبة أكبر من F الجدولية عند مستوى دلالة معنوية (0.05) و (0.01) وعند درجتي حرية (1) و (11) والتي بلغت قيمتهما (4.84) و(9.56)، وعليه سوف نقبل فرضية العدم ونستنتج من ذلك انه توجد هناك علاقة خطية بين XوY وانه من الضروري استخدام تحليل التغاير.

المتوسطات المصححة او المعدلة

بعد التأكد من وجود علاقة خطية بين X وY لابد من ان نقوم بتصحيح المتوسطات كمايأتي:

جدول رقم (12) يبين تصحيح المتوسطات

Factor(A)	$\bar{y}_{.i.}$	$\bar{x}_{.i.}$	$\hat{B}_a(\bar{x}_{.i.} - \bar{x}_{...})$	$\bar{y}_{.i.}(adj.)$
a_1	5.67	35.52	-567.64	573.31
a_2	4.30	33.91	-567.41	608.71
a_3	3.73	32.08	-569.29	573.02
Factor(B)	$\bar{y}_{..j}$	$\bar{x}_{..j}$	$\hat{B}_b(\bar{x}_{..j} - \bar{x}_{...})$	$\bar{y}_{..j}(adj.)$
b_1	4.28	33.8	-414.51	418.79
b_2	4.53	34.1	-414.40	418.39
b_3	5.20	34.49	-414.26	419.46
b_4	4.50	32.96	-414.80	419.30
Factor(AB)	$\bar{y}_{.ij}$	$\bar{x}_{.ij}$	$\hat{B}_{ab}(\bar{x}_{.ij} - \bar{x}_{.i.} - \bar{x}_{..j} + \bar{x}_{...})$	$\bar{y}_{.ij}(adj.)$
a_1b_1	5.36	35.33	343.39	644.12
a_1b_2	6.11	35.37	343.32	644.83
a_2b_2	3.96	35.03	343.68	643.09

نلاحظ ان المتوسطات المعدلة أي بعد (الاستبعاد) متقاربة أكثر مما هي غير معدلة (قبل الاستبعاد) وهذا هو إثر استخدام تحليل التغاير.

الكفاية النسبية

يمكن حساب الكفاية النسبية بتطبيق الصيغة رقم (62) الوراد في الجانب النظري كما يأتي:

$$R.E = \frac{2.80/12}{0.09\left[\frac{8.96}{11(20.32/12)}+1\right]} \times 100\%$$

$$R.E \cong 177\%$$

ان الكفاية كانت (177%) تقريبا وهذا يدل على ان التجربة تتطلب زيادة (77%) قطعة تجريبية للحصول على الدقة التي وفرها تحليل التغاير نتيجة ادخال المتغير المستقل.

مقارنة نتائج تحليل التباين للمتغير المعتمد ونتائج تحليل التغاير بعد إزالة أثر كل متغير مستقل

يمكن المقارنة بين نتائج تحليل التباين لوزن الحبوب (طن / هكتار) لمحصول الحنطة (قبل الاستبعاد) مع نتائج تحليل التغاير (بعد استبعاد المتغير المستقل وزن 100 حبه) وكما مبين في الجدول رقم (14) الاتي:

جدول رقم (13) يبين مقارنة بين تأثير العوامل قبل وبعد استبعاد أثر المتغيرات المستقلة

تحليل التباين بعدم استبعاد إثر المتغير المستقل	تحليل التغاير لإزالة أثر كل من المتغيرات المستقلة
1-العامل A معنوي العامل B معنوي التفاعل AB غير معنوي	1-استبعاد أثر المتغير (X) الذي يمثل وزن 1000 بذرة/غم العامل A غير معنوي العامل B غير معنوي التفاعل AB معنوي وان استخدام تحليل التغاير كان ضروري
2-المتوسطات المعدلة بعد الاستبعاد متقاربة أكثر مما هي غير معدلة (قبل الاستبعاد)	
3-الدقة التي وفرها تحليل التغاير بعد الاستبعاد المتغير المستقل أكثر من قبل استبعاد المتغير المستقل	

بتطبيق الصيغ والمعادلات الواردة في الجانب النظري (الفصل الثاني)، فأن جدول تحليل التغاير والتخلص من اثر المتغير (X) سيكون كما في الجدول رقم (14) الاتي:

جدول رقم (14) نتائج تحليل التباين والتباين المشترك والتخلص (الاستبعاد) من اثر المتغير المستقل (وزن 1000 بذرة/غم)

		Sum of products							
S.O.V	D.F	Y^2	XY	X^2	D.F(adj.)	S.S(adj.)	M.S(adj.)	F(calc.)	F(α=.05)
Replicate	2	1.72	2.44	6.74	2	-	-	-	-
Factor(A)	2	23.12	39.96	70.82	2	0.62	0.31	2.01	9.55
Error(A)	4	1.94	3.07	6.35	3	0.46	0.15	-	-
Factor(B)	3	4.28	4.28	11.45	3	2.68	0.89	3.65	5.41
Error(B)	6	1.60	1.09	3.15	5	1.22	0.24	-	-
A*B	6	2.45	-2.47	8.96	6	3.79	0.63	6.69	3.09
Error(A*B)	12	2.80	5.99	20.32	11	1.04	0.09	-	-
Total	35	37.92	54.36	127.80	32	12.55	-	-	

6- الاستنتاجات

نستنتج مما ورد في هذه الدراسة الاتي:

1-ان استخدام أسلوب تحليل التغاير قد اعطى نتائج ادق من أسلوب تحليل التباين والسبب استبعاد أثر العوامل المستقلة، اذ قل الخطأ التجريبي الناجم من تلك العوامل كما ورد في التطبيق الثاني لتطبيقات تحليل التغاير.

