تحليل التباين للنموذج الخطي العام متعدد المتغيرات المعتمدة ((النموذج المتزن)) بخطأ التجزئة بتحليل التباين للنموذج الخطي العام الأحادي المتغير المعتمد

Analysis of variance of the model general linear multivariate approved ((form balanced)) error retailers analyze the contrast of the model general linear single variable-based

أ.د.عبد الخالق النقيب

هيئة التعليم التقني/كلية التقنيات الصحية والطبية

م.م. سحر طارق محمود — **مركز احياء التراث العلمي العربي/ جامعة بغداد**

د. أسامة محمد جاسم القصاب — **كلية الزراعة /جامعة بغداد**

المستخلص

جمعت بيانات من ألواح زراعية تجريبية في كلية الزراعة – جامعة بغداد اختصت بدراسة نوعين من السماد بقياس (طن/ هــ) يمثل العامل الأول A، وبقياس (كغم/هــ) ويمثل العامل الثاني B، والتنبؤ بـــــ [عدد النباتات – بقياس / قياس الوزن (كغم/هــ) – الوزن (كغم/هــ)] ، وقد أجريت تجربة عاملية من رتبتين(عاملين) وبثلاث مواعيد وبأربعة مكررات.

يهدف البحث الى تشخيص خطأ التجزئة في الظواهر ذات الأبعاد المتعددة المتغيرات المعتمدة بتحليل النموذج الخطي العام أحادي المتغير المعتمد والعكس بالعكس.

تم عرض الجانب النظري لنظرية تحليل التباين الأحادي المتغير المعتمد (الانموذج المتزن) ذي المكررات، وتحليل التباين المتعدد المتغيرات المعتمدة بطرائق (Pillais trace, Wilkes Lambda, Lawley – Hotelling Trace) وقد تم اعتماد طريقة Hotel ling's trace في الجانب التطبيقي باستخدام الحزم الإحصائية statigraph.

بينت نتائج اختبارات المعنوية لتأثير العاملين وتفاعلهما الى اختلاف مستويات المعنوية مابين الأنموذجين الأحادي والمتعدد ، مما يقتضي التأكد من صيغة التصميم التجزيئي أبتدأ وفق معطيات الظاهرة اذ ان " الاختيار مبني على افتراض خاطئ للطريقة الاحصائية وفق مقتضيات عملية التطبيق قد يؤدي الى نتائج تباينات لا تعبر عن حقيقة الظاهرة باعتماد أسلوب تحليل التباين بالتجزئة الأحادي المتغير المعتمد بدلا من اعتماد اسلوب التحليل بالانموذج المتعدد المتغيرات لتحليل التباين"

Abstract

Collected data from panels agricultural pilot in the Faculty of Agriculture - University of Baghdad singled to study two types of fertilizer, measured (Tun / h) represents the first factor A, and the measurement (kg / h) and a second factor B, and predict [number of plants - measured Weight (Ton / h) - Weight (kg / h)], was conducted from the Factor experience of grades (staff) and three dates and four replications .

The research aims to diagnose an error in the retail phenomena, multidimensional analysis of variables based general linear model-based single - variable and vice versa.

The theoretical side of the single-variable analysis of variance theory based (the balanced design) with repeaters, and multivariate analysis of variance-based methods (Wilkes Lambda, Pillais trace, Lawley – Hotelling Trace) and has been approved method of (Hotel ling's trace) in the application by statigraph program.

The results of tests of the moral influence of workers and their interaction at different levels of confidence between single and multiple, which requires a formula to make sure the design data according to the fractional began phenomenon as the "choice based on the assumption of the wrong statistical method in accordance with the requirements of practical.

