

استخدام المتغيرات الوهمية في التجارب العملية لإيجاد العلاقة بين تحليل التباين وتحليل الانحدار باعتماد بيانات صفة عدد الأفرع الثمرية

في القطن

وكاع علي هدبه	خالد خليل احمد الجبوري	خالد محمد داود	محمد إبراهيم محمد
جامعة كركوك	جامعة كركوك	جامعة الموصل	جامعة كركوك
كلية الإدارة والاقتصاد	كلية الزراعة	كلية الزراعة والغابات	كلية الزراعة

الخلاصة

تم من خلال تطبيق تحليل الانحدار للمتغيرات الوهمية ذات الرمز التائييري أمكن إيجاد جدول تحليل التباين لبيانات صفة عدد الأفرع الثمرية في القطن من تجربة عاملية وفق طريقة التصميم العشوائي الكامل والقطاعات العشوائية الكاملة (وفق النموذج الثابت). يتميز أسلوب (تحليل الانحدار للمتغيرات الوهمية) عن الأسلوب التقليدي (تحليل التباين) بأنه يعطى معلومات إضافية عن العلاقة بين المتغير المعتمد (الصفة المدروسة) مع المتغيرات التوضيحية، مثل إيجاد معادلة الانحدار وإيجاد معامل التحديد، وإيجاد جدول تحليل التباين.

المقدمة

التحليل الانحداري يمكن تطبيقه على متغيرات ذات بيانات كمية quantitative variables، وعلى متغيرات نوعية qualitative variables بعد تمثيلها بإحدى أشكال المتغيرات المعبرة أو الوهمية indicated or dummy variable (دبوب، ٢٠٠٦). والمتغير الوهمي هو ذلك المتغير الذي يأخذ أرقاما محددة من القيم لصفات مختلفة. قد أشار دبوب (٢٠٠٦) إلى أهمية استخدام الرمز التائييري effect code للمتغيرات الوهمية للتمييز بين صفات المتغير بدلاً من الأرقام المتسلسلة التي تفقده الكثير من صفاته التحليلية، ملغياً بذلك الأهمية الكمية لفئات المتغير النوعي، وقد عرف المتغير الذي له k من الصفات بعدد k-1 من المتغيرات الوهمية حتى تكون مصفوفة المعلومات (X'X) ذات رتبة كاملة (full rank).

أشار عدد من المهتمين في مجال تصميم وتحليل التجارب ومنهم إسماعيل وآخرون (٢٠٠٣) إلى النماذج الرياضية والطرق التقليدية لإيجاد جدول تحليل التباين واختبار الفرضيات الخاصة بالتصاميم المختلفة ومنها التصاميم الأساسية وهي: التصميم العشوائي الكامل وتصميم القطاعات العشوائية الكاملة وتصميم المربع اللاتيني. وقد يواجه الباحث من خلال استخدامه للطرق التقليدية في تحليل التباين بعض العقبات، مثل عدم إمكانية الحصول على معلومات إضافية كتلك التي يعطيها تحليل الانحدار. اهتمت الدراسة الحالية بتقديم أسلوب تحليل مقترح للتغلب على هذه العقبات وهذا الأسلوب يعتمد استخدام التحليل الانحداري للمتغيرات الوهمية ذات الرمز التائييري.

إن الهدف من الدراسة الحالية هو الكشف عن العلاقة بين تحليل التباين باستخدام النموذج الثابت (Fixed model) والانحدار للمتغيرات ذات الرمز التائييري من خلال التصميمين التجريبيين العشوائي الكامل والقطاعات العشوائية الكاملة ولأكثر من عامل واحد.

مواد وطرائق البحث

١. النموذج الخطي العام: General linear model

أن قيم متغير الاستجابة تتأثر بعاملين: العامل الأول: هو حد تنبؤي مقداره: $(B_0 + B_1X_{i1} + B_2X_{i2} + \dots + B_mX_{im})$ ، والثاني: هو حد الخطأ العشوائي ε_i . كلا العاملين يكونان أنموذج الانحدار (الجبوري، ٢٠٠٠) وصيغته هي:

$$y_i = B_0 + \sum_{j=1}^m B_j X_{ij} + \varepsilon_i \quad ; \quad i = 1, 2, \dots, n \quad ; \quad j = 1, 2, \dots, m \quad \dots \quad (1)$$

تاريخ تسلم البحث ٢٠١٠/٥/٥

y_i : القيمة i لمتغير الاستجابة.

$\beta_0, \dots, \beta_m$: ثوابت تدعى معالم الانحدار.

$X_{i1}, \dots, X_{im}$: متغيرات توضيحية بعدد m كل منها يحتوي على عدد n من المشاهدات.

ε_i : الخطأ العشوائي الخاص بالوحدة التجريبية i.

أشارا دبوب والنعمي (٢٠٠٦) أن طريقة المربعات الصغرى هي أفضل طريقة غير متحيزة لتقدير معالم أنموذج الانحدار وتعطي مجموع مربعات الخطأ ($\varepsilon'\varepsilon$) أقل ما يمكن. وتكون الصيغة باستخدام المصفوفات هي:

$$\beta = (X'X)^{-1} X'y \quad \dots \quad (2)$$

في أنموذج الانحدار (١) يكون مجموع المربعات الكلي هو:

$$SS_{\text{total}} (SST) = SS(R(X_1, \dots, X_{t-1})) + SSe \quad \dots \quad (3)$$

حيث أن:

$SS(R(X_1, \dots, X_m))$: مجموع المربعات العائد إلى الانحدار $SS(\text{due to regression})$ ، والذي يمثل تأثير المعاملات على متغير الاستجابة، ويرمز إليه أيضاً بـ $SS(R_t)$.

SSe : مجموع مربعات الخطأ $SS(\text{error})$ ، وهو مجموع مربعات انحراف القيم المتوقعة عن مستوى الانحدار. ولتحديد أهمية النموذج المقدر (١) في التنبؤ حول متغير الاستجابة تختبر فرضية العدم الآتية:

$$H_0: B_1 = B_2 = \dots = B_m = 0$$

ضد الفرضية البديلة (H_1) :

$$H_1: B_1 \neq B_2 \neq \dots \neq B_m \neq 0, \text{ (at least one of } \beta_{j's} \neq 0)$$

يعتمد في الاختبار على المختبر الإحصائي F عند درجة حرية m و n-m-١، حيث أن:

$$F = \frac{MS(R(X_1 \dots X_m))}{MSe(X_1 \dots X_m)} = \frac{(\beta' X' y - n\bar{y}^2) / m}{(y' y - \beta' X' y) / (n - m - 1)} \quad \dots \quad (4)$$

هناك اختبار فرضية تتعلق بمجموعة جزئية من معالم الانحدار، الغاية منه معرفة أهمية وجود أو إضافة عدد $m - k$ من المتغيرات التوضيحية $(X_{k+1} \dots X_m)$ إلى نموذج الانحدار الذي يحتوي مسبقاً على عدد k من المتغيرات التوضيحية الأخرى. وهذا يعني اختبار الفرضية الآتية: (الجبوري، ٢٠٠٠)

$$H_0: B_{k+1} = B_{k+2} = \dots = B_m \mid \beta_1 \dots \beta_k = 0$$

$$H_1: B_{k+1} \neq B_{k+2} \neq \dots \neq B_m \mid \beta_1 \dots \beta_k \neq 0, \text{ (at least one of } \beta_{k+1}, \dots, \beta_m \neq 0)$$

