المحور الإحصائي

حليل التباين للتجارب العاملية المكررة في حالة النماذج (المقيدة ، العشوائية والمختلطة)

Analysis of Variance for repeated Factorial Experiments in case Model (Fixed, Random and Mixed)

م م كاظم يحيى عبد الحسين جامعة المثنى/رئاسة الجامعة قسم التخطيط والمتابعة

Kadhem1986@yahoo.com

المستخلص تم في هذا البحث عمل تحليل التباين للتجارب العاملية المنفذة بتصميم RCBD التي تكرر في أكثر من موقع أي (تحليل التباين المركب لهذه التجارب) ولجميع أنواع النماذج (النموذج الثابت ، النموذج العشوائي والنموذج المختلط) وذلك من خلال بيان الفقرات الآتية:

النموذج الرياضى ، تقدير التأثيرات ، التباين المتوقع (EMS) وجدول تحليل التباين (ANOVA).

Abstract

In this research we work the analysis of variance for the factorial experiments which applied by using "RCBD" and that was repeated more than one location (i.e. combind analysis of variance for this experiments) for all types of models (fixed, random and mixed) through of the statement of the following paragraphs:

- Mahmatical model
- Effects estimation
- EMS
- ANOVA

1- المقدمة [3][4] يعد (تصميم وتحليل التجارب) أحد الفروع المهمة من علم الاحصاء والذي يمكن تطبيقه في الكثير من جوانب الحياة وأهمها (الجانب الزراعي) ومعروف أنه في التجارب الزراعية يتم الاستعانة بعلم تصميم وتحليل التجارب لغرض اجراء التجربة وفق اسلوب علمي يتيح للباحث جمع البيانات بصورة منتظمة وبالتالي سهولة تحليلها والحصول على نتائج يمكن الاستفادة منها وذلك باستخدام أحد التصاميم المعروفة وبالإضافة الى هذه التصاميم يمكن عمل هذه التجارب باتباع اسلوب (التجارب العاملية) التي لا تعتبر تصميم بحد ذاتها بل هي مجرد تنظيم وترتيب لمستويات العوامل المدروسة في معاملات عاملية وباستخدام أحد التصاميم التجريبية المعروفة ، هكذا نوع من التجارب يمكن اجراء تحليل التباين لها كما معروف لدى الباحثين والمهتمين ولكن عندما تكرر التجربة العاملية وبنفس الظروف في أكثر من موقع لأغراض معينة منها (اختبار معنوية التفاعل بين العوامل والموقع) هنا تبرز الحاجة الى طريقة لتحليل التباين تختلف عن الحالة الاولى (تجربة عاملية واحدة) وطريقة التحليل هذه تسمى (تحليل التباين المركب).

وكما معروف أنه توجد عدة انواع من النماذج منها المقيدة (جميع العوامل مقيدة أو ثابتة) والعشوائية (جميع العوامل عشوائية) والمختلطة (بعض العوامل مقيدة والاخرى عشوائية) لذلك فان هذا البحث سيتضمن اجراء تحليل التباين المركب للتجارب العاملية المنفذة بتصميم (CCBD) وللنماذج الثلاثة وذلك من خلال عمل مخطط للتجربة وذكر النموذج الرياضي وتقدير التأثيرات الخاصة بالنموذج وعمل EMS وبالتالي اعداد جدول تحليل التباين. وكذلك تضمن البحث تطبيق ما جاء في الجانب النظري على بيانات لتجارب زراعية واقعية وتم استخدام برنامج (Genstat) في التحليل.

 <u>2- هدف البحث</u>
 ان الهدف من البحث هو اجراء تحليل التباين للتجارب العاملية المنفذة بتصميم RCBD التي تكرر في أكثر من موقع وبنفس الظروف ولانواع النماذج الثلاثة (مقيدة ، عشوائية ومختلطة) أي (اجراء تحليل التباين المركب للتجارب العاملية).

3- الجانب النظري

3-1مخطط التجربة¹

المخطط أدناه يمثل تجربة عاملية منفذة بتصميم القطاعات العشو ائية الكاملة بـ (r من القطاعات) وبعاملين (A له a من المستويات ، B له b من المستويات) وهذه التجربة مكررة في (من المواقع) وكما مبين في الجدول أدناه :

جدول (1) يبين مخطط التجربة

·								
Locations	Α	В	Blocks					
Locations	, ,		1 2 ···r					
		1	$Y_{1111}Y_{1112}\cdots Y_{111r}$					
		2	$Y_{1211}Y_{1212}\cdots Y_{121r}$					
	1	-	: :					
		В	$Y_{1b11}Y_{1b12}\cdots Y_{1b1r}$					
		1	$Y_{2111}Y_{2112}\cdots Y_{211r}$					
1		2	$Y_{2211}Y_{2212}\cdots Y_{221r}$					
	2		<u> </u>					
		b	$Y_{2b11}Y_{2b12}\cdots Y_{2b1r}$					
		-	-2011-2012 -201r 					
		_						
	а	1	$Y_{a111}Y_{a112}\cdots Y_{a11r}$					
		2	$Y_{a211}Y_{a212}\cdots Y_{a21r}$					
			∷ :					
		В	$Y_{ab11}Y_{ab12}\cdots Y_{ab1r}$					
		1	$Y_{1121}Y_{1122}\cdots Y_{112r}$					
		2	$Y_{1221}Y_{1222}\cdots Y_{122r}$					
2	1		:: :					
		Ь						
		В	$Y_{1b21}Y_{1b22}\cdots Y_{1b2r}$					
	2	1	$Y_{2121}Y_{2122}\cdots Y_{212r}$					
	4	2	$Y_{2221}Y_{2222}\cdots Y_{222r}$					