1-1: المقدمـــــة:

يستند تحليل التباين (ANOVA) التفاعل التداخلي عندما يتعلق الأمر بتأثير عاملين على الاقل الـــى أحد ثلاث نماذج هي نماذج العوامل الثابتة (Fixed) ونموذج العوامـــل العـــشوائية (Random) ونمـــوذج العوامل المختلطة (Mixed) والتي تعرف جميعها بالنموذج الخطي العام (GLM)، حيث يُعرف بنوعين مـــن التصاميم يسمى الاول بالنموذج الخطي العام آحادي المتغيـــر المعتمـــد (GLM _ Univariate Procedure) الذي يختص بتحليل الانحدار وتحليل التباين لمتغير معتمد واحد، وبموجبه يتم تقسيم المجتمع الـــى مجموعـــات وبعدد العوامل المدروسة بحيث يُعرف بالنموذج المتزن (Blanced) عندما تتحقق ذات الحالات للمـــشاهدات عند كل تقابل (Contrast) أو خلية، أي ان كل خلية في الأنموذج تتضمن العدد نفسه من الحالات او العوامل المدروسة، كما يشار الى ذلك بالنموذج تام التعشية المتزن عندما يتضمن حالة تسجيل مكررات المفردة الواحدة والتي تتيح المجال الى اختبار التفاعلات (Interaction) مابين العوامل الرئيسة بالإضافة إلى اختبار معنويـــة تلك العوامل.

أما النوع الثاني من التصاميم فيُعرف بالنموذج الخطي المتعدد المتغيرات (GLM-Multivariate Procedure)، يُستخدم هذا النموذج عندما تتضمن نتائج الظاهرة وجود متغيرين معتمدين فـــأكثر والعوامـــل ذاتها والتي تُقسم المجتمع بموجبها الى مجموعات يُعرف بـــــ " النموذج الخطي العـــام متعـــدد المتغيـــرات المتزن " اذ تكون كل خلية في النموذج لها عدد الحالات نفسها ، وتشير حالة وجود المكررات إمكانية إجـــراء اختبارات المعنوية التفاعلات مابين العوامل الرئيسة إضافة إلى اختبار معنوية تلك العوامل [1].

1-2: مشكلة البحث وأهميته

من الأخطاء الشائعة في تحليل تلك النماذج عندما يتعلق الأمر بالنموذج الخطي العام متعدد المتغيرات العمل على إجراء عمليات التحليل وفقا للنموذج الأحادي لكل متغير وبشكل مستقل مما يترتب عنه اعتبـــار ان " مجموع مربعات تأثيرات النموذج ومجموع مربعات البواقي ان تكون بصيغة قيمة عددية (Scalar) بالوقـــت الذي اذا أُخذت نتائج المتغيرات المعتمدة بصيغة النموذج الخطي العام المتعدد المتغيرات فان مجموع مربعـــات التأثيرات الخاصة بالنموذج ومجموع مربعات البواقي ستكون بصيغة مصفوفـــة مما يترتب عليه اختلاف نتائج التباينات σ^2 . [2]

من هنا جاءت فكرة كتابة هذا البحث من اجل إيضاح جسامة خطأ نتائج تحليل التباين أُحـــادي المتغيـــر المُعتمد Univariate عندما يتعلق الأمر بالظواهر الخاصـــة بـــالنموذج الخطـــي العـــام المتعـــدد المتغيـــرات Multivariate المعتمدة وهي لأول مرة (حسب إطلاعنا) .

1-3: هدف البحـــــــث

يهدف البحث الى تشخيص خطأ التجزئة في الظواهر ذات الأبعاد المتعـــددة المتغيـــرات المعتمـــدة (النموذج المتزن) بتحليل النموذج الخطي العام أُحادي المتغير المعتمد والعكس بالعكس.

1-4: حدود البحـــــث

تم جمع البيانات من الألواح الزراعية التجريبية لكلية الزراعة – جامعة بغداد وذلك ضمن المجـــالات الآتية:-

1- المجال المكاني، الألواح الزراعية التجريبية المخصصة لإجراء التجارب الزراعية ضمن الرقعة الجغرافية لكلية الزراعة – جامعة بغداد.

