"factorial experiment of two factors with interaction between them by interference by replicates of variables using (Completely Randomized Block Design)"
تجربة عاملية برتبتين وفق التفاعل التداخلي بمكررات المشاهدات بتصميم تام التعشية

م.م. سحر طارق محمود
جامعة بغداد / مركز احياء التراث العلمي العربي / قسم العلوم الصرفة

الخلاصــة :-

في ألواح زراعية تجريبية في كلية الزراعة – جامعة بغداد في منطقة ابي غريب أقيمت تجربة عاملية من رتبتين (عاملين) في دراسة تأثير نوعين من السماد (طن/هـ) يمثل العامل الأول A ، و (كغم/هـ) يمثل العامل الثاني B ، والتنبؤ بعدد النباتات الناتجة بوجود تفاعل تداخلي بينهما [عدد النباتات – الوزن (طن/هـ) – الوزن (كغم/هـ)].

تكونت معالجات التجربة (المعالجة العاملية – Factorial Treatment) من توافيق مستويات العاملين (مستويين للعامل الأول A وثلاثة مستويات للعامل الثاني B)، في التجربة الأولى حصل التفاعل مابين (Periods * Class)، وفي التجربة الثانية حصل التفاعل مابين (Class) والتفاعل (Periods * Class) وعدد المعالجات العاملية سيكون مساوٍ الى جميع التوافيق الممكنة بين مستويات العاملين.

وقد أنجزت التجربة بثلاثة مواعيد وبأربعة مكررات وجعلها تجرى بقطاعات تنجز بنفس الأسلوب في كل قطاع واتخاذ قرار احصائي بشأن فرضيات تتعلق بالتنبؤ بعدد النباتات الناتجة عن تأثير العاملين (كغم/هـ) و (طن/هـ) والعلاقات المتبادلة بينهما.

استند التحليل على مجتمع أحادي معتمد (التحليل بالتجزئة) وأثر العوامل والتفاعلات مابينها على تحليل الانحدار وتحليل التباين بموجب النموذج الخطي العام الأحادي (GLM _Univariate Procedure) وتقدير معلماته ، ومجتمع متعدد المتغيرات معتمد بعاملين وبعدة مستويات وإجراء اختبار التفاعلات مابين تلك العوامل كما هو عليه الحال في حالة التحليل أحادي المتغيرات آنف الذكر ووفق النموذج الخطي متعدد المتغيرات المعتمدة (GLM-Multivariate) بإحصاءة اختبار(Lawley Hotelling's trace) وباستخدام الحزمة الاحصائية statigraph .

من خلال اختبار استقلالية العوامل بين معاملي ارتباط بيرسون وسبيرمان ان هناك علاقة عند مستوى دلالة 0.01 ذات دلالة احصائية و ارتباط قوي مابين المتغيرات (كغم/هـ) وعدد النباتات مقدارها(o.614,o.628)على التوالي .ون هناك تجانس الانحدار في تباين الخطأ بينهما ايضا.

وفي ضوء التجربة العاملية Factor Experiment المتكونة من عاملين تجمع مستويات كل عامل مع مستويات العامل الآخر ومن خلال نتائج التحليلات باستخدام الحزم الاحصائية Statigraph. تبين في جدول تحليل التباين الأحادي " ANOVA " Univariate Analysis ان العامل كغم/هـ ، والتفاعل بين العاملين فقط لها دلالة معنوية او تأثيرات رئيسة معنوية،ومن نتائج تحليل التباين أحادي المتغير المعتمد عدم تحقق مغزى معنوياً عند عامل التفاعل في حين في تحليل التباين متعدد المتغيرات المعتمدة Multivariate Analysis بعدم وجود اية فروق معنوية لأي من العاملين او التفاعل بينهما

وتحقق المغزى المعنوي عند مستوى الدلالة المعتمدة وعند عامل التفاعل مابين العاملين وبذلك يتضح عدم تطابق نتائج التحليلين .