I			
			∷ :
		b	$Y_{2b21}Y_{2b22}\cdots Y_{2b2r}$
			∷ :
		1	$Y_{a121}Y_{a122}\cdots Y_{a12r}$
		2	$Y_{a221}Y_{a222}\cdots Y_{a22r}$
	а		∷ :
		b	$Y_{ab21}Y_{ab22}\cdots Y_{ab2r}$
			∷ :
		1	$Y_{11l1}Y_{11l2}\cdots Y_{11lr}$
	4	2	$Y_{12l1}Y_{12l2}\cdots Y_{12lr}$
	1		∷ :
		b	$Y_{1bl1}Y_{1bl2}\cdots Y_{1blr}$
		1	$Y_{21l1}Y_{21l2}\cdots Y_{21lr}$
	_	2	$Y_{22l1}Y_{22l2}\cdots Y_{22lr}$
	2		∷ :
		b	$Y_{2bl1}Y_{2bl2}\cdots Y_{2blr}$
			∷ :
		1	$Y_{a1l1}Y_{a1l2}\cdots Y_{a1lr}$
		2	$Y_{a2l1}Y_{a2l2}\cdots Y_{a2lr}$
	а		∷ i
		b	$Y_{abl1}Y_{abl2}\cdots Y_{ablr}$

Mathematical Model

2-3 النموذج الرياضي¹

المعادلة أدناه تمثل النموذج الرياضي لهذه التجارب:

$$Y_{ijkh} = \mu + \rho_{hk} + \alpha_i + \beta_j + L_k + (\alpha\beta)_{ij} + (\alpha L)_{ik} + (\beta L)_{jk} + (\alpha\beta L)_{ijk} + e_{ijkhs}$$

$$i=1,...,a\,;j=1,...,b\,;k=1,\cdots,\ell\;;\;h=1,\cdots,r$$

Y_{iikh}: استجابة القطعة التجريبية التي عوملت بالمستوى (i) من العامل A والمستوى (j) من العامل B ضمن الموقع

(k) والقطاع (h).

μ: تأثير الوسط الحسابي العام

(k) ضمن الموقع ρ_{hk} : تأثیر القطاع

A تأثیر المستوی (i) من العامل α_i

B نأثير المستوى (j) من العامل β_i

(k) تأثير الموقع : L_k

B من العامل (i) والمستوى (i) من العامل (g) تأثير تفاعل المستوى (j) من العامل ($\alpha\beta$)

(k) عالموقع A مع الموقع (i) من العامل A مع الموقع (شك) تأثير تفاعل المستوى

(k) عمع الموقع B من العامل (j) من العامل (j) تأثير تفاعل المستوى (βL) $_{ik}$

(k) من العامل B من العامل (j) من العامل A والمستوى (j) من العامل المستوى ($\alpha \beta L$)

 $e_{iikhs} \sim NID(0, \sigma_{\epsilon}^2)$ تأثیر الخطأ التجریبی وله توزیع طبیعی: e_{iikhs}

3-3 تقدير التأثيرات¹

بإتباع طريقة OLS يمكن تقدير التأثيرات الخاصة بالنموذج أعلاه وكما يأتي:

$$\begin{split} Y_{ijkh} &= \mu + \rho_{hk} + \alpha_i + \beta_j + L_k + (\alpha\beta)_{ij} + (\alpha L)_{ik} + (\beta L)_{jk} + (\alpha\beta L)_{ijk} + e_{ijkh} \\ e_{ijkh} &= Y_{ijkh} - \mu - \rho_{hk} - \alpha_i - \beta_j - L_k - (\alpha\beta)_{ij} - (\alpha L)_{ik} - (\beta L)_{jk} - (\alpha\beta L)_{ijk} \\ \sum_i \sum_j \sum_k \sum_h e_{ijkh}^2 &= \sum_i \sum_j \sum_k \sum_h \left(Y_{ijkh} - \mu - \rho_{hk} - \alpha_i - \beta_j - L_k - (\alpha\beta)_{ij} - (\alpha L)_{ik} - (\beta L)_{jk} - (\alpha\beta L)_{ijk} \right)^2 \\ \frac{\partial}{\partial \mu} &= -2 \sum_i \sum_j \sum_k \sum_h \left(Y_{ijkh} - \mu - \rho_{hk} - \alpha_i - \beta_j - L_k - (\alpha\beta)_{ij} - (\alpha L)_{ik} - (\beta L)_{jk} - (\alpha\beta L)_{ijk} \right) = 0 \\ \vdots \end{split}$$

$$\begin{split} \sum_{h,k} \widehat{\rho}_{hk} &= 0 \text{ , } \sum_{i} \widehat{\alpha}_{i} = 0 \text{ , } \sum_{j} \widehat{\beta}_{j} = 0 \text{ , } \sum_{k} \widehat{L}_{k} = 0 \text{ , } \sum_{i,j} \left(\widehat{\alpha \beta}\right)_{ij} = 0 \text{ , } \sum_{i,k} \left(\widehat{\alpha L}\right)_{ik} = 0 \text{ , } \sum_{j,k} \left(\widehat{\beta L}\right)_{jk} \\ &= 0 \text{ , } \sum_{i,j,k} \left(\widehat{\alpha \beta L}\right)_{ijk} = 0 \end{split}$$