2- المجال ألزماني، أُجريت التجارب الزراعية الخاصة بالبيانات المبحوثة بثلاثة مواعيد وبأربعة مكررات .

3- المجال النوعي، اختصت البيانات المبحوثة بدراسة نوعين من السماد بقياس الـــ (طن/هـــ) ويمثل العامل الأول A ، وبقياس الـــ (كغم/هـــ) ويمثل العامل الثاني B، والتنبؤ بعدد النباتات الناتجة بوجود تفاعل تداخلي بينهما [عدد النباتات – بقياس الوزن(طـــن/هـــــ) – الوزن (كغم/هـــ)].

2-1: الجانب النظـــــــري

اولآ : التحليل بموجب النموذج الخطي العام (GLM _ ANOVA) أحادي المتغير المعتمد (التحليل بالتجزئة) :

إن تصميم العوامل الرئيسة (Assignable Factors) المصنفة (Categories) عندما يتعلق الأمر بمتغير معتمد ذي قياس كمي (قياس الفترة) على الأقل يتم بتصنيف المُجتمع الى مجموعات او قطاعات وبعدد تلك العوامل بهدف دراسة أثر معنوية تلك العوامل وأثر التفاعلات الممكنة (أنموذج المكررات) مابين تلك العوامل ، والذي تستند إجراءاته على تحليل الانحدار وتحليل التباين للمتغيرالمعتمد.[3]

من جانب آخر فان لتحليل النموذج الخطي العام بالإضافة الى اختبار خطية النموذج فان إجراءات التحليل تهدف الى تقدير معلماته ، كما ان اختبارات ما بعد تحليل التباين في ضوء احصاءة اختبار F يمكن انجازها بالاختبارات التكميلية (Post-hoc) للتعرف على مقدار الفروقات المعنوية مابين المتوسطات الخاصة بالمتغير المعتمد في ضوء مصنفات العوامل الرئيسة وتفاعلاتها للأنموذج المتزن او غير المتزن.

ومن دون فقدان في العمومية، فان تحليل التباين من عاملين بمتغير معتمد واحد يمكن ان يتحقق بصيغة (Cross) وكما يأتي [8]:-

$$Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\ \beta)_{ij} + e_{(ij)k} \quad \ldots\ldots\ldots (1)$$

إذ ان

$i = 1,2,\ldots, r$
$j = 1,2,\ldots, s$
$k = 1,2,\ldots, n$

النموذج يوضح قيمة متغير الاستجابة y كمجموع المكونات الآتية:-

μ : المتوسط العام

α_i : العامل المشخص α عند المستوى i من العامل .

β_j: العامل المشخص β عند المستوى j من العامل .

$(\alpha\ \beta)_{ij}$:الإسهامات المشتركة من المستوى i من العامل α والمستوى j من العامل β .

$e_{(ij)k}$: إسهامات العنصر k وهو ما يسمى بالخطأ العشوائي.

كذلك يمكن أن يتحقق بصيغة اخرى تعرف بـــ (Nested) وكما يأتي[6] :-

$$Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_{(i)j} + e_{(ij)k} \quad \ldots\ldots\ldots (2)$$

إذ ان :

مستويات العامل (β) مرتبطة بمستوى واحد من مستويات العامل (α) . وهي ليست موضوع بحثنا الحالي.