هـدف البحـث: يهدف البحث الى تشخيص خطأ التجزئة في الظواهر ذات الأبعاد متعددة المتغيرات المعتمدة (الإنموذج المتزن)Multivariate بتحليل النموذج الخطي العام احادي المتغير المعتمد.

Abstract

In the experimental farm at the faculty of Agriculture – university of Baghdad, in the area of Abu – Grab,

Set up factorial experiment of two factors in study of the impact of two types of manure (Ton /H) represent the first factor(A), and (Kg/H) represent the second factor(B), and forecasting the number of plants resulting with existence of interaction between them {Number of plants-(Ton/H)- (Kg/H)},by interference.

The experience processing formed of (Factorial treatment)of the combinations of levels of

two factors(two level for the first factor (A), and three levels for the second factor (B),in the first experiment happened interaction between (Periods*Class),and in the second experiment happened interaction between (Class) and the interaction (Periods*Class) and the number factorial processors would be equal to all possible combinations between the levels of two factors.

The experiment was completed with three times, and with four replicates ,and make it with conducted sectors accomplish with the same method in each sector, and make a statistical decision for the hypotheses concerning the plants resulting from the impact or two factors and their mutual relationship .

The analysis was based on(the an unilateral analysis and the impact of factors ,the interactions between them on regression analysis, analysis of variance under the linear model "GLM- Univariate Procedure", and estimate its parameters), and on (Multi-variables contain by two factors and number of levels, test the interactions between these factors, as is the case of a Univariate analysis above according to a Multivariate Linear Model (GLM-Multivariate) with statistical test(Lawley Hotelling trace), using statistical Package(statigraph).

Testing the indepence of factors by Pearson and Spearman test, there is a relationship with statistical significant at the level of significance 0.01, and strong correlation between factors (Kg/H) and (number of plants) amount of (0.614), (0.628) respectively. And there is homogeneity of regression between them also.

From the results of unilaterally analysis of variance, we find no significance moral with the interaction factors, but it's happen at the level of significance with (GLM-Multivariate).

الجانب النظــري:

التجربة*[١] العاملية " وهي تجربة تجمع مستويات كل عامل*[٢] مع كل مستويات العوامل الاخرى " يكون هناك تفاعل بين عاملين ،اذا كان التغير في عامل واحد ينتج تغير مختلف في متغير الاستجابة عند مستوى واحد من العامل الآخر عند المستويات الاخرى لهذا العامل. لذا يجب ان تكون العوامل المستخدمة في التجربة مستقلة وعليه من الضروري اجراء إختبارات إحصائية (الاختبارات العشوائية) لبيان استقلالية او عدم استقلالية كل عامل وتحديد ما اذا كان هناك تفاعل ذي دلالة احصائية ام لا وهنا لابد من اختبار افتراضات التجانس في الانحدار،لمعرفة تأثير عدة عوامل في احدى الظواهر ، وقد اجرينا هذه الاختبارات للوقوف على التقاطع بين العوامل الداخلة في التجربة والمتغير المعتمد وهذا يقتضي ايجاد معامل ارتباط بيرسون وسبيرمان بين المتغيرات. ومع ذلك يمكن اجراء تجربة واحدة لجميع العوامل مرة واحدة يطلق عليها تجربة عاملية متعددة العوامل Factorial Experiment [(١)] . المعالجة في التجربة العاملية Factorial Treatment ؛ هي توفيق Combination بين مستويات هذه العوامل وفي دراستنا هذه يمكن تكوين معالجات التجربة من توافيق مستويات العاملين لدراسة تأثير أوزان نوعين من السماد (طن/هـ) يمثل العامل الاول A (كغم/هـ) ويمثل العامل الثاني B ، في عدد النباتات الناتجة بوجود تفاعل بينهما (يعود مستويين للعامل الأول A + ثلاثة مستويات تعود للعامل الثاني B)، في التجربة الأولى حصل التفاعل مابين (Periods * Class)، وفي التجربة الثانية حصل التفاعل مابين (Class) والتفاعل (Periods * Class) وقد أُنجزت التجربة بثلاثة مواعيد وبأربعة مكررات، وعليه فان عدد المعالجات العاملية سوف يكون مساوٍ الى جميع التوافيق الممكنة بين مستويات العاملين، بمعنى اخر هو عبارة عن حاصل ضرب عدد مستويات العامل الأول بعدد مستويات العامل الثاني.