نحصل على:

$$-2\sum_{i}\sum_{j}\sum_{k}\sum_{h}Y_{ijkh} + 2ablr \mu = 0$$

$$\Rightarrow \mu = \frac{2\sum_{i}\sum_{j}\sum_{k}\sum_{h}Y_{ijkh}}{2ablr}$$

$$\therefore \mu = \bar{Y}_{...}$$

وبإتباع نفس الأسلوب ينتج:

$$\widehat{\rho}_{hk} = \overline{Y}_{\cdot \cdot kh} - \overline{Y}_{\cdot \cdot k}.$$

$$\begin{split} \widehat{\alpha}_i &= \overline{Y}_{i\cdots} - \overline{Y}_{\cdots} \\ \widehat{\beta}_j &= \overline{Y}_{j\cdots} - \overline{Y}_{\cdots} \\ \widehat{L}_k &= \overline{Y}_{\cdot \cdot k} - \overline{Y}_{\cdots} \\ (\widehat{\alpha\beta})_{ij} &= \overline{Y}_{ij\cdots} - \overline{Y}_{i\cdots} - \overline{Y}_{j\cdots} + \overline{Y}_{\cdots} \end{split}$$

$$\begin{split} (\widehat{\alpha L})_{ik} &= \overline{Y}_{i \cdot k \cdot} - \overline{Y}_{\cdot \cdot k \cdot} - \overline{Y}_{i \cdot \cdot \cdot} + \overline{Y}_{\cdot \cdot \cdot \cdot} \\ & \qquad \qquad (\widehat{\beta L})_{jk} = \overline{Y}_{\cdot jk \cdot} - \overline{Y}_{\cdot j \cdot \cdot} - \overline{Y}_{\cdot \cdot k \cdot} + \overline{Y}_{\cdot \cdot \cdot \cdot} \\ & \qquad \qquad (\widehat{\alpha \beta L})_{ijk} = \overline{Y}_{ijk \cdot} - \overline{Y}_{ij \cdot \cdot \cdot} - \overline{Y}_{i \cdot k \cdot} - \overline{Y}_{\cdot jk \cdot} + \overline{Y}_{i \cdot \cdot \cdot} + \overline{Y}_{\cdot \cdot \cdot \cdot} + \overline{Y}_{\cdot \cdot \cdot \cdot} \\ \widehat{e}_{iikhs} &= \overline{Y}_{iikh} - \overline{Y}_{iik \cdot} - \overline{Y}_{\cdot \cdot kh} + \overline{Y}_{\cdot \cdot k}. \end{split}$$

3-4 تحليل التباين

قسمت هذه الفقرة الى قسمين الأول هو بيان مكونات التباين (التباين المتوقع EMS) ومنها يمكن الوصول الى القسم الثاني وهو عمل جدول تحليل التباي (ANOVA) وكما في أدناه :

1-4-3 التباين المتوقع (EMS) وخطوات كتابته^{[1][5]}

EMS) لمصادر التباين المختلفة في أي تجربة

-1-4- النبين المتوقع (EIVIS) وخطوات كتابية المتوقع إن المقدرة على كتابة وتوضيح مكونات التباين (التباين المتوقع يعتبر مهما بل وأساسياً وذلك لكى:

- 1. نحصل على قيم تقديرية لمكونات التباين
- 2. نختار الخطأ المناسب لاختبار الفرضيات

من عمل الباحث¹

و إن الأساس العام لإجراء اختبار F هو أن نختار تقديرين لتباينين بحيث تختلف قيمهما المتوقعة في مكون واحد فقط و هو المكون المتعلق بالتأثير المراد اختباره.

أما خطوات كتابة (EMS) فهي كالأتي :

- 1. نعد جدولاً ذا اتجاهين بحيث تكون عناوين الأسطر الأفقية هي العناصر المتغيرة في النموذج الرياضي (جميع العناصر ماعدا µ).
- F إذا كانت مستويات العامل الدموز الجانبية في النموذج كعناوين للأعمدة ثم نكتب فوق كل منها أما ثابتة أو R إذا كانت عشوائية.
 - 3. لكل صف نكتب عدد المستويات الخاصة بكل عمود مميز برمز جانبي مخالف لجميع الرموز الجانبية التي تظهر في عنوان ذلك السطر.
 - 1 في العمود أو الأعمدة المميزة بهذه في كل صف يحتوي رموز جانبية موجودة بين بين قوسين ، نكتب الرموز.
- نملأ الخلايا الباقية بوضع 0 في الخلايا الفارغة في العمود الخاص بعامل ثابت F ونضع 1 في الخلايا الفارغة الخاصة بعامل عشوائي R.
 - 6. لإيجاد التباين المتوقع EMS لأي عنصر في النموذج الرياضي (لأي صف) نعمل ما يأتي :
 - a. نغطى العمود أو الأعمدة التي تميزها رموز جانبية مشابهة للرموز الجانبية الخاصة بذلك العنصر والتي لا توجد بين أقواس.
 - b. نغطى الصف أو الصفوف التي لا تحتوي على جميع الرموز الجانبية الخاصة بذلك العنصر سواء كانت بين اقواس أم بدون أقواس.
 - c. نضرب الأعداد الباقية في كل صف لنحصل على معامل نضربه في تباين ذلك الصف ، ثم نجمع نواتج حاصل ضرب كل معامل في تباينه لنحصل في النهاية على التباين المتوقع لذلك العنصر.