الجدول (1): مربعات متوسط قيم التوقع للأنموذج الأحادي المتغير المعتمد

Expected Mean Squares for Cross-Classified Models for Blanked Data

S. O. V	d.f.	MS	Fixed E(MS) Effects	Random Effects	(α Fixed, β Random)*
α	r-1	MS α	$\sigma^2 + sn\sum_{i=1}^{r} \alpha i2/\nu\alpha$	$\sigma^2 + n\sigma^2\alpha\beta + sn\sum_{i=1}^{r} \alpha i2/\nu\alpha$	$\sigma^2 + n\sigma^2\alpha\beta + sn\sigma^2\alpha$
β	s-1	MS β	$\sigma^2 + rn\sum_{j=1}^{s} \beta j2/\nu\beta$	$\sigma^2 + rn\sigma^2\beta$	$\nu\sigma^2 + n\sigma^2\alpha\ \beta + rn\sigma^2\beta$
$\alpha\beta$	(r-1)(s-1)	MS $\alpha\beta$	$\sigma^2 + n\sum_{i=1}^{r}\sum_{j=1}^{s} (\alpha\beta)ij2/\nu\alpha\beta$	$\sigma^2 + n\sigma^2\alpha\beta$	$\sigma^2 + n\sigma^2\alpha\beta$
e	rs(n-1)	MSe	σ^2	σ^2	σ^2

- for α Random and β Fixed the term ($n\sigma^2\alpha\beta$) appears in E(MS β) but in E((MS α) . See Hocking (1973)and Kim and Carter (1973)for distribution of controversy on this point.

2-2 : افتراضات تحليل التباين

اولآ : الأنموذج

1- الأنموذج Y_{ij}'s يتوزع وفق التوزيع الطبيعي $N(\mu، \sigma^2)$

2- $E_{(i)j}$'s لها توزيع طبيعي وذات توزيع مستق $e_{ij} \sim NID(0، \sigma^2)$

3- تأثيرات المعالجات (t_i) والأخطاء $(e_{(i)j})$ تجميعية .

ثانيـــا : النموذج الخطي المتعدد المتغيرات المعتمدة (GLM-MANOVA) :-

يستند تحليل الأنموذج الخطي المتعدد المتغيرات المعتمدة على تحليل الانحدار والتباين لمجموعة مـــن المتغيرات المعتمدة بوجود عامل واحد أو أكثر جميعها بمستويين او اكثر ، إذ تصنف عوامـــل المجتمـــع إلـــى مجموعات ، ويمكن اختبار الفرضيات النظرية الخاصة بتأثير متغيرات العوامل علـــى المتوســـطات المختلفـــة للتوزيع المشترك للمتغيرات المعتمدة .

بالإضافة إلى إمكانية إجراء اختبار التفاعلات مابين تلك العوامل كما هو عليه الحال في حالة التحليل أحـــادي المتغيرات آنف الذكر.

وفي حالة الأنموذج المتزن أو غير المتزن فان مجموع المربعات للعوامل المتحققة، ومجموع مربعات البـــواقي فإنها تكون بصيغة مصفوفة بدلا من كونه قيمة (Scalar) في حالة الأنموذج احادي البعد. تدعى هذه المصفوفة بـــ مجموع المربعات للمضارب المتقاطعـــة Sum Square for Cross Product (SSCP) تـــستند علـــى المتغيرات المعتمدة والمتغيرات المستقلة مولدة لكل درجة حرية في النموذج.[10]

ومن دون فقدان في العمومية، فان تحليل التباين من عاملين بمتغيرين معتمدين يمكـــن ان يتحقـــق بصيغة (Cross) في حالة النموذج المتزن تام التعشية وكما يأتي:-[4]

الجدول (2) مربعات متوسط قيم التوقع للإنموذج المتعدد المتغيرات المعتمدة

Expected Mean Squares table (MANOVA)

S.O.V.	d.f.	S.S.	M.S.	E(M.S.)
Term	ab-1	$S.S_t$	$S.S_t$ / ab-1	$\sigma^2 + n (y_{ij} - \ddot{y})^2$ / ab-1
$i\alpha$	a-1	S.Sa	S.Sa/ a-1	$\sigma^2 + nb A_i^2$ /a-1
$j\beta$	b-1	S.Sb	S.Sb/ b-1	$\sigma^2 + na Bj^2$ / b-1
$ij\alpha\beta$	(a-1)(b-1)	S.Sab	S.Sab/(a-1)(b-1)	$\sigma^2 + n(AB_{ij})^2$/(a-1)(b-1)
$)\alpha\beta$ S(	ab(n-1)	S.Sw	SSw/ ab(n-1)	$\sigma^2 \varepsilon$

Note: Expect Mean Squares for the Balanced Frequency Case.