والمختبر الإحصائي هو اختبار F بدرجة حرية $m - k$ ، $n - m - 1$ ، حيث أن:

$$F = \frac{MS(R(X_{k+1} X_{k+2} \dots X_m \mid X_1 \dots X_k))}{MSe(X_1 X_2 \dots X_m)} \quad \dots \quad (5)$$

إن اختبار أهمية احتواء نموذج الانحدار على متغير ما يعني اختبار الفرضية الآتية:

$$H_0: B_j \mid B_1 B_2 \dots B_{j-1} B_{j+1} \dots B_m = 0$$

$$H_A: B_j \mid B_1 B_2 \dots B_{j-1} B_{j+1} \dots B_m \neq 0$$

وفي هذه الحالة يمكن إتباع اختبار F بدرجة حرية ١ و m، حيث أن:

$$F = \frac{MS(R(X_j \mid X_1 X_2 \dots X_{j-1} X_{j+1} \dots X_m))}{MSe(X_1 X_2 \dots X_m)} \quad \dots \quad (6)$$

وعند استخدام التصميم العشوائي الكامل في تنفيذ تجربة ذات عاملين، فإن النموذج الرياضي يكون:

$$y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + \varepsilon_{ijk} \quad \dots \dots \dots (7) \quad \left\{ \begin{array}{l} i = 1, 2, \dots, a \\ j = 1, 2, \dots, b \\ k = 1, 2, \dots, r \end{array} \right.$$

حيث أن: a=i, b=j-

y_{ijk} : قيمة الملاحظة الخاصة بالوحدة التجريبية التي أخذت المستوى i من العامل الأول A والمستوى j من العامل الثاني B
 μ : قيمة المتوسط الحسابي لمجتمع هذه التجربة وان قيمته التقديرية
 (المجموع العام مقسوماً على عدد المشاهدات الكلية)

$$\bar{y} = \frac{Y}{abr}$$

$$\bar{y}_{i..} = \bar{y}_{...}$$

α_i قيمة تأثير المستوى i من العامل A وان قيمته التقديرية

(ويقدر من انحراف متوسط المستوى i من A عن المتوسط العام للتجربة)

$$\bar{y}_{.j.} = \bar{y}_{...}$$

β_j قيمة تأثير المستوى j من العامل B وان قيمته التقديرية

(ويقدر من انحراف متوسط المستوى j من B عن المتوسط العام للتجربة)

$(\alpha\beta)_{ij}$ قيمة تأثير التداخل للمستوى i من العامل A مع المستوى j من العامل B وان قيمته التقديرية

$$\epsilon_{ij} = \bar{y}_{ij} - \bar{y}_{i..} - \bar{y}_{.j.} + \bar{y}_{...}$$

ϵ_{ijk} قيمة الخطأ العشوائي الخاص بالملاحظة التي أخذت المستوى i من العامل A والمستوى j من العامل B وان قيمته التقديرية تساوي قيمة الملاحظة عن متوسط المعاملة العمالية التي تقع هذه الملاحظة ضمنها

$$\epsilon_{ijk} = y_{ijk} - \bar{y}_{ij.} - \bar{y}_{..k} + \bar{y}_{...}$$

وجداول تحليل التباين لهذا التصميم هو:

جدول تحليل التباين رقم (١) للتصميم العشوائي الكامل بمستويين

S.O.V مصادر التباين	D.F درجات الحرية	S.S مجموع المربعات	M.S متوسط المربعات
A	a-١	$SS_A = \frac{\sum Y_{i..}^2}{rb} - \frac{Y_{...}^2}{abr}$	$MS_A = \frac{SS_A}{a-1}$
B	b-١	$SS_B = \frac{\sum Y_{.j.}^2}{ra} - \frac{Y_{...}^2}{abr}$	$MS_B = \frac{SS_B}{b-1}$
AB	(a-١)(b-١)	$SS_{AB} =$	$MS_{AB} = \frac{SS_{AB}}{(a-1)(b-1)}$
Error	(r-١)(t-١)	$SSE = SS_T - SS_r - SS_A - SS_B - SS_{AB}$	$Mse = \frac{SSE}{(r-1)(t-1)}$
Total	abr-١	$SST = \sum Y_{ijk}^2 - \frac{Y_{...}^2}{abr}$	

٢. استخدام المتغيرات الوهمية لتجربة ذات عاملين في التصميم العشوائي الكامل :

في حالة اعتماد تحليل الانحدار المتعدد باستخدام المتغيرات الوهمية ولان عدد المعاملات العاملة في التجربة يساوي $(a*b)$ معاملة يتم إنشاء عدد $(ab+r-١)$ من المتغيرات الوهمية، منها $ab-١$ خاصة بالمعاملات ، علما أن: $a, \dots, i = ١$ و تمثل المستوى (a) للعامل $J = (A)$ ، $b, \dots, ١$ وتمثل المستوى (b) للعامل (B) الراوي (١٩٨٧) . وكالاتي:

إذا كانت الملاحظة y_{ij} تعود للمستوى الاول من العامل (A) .

إذا كانت الملاحظة y_{ij} تعود	{	$X_t =$	-١	أي $(a^١)$	آخر معاملة غير ذلك
إذا كانت الملاحظة y_{ij} تعود		$X_{t, \dots, t+r-٢} =$	١	أي $(a^٢)$	آخر معاملة غير ذلك
إذا كانت الملاحظة y_{ij}		$X_{t, \dots, t+r-٢} =$	٠		آخر معاملة غير ذلك
إذا كانت الملاحظة y_{ij}		$X_{t, \dots, t+r-٢} =$	١		آخر معاملة غير ذلك
إذا كانت الملاحظة y_{ij} تعود	{	$X_{t, \dots, t+r-٢} =$	-١	أي $(b^١)$	آخر معاملة غير ذلك
إذا كانت الملاحظة y_{ij} تعود		$X_{t, \dots, t+r-٢} =$	١	أي $(b^٢)$	آخر معاملة غير ذلك
إذا كانت الملاحظة y_{ij}		$X_{t, \dots, t+r-٢} =$	٠		آخر معاملة غير ذلك
إذا كانت الملاحظة y_{ij}		$X_{t, \dots, t+r-٢} =$	١		آخر معاملة غير ذلك

إذا كانت الملاحظة y_{ij} تعود للمستوى الثالث من العامل (B) أي (b^3) لآخر معاملة غير ذلك

إذا كانت الملاحظة y_{ij} تعود

$$\begin{bmatrix} X_{t,\dots,t+r-2} & 1 \\ & \\ & \\ & \end{bmatrix}$$

$$y_{n \times 1} = \begin{bmatrix} y_{11} \\ y_{12} \\ \vdots \\ y_{uj} \end{bmatrix};$$

$$X_{n \times t+r-2} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & \dots & 1 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & 1 & \dots & -1 & -1 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & 0 & \dots & 0 & 1 \\ 1 & -1 & \dots & -1 & -1 \end{bmatrix}$$

من العلاقة بين تحليل التباين للتصميم وتحليل الانحدار للمتغيرات الوهمية، يمكن توضيحها في الثلاث فقرات الآتية:
أ - الأنموذج الرياضي:

الأنموذج الرياضي لتحليل التباين للتصميم هو:

$$y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + \varepsilon_{ijk} \quad \dots\dots\dots(7)$$

$$\begin{cases} i = 1, 2, \dots, a \\ j = 1, 2, \dots, b \\ k = 1, 2, \dots, r \end{cases}$$