وبإتباع الخطوات أعلاه نحصل على:

أولاً/ عندما يكون النموذج مقيداً (Fixed) أ

إذا كانت جميع مستويات العوامل مقيدة فإن الجدول رقم (2) يوضح ذلك:

جدول (2)

التباين المتوقع للنمودج المقيد								
Factor	a F :-	ь F :,	/ F k	r F h	EMS			
$ ho_{hk}$	а	b	0	0	$\sigma_e^2 + ab \frac{\sum_h \sum_k \rho_{hk}}{l(r-1)}$			
α_{i}	0	b	I	r	$\sigma_e^2 + blr \frac{\sum_i \alpha_i}{(a-1)}$			
β_{j}	а	0	I	r	$\sigma_e^2 + alr \frac{\sum_j \beta_j}{(b-1)}$			
L_k	а	b	0	r	$\sigma_e^2 + abr \frac{\sum_k L_k}{(l-1)}$			
$(\alpha\beta)_{ij}$	0	0	I	r	$\sigma_e^2 + lr \frac{\sum_i \sum_j (\alpha \beta)_{ij}}{(a-1)(b-1)}$			

$(\alpha L)_{ik}$	0	b	0	r	$\sigma_e^2 + br \frac{\sum_i \sum_k (\alpha L)_{ik}}{(a-1)(l-1)}$
$(\beta L)_{jk}$	а	0	0	r	$\sigma_e^2 + ar \frac{\sum_j \sum_k (\beta L)_{jk}}{(b-1)(l-1)}$
$(\alpha \beta L)_{ijk}$	0	0	0	r	$\sigma_e^2 + r \frac{\sum_i \sum_j \sum_k (\alpha \beta L)_{ijk}}{(a-1)(b-1)(l-1)}$
e _{ijkh}	1	1	1	1	σ_e^2

ثانياً/ عندما يكون النموذج عشوائياً (Random)

إذا كانت جميع مستويات العوامل عشوائية فإن الجدول رقم (3) يوضح ذلك :

جدول (3) التباين المتوقع للنموذج العشوائي

	المغايل المعلوب المعلوات							
Factor	а R і	b R j	/ R k	r R h	EMS			
$ ho_{ m hk}$	а	b	1	1	$\sigma_e^2 + ab \; \sigma_ ho^2$			
α_{i}	1	b	1	r	$\sigma_e^2 + lr \sigma_{lphaeta}^2 + br \sigma_{lpha L}^2 + r \sigma_{lphaeta L}^2 + blr \sigma_{lpha}^2$			
β_{j}	а	1	1	r	$\sigma_e^2 + lr \sigma_{lphaeta}^2 + ar \sigma_{eta L}^2 + r \sigma_{lphaeta L}^2 + alr \sigma_{eta}^2$			
$L_{\mathbf{k}}$	а	b	1	r	$\sigma_e^2 + br \sigma_{\alpha L}^2 + ar \sigma_{\beta L}^2 + r \sigma_{\alpha \beta L}^2 + abr \sigma_L^2$			
$(\alpha\beta)_{ij}$	1	1	1	r	$\sigma_e^2 + r \sigma_{lphaeta L}^2 + lr \sigma_{lphaeta}^2$			
$(\alpha L)_{ik}$	1	b	1	r	$\sigma_e^2 + r \sigma_{lphaeta L}^2 + b r \sigma_{lpha L}^2$			
$(\beta L)_{jk}$	а	1	1	r	$\sigma_e^2 + r \sigma_{lphaeta L}^2 + ar \sigma_{eta L}^2$			
$(\alpha \beta L)_{ijk}$	1	1	1	r	$\sigma_e^2 + r \sigma_{lphaeta L}^2$			
e_{ijkh}	1	1	1	1	σ_e^2			

ثانياً/ عندما يكون النموذج مختلطاً (Mixed)

إذا كان العاملان (A,L) عشوائيين والعوامل الاخرى مقيدة فإن الجدول رقم (4) يوضح ذلك :

جدول (4) التباين المتوقع للنموذج المختلط

	بين المولي مدودي مدودي							
Factor	а R і	ь F ј	/ R k	r F h	EMS			
$ ho_{hk}$	а	b	1	0	$\sigma_e^2 + ab \frac{\sum_h \sum_k \rho_{hk}}{l(r-1)}$			
α_{i}	1	b	1	r	$\sigma_e^2 + br \; \sigma_{\alpha L}^2 + blr \; \sigma_{\alpha}^2$			
$\beta_{\rm j}$	а	0	I	r	$\sigma_e^2 + lr \sigma_{\alpha\beta}^2 + ar \sigma_{\beta L}^2 + r \sigma_{\alpha\beta L}^2 + alr \frac{\sum_j \beta_j}{(b-1)}$			
L_k	а	b	1	r	$\sigma_e^2 + br \ \sigma_{\alpha L}^2 + abr \ \sigma_L^2$			
$(\alpha\beta)_{ij}$	1	0	1	r	$\sigma_e^2 + r \sigma_{\alpha \beta L}^2 + lr \sigma_{\alpha \beta}^2$			
$(\alpha L)_{ik}$	1	b	1	r	$\sigma_e^2 + br \sigma_{\alpha L}^2$			
$(\beta L)_{jk}$	а	0	1	r	$\sigma_e^2 + r \sigma_{\alpha \beta L}^2 + ar \sigma_{\beta L}^2$			
(αβL) _{ijk}	1	0	1	r	$\sigma_e^2 + r \sigma_{\alpha\beta L}^2$			
e _{ijkh}	1	1	1	1	σ_e^2			