فالتجربة بهذه الحالة اذن هي " تجربة عاملية من رتبتين مع تفاعل تداخلي بمكررات المشاهدات لكل خلية " وقد أُنجزت بشكل تصميم تام العشوائية Completely – Randomized Design والذي يمتاز بالمرونة وتجانس الوحدات التجريبية ويسمح باستخدام درجات حرية عالية، اضافة الى ان فقدان نتائج احدى القطع التجريبية لا يؤثر على سير التجربة .[(٤)]
ولمعرفة معنوية تأثير المعالجات ، ومعنوية تأثير كل عامل ، ومعنوية تأثير تفاعل العاملين يمكن استنباط الإنموذج الرياضي من التصميم الكامل العشوائية (CRD)

$$Y_{ij} = \mu + t_i + e_{ij}$$

يطبق هذا النظام التجريبي على عدد من مستويات العامل بشكل عشوائي تام وان جميع المواد التي تُجرى عليها المعالجات تعد متجانسة نوعا ما.

اذ ان : Y_{ij} : نتيجة القطعة التجريبية تحت تأثير المعالجة i وبترتيب j تسمى بالاستجابة response.

μ : تأثير المتوسط العام للتجربة

t_i : تأثير المعالجة i
e_{ij} : الخطأ العشوائي للقطعة التجريبية Y_{ij} افتراضاته :
١- النموذج Y_{ij}'s يتوزع طبقا $N(\mu, \sigma^2)$
٢- e_{ij}'s لها توزيع طبيعي وذات توزيع مستقل
$e_{ij} \sim NID(0, \sigma^2 e)$
٣- تأثيرات المعالجات (e_i) والأخطاء (e_{ij}) تجميعية .
$\sigma^2 e$: التباين المشترك في كل المعالجات
($t_1, t_2, \ldots, t_k$): معالم ثابتة اذا كانت مستويات المعالجات ثابتة

$t_j = 0$: يتوزع وفق التوزيع الطبيعي بوسط مقداره صفر،
وتباين مقداره = $\sigma^2 t$

اذا كانت مستويات المعالجات مختارة عشوائيا. اذ ان إسلوب إختيار المستويات في أية تجربة يحدد طبيعة المستويات سواء كانت ثابتة ام عشوائية.
تدعى الحالات التجريبية [٥] (تراتيب المعالجات Combination treatment) وتوجد في تجربتنا (٥) درجات حرية بين المعالجات ، و(٩٠) درجة حرية لداخل المعالجات اي الخطأ وبما ان العاملين قد رتبا باسلوب عاملي متقاطع فيمكن القول بوجود درجة حرية واحدة تعود الى العامل الأول A_i (١- ٢) ،ودرجتين حرية تعود للعامل الثاني $ß_j$ (١-٣) وفي هذه الحالة تترك درجتين حرية بين تراتيب المعالجات ترافق التفاعل بين العاملين $(\alpha ß)_{ij}$. اضافة الى درجة حرية واحدة بين الخلايا غير المحسوبة .

والأنموذج الرياضي لهذه الحالة يصبح بالشكل التالي: [٦]

$$Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + ß_j + (\alpha ß)_{ij} + e_{k(i,j)}$$

اذ ان Y_{ijk}: استجابة القطعة التجريبية ترتيبها k واقعة تحت تأثير المعالجة العاملية المتكونة من المستوى i من العامل A والمستوى j من العامل B .
μ : تأثير المتوسط العام ويقدر وفق الصيغة :

$$\mu\hat{} = \bar{Y}\ldots = \frac{Y\ldots}{abr}$$

α_i :تأثير المستوى i من العامل الأول A (بمستوين) ويقدر وفق الصيغة :

$$\alpha_i\hat{} = \bar{Y}_{i..} - \bar{Y}\ldots = \frac{\bar{Y}_{i..}}{br} - \frac{\bar{Y}\ldots}{abr}$$