بعد إنشاء المتغيرات الوهمية يصبح أنموذج الانحدار المشار إليه في المعادلة (١) كآلاتي (الجبري، ٢٠٠٠)

$$= B_0 + \sum_{j=1}^{a-1} B_j X_j + \sum_{j=a}^{b-1} B_j X_j + \sum_{j=b}^{ab-1} B_j X_j + \varepsilon_i \quad \dots \quad (8)$$

ب- اختبار الفرضيات:

إن الفرضية التي يختبرها تحليل الانحدار (اختبار تأثير العامل (A)) والعائدة إلى الأنموذج (٧) هي:

$$H_o : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_{a-1} = 0 \quad \dots \quad (9)$$

$$H_1 : \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \dots \neq \alpha_{a-1} \neq 0, \text{ (at least two of } \tau_{i's} \text{ are not equal)}$$

والفرضية التي يختبرها تحليل الانحدار لاختبار تأثير العامل (B) والعائدة إلى الأنموذج (٨) هي:

$$H_o : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_{b-1} = 0 \quad \dots \quad (10)$$

$$H_1 : \beta_1 \neq \beta_2 \neq \dots \neq \beta_{b-1} \neq 0, \text{ (at least one of } \beta_{j's} \neq 0)$$

ج- تحليل التباين للانحدار من النماذج (٧) و (٨) يلاحظ تناظر الفرضيتين (٩) و (١٠)، وعلى يمكن اختبار الفرضية (٩) الخاصة بالتصميم التجريبي من خلال الفرضية (١٠) الخاصة بالتحليل الانحداري للمتغيرات الوهمية، ويبين الجدول (٢) اختبار الفرضيتين (٩) و (١٠).

الجدول (٢): استخدام الترميز التائي في تحليل التباين للتصميم العشوائي الكامل للمعاملات العاملية

S.O.V. مصادر التباين	D.F. درجات الحرية	S.S. مجموع المربعات	F
$R(X_1, \dots, X_{ab-1}) = \text{due to regression}$	$ab - 1$	$SS(\text{due to reg.})$	
$R_a(X_1, \dots, X_{a-1} X_a, \dots, X_{ab-1})$	$a - 1$	$SS(R_i)$	$\frac{MS(R_i)}{MSe}$

$R_b(X_a, \dots, X_{b-1} X_1 \dots X_{a-1}, X_b \dots X_{ab-1})$	$b-1$	$SS(R_r)$	$\frac{MS(R_r)}{MSe}$
$error(X_1, X_2, \dots, X_{ab-1})$	$n-ab$	SSe	
$total$	$n-1$	SST	

وفي حالة تطبيق تجربة عاملية ذات عاملين لتصميم القطاعات العشوائية الكاملة (RCBD) وعلى سبيل المثال لو كانت التجربة العاملية (٣*٤) وبثلاث قطاعات، أي إن العامل A له ثلاث مستويات (a_١, a_٢, a_٣) والعامل B له أربعة مستويات (b_١, b_٢, b_٣, b_٤) فإن عدد المعاملات العاملية (a × b = 3 × 4 = 12) توزع هذه المعاملات والتي تمثل التوافق بين مستويات العاملين عشوائياً داخل كل قطاع فيكون كل قطاع يحتوي على المعاملات الأثني عشر جميعها. ويكون النموذج الرياضي لهذه التجربة (الراوي، ١٩٨٧)

والنموذج الرياضي لهذا التجربة هو :

$$y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + \rho_k + \varepsilon_{ijk} \quad \dots\dots\dots(11)$$

$$\begin{cases} i = 1, 2, \dots, a \\ j = 1, 2, \dots, b \\ k = 1, 2, \dots, r \end{cases}$$

حيث أن :-
y_{ijk} قيمة الملاحظة التي أخذت المستوى i من العامل A والمستوى j من العامل B والموجودة في القطاع k
μ: المتوسط العام للتجربة و قيمته التقديرية

$$\mu = \frac{Y_{...}}{abr}$$

α_i قيمة تأثير المستوى i من العامل A وان قيمته التقديرية

$$\alpha_i = \bar{y}_{i..} - \bar{y}_{...}$$

β_j قيمة تأثير المستوى j من العامل B وان قيمته التقديرية

$$\beta_j = \bar{y}_{.j.} - \bar{y}_{...}$$

(αβ)_{ij} قيمة تأثير التداخل للمستوى i من العامل A مع المستوى j من العامل B وان قيمته التقديرية

$$(\alpha\beta)_{ij} = \bar{y}_{ij.} - \bar{y}_{i..} - \bar{y}_{.j.} + \bar{y}_{...}$$

R_k: قيمة تأثير القطاع j وتقدر قيمته من انحراف متوسط القطاع k عن المتوسط العام للتجربة

$$R_k = \bar{y}_{..k} - \bar{y}_{...}$$

ε_{ijk}: تأثير الخطأ العشوائي الخاص بالملاحظة التي أخذت المستوى i من العامل A والمستوى j من العامل B والواقع في القطاع K وان قيمته التقديرية تساوي

$$\varepsilon_{ijk} = y_{ijk} - \bar{y}_{ij.} - \bar{y}_{.j.} + \bar{y}_{...}$$

و يمثل الجدول (٣) طريقة تحليل التباين وفق هذا التصميم :

جدول رقم (٣): يبين مصادر التباين لتصميم القطاعات العشوائية الكاملة باستخدام التجارب العاملية

S.O.V مصادر الاختلاف	D.F درجات الحرية	S.S مجموع المربعات	M.S متوسط المربعات
Blocks	r-١	$SSr = \frac{\sum Y_{..k}^2}{ab} - \frac{Y_{...}^2}{abr}$	$MSr = \frac{SSr}{r-1}$
A	a-١	$SSA = \frac{\sum Y_{i..}^2}{rb} - \frac{Y_{...}^2}{abr}$	$MSA = \frac{SSA}{a-1}$
B	b-١	$SSB = \frac{\sum Y_{.j.}^2}{ra} - \frac{Y_{...}^2}{abr}$	$MSB = \frac{SSB}{b-1}$
AB	(a-١)(b-١)	$SSAB = \frac{\sum Y_{ij.}^2}{r} - \frac{\sum Y_{i..}^2}{rb} - \frac{\sum Y_{.j.}^2}{ra} + \frac{Y_{...}^2}{abr}$	$MSAB = \frac{SSAB}{(a-1)(b-1)}$

Error	$(r-1)(t-1)$	$SSe=SST-SSr-SSA-SSB-SSAB$	$Mse=\frac{SSe}{(r-1)(t-1)}$
Total	$abr-1$	$SST=\sum Y_{ijk}^2 - \frac{Y_{...}^2}{abr}$	

إما في حالة استعمال نموذج التحليل الانحداري المتعدد باعتماد طريقة المتغيرات الوهمية وفق هذا التصميم يلاحظ ان التصميم يحتوي على اتجاهين هما المعاملات وعددها (ab) والقطاعات وعددها (r) . يقسم القطاع الواحد إلى عدد $(a \times b)$ من الوحدات التجريبية المتجانسة التي توزع عليها المعاملات بصورة عشوائية.