من عمل الباحث 1

من عمل الباحث²

2-4-3 إختبار F التقريبي [5][6]

احيانا يشير عمود التباين المتوقع EMS لتجربة ما الى عدم وجود اختبار F مضبوط لواحد او أكثر من العوامل Satterth Waite احدى الطرق الختبار الفرضيات في مثل هذه التى يتضمنها نموذج التصميم ولقد اقترح الحالات. وتشمل هذه الطريقة تركيب متوسط كعلاقة خطية لتباينات التجربة حيث يكون التباين المتوقع لهذا التباين الذي يتم تركيبه مشتملا على نفس المكونات الموجودة في التباين المتوقع للتأثير او العامل الذي يجري اختباره فيما عدا تباين العامل نفسه، ثم تستخدم هذه التباينات التركيبية للحصول على النسب التي وجد انها تتوزع كما تتوزع تقريبا نسب F.

فعندئذ نستطيع (MS $_1$, MS $_2$, ... , MS $_k$ فاذا رمزنا للتباينات الموجودة في جدول تحليل التباين بالرموز (الحصول على تباين تركيبي بإنشاء علاقة خطية مثل:

حيث تكون المعاملات a ثابتة وتكون قيمة MS_1 معتمدة على درجات حرية a معتمدة على درجات حرية v_2 ... وهكذا.

و عليه فلابد من حساب درجات حرية ترتبط بها او تعتمد عليها قيمة L وهذه تقدر باستخدام المعادلة:

2-4-3 جدول تحليل التباين (ANOVA)

بالاعتماد على التباين المتوقع (EMS) يكون جدول تحليل التباين (ANOVA) كما في أدناه : جدول (5)^[2]

يبين جدول تحليل التباين في حالة (Fixed)

(1 IXCU) ¿- ٽيب ني- ٽي- ٽي- ٽي- ٽي- ٽي- ٽي- ٽي- ٽي- ٽي- ٽ							
S.O.V	D.F.	S.S.	F				
Location	$(\ell-1)$	L-C.F.					
Blocks/L	$\ell(r-1)$	LR-L					
A	(a - 1)	A-C.F.	MS(A)/MSe				
В	(b-1)	B-C.F.	MS(B)/MSe				
$A \times B$	(a-1)(b-1)	AB - A - B + C.F.	MS(AB)/MSe				
$A \times L$	$(a-1)(\ell-1)$	AL - A - L + C.F.	MS(AL)/MSe				
$B \times L$	$(b-1)(\ell-1)$	BL - B - L + C.F.	MS(BL)/MSe				
$A \times B \times L$	$(a-1)(b-1)(\ell -1)$	ABL - AB - AL - BL $+A + B + L - C.F.$	MS(ABL)/MSe				
Error	$\ell(ab-1)(r-1)$	ABLR - ABL - LR + L					
Total	$abr\ell-1$	ABLR - C.F.					

جدول (6)¹ يبين جدول تحليل التباين في حالة (Random)

S.O.V	D.F.	S.S.	F
Location	$(\ell-1)$	L-C.F.	

من عمل الباحث¹

Blocks/L	$\ell(r-1)$	LR-L	
A	(a - 1)	A-C.F.	Not exect
В	(b-1)	B-C.F.	Not exect
$A \times B$	(a-1)(b-1)	AB - A - B + C.F.	MS(AB)/MS(ABL)
$A \times L$	$(a-1)(\ell-1)$	AL - A - L + C.F.	MS(AL)/MS(ABL)
$B \times L$	$(b-1)(\ell-1)$	BL - B - L + C.F.	MS(BL)/MS(ABL)
$A \times B \times L$	$(a-1)(b-1)(\ell -1)$	ABL - AB - AL - BL $+A + B + L - C.F.$	MS(ABL)/MSe
Error	$\ell(ab-1)(r-1)$	ABLR - ABL - LR + L	
Total	$abr\ell-1$	ABLR - C.F.	

لكي نختبر تأثير العامل A ، فإننا نحتاج الى تركيب تباين تتكون قيمته المتوقعة من :

$$\sigma_e^2 + lr \, \sigma_{\alpha\beta}^2 + br \, \sigma_{\alpha L}^2 + r \, \sigma_{\alpha\beta L}^2$$

و هذا التبابن من الممكن أن نجده عن طريق العلاقة الخطبة:

$$L = MS(AB) + MS(AL) - MS(ABL)$$

حبث بكون تباينه المتوقع:

$$\begin{split} E(L) &= (\sigma_e^2 + r \, \sigma_{\alpha\beta L}^2 + lr \, \sigma_{\alpha\beta}^2) + (\sigma_e^2 + r \, \sigma_{\alpha\beta L}^2 + br \, \sigma_{\alpha L}^2) - (\sigma_e^2 + r \, \sigma_{\alpha\beta L}^2) \\ &= \sigma_e^2 + lr \, \sigma_{\alpha\beta}^2 + br \, \sigma_{\alpha L}^2 + r \, \sigma_{\alpha\beta L}^2 \end{split}$$