عموما فان تحليل التباين متعدد المتغيرات المعتمدة تعد بمثابة توسيع قاعدة استخدام اختبار F بالإضـــافة الـــى وجود إحـــصاءات اختبـــار ملائمـــة مثـــل طرائـــق (Wilkes Lambda) ، (Pillai's trace)، (Lawley Hotelling's trace) . ونتيجة لصعوبة احتساب معادلات التوزيعات الفعلية لتلك الإحصاءات فإننا سوف نعمد إلى إيضاحها والتي تستند الى تقريب يعتمد على توزيع F .

من جانب اخر فان الجانب التطبيقي سيختص بعرض احد تلك الطرائق والتي تعد الأكثر شيوعا هـــي (Hotelling).

2-3: افتراضات تحليل التباين

1- ان تكون المتغيرات المعتمدة مستمرة.
2- ان تتبع البواقي التوزيع الاحتمالي الطبيعي متعدد المتغيرات بمتوسط = صفر.
3- مصفوفة التباين والتباين المشترك لكل مجموعة البواقي تكون متساوية.
4- استقلالية المفردات للمتغيرات المعتمدة.

2-4 : طرائق التحليـــــــل[5]

بافتراض P من المتغيرات المتعددة المعتمدة فان المصفوفات H و E بدرجات حرية h وe على التوالي، تمثل المصفوفة H مصفوفة الفرضية والمصفوفة E مصفوفة الخطأ او البواقي. ولمزيد من المعلومات للتعرف على الاختبارات متعددة المتغيرات يمكن مراجعة (Seber 1984)[9].

وبجعل ϑ_i و ϕ_i و λ_i القيم المميزة لـــ

$$E(E+H)^{-1} \text{ ، } HE^{-1} \text{ ، } H(E+H)^{-1}$$ على التوالي .

فان القيم المميزة تتمثل علاقات بعضها ببعض بما يأتي :-

$$\theta_i = 1 - \lambda_i = \phi_i \,/\, (1+\phi_i)$$

$$\varnothing_i = \theta_i \,/\, 1-\theta_i = 1-\lambda_i \,/\, \lambda_i$$

$$\lambda_i = 1 - \theta_i = 1 \,/\, (1+\varnothing_i)$$

2-4-1: طريقة (Wilk's Lambda)

تعرف هذه الطريقة بما يأتي :-

$$\Lambda_{P,h,e} = |E| \,/\, |E+H|$$

$$= \prod_{j=1}^{p} (1-\vartheta j)$$

بحيث ان : $e \geq p$

والتقريب الآتي يستند الى توزيع F ويستخدم لتحديد مستويات المعنوية:

$$F_{Ph,\,ft-g} = (ft-g)(1-\Lambda^{1/t}) \,/\, P^h \Lambda^{1/t}$$

حيث ان :

$$f = e - 1/2(p-h+1)$$

$$g = (Ph - 2) / 2$$

$$t = \begin{cases} \sqrt{[(p^2 h^2 - 4) / \sqrt{(p^2 + h^2 - 5)}]} & \text{if } p^2 + h^2 - 5 > o \\ 1 & \text{other wise} \end{cases}$$

ويكون التقريب دقيقاً عندما p او h تساوي 2 .