يتم إنشاء عدد $(ab+r-1)$ من المتغيرات الوهمية، منها $ab-1$ خاصة بالمعاملات و $r-1$ خاصة بالقطاعات، حيث أن: $a, \dots, 1, i$ تمثل المستوى (a) للعامل (A) , $b, \dots, 1, j$ للعامل (B) $k=1, \dots, r=3$. تمثل القطاعات وهذه المتغيرات هي:

إذا كانت الملاحظة y_{ij} تعود للمستوى الأول من العامل

$$\begin{cases} X_{t, \dots, t+r-2} = 1 & (A) \text{ أي } (a_1) \\ -1 & \text{إذا كانت الملاحظة } y_{ij} \text{ تعود لآخر معاملة} \\ 0 & \text{غير ذلك} \end{cases}$$

إذا كانت الملاحظة y_{ij} تعود للمستوى الثاني من العامل

$$\begin{cases} 1 & (A) \text{ أي } (a_2) \\ -1 & \text{إذا كانت الملاحظة } y_{ij} \text{ تعود لآخر معاملة} \\ 0 & \text{غير ذلك} \end{cases}$$

إذا كانت الملاحظة y_{ij} تعود للمستوى الاول من العامل

$$\begin{cases} 1 & (B) \text{ أي } (b_1) \\ -1 & \text{إذا كانت الملاحظة } y_{ij} \text{ تعود لآخر معاملة} \\ 0 & \text{غير ذلك} \end{cases} \quad \begin{cases} X_{t, \dots} = \end{cases}$$

إذا كانت الملاحظة y_{ij} تعود للمستوى الثاني من العامل

$$\begin{cases} 1 & (B) \text{ أي } (b_2) \\ -1 & \text{إذا كانت الملاحظة } y_{ij} \text{ تعود لآخر معاملة} \\ 0 & \text{غير ذلك} \end{cases} \quad \begin{cases} X_{t, \dots, t+r-2} = \end{cases}$$

إذا كانت

الملاحظة y_{ij} تعود للمستوى الاول من العامل

$$\begin{cases} 1 & (B) \text{ أي } (b_r) \\ -1 & \text{إذا كانت الملاحظة } y_{ij} \text{ تعود لآخر معاملة} \\ 0 & \text{غير ذلك} \end{cases} \quad \begin{cases} X_{t, \dots, t+r-2} = \end{cases}$$

إذا كانت الملاحظة y_{ij} تعود للقطاع r

$$\begin{cases} 1 \\ -1 \\ 0 \end{cases}$$

ومن هذه البيانات تنشأ مصفوفة المتغيرات الوهمية $X_{n \times (t+r-2)}$ ، والمتجه $y_{n \times 1}$ الذي عناصره هي عبارة عن قيم متغير الاستجابة (y)، حيث أن:

$$y_{n \times 1} = \begin{bmatrix} y_{11} \\ y_{12} \\ \vdots \\ \vdots \\ y_{uj} \end{bmatrix} ; \quad X_{n \times (t+r-2)} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & \dots & 1 & 0 \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots & \vdots \\ 1 & 1 & \dots & -1 & -1 \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots & \vdots \\ 1 & 0 & \dots & 0 & 1 \\ 1 & -1 & \dots & -1 & -1 \end{bmatrix}$$

ويمكن توضيح العلاقة بين تحليل التباين (حسب هذا التصميم) وتحليل الانحدار باستخدام المتغيرات الوهمية في التجارب العاملية:

أ - الأنموذج الرياضي:

إن الأنموذج الرياضي لتحليل التباين للتصميم هو:

$$y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + R_k + e_{ijk} \quad \dots\dots\dots(12) \quad \begin{cases} i = 1, 2, \dots, a \\ j = 1, 2, \dots, b \\ k = 1, 2, \dots, r \end{cases}$$

$$(\alpha\beta)_{ij} = \bar{y}_{ij.} - \bar{y}_{i..} - \bar{y}_{.j.} + \bar{y}_{...}$$

وقد عرفت مكوناته وطرق تقدير القيم التقديرية سابقاً، وبعد إنشاء المتغيرات الوهمية يصبح أنموذج الانحدار كالتالي: (الجبوري، مصدر سابق)

$$y = B_0 + \sum_{j=1}^{r-1} B_j X_j + \sum_{j=r}^{a-1} B_j X_j + \sum_{j=a}^{b-1} B_j X_j + \sum_{j=b}^{ab-1} B_j X_j \dots\dots\dots(13)$$

ب- اختبار الفرضيات:

إن الغاية من تحليل التباين وفق هذا التصميم هو اختبار الفرضيتين:

الأولى خاصة بالمعاملات وهي:

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_{a-1} = 0 \quad \dots \quad (14)$$

$$H_1 : \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \dots \neq \alpha_{a-1} \neq 0, \text{ (at least two of } \tau_{i_s} \text{ are not equal)}$$

والفرضية الثانية خاصة بالقطاعات وهي:

$$H_0 : R_1 = R_2 = \dots = R_r \quad \dots \quad (15)$$

$$H_1 : R_1 \neq R_2 \neq \dots \neq R_r, \text{ (at least two of them are not equal)}$$

والاختبار العام لتحليل انحدار المتغيرات الوهمية يعني اختبار الفرضية الآتية:

$$H_0 : B_1 = \dots = B_r = B_a = \dots = B_{r+ab-1} = 0 \quad \dots \quad (16)$$

$$H_1 : B_1 \neq \dots \neq B_r \neq B_a \neq \dots \neq B_{r+ab-1} \neq 0, \text{ (at least one of } \beta_{j_s} \neq 0)$$

والفرضية (١٦) تناظر فرضية تحليل تباين التصميم وهنا يصبح أنموذج الانحدار المشار إليه في المعادلة (١) كالآتي:

$$y_i = B_o + B_1 X_1 + \dots + B_{r-1} X_{r-1} + B_r X_r + \dots + B_{r+ab-1} X_{r+ab-1} + \varepsilon_i \quad \dots \quad (17)$$

$$H_o : \tau_1 = \tau_2 = \dots = \tau_t = R_1 = \dots = R_r \quad \dots \quad (18)$$

$$H_1 : \tau_1 \neq \tau_2 \neq \dots \neq \tau_t \neq R_1 = \dots \neq R_r, \text{ (at least two of them are not equal)}$$

من الفرضيتين (١٦) و(١٧)، يتبين أن كلاً من الفرضيتين (١٤) و(١٥) هما فرضيتان جزئيتان من الفرضية (١٦). ولاختبار الفرضيتين (١٤) و(١٥) باستخدام تحليل انحدار المتغيرات الوهمية، تختبر الفرضيتين الجزئيتين (١٩) و(٢٠) الآتيتين:

$$H_o : B_1 = \dots = B_{r-1} \mid B_r \dots B_{ab-1} = 0 \quad \dots \quad (19)$$

$$H_1 : B_1 \neq \dots \neq B_{r-1} \mid B_r \dots B_{ab-1} \neq 0, \text{ (at least one of } B_{j's} \neq 0)$$

$$H_o : B_r = \dots = B_{ab-1} \mid B_1 \dots B_{r-1} = 0 \quad \dots \quad (20)$$

$$H_1 : B_r \neq \dots \neq B_{ab-1} \mid B_1 \dots B_{r-1} \neq 0, \text{ (at least one of } \beta_{j's} \neq 0)$$

ت-مصادر التباين:

من الأنموذج (١٣) يصبح مجموع المربعات العائد إلى الانحدار في المعادلة (٣) كالآتي:

$$SS(R(X_1, \dots, X_{r+ab-1})) = SS(R_{ab}) + SS(R_r) \quad \dots \quad (21) \quad \text{وأن:}$$

$$SS(R_{ab}) = SS(R(X_r, \dots, X_{ab-1})) = SS(R(X_r, \dots, X_{a-1})) + SS(R(X_a, \dots, X_{b-1})) \quad \dots \quad (21)$$

$$SS(R_r) = SS(R(X_1, \dots, X_{r-1})) \quad \dots \quad (22)$$

يتم اختبار الفرضيتين (١٤) و(١٥) الخاصتين بالتصميم عن طريق اختبار الفرضيتين (١٩) و(٢٠) الخاصتين بتحليل انحدار المتغيرات الوهمية، كما هو موضح في الجدول (٤).