والأن نستطيع إجراء اختبار F تقريبي باستخدام تباين العامل A كبسط للنسبة ويكون هذا التباين التركيبي هو المقام كما يأتي :

$$F_{\mathrm{df}_{\alpha},\widehat{v},\alpha} = \frac{MS(A)}{MS(AB) + MS(AL) - MS(ABL)}$$

بينما تكون درجات حرية المقام (التباين التركيبي) تساوي:

$$\hat{v} = \frac{[MS(AB) + MS(AL) - MS(ABL)]^2}{\frac{[MS(AB)]^2}{(a-1)(b-1)} + \frac{[MS(AL)]^2}{(a-1)(l-1)} - \frac{[MS(ABL)]^2}{(a-1)(b-1)(l-1)}}$$

أما بالنسبة للعامل B وبأتباع نفس الأسلوب نحصل على :

$$F_{\mathrm{df}_{\beta},\widehat{v},\alpha} = \frac{MS(B)}{MS(AB) + MS(BL) - MS(ABL)}$$

$$\hat{v} = \frac{[MS(AB) + MS(BL) - MS(ABL)]^2}{\frac{[MS(AB)]^2}{(a-1)(b-1)} + \frac{[MS(BL)]^2}{(b-1)(l-1)} - \frac{[MS(ABL)]^2}{(a-1)(b-1)(l-1)}}$$

جدول (7) بيين جدول تحليل التباين في حالة (Mixed)

	يبين -برد -بين -پو- (١٧١١٨ea) - ا							
S.O.V	D.F.	S.S.	F					
Location	$(\ell-1)$	L-C.F.						
Blocks	$\ell(r-1)$	LR-L						
/L								
A	(a - 1)	A-C.F.	MS(A)/MS(AL)					
В	(b-1)	B-C.F.	Not exect					
$A \times B$	(a-1)(b-1)	AB - A - B + C.F.	MS(AB)/MS(ABL)					
$A \times L$	$(a-1)(\ell-1)$	AL - A - L + C.F.	MS(AL)/MSe					
$B \times L$	$(b-1)(\ell-1)$	BL - B - L + C.F.	MS(BL)/MS(ABL)					
$A \times B \times L$	$(a-1)(b-1)(\ell$	ABL - AB - AL - BL	MS(ABL)/MSe					
$A \wedge B \wedge L$	-1)	+A+B+L-C.F.	M3(ADL)/M3e					
Error	$\ell(ab-1)(r-1)$	ABLR - ABL - LR + L						
Total	$abr\ell-1$	ABLR-C.F.						

لاستخراج F التقريبية الخاصة بالعامل B نقوم بالجراء المتبع في حالة (Random Model) لنحصل على:

$$F_{\mathrm{df}_{\beta},\hat{v},\alpha} = \frac{MS(B)}{MS(AB) + MS(BL) - MS(ABL)}$$

$$\hat{v} = \frac{[MS(AB) + MS(BL) - MS(ABL)]^2}{\frac{[MS(AB)]^2}{(a-1)(b-1)} + \frac{[MS(BL)]^2}{(b-1)(l-1)} - \frac{[MS(ABL)]^2}{(a-1)(b-1)(l-1)}}$$

حيث إن:

$$\begin{aligned} \text{C. F.} &= \frac{Y_{\cdot \cdot \cdot \cdot}^2}{ab\ell r} L = \frac{\sum_k Y_{\cdot \cdot k \cdot}^2}{abr} LR = \frac{\sum_k \sum_h Y_{\cdot \cdot k \cdot}^2}{ab} \\ &A = \frac{\sum_i Y_{i \cdot \cdot \cdot}^2}{b\ell r} B = \frac{\sum_j Y_{\cdot j \cdot \cdot}^2}{a\ell r} AB = \frac{\sum_i \sum_j Y_{ij \cdot \cdot}^2}{\ell r} \\ \text{AL} &= \frac{\sum_i \sum_k Y_{i \cdot k \cdot}^2}{br} BL = \frac{\sum_j \sum_k Y_{\cdot jk \cdot}^2}{ar} ABL = \frac{\sum_i \sum_j \sum_k Y_{ijk \cdot}^2}{r} \\ &ABLCR = \sum_i \sum_j \sum_k \sum_k Y_{ijk \cdot k}^2 \end{aligned}$$

4- الجانب التطبيقي

في هذا الجزء من البحث سوف يتم تحليل بيانات لتجارب زراعية واقعية حسب جداول تحليل التباين أعلاه وحسب نوع النموذج (مقيد ، عشوائي ومختلط).