2-اختلفت استجابة كميات البذار وكانت الكمية الثالثة (50) كغم/دونم هي الأفضل لانها حققت اعلى وزن حبوب لمحصول الحنطة وذلك بسبب تفوقها في عدد الحبوب المملؤة ووزن (1000) بذرة وهما من مكونات الحاصل ،وقد اختلفت أيضا استجابة مواعيد الزراعة وكان الموعد الأول (2015/11/15) هو الموعد الأمثل والذي اعطى أيضا اعلى وزن لحبوب محصول الحنطة وذلك لأنها تفوقت في عدد تفرعات / م^2 وعدد الحبوب المملؤة ووزن (1000) بذرة وهي من مكونات الحاصل.

3-التفاعل بين مواعيد الزراعة وكميات البذار كان غير معنوي كما ورد في التطبيق الأول.

4-ان الكفاية النسبية التي أعطاها تحليل التغاير يتطلب زيادة قطع تجريبية في حالة استخدام تحليل التباين ليعطي دقة النتيجة التي أعطاها أسلوب تحليل التغاير.

5-المتوسطات المعدلة كانت متقاربة أكثر بعد استخدام تحليل التغاير مما كانت عليه.

7- التوصيات

نوصي المستفيدين والباحثين والمراكز البحثية المختصة بالزراعة بمايأتي:

1-استخدام كمية البذار (50) هي الأفضل في للحصول على اعلى وزن حبوب لمحصول الحنطة من بين (30 – 40 – 50 – 60) وكذلك يكون الزراعة في الموعد 11/15 وهو كان الأفضل بين المواعيد (11/15 – 1 /12 – 12/15).

2-استخدام أسلوب تحليل التغاير المتعدد وفق تصاميم القطاعات المنشقة لكونه دقيقا ومهما.

8- المصادر

1- الامام، محمد الطاهر،1994،'' تصميم وتحليل التجارب''، دار المريخ للنشر، المملكة العربية السعودية.

2- الراوي، خاشع محمود، خلف الله عبد العزيز تصميم وتحليل التجارب الزراعية دار الكتب للطباعة والنشر، جامعة الموصل 1980.

3- الساهوكي، مدحت، وهيب، كريمة محمد،1990، '' تطبيقات في تصميم وتحليل التجارب''، مطبعة دار الحكمة للطباعة والنشر بغداد.

4- العلي، ايمان عبد الحميد عبد الرسول، "دراسة إحصائية في تحليل التغاير لبعض تصاميم التجارب الزراعية بافتراض وجود قيم مفقودة"، قسم الإحصاء، كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة بغداد ،1999.

5- العميريني عبد الله صالح، (المجموعة الحشرية لنباتات الفلفل وأثر صنف النباتات على بيولوجية ومورفولوجيا حشرات المن)، نشرة بحثية مقدمة الى مركز البحوث الزراعية، جامعة الملك سعود،2004.

6- المشهداني، كمال علوان خلف، 2010، "تصميم وتحليل التجارب باستخدام الحاسوب"، الجزيرة، للطباعة والنشر-بغداد.

7- حمزة، زينب فالح، "دراسة تحليلية لتصاميم تجارب القطع المنشقة SPED والقطاعات المنشقة SBED مع تطبيق عملي، رسالة ماجستير مقدمة الى قسم الاحصاء، كلية الادارة والاقتصاد، جامعة بغداد،2009.

8- Federer, Walter T. and king, Freedom, 2007, ''Variation on split plot and split block experimental design'', John Wiley and sons, Ine, New York.

Compare between result of analysis of variance after and before use analysis covariance to Split-blocks design

Abstract:

This research aims to study the important of the effect of analysis of covariance manner for one of important of design for multifactor experiments, which called split-blocks experiments design (SBED) to deal the problem of extended measurements for a covariate variable or independent variable (X) with data of response variable or dependent variable Y in agricultural experiments that contribute to mislead the result when analyze data of Y only. Although analysis of covariance with discussed in experiments with common deign, but it is not found information that it is discussed with split-Blocks experiments design (SBED) to get rid of the impact a covariance variable. As part application actual field experiment conducted, begun at 15/11/2015 for wheat crop in the rice research station (in the city Al-mishkhab) affiliated to the department of agricultural research/ ministry of agriculture with split-Blocks design with factors, plating dates (3 dates for wheat kind Iba 99) and seeding rates (4rates), the weight of the crop was considered Y and the variable X is the Wight of 1000 grains. As was the use of Matlab program for make analysis of variance for data of the variable Y only and for make analysis of covariance to exclude the impact of the variable X. it has been reached that the result of analysis of covariance according to data of this experiments which conducted with split-blocks design is the most accurate compared with analysis of variance.

Keyword: analysis covariance - Split-blocks design.