الجدول (٤): استخدام الترميز التأثيري في تحليل التباين لتصميم القطاعات العشوائية الكاملة.

S.O.V. مصادر التباين	D.F. درجات الحرية	S.S مجموع المربعات	F
$R(X_1, \dots, X_{r+ab-1}) = \text{due to regression}$	$r + ab - 1$	$SS(\text{due to reg.})$	
$R_r(X_1, \dots, X_{r-1} \mid X_r, \dots, X_{ab-1})$	$r - 1$	$SS(R_r)$	$\frac{MS(R_r)}{MSe}$
$R_{ab}(X_r, \dots, X_{ab-1} \mid X_1 \dots X_{r-1})$	$ab - 1$	$SS(R_{ab})$	$\frac{MS(R_{ab})}{MSe}$
$R_a(X_r, \dots, X_{a-1} \mid X_1, \dots, X_{r-1}, X_a, \dots, X_{ab-1})$	$a - 1$	$SS(R_a)$	$\frac{MS(R_a)}{MSe}$
$R_b(X_a, \dots, X_{b-1} \mid X_1, \dots, X_r, \dots, X_{a-1}, \dots, X_b, \dots, X_{ab-1})$	$b - 1$	$SS(R_b)$	$\frac{MS(R_b)}{MSe}$
$\text{error}(X_1, X_2, \dots, X_{r+ab-1})$	$n - r - ab + 1$	SSe	

<i>total</i>	<i>n – rab</i>	<i>SST</i>	
--------------	----------------	------------	--

النتائج والمناقشة

تم الحصول عن صفة عدد الأفرع الثمرية في نبات القطن من تجربة نفذت في قسم البحوث الزراعية في موقع الرشيدية - محافظة نينوى، كان الهدف منها دراسة تأثير عاملين، الأول يتضمن ثلاث مسافات للزراعة بين النباتات (٢٥، ٣٠، ٣٥ سم)، والثاني يتضمن أربعة أصناف من القطن (لاشأنا، دن ١٠٤٧، وكوكر ٣١٠، سبي ٨٨٨٦) علما ان التجربة طبقت باستخدام تصميم القطاعات العشوائية الكاملة بثلاث مكررات. استخدمت هذه البيانات للمقارنة بين نتائج تحليل التباين ونتائج استخدام انحدار المتغيرات الوهمية في حالتي التصميمين التجريبيين العشوائي الكامل والقطاعات العشوائية الكاملة للتجارب العمالية، وكان من الضروري لغرض إجراء هذه المقارنات أن تستخدم في حالتي التصميمين بيانات موحدة. وعليه فقد حلت بيانات الصفة المشار إليها والموضحة في الجدول رقم (٥) مرتين الأولى حسب طريقة التصميم العشوائي الكامل والثانية حسب طريقة تصميم القطاعات العشوائية الكامل بالاستعانة بالبرنامج الاحصائي الجاهز SPSS.

الجدول رقم (٥): بيانات عدد الأفرع الثمرية بالنبات من تجربة بعاملين (مسافات الزراعة والأصناف)

مسافات الزراعة	التراكيب الوراثية	R ₁ المكرر الأول	R ₂ المكرر الثاني	R ₃ المكرر الثالث
٢٥ سم	لاشأنا	١٨	١٩	٢٠
	دن ١٠٤٧	١٧	١٨	١٨
	كوكر ٣١٠	١٨	١٩	١٩
	سبيرو ٨٨٨٦	٢٠	٢١	٢١
٣٠ سم	لاشأنا	٢٠	٢٠	٢١
	دن ١٠٤٧	١٨	١٨	١٩
	كوكر ٣١٠	١٨	١٩	٢٠
	سبيرو ٨٨٨٦	٢١	٢٢	٢٢
٣٥ سم	لاشأنا	١٩	٢٠	٢١
	دن ١٠٤٧	١٨	١٩	١٩
	كوكر ٣١٠	١٩	٢٠	٢١
	سبيرو ٨٨٨٦	٢٠	٢١	٢٢

أولاً: التصميم
استخدمت والانحدار على بيانات طريقة التصميم نفذت عليها طريقتي اعتبار إن هناك يمثل العامل (A) والعامل (B) التراكيب نتائج في الجدول رقم المتغيرات الوهمية التأثيرية والتي سبق رقم (٢).

جدول تحليل التباين رقم (٦): نتائج تحليل التباين لبيانات الجدول (٥) للتصميم العشوائي الكامل بمستويين

S.O.V	D.F	S.S	M.S	F
A	٢	٦,١٦٧	٣,٠٨٣	٥,٠٤٥
B	٣	٣٩,١٩	١٣,٠٦٥	٢١,٣٧٩
AB	٦	٢,٧٢٢	٠,٤٥٤	٠,٧٤٢
Error	٢٤	١٤,٦٦٧	٠,٦١١	
Total	٣٥	٦٢,٧٥		

وتحليل انحدار المتغيرات الوهمية باستخدام الرموز التأثيرية والتي أشار إلى أسلوبها الجدول (٢)، ولغرض تنفيذ تحليل انحدار المتغيرات الوهمية باستخدام الرموز التأثيرية لابد من إجراء تحليل التباين الموضحة نتائجه في الجداول (٧، ٨، ٩، ١٠).

الجدول رقم (٧): يمثل تحليل التباين لانحدار المتغيرات الوهمية لجميع المتغيرات

S.O.V	D.F	S.S	M.S	F
$R(x_1 x_2 \dots x_{11})$	١١	٤٨,٠٨	٤,٣٧١٢	٧,١١٥
$error(X_1, X_2, \dots, X_{11})$	٢٤	١٤,٦٦٦٦	٠,٦١١	
Total	٣٥	٦٢,٧٥	٠,٤٥٤	٠,٧٤٢

إن معامل التحديد بالنسبة لهذا الجدول ($R^2 = 0.76$) وان معادلة الانحدار هي:

$$y = 19.6 - 0.58x_1 + 0.255x_2 + 0.192 - 1.36x_4 - 0.364x_5 - 0.192x_6 + 0.03x_7 + 0.03x_8 + 0.301x_9 - 0.144x_{10} - 0.477x_{11}$$

الجدول رقم (٨): يمثل تحليل التباين لانحدار المتغيرات الوهمية الخاصة بالعامل (A)

S.O.V	D.F	S.S	M.S	F
-------	-----	-----	-----	---

$R(x_1x_2 \mid x_3 \dots x_{11})$	٢	٦,١٦٧	٣,٠٨٢	
$error(X_1, X_2 \mid x_3, \dots, X_{11})$	٢٣	٥٦,٥٨	١,٧٥	
Total	٣٥	٦٢,٧٥		