4 - 1 التجربة الأولى (Fixed Model)

أقيمت تجربة عاملية بتصميم (RCBD) بثلاثة قطاعات بعاملين (A وله ثلاثة مستويات) و (B له مستويين) و (B له مستويين) و كررت هذه التجربة في موقعين والبيانات موضحة في الجدول رقم (8) أدناه :

من عمل الباحث¹

جدول (8) بيانات التجرية الأولى (Fixed Model)

بیانت النجربه الاولی (Fixed Model)						
Location	۸	В	Blocks			
Location	Α	В	1	2	3	
	4	1	65	72.6	65.4	
	1	2	122	144.5	147.8	
_		1	45.6	68.5	76.5	
1	2	2	81.5	114.1	90.3	
	3	1	54.07	70	65.5	
		2	99.1	111.19	103.5	
	1	1	46	49.2	41.2	
		2	81.5	114.1	113	
2	2	1	51.1	48.2	56.1	
2	2	2	96.4	98.8	90.2	
	2	1	51	47.3	49.6	
	3	2	81.57	113.21	91.3	

وبتطبيق ما ورد في الجدول رقم (5) على بيانات جدول رقم (8) أعلاه نحصل على :

جدول (9) جدول تحليل التباين للتجرية الأولى

		3 3 5 6 6 6 6	- 0, - 0, 		
S.O.V	D.F.	S.S.	M.S.	F _{cal.}	F _{tab.}
Location	1	2137.21			
Blocks/L	4	1478.61			
A	2	1028.93	514.47	6.56*	3.49
В	1	21083.04	21083.04	269.12*	4.35
$A \times B$	2	1140.80	570.40	7.28*	3.49
$A \times L$	2	844.07	422.03	5.38*	3.49
$B \times L$	1	2.54	2.54	0.03	4.35
$A \times B \times L$	2	241.44	120.72	1.54	3.49
Error	20	1566.71	78.34		
Total	35	29523.36			

(* معنوي عند مستوى 0.05)

4 – 2 التجربة الثانية (Random Model)

أقيمت تجربة عاملية بتصميم RCBD بثلاثة قطاعات وبعاملين (A وله 7 مستويات تم اختيار 4 منها بصورة عشوائية) و (B وله 6 مستويات تم اختيار 3 منها بصورة عشوائية) وكررت في (موقعين تم اختيارها بصورة عشوائية من أربعة مواقع) والبيانات موضحة في الجدول رقم (8) أدناه:

جدول (10) بيانات التجربة الثانية (Random Model)

	I	m woder) *	, , ,,,, ,,		
Location	Α	В	Blocks		
			1	2	3
		1	3.808	3.780	3.966
	1	2	4.560	4.573	4.533
		3	1.866	2.493	1.973
		1	2.893	3.024	2.400
	2	2	2.880	3.192	2.888
1		3	1.920	2.448	2.381
'		1	2.613	0.234	2.680
	3	2	1.000	1.109	1.240
		3	0.725	0.496	0.560
	4	1	2.266	2.090	2.684
		2	2.146	2.064	1.858
		3	1.353	1.133	1.360
	1	1	1.92	1.995	2.244
		2	2.20	2.347	2.584
		3	1.60	1.24	1.496
	2	1	2.40	2.80	2.66
		2	1.973	1.924	1.875
2		3	1.248	1.135	1.529
	3	1	2.240	2.080	2.600
		2	0.971	0.867	0.693
		3	0.347	0.416	0.333
		1	2.521	2.360	2.474
	4	2	2.261	2.244	2.080
		3	1.980	1.813	1.706

وبتطبيق ما ورد في الجدول رقم (6) على بيانات الجدول رقم (10) أعلاه نحصل على :

جدول (11) جدول تحليل التباين للتجربة الثانية

S.O.V	D.F.	S.S.	M.S.	$oldsymbol{F}_{cal.}$	F _{tab.}	
Location	1	4.5165				
Blocks/L	4	0.2063				
A	3	23.28	7.76	2.2419	6.59	
В	2	16.7222	8.3611	8.4729*	6.94	
$A \times B$	6	5.1687	0.8614	2.2746	4.28	
$A \times L$	3	8.9355	2.9785	7.8650*	4.76	
$B \times L$	2	1.0081	0.5041	1.3311	5.14	
$A \times B \times L$	6	2.2723	0.3787	3.1349*	2.34	
Error	44	5.3153	0.1208			
Total	71	67.4249				

(* معنوي عند مستوى 0.05)

$$F_{A} = \frac{7.76}{0.8614 + 2.9785 - 0.3787} = 2.2419$$

$$\hat{v}_A = \frac{[3.4612]^2}{\frac{[0.8614]^2}{(4-1)(3-1)} + \frac{[2.9785]^2}{(4-1)(2-1)} - \frac{[0.3787]^2}{(4-1)(3-1)(2-1)}} = 3.916 \approx 4$$

و فيما يخص العامل B فيكون لدينا:

$$F_{B} = \frac{8.3611}{0.8614 + 0.5041 - 0.3787} = 8.4729$$

$$\hat{v}_B = \frac{[0.9868]^2}{\frac{[0.8614]^2}{(4-1)(3-1)} + \frac{[0.5041]^2}{(3-1)(2-1)} - \frac{[0.3787]^2}{(4-1)(3-1)(2-1)}} = 4.3055 \cong 4$$

4 – 2 التجربة الثالثة (Mixed Model)

أقيمت تجربة عاملية بتصميم RCBD بثلاثة قطاعات بعاملين (A وله 6 مستويات تم اختيار 3 منها بصورة عشوائية) و (B له ثلاثة مستويات) وكررت هذه التجربة في (موقعين تم اختيار ها بصورة عشوائية من ستة مواقع) والبيانات موضحة في الجدول رقم (12) أدناه:

جدول (12) بيانات التجربة الثالثة (Mixed Model)