$ß_j$: تأثير المستوى j من العامل الثاني B (بثلاثة مستويات) يقدر وفق الصيغة :

$$ßj\hat{} = \bar{Y}_{.j.} - \bar{Y}\ldots = \frac{Y_{.j.}}{ar} - \frac{Y\ldots}{abr}$$

$(\alpha ß)_{ij}$: تأثيرالتفاعل بين المستوى i من العامل A والمستوى j من العامل ß وتقدر وفق الصيغة :

$$(\alpha ß)_{ij}\hat{} = \bar{Y}_{ij.} - \bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{.j.} + \bar{Y}\ldots = \frac{Y_{ij.}}{r} - \frac{Y_{i..}}{br} - \frac{Y_{.j.}}{ar} - \frac{Y\ldots}{abr}$$

$e_{k(i,j)}$: الخطأ العشوائي للقطعة ترتيبها k وواقعة تحت تأثير المعالجة العاملية المتكونة من المستوى i من العامل A والمستوى jمن العامل ß ،
ويقدر وفق الصيغة:

$$e\hat{}_{k(i,j)} = Y_{ijk} - \bar{Y}_{ij.} = Y_{ijk} - \frac{Y_{ij.}}{r}$$

الا انه في الواقع العملي قد لا يكون من المناسب إجراء كل التجربة لعدة مرات في اليوم الواحد، اذن من الضروري تقييد الطريقة العشوائية الكاملة وجعلها تجري بقطاعات وتنجز بنفس الاسلوب في كل قطاع.

من الممكن إجراء تكرار كامل في يوم ، والآخر في يوم ثانٍ ، وآخر في يومٍ ثالث. يمثل كل تكرار قطاع فيصبح التصميم " تصميم قطاعات عشوائية بتجربة عاملية من رتبتين متداخلة ومتكاملة باسلوب عشوائي داخل كل قطاع (Factorial Experiment in a Randomized Block Design) وعندما تكرر كل تجربة عدة مرات فان (P_k) يمثل التكرارات
فيصبح الأنموذج الرياضي بالشكل الآتي : [٧]

$$Y_{km} = \mu + P_k + t_m + e_{km}$$

اذ ان P_k : تأثير القطاع k .
t_m : يمثل المعالجات وفق الشكل الآتي: [٨]

$$t_m = \alpha_i + ß_j + \alpha ß_{ij}$$

يصبح الأنموذج الرياضي بالشكل الآتي [٩]

$$Y_{ijk} = \mu + P_k + \alpha_i + ß_j + (\alpha ß)_{ij} + e_{k(I,j)}$$

اذ ان:
Y_{ijk}: استجابة القطعة التجريبية ضمن القطاع **k** واقعة تحت تأثير المستوى i من العامل A والمستوى j من العامل ß .
P_k: تأثير القطاع k .

اما الرموز المتبقية فهي كما موضح في أعلاه.

انموذج لجدول تحليل التباين*[٣] لتجربة عاملية (b×a)
وفق تصميم(CRBD)[٢]

المصدر	d.f	S.S.	M.S	E(MS)
القطاعات	r-1	SSb	MSb	-
بين المعالجات	ab-1	SS_t	SSt / ab-1	
العامل Ai	a-1	SS_A	SSA/a-1	$\sigma^2+rb \sum \alpha i^2/ a-1$
العامل B_j	b-1	SS_B	SSB/b-1	$\sigma^2+ra \sum B_j^2/ b-1$
التفاعلAB_{ij}	(a-1)(b-1)	SS_{AB} *	SS_{AB}/(a-1)(b-1)	$\sigma^2+r \sum (\alpha B)_{ij}^2/(a-1)(b-1)$
داخل المعالجات(الخطأ)	Ab(n-1)	SSw *	SSw/ ab(n-1)	$\sigma^2_{Є}$
الكلي...T	Abn-1	SS_T		