إن معامل التحديد بالنسبة لهذا الجدول ($R^2 = 0.76$) وان معادلة الانحدار هي:

$$y = 19.6 - 0.58x_1 + 0.255x_2$$

الجدول رقم (٩) يمثل تحليل التباين لانحدار المتغيرات الوهمية الخاصة بالعامل (B)

S.O.V	D.F	S.S	M.S	F
$R(x_3x_4x_5 \mid x_1x_2x_6 \dots)$	٣	٣٩,١٩	١٣,٦٦٥	
$error(X_3, X_4, X_5 \mid x_1, x_2, x_6 \dots)$	٣٢	٢٣,٥٥٦	٠,٧٣٦	
Total	٣٥	٦٢,٧٥		

إن معامل التحديد بالنسبة لهذا الجدول ($R^2 = 0.76$) وان معادلة الانحدار هي:

$$y = 19.6 + 0.194x_3 - 1.36x_4 - 0.36x_5$$

الجدول رقم (١٠) تحليل التباين لانحدار المتغيرات الوهمية والخاصة بالتداخل (AB)

S.O.V	D.F	S.S	M.S	F
$R(x_6x_7x_8x_9x_{10}x_{11} \mid x_1x_2x_3x_4x_5)$	٦	٦,٩٨٣	١,١٦٤	
$error(x_6x_7x_8x_9x_{10}x_{11} \mid x_1x_2x_3x_4x_5)$	٢٩	٥٥,٧٦٧	١,٩١٣	
Total	٣٥	٦٢,٧٥		

إن معامل التحديد بالنسبة لهذا الجدول ($R^2 = 0.76$) وان معادلة الانحدار هي:

$$y = 19.5 - 0.002x_6 + 0.22x_7 - 0.823x_8 + 0.312x_9 - 0.132x_{10} + 0.056x_{11}$$

ولاختبار تأثير العامل (A)

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = 0$$

$$H_1 : \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq 0$$

نستخرج (F) الجزئية

$$F = \frac{MSR(x_1x_2 \mid x_3x_4 \dots x_{11})}{MSE(x_1x_2 \dots x_{11})}$$

$$SSR(x_1x_2 \mid x_3 \dots x_{11}) = SSR(x_1x_2 \dots x_{11}) - SSR(x_3x_4 \dots x_{11})$$

$$SSR(x_1x_2 \mid x_3 \dots x_{11}) = 48.0833 - 41.9764 = 6.1069$$

$$MSR(x_1x_2 \mid x_3x_4 \dots x_{11}) = \frac{SSR(x_1x_2 \mid x_3x_4 \dots x_{11})}{2} = \frac{6.1069}{2} = 3.05$$

$$F = \frac{MSR(x_1x_2 \mid x_3x_4 \dots x_{11})}{MSE(x_1x_2 \dots x_{11})} = \frac{3.05}{0.611} = 4.996$$

ولاختبار تأثير العامل (B)

$$H_0 : \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$$

$$H_1 : \beta_3 \neq \beta_4 \neq \beta_5 \neq 0$$

نستخرج (F) الجزئية

$$F = \frac{MSR(x_3x_4x_5 \mid x_1x_2 \dots x_{11})}{MSE(x_1x_2 \dots x_{11})}$$

$$SSR(x_3x_4x_5 \mid x_1x_2 \dots x_{11}) = SSR(x_1x_2 \dots x_{11}) - SSR(x_1x_6 \dots x_{11})$$

$$SSR(x_3x_4x_5 \mid x_1 \dots x_{11}) = 48.0833 - 12.274 = 35.809$$

$$MSR(x_3x_4x_5 | x_1x_2...x_{11}) = \frac{SSR(x_3x_4x_5 | x_1x_5...x_{11})}{3} = \frac{35.8093}{3} = 11.936$$

$$F = \frac{MSR(x_3x_4x_5 | x_1x_2...x_{11})}{MSE(x_1x_2...x_{11})} = \frac{11.936}{0.611} = 19.535$$

ولاختبار تأثير التداخل (AB)

$$H_0 : (\alpha\beta)_0 = 0$$

$$H_1 : (\alpha\beta)_0 \neq 0$$

نستخرج (F) الجزئية

$$F = \frac{MSR(x_6x_7x_8x_9x_{10}x_{11} | x_1x_2...x_5)}{MSE(x_1x_2...x_{11})}$$

$$SSR(x_6x_7x_8x_9x_{10}x_{11} | x_1x_2...x_5) = SSR(x_1x_2...x_{11}) - SSR(x_1x_2...x_5)$$

$$SSR(x_6x_7x_8x_9x_{10}x_{11} | x_1...x_5) = 48.0833 - 45.3611 = 2.722$$

$$MSR(x_6x_7x_8x_9x_{10}x_{11} | x_1x_2...x_5) = \frac{SSR(x_6x_7x_8x_9x_{10}x_{11} | x_1x_2...x_5)}{6} = \frac{2.722}{6} = 0.4537$$

$$F = \frac{MSR(x_6x_7x_8x_9x_{10}x_{11} | x_1x_2...x_5)}{MSE(x_1x_2...x_{11})} = \frac{0.4537}{0.611} = 0.742$$

والاختبارات أعلاه ملخصة في الجدول رقم (١١)

جدول رقم (١١): يبين نتائج تحليل الانحدار باستخدام المتغيرات الوهمية للتصميم العشوائي الكامل لعاملين والتداخل بينهما

S.O.V.	D.F.	S.S.	M.S	F
$R(X_1, ..., X_{11})$	١١	٤٨,٠٣٣	٤,٣٧١٢	٧,١١٥
$R_a(X_1X_2 X_3, ..., X_{11})$	٢	٦,١٠٦٩	٣,٠٥	٤,٩٩٧
$R_b(X_3X_4X_5 X_1X_2, X_6...X_{11})$	٣	٣٥,٩٠٦	١١,٩٣٦	١٩,٥٣ ١
$R_{ab}(X_6, ..., X_{11} X_1, ..., X_5)$	٦	٢,٧٢٢٧	٠,٤٥٣٧	٠,٧٤٢
$error(X_1, X_2, ..., X_{r+ab-1})$	٢٤	١٤,٦٦٦٧	٠,٦١١	
Total	٣٥	٦٢,٧٥		

ثانياً: تصميم القطاعات العشوائية الكاملة:

تم إجراء تحليل على بيانات الجدول (٥) هما: تحليل التباين وفق طريقه تصميم القطاعات العشوائية الكاملة والمبينة نتائجه في الجدول رقم (١٢).