2-4-2: طريقة (Pillai's Trace) :

ان احصاءة (Pillai's Trace) و $\nu(s)$ تعرف بما يأتي :-

$$\nu^{(s)} = \sum_{j=1}^{s} \vartheta j \quad = tr \ [H \ (E + H)^{-1}]$$

حيث ان

$$S = \min (p,h)$$

وعليه فان التقريب الآتي الذي يستند الى توزيع F يستخدم لتحديد حدود الثقة.

$$F_{s(2m+S+1),\, s(2m+S+1)} = (2n + S + 1) \ \nu^{(s)} / (2m + S + 1)(s - \nu^{(s)})$$

حيث ان

$$S = \min (P,h)$$

$$m = (| P - h | - 1) / 2$$

$$n = (e - p - 1) / 2$$

2-4-3: طريقة Lawley – Hotelling Trace :

ان احصاءة الأثر، $T^2 g$ يمكن ان تعرف بما يأتي :-

$$T^2_{\ g} = e \sum_{j=1}^{s} \phi_j$$

حيث ان

$$S = \min (P, h)$$

وعليه فان التقريب الآتي يستند الى توزيع F ويتمثل بما يأتي :-

$$F_{a,b} = T^2_{\ g} / c\, e$$

حيث ان

$$a = P^h$$

$$b = 4 + (a + 2) \quad / \quad (B - 1)$$

$$c = a (b - 2) \quad / \quad b (e - P - 1)$$

$$B = (e + h - P - 1) (e - 1) \quad / \quad (e - P - 3) (e - P)$$

3: الجانـــــب التطبيقـــــي : Application

أجريت تجربة عامليه من رتبتين (عاملين) في الألواح الزراعية التجريبية لكلية الزراعة –جامعة بغـداد في منطقة ابي غريب في دراسة تأثير نوعين من السماد (طن/هـ) ويمثل العامل الأول A ، و(كغم/هـ) ويمثل العامل الثاني B ، والتنبؤ بوجود تفاعل تـداخلي بينهمـا لـــــ [عـدد النباتـات ، الـوزن(طـن/هـــ) – الوزن(كغم/هـ)]، وقد أنجزت التجربة بثلاث مواعيد وبأربعة مكررات.

يمكن تكوين معالجات التجربة من توافيق مستويات العاملين (يعود مستويين للعامـل الأول A + ثـلاث مستويات تعود للعامل الثاني B) . [7]

إلا انه في الواقع العملي قد لا يكون من المناسب إجراء كل التجربة لعدة مرات في اليوم الواحد، لذا من الضروري تقييد الطريقة العشوائية الكاملة وجعلها تجرى بقطاعات تنجز بنفس الأسلوب في كل قطاع ، لذا من الممكن إجراء تكرار كامل في يوم، والآخر في يوم ثان وآخر في يوم ثالث يمثل تكرار كل قطاع .

4: النتائج والمناقشة :

أولاً: الأنموذج الآحادي المتغير المعتمد Univariate ANOVA

التجربة الاولى:

اجريت التجربة الاولى للمتغير المعتمد الممثل لعـدد النباتـات/ $م^2$ بتـأثير العـاملين المـصنفة (Classes و Periods) لأنموذج التأثيرات الثابتة التفاعل (Periods* Classes) التداخلي، والجدول (3) يوضـح نتـائج إختبارات التأثيرات مابين المصنفات Test between subjects effect) .

الجدول (3): تحليل التباين أُحادي المتغير المعتمد لعدد النباتات/$م^2$ الثنائي التفاعل التداخلي إنموذج التأثيرات الثابتة

S.O.V.	Type ш Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	57.392	5	11.478	3.790	.004
Intercept	6127.460	1	6127.460	2022.944	.000
CLASSES	3.942	1	3.942	1.302	0.257
PERIODS	0.41	2	0.207	0.068	0.934
CLASSES* PERIODS	52.80	2	26.4	8.716	0.000
ERROR	272.61	90	3.029		
Total	647.00	96			
Corrected Total	330.00	95			
R Square = 0.174 (Adjusted R Square = o.128)					

يتضح تحقق معنوية تأثير المصنف (Class) وعدم معنوية تأثير المصنف (Periods) ، في حين تحققت معنوية مصنف التفاعل مابين المصنفين المذكورين.