بیانات النجریه النالیه (Wilxed Model)					
Location	Α	В	Blocks		
			1	2	3
		1	43.8	42.9	41.6
	1	2	43.4	44.1	44.0
		3	41.6	40.1	40.3
		1	39.4	37.6	40.1
1	2	2	42.6	40.8	41.6
		3	40.1	40.2	41.0
	3	1	41.2	41.2	41.1
		2	45.1	43	43.6
		3	41.3	43.0	41.0
		1	41.2	41.8	42.0
	1	2	42.8	44.7	43.8
		3	39.8	40.1	40.2
		1	38.5	12.0	39.2
2	2	2	41.1	39.5	40.5
		3	39.8	40.1	38.9
		1	40.1	39.8	40.1
	3	2	42.8	41.7	41.9
		3	41.3	40.0	40.5

وبتطبيق ما ورد في الجدول رقم (7) على بيانات الجدول رقم (12) أعلاه نحصل على:

	جدول (13)	
الثالثة	وتحليل التباين للتجربة	حدو ل

		.,,	* ·		
S.O.V	D.F.	S.S.	M.S.	F _{cal.}	F _{tab.}
Location	1	52.61			
Blocks/L	4	57.55			
A	2	142.01	71.01	6.267	19
В	2	115.57	57.78	2.609	9.55
$A \times B$	4	87.83	21.96	1.978	6.39
$A \times L$	2	22.67	11.33	0.819	3.32
$B \times L$	2	22.55	11.28	1.016	6.94
$A \times B \times L$	4	44.38	11.10	0.803	2.69
Error	32	442.33	13.82		
Total	53	987.51			

(* معنوى عند مستوى 0.05)

$$F_{B} = \frac{57.78}{21.96 + 11.28 - 11.10} = 2.609$$

$$\hat{v}_{B} = \frac{[22.14]^{2}}{\frac{[21.96]^{2}}{(3-1)(3-1)} + \frac{[11.28]^{2}}{(3-1)(2-1)} - \frac{[11.1]^{2}}{(3-1)(3-1)(2-1)}} = 3.195 \approx 3$$

5- الاستنتاجات والتوصيات 5 - 1 الاستنتاحات

أولاً بالنسبة للتجربة الاولى (النموذج المقيد) نرى أن

- 1. العوامل الرئيسية (A,B) ذات تأثير معنوي
- 2. التفاعلات الثنائية (AB,AL) ذات تأثير معنوي
 - 3. التفاعل الثلاثي (ABL) ذا تأثير معنوي

ثانياً بالنسبة للتجربة الثانية (النموذج العشوائي) نرى أن

- 1. العامل (B) ذا تأثير معنوي
- 2. التفاعل الثنائي (AL) ذا تأثير معنوي
- 3. التفاعل الثلاثي (ABL) ذا تأثير معنوى

ثالثاً بالنسبة للتجربة الثالثة (النموذج المختلط) نرى انه لا يوجد اي عامل او تفاعل بين العوامل ظهر ذا تأثير معنوي.

5 - 2 التوصيات

1. يمكن استخدام طرق التحليل التي وردت في الجانب النظري في حالة تكرار التجارب في أكثر من سنة (أي بإبدال تأثير الموقع الذي ورد في النموذج الرياضي وجدول تحليل التباين بتأثير السنة).

- 2. يمكن تطوير طرق التحليل التي وردت في الجانب النظري في حالة تكرار التجارب في أكثر من سنة ولأكثر من موقع وذلك بإضافة تأثير آخر يخص السنوات بالإضافة الى تأثير المواقع وتغيير ما يستوجب تغيره من (نموذج رياضي ، تقدير تأثيرات ، EMS وبالتالي الوصول الى جدول تحليل التباين).
 - ق. ضرورة استخدام النماذج (العشوائية ، المختلطة) لما توفره من ميزات جيدة عند إجراء التجربة.
 - 4. نوصي الجهات المعنية باختبار تراكيب جديدة ومدى ملائمتها لموقع أو سنة ما باستخدام التجارب العاملية ولجميع أنواع النماذج (مقيدة ، عشوائية ، مختلطة) لما لها من ميزات كثيرة عن التجارب المفددة
- كبحوث مستقبلية يمكن التوصية بإجراء تحليل التباين لتجارب وتصاميم أخرى ولحالة النماذج (العشوائية ، المختلطة).

6 – المصادر

- 1 البكري ، حسام عبد الرزاق رشيد (2005)، "تحليل التباين متعدد المتغيرات لتصميم القطع المنشقة المنشقة" ، رسالة ماجستير ، كلية الإدارة والاقتصاد ، جامعة بغداد.
- 2 داؤد ، خالد محمد وعبد الياس ، زكي (1990)، "الطرق الإحصائية للأبحاث الزراعية" ، دار الكتب للطباعة والنشر ، جامعة الموصل.
- 3 الراوي ، خاشع محمود وخلف الله ، عبد العزيز محمد (1980)، "تصميم وتحليل التجارب الزراعية" ، مطابع دار الحكمة للطباعة والنشر.
- 4 عبد الحسين ، كاظم يحيى (2011) ، "تحليل التباين المركب لمجموعة تجارب متشابهة في القطاع الزراعي"، رسالة ماجستير مقدمة إلى قسم الإحصاء ، كلية الإدارة والاقتصاد ، جامعة بغداد.
- 5- Kirk ,Roger E. (1982) , " Experimental Design Procedure for the Behavioral Sciences",2nd edition Books Publishing Company , California.
 - 6- Montgomery, Douglas C. (2009), "Design and Analysis of Experiments", 7nd edition, John Wiley & sons (Asia) Pte Ltd.