جدول رقم (١٢): نتائج تحليل التباين حسب تصميم القطاعات العشوائية الكاملة

S.O.V	D.F	S.S	M.S	F
Blocks	٢	١٢,١٦٧	٦,٠٨٣	٥٣,٥٣
A	٢	٦,١٦٧	٣,٠٨٣	٢٧,١٣
B	٣	٣٩,١٩٤	١٣,٠٦٥	١١٤,٩٧
AB	٦	٢,٧٢٢	٠,٤٥٤	٣,٩٩
Error	٢٢	٢,٥	٠,١١٤	
Total	٣٥	٦٢,٧٥		

وتحليل انحدار المتغيرات الوهمية باستخدام الرموز التأثيرية والتي تمت الإشارة إلى أسلوبها في الجدول (٤). ولغرض تحقيق تحليل المتغيرات الوهمية باستخدام الرموز التأثيرية لابد من إجراء عدة تحاليل للتباين للانحدار والموضحة نتائجها في الجداول (١٣، ١٤، ١٥، ١٦، ١٧)

جدول رقم (١٣): تحليل التباين لانحدار المتغيرات الوهمية لجميع المتغيرات

S.O.V	D.F	S.S	M.S	F
$R(x_1x_2....x_{13})$	١٣	٦٠,٠٢	٤,٦١٧٢	٣٧,٢٦
$error(X_1, X_2, ..., X_{13})$	٢٢	٢,٧٢٦٦	٠,١٢٣٩	
Total	٣٥	٦٢,٧٥		

ان معامل التحديد بالنسبة لهذا الجدول ($R^2 = 0.95$) وان معادلة الانحدار هي:

$$y = 19.6 - 0.749x_1 + 0.114x_2 - 0.6x_3 + 0.222x_4 + 0.176x_5 - 1.378x_6 - 0.2955x_7 - 0.1768x_8 + 0.454x_9 - 0.0378x_{10} + 0.3327x_{11} - 0.112x_{12} - 0.528x_{13}$$

جدول رقم (١٤) يمثل تحليل التباين لانحدار المتغيرات الوهمية الخاصة بالقطاعات

S.O.V	D.F	S.S	M.S	F
$R_r(x_1x_2 x_3....x_{13})$	٢	١١,١٦٧	٥,٥٨٤	٣,٥٧
$error(X_1, X_2 x_3, ..., X_{13})$	٣٣	٥١,٥٨٣	١,٥٦٣	
Total	٣٥	٦٢,٧٥		

ان معامل التحديد بالنسبة لهذا الجدول ($R^2 = 0.178$) وان معادلة الانحدار هي:

$$y = 19.6 - 0.713x_1 + 0.095x_2$$

جدول رقم (١٥): يمثل تحليل التباين لانحدار المتغيرات الوهمية الخاصة بالعامل (A)

S.O.V	D.F	S.S	M.S	F
$R_a(x_3x_4 x_1x_2x_5....x_{13})$	٢	٦,١٦٧	٣,٠٨٣	
$error(X_3, X_4 x_1, x_2, x_5, ..., X_{13})$	٣٣	٥٦,٥٨٣	١,٧١٥	
Total	٣٥	٦٢,٧٥		

ان معامل التحديد بالنسبة لهذا الجدول ($R^2 = 0.98$) وان معادلة الانحدار هي:

$$y = 19.60. - 0.583x_3 + 0.25x_4$$

جدول رقم (١٦): يمثل تحليل التباين لانحدار المتغيرات الوهمية بالعامل (B)

S.O.V	D.F	S.S	M.S	F
$R(x_5x_6x_7 x_1x_2x_3x_4x_8....x_{13})$	٣	٣٩,١٩٤	١٣,٠٦٥	١٧,٧٥
$error(x_5x_6x_7 x_1x_2x_3x_4x_8....x_{13})$	٣٢	٢٣,٥٥٦	٠,٧٣٦	
Total	٣٥	٦٢,٧٥		

ان معامل التحديد بالنسبة لهذا الجدول ($R^2 = 0.62$) وان معادلة الانحدار هي:

$$y = 19.6 + 0.194x_5 - 1.36x_6 - 0.361x_7$$

جدول رقم (١٧): يمثل تحليل التباين لانحدار المتغيرات الوهمية للتداخل (AB)

S.O.V	D.F	S.S	M.S	F
$R(x_8x_9x_{10}x_{11}x_{12}x_{13} x_1x_2x_3x_4x_5x_6x_7)$	٦	٦,٩٨٣	١,١٦٤	
$error(x_8x_9x_{10}x_{11}x_{12}x_{13} x_1x_2x_3x_4x_5x_6x_7)$	٢٩	٥٥,٧٦٧	١,٩١٣	
Total	٣٥	٦٢,٧٥		

إن معامل التحديد بالنسبة لهذا الجدول ($R^2 = 0.111$) وان معادلة الانحدار هي:

$$y = 19.5 - 0.002x_8 + 0.22x_9 - 0.823x_{10} + 0.312x_{11} - 0.132x_{12} + 0.056x_{13}$$

ولاختبار تأثير القطاعات

$$H_0 : R_1 = R_2 = R_3 \quad ..$$

$$H_1 : R_1 \neq R_2 \neq R_3, (at least two of them are not equal)$$

نستخرج (F) الجزئية

$$F = \frac{MSR_r(x_1x_2 | x_3x_4...x_{13})}{MSE(x_1x_2...x_{13})}$$

$$SSR_r(x_1x_2 | x_3...x_{13}) = SSR(x_1x_2...x_{13}) - SSR(x_3x_4...x_{13})$$

$$SSR_r(x_1x_2 | x_3...x_{13}) = 60.0234 - 48.0833 = 11.94$$

$$MSR_r(x_1x_2 | x_3x_4...x_{13}) = \frac{SSR_r(x_1x_2 | x_3x_4...x_{13})}{2} = \frac{11.94}{2} = 5.97$$

$$F = \frac{MSR_r(x_1x_2 | x_3x_4...x_{13})}{MSE(x_1x_2...x_{13})} = \frac{5.97}{0.1239} = 48.184$$

ولاختبار تأثير العامل (A)

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = 0$$

$$H_1 : \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq 0$$

نستخرج (F) الجزئية

$$F_a = \frac{MSR_a(x_3x_4 | x_1x_2x_5...x_{13})}{MSE(x_1x_2...x_{13})}$$

$$SSR_a(x_3x_4 | x_1x_2x_5...x_{13}) = SSR(x_1x_2...x_{13}) - SSR(x_1x_2x_5...x_{13})$$

$$SSR_a(x_3x_4 | x_3...x_{13}) = 60.0234 - 53.4622 = 6.559$$

$$MSR_a(x_3x_4 | x_1x_2x_5...x_{13}) = \frac{SSR_a(x_3x_4 | x_1x_2x_5...x_{13})}{2} = \frac{6.559}{2} = 3.2795$$

$$F_a = \frac{MSR_a(x_3x_4 | x_1x_2x_5...x_{13})}{MSE(x_1x_2...x_{13})} = \frac{3.2795}{0.1239} = 26.468$$

ولاختبار تأثير العامل (B)

$$H_0 : \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$$

$$H_1 : \beta_3 \neq \beta_4 \neq \beta_5 \neq 0$$

نستخرج (F) الجزئية

$$F_b = \frac{MSR_b(x_5x_6x_7 | x_1x_2x_3x_4...x_{13})}{MSE(x_1x_2...x_{13})}$$

$$SSR_b(x_5x_6x_7 | x_1x_2x_3x_4...x_{13}) = SSR(x_1x_2...x_{13}) - SSR(x_1x_2x_3x_4...x_{13})$$

$$SSR_b(x_5x_6x_7 | x_1x_2x_3x_4...x_{13}) = 60.0234 - 25.169 = 34.8544$$

$$MSR_b(x_5x_6x_7 | x_1x_2x_3x_4...x_{13}) = \frac{SSR_b(x_5x_6x_7 | x_1x_2x_3x_4...x_{13})}{3} = \frac{34.8544}{3} = 11.618$$

$$F_b = \frac{MSR_b(x_5x_6x_7 | x_1x_2x_3...x_{13})}{MSE(x_1x_2...x_{13})} = \frac{11.618}{0.611} = 93.76$$