التجربة الثانية: أُجريت التجربة الثانية للمتغير المعتمد متمثلة بالوزن (طن/هكتار) بتأثير العاملين المصنفة (Periods) و(Classes) لأنموذج التأثيرات ثابتة التفاعل (Periods* Classes) التداخلي، الجدول (4) يتضمن نتائج إختبارات التأثيرات مابين المصنفات (Test between subjects effect) .

الجدول (4): تحليل التباين احادي المتغير المعتمد بالوزن طن/هكتار الثنائي التفاعل التداخلي إنموذج التأثيرات الثابتة

S.O.V.	Type ш Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	3.069	5	0.614	2.970	0.016
Intercept	446.606	1	446.606	2160.543	0.000
CLASSES	1.241	1	1.241	6.004	0.016
PERIODS	1.215	2	0.608	2.940	0.053
CLASSES* PERIODS	0.612	2	0.306	1.480	0.233
ERROR	18.604	90	0.207		
Total	469.303	96			
Corrected Total	21.673	95			
R Square = 0.174 (Adjusted R Square = o.094)					

يتضح تحقق معنوية تأثير المصنف (Classes) وعدم معنوية تأثير المصنف (Periods) ، وعدم معنوية مصنف التفاعل مابين المصنفين المذكورين.

التجربة الثالثة: أُجريت التجربة الثالثة للمتغير المعتمد متمثلة بالوزن (كغم/هكتار) بتأثير العـــاملين المـــصنفة (Periods) و(Classes) لأنموذج التأثيرات الثابتة التفاعل (Periods* Classes) التـــداخلي، الجـــدول (5) يتضمن نتائج إختبارات التأثيرات مابين المصنفات (Test between subjects effect) .

الجدول (5): تحليل التباين أُحادي المتغير المعتمد بالوزن كغم/هكتار ثنائي التفاعل التداخلي إنموذج التأثيرات الثابتة

S.O.V.	Type ш Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	8645497.08	5	1729099.416	2.188	0.062
Intercept	83608217.1	1	83608217.1	1958.168	0.000
CLASSES	4036734.4	1	4036734.4	5.109	0.026
PERIODS	1785059.9	2	869997.433	1.101	0.337
CLASSES* PERIODS	2785059.9	2	1392529.966	1.762	
ERROR	71111942.6	90	790122.696		
Total	916832170.5	96			
Corrected Total	79756539.7	95			
R Square = 0.108 (Adjusted R Square = o.059)					

يتضح تحقق معنوية تأثير المصنف (Classes) وعدم معنوية تأثير المصنف (Periods) ، وعدم معنوية مصنف التفاعل مابين المصنفين المذكورين.

ثانياً: الأنموذج المتعدد المتغيرات المعتمدة : Multivariate MANOVA

بتحليل نتائج التجارب الثلاثة بإعتبارها تجربة واحدة في ضوء ثلاثة متغيرات معتمدة (عدد النباتات /م^2 ، الوزن طن/هكتار ، والوزن كغم/هكتار) : الجدول (6) يتضمن نتائج تحليل التباين المتعدد المتغيرات المعتمدة بطريقة (Hotelling Trace) للإنموذج التفاعلي التداخلي –انموذج التأثيرات الثابتة.[11]

الجدول (6): تحليل التباين متعدد المتغيرات المعتمدة بالوزن كغم/هكتار الثنائي التفاعلي التداخلي بطريقة (Hotelling Trace) للإنموذج التفاعلي التداخلي – انموذج التأثيرات الثابتة – .

Effect	Value	F	Hypothesis d.f.	Error d.f.	Sig.
Intercept	44.893	1316.875	3	88	0.000
Classes	0.126	3.698	3	88	0.015
Periods	0.104	1.502	6	174	0.180
Interaction	0.254	3.689	6	174	0.002

يتضح تحقق معنوية تأثير المصنف (Classes) وعدم معنوية تأثير المصنف (Periods) ، وتحقق معنوية مصنف التفاعل مابين المصنفين المذكورين.