ولاختبار تأثير التداخل (AB)

$$H_0 : (\alpha\beta)_0 = 0$$

$$H_1 : (\alpha\beta)_0 \neq 0$$

نستخرج (F) الجزئية

$$F_{ab} = \frac{MSR_{ab}(x_8 x_9 x_{10} x_{11} x_{12} x_{13} | x_1 x_2 \dots x_7)}{MSE(x_1 x_2 \dots x_{13})}$$

$$SSR_{ab}(x_8 x_9 x_{10} x_{11} x_{12} x_{13} | x_1 x_2 \dots x_7) = SSR(x_1 x_2 \dots x_{13}) - SSR(x_1 x_2 \dots x_7)$$

$$SSR_{ab}(x_8 x_9 x_{10} x_{11} x_{12} x_{13} | x_1 x_2 \dots x_7) = 60.0234 - 56.5597 = 3.4638$$

$$MSR_{ab}(x_8 x_9 x_{10} x_{11} x_{12} x_{13} | x_1 x_2 \dots x_7) = \frac{SSR(x_8 x_9 x_{10} x_{11} x_{12} x_{13} | x_1 x_2 \dots x_7)}{6} = \frac{3.4638}{6} = 0.5773$$

$$F_{ab} = \frac{MSR_{ab}(x_8 x_9 x_{10} x_{11} x_{12} x_{13} | x_1 x_2 \dots x_7)}{MSE(x_1 x_2 \dots x_{13})} = \frac{0.5773}{0.1239} = 4.659$$

والاختبارات أعلاه ملخصة في الجدول رقم (١٨)

جدول رقم (١٨): يبين نتائج تحليل الانحدار باستخدام المتغيرات الوهمية لتصميم القطاعات العشوائية الكاملة لعاملين والتداخل بينهما

S.O.V.	D.F.	S.S.	M.S	F
$R(X_1, \dots, X_{13})$	١٣	٦٠,٠٢٣٤	٤,٦١٧٢	٣٧,٢٦
$R_r(X_1 X_2 X_3, \dots, X_{13})$	٢	١١,٩٤	٥,٩٧	٤٨,١٨٤
$R_a(X_3 X_4 X_1 X_2, X_5 \dots X_{13})$	٢	٦,٥٥٩	٣,٢٧٩٥	٢٦,٤٦٨
$R_b(X_5 X_6 X_7 X_1 X_2 X_3 X_4, \dots, X_{13})$	٣	٣٤,٨٥٤٤	١١,٦١٨	٩٣,٧٦٩
$R_{ab}(X_8, X_9 X_{10} X_{11} X_{12} X_{13} X_1, \dots, X_7)$	٦	٣,٤٦٣٨	٠,٥٧٧٣	٤,٦٥٩
$error(X_1, X_2, \dots, X_{13})$	٢٢	٢,٧٢٦٦	٠,١٢٣٩	
Total	٣٥	٦٢,٧٥		

الاستنتاجات

أولاً: تم التوصل إلى نتائج تحليل التباين للتصميمين العشوائيين الكامل والقطاعات العشوائية الكاملة بأسلوبين هما: الأول إتباع أسلوب تحليل التباين التقليدي للتصميمين والأسلوب الثاني هو تحليل انحدار المتغيرات الوهمية ذات الرمز التائييري والذي أعطى نتائج مماثلة لتلك التي تم الحصول عليها من طريقة تحليل التباين التقليدية .

ثانياً: ونستنتج إن لكل من الأسلوبين ميزاته ، فالأسلوب التقليدي لتحليل التباين يتميز بسهولة إجرائه للوصول الى جدول تحليل التباين بكامل نتائجه، في حين أن أسلوب تحليل انحدار المتغيرات الوهمية يتميز بإعطائه نتائج إضافية كذلك التي يعطيها تحليل الانحدار منها: قيمة معامل التحديد (R^2) (R^2) Determination Coefficient والتي يمكن منها التعرف على أهمية المتغيرات المستقلة تجاه المتغير المعتمد (الصفة المدروسة).

ثالثاً: ان قيمة اختبار (F) متقاربة جدا في التحليلين واعطت فروق معنوية بالطريقتين.

المصادر

- ١- إسماعيل، أكرم عثمان ومصطفى، عبد الرحيم عمر وعمر، قاسم عبد الله، ٢٠٠٣، "تصميم التجارب وتحليلها"، الأمم المتحدة منظمة الأغذية والزراعة FAO، جمهورية العراق.
- ٢- الجبوري، شلال حبيب و عبد ، صلاح حمزة (٢٠٠٠) ، "تحليل متعدد المتغيرات " مطبعة جامعة بغداد .
- ٣ - الراوي ، خاشع محمود و خلف الله ، عبد العزيز محمد ، ، " تصميم وتحليل التجارب الزراعية " ، مديرية دار الكتب للطباعة والنشر ، جامعة الموصل .
- ٤ - الراوي ، خاشع محمود (١٩٨٧) ، "المدخل إلى تحليل الانحدار " ، جامعة الموصل وزارة التعليم العالي والبحث العلمي ، العراق

- ٥ – المشهداني ، د.محمود حسن و المشهداني ، كمال علوان خلف (٢٠٠٢) ، " تصميم وتحليل التجارب " ، الدار الجامعية للطباعة والنشر والترجمة ، جامعة بغداد .
- ٦ – الكاتب ، محمد اسامة احمد (٢٠٠٤) " تحليل الاتجاهات في التجارب العملية " رسالة ماجستير في الاحصاء مقدمة الى كلية علوم الحاسبات والرياضيات – جامعة الموصل
- ٧ – دبذوب، مروان عبد العزيز، (٢٠٠٦)، "المتغيرات الوهمية بديلة عن تقدير القيم المفقودة في تجارب التصميم الأساسية"، مجلة جامعة تكريت للعلوم الإدارية والاقتصادية، كلية الإدارة والاقتصاد-جامعة تكريت، المجلد ٢، العدد ٤، ص ١٦٧-١٨٤.
- ٨- دبذوب، مروان عبد العزيز ويونس، فرح عبد الغني،(٢٠٠٦)، " تأثير القيم الشاذة على نتائج تحليل الانحدار مع التطبيق على المواليذ الخدج"، مجلة علوم الرافدين، كلية العلوم-جامعة الموصل، المجلد ١٧، العدد ١، ص ٦١-٨٢.

٩- Harry, C.C (١٩٦٤) “ Introduction to experimental statistics” M.C Graw-Hill Book Company , New york .

١٠-Kuehl, Robert.O (٢٠٠٠) “ Design of experiments statistical principles of research design and analysis” Duxburyat Thomson learning.

Using Dummy Variables In Factorial Experiments To Determine The Relationships Between Variance And Regression Analysis Using Data On Number Of Fruiting Branches In Cotton.

W. A. Hedba*

K. K. Al-Gibouri**

K. M. Dawod ***

M. I. Mohammad **

* Univ of Kirkuk/ College of Administration & Economics

** Univ of kirkuk/college of Agric

*** Univ of Mosul/college of Agric&forestry

Abstract

From application of Regression analysis of dummy variables with effect code, The another find analysis of variance table for number of fruting branches in cotton from experiment carried out to study the effect of two factors according to the methods of completely randomized design and randomized complete block design(fixed model for both), the suggested method (regression analysis for dummy variables) characterized in providing additional information as compared with classic method(analysis of variance). The additional information related to estimation of determination coefficient ,equation regression and find (ANOVA) table.