وبمقارنة نتائج تحليل التباين الأحادي المتغير المعتمد بالتجزئة مع نتائج تحليل التباين المتعدد المتغيرات المعتمدة الى وجود اختلافات جوهرية مابين نتائج التحليلين.

الجدول (7): يبين اختلافات نتائج التحليلين موضوع البحث :

S.O.V.	ANOVA التجربة الاولى	ANOVA التجربة الثانية	ANOVA التجربة الثالثة	MANOVA التجارب كافة
Classes	0.257	0.016	0.026	0.015
Periods	0.934	0.053	0.337	0.180
Interaction	0.000	0.233	0.177	0.002

تشير نتائج إختبارات معنوية تأثير المصنفات وتفاعلاتها ، الى اختلاف مستويات المعنوية مابين الإنموذجين الأحادي والمتعدد، الأمر الذي إقتضى التأكد من صيغة التصميم التجريبي المعتمد في ضوء معطيات الظاهرة المدروسة ، إذ ان الإختيار الخاطئ للطريقة الإحصائية من خلال عدم صحة أحد الإفتراضات

بالأقل لما تقتضيه عملية التطبيق قد يؤدي الى نتائج لا تعبر عن حقيقة الظاهرة حتما ومنها ((إعتماد إسلوب تحليل التباين الأحادي المتغير المعتمد بالتجزئة)) بدلآ عن إعتماد إسلوب التحليل بالإنموذج المتعدد المتغيرات المعتمدة لتحليل التباين والعكس بالعكس .

5: الإستنتاجات والتوصيات

من خلال بيان نتائج إختبارات معنوية تأثير المصنفين في الجاني التطبيقي وتفاعلهما الى إختلاف مستويات المعنوية مابين الإنموذجين الأحادي والمتعدد ، مما يقتضي التأكد من صيغة التصميم التجريبي المعتمد في ضوء معطيات الظاهرة ، اذ ان الإختيار المبني على الإفتراض الخاطئ للطريقة الإحصائية من خلال عدم صحة أحد الافتراضات بالأقل بحسب مقتضيات عملية التطبيق قد يؤدي الى نتائج لا تعبر عن حقيقة الظاهرة حتما وهنا في بحثنا هذا يجب ((اعتماد أسلوب التحليل بإنموذج تحليل التباين متعدد المتغيرات المعتمدة)) بدلا عن ((اعتماد إسلوب تحليل التباين الأحادي المتغير المعتمد بالتجزئة)) والعكس بالعكس .

Reference

1. B. j. Winer (1971) .” Statistical Principles in Experimental Design” Second Edition. McGraw – Hill.
2. D.C. Montgomery (1991).Design and Analysis of Experiment, Third Edition. john Wiley & Sone.
3. D. Morrison (1967).” Multivariate Statistical Methods McGraw – Hill.
4. J.C. Hsu (1996). Multiple Comparisons, Theory and methods. Chapman & Hall.
5. Jerry L. Hintze, Kaysville, Utah Copyright (2007). Published by NCSS, NCSS help System.
6. Lawson, john. (1987).”Basic Industrial Experimental Design Strategies” Center for Statistical.
7. R. Johnson and D. Wichern (1992). Applied Multivariate Statistical Methods, Third Edition. . Prentice Hall.
8. Scheffe, H. (1959) “ The Analysis of Variance”. Wiley, New York.
9. Seber, G.A.F.(1984) “Multivariate Observations”. John Wiley & Sone. New York.
10. S.R. Searle, G. Casella, and C.E. McCulloch (1992). Variance Components. John Wiley & Sone.
11. Y. HOCHBERG and A.C. Tamhane (1987). Multiple Comparison Procedures. John Wiley & Sone.