* $SS_{AB} = SS_t - SS_A - SS_B$
* $SSe = SS_T - SS_t$

يتضمن جدول تحليل التباين مجاميع المربعات، ودرجات الحرية، ومتوسطات المربعات والتوقعات، ... الخ . يعرض التحليلات الاولية بشكل (مؤلف او مفبرك) . هذا النوع من العرض الجدولي ANOVA يستخدم لترتيب نتائج تحليلات التباين المحتسبة مخصصة لمختلف نماذج تصميم التجارب. وقد افترض ان الاخطاء موزعة وفق التوزيع الطبيعي المستقل بوسط مقداره (صفر) وتباين = σ^2 . هذا يعني ان التباينات داخل كل من الخلايا قد افترضت انها آتية من مجتمعات طبيعية تبايناتها متساوية وكما موضح في الاشكال رقم (٤،٥،٦) . وانه من الضروري جدا بعد التحليل وقبل اعداد جدول تحليل التباين اجراء اختبار التجانس في الانحدار Homogeneity of Regression لأن الافتراضات اذا كانت غير ملائمة سوف يوصلنا ANOVA الى تفسيرات خاطئة للنتائج وهذا ما سوف نوضحه في نتائج التحليلات باستخدام الحزم الاحصائية Statgraph.[3]

الجانب التطبيقـــي :

اولآ: أجريت تجربة عامليه من(عاملين) في الواح زراعية تجريبية فيقسم المحاصيل الحقلية/ كلية الزراعة - جامعة بغداد بمنطقة ابي غريب في دراسة تأثير نوعين من السماد(طن/هـ) ويمثل العامل الأول A ، وكغم/هـ) ويمثل العامل الثاني B ، والتنبؤ بعدد النباتات الناتجة بوجود تفاعل تداخلي بينهما [عدد النباتات – الوزن(طن/هـ) – الوزن(كغم/هـ)]، وقد أنجزت التجربة بثلاث مواعيد وبأربعة مكررات ، وقد اجريت 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 ،وكما موضح في ادناه :

No.: عدد المشاهدات

T1، T2: تأثيرات السماد الأول والسماد الثاني على التوالي

D: الأيام الأول والثاني والثالث ، H: القطاعات ، R: التكرارات

NO.	T1	D	H	R	عدد النباتات	طن/هـ	كغم/هـ
1	1	1	1	1	8	2.374	3560.8
2	1	1	1	2	8	2.021	2780.1
3	1	1	1	3	6	2.641	2161.8
4	1	1	1	4	7	2.676	2713.9
5	1	1	2	1	7	2.760	3440.5
6	1	1	2	2	6	2.673	2790.6
7	1	1	2	3	5	2.073	1805.1
8	1	1	2	4	6	1.976	2893.8
9	1	1	3	1	6	2.477	2875.8
10	1	1	3	2	4	1.876	1654.1
11	1	1	3	3	7	2.640	3332.7
12	1	1	3	4	7	1.814	2860.9
13	1	1	4	1	10	2.141	2102.1
14	1	1	4	2	6	2.550	1395.6
15	1	1	4	3	6	1.854	1248.6
16	1	1	4	4	8	1.934	1400.8
17	1	2	1	1	8	1.900	1888.8
18	1	2	1	2	12	2.322	4179.6
19	1	2	1	3	9	1.992	3319.2
20	1	2	1	4	9	2.073	2799.1
21	1	2	2	1	4	1.831	1858.8
22	1	2	2	2	11	2.276	4293.3
23	1	2	2	3	8	2.295	3714.4
24	1	2	2	4	8	1.955	3866.4
25	1	2	3	1	7	1.873	3311.7
26	1	2	3	2	8	1.350	3422.4
27	1	2	3	3	9	1.450	3310.2
28	1	2	3	4	6	1.950	2107.8
29	1	2	4	1	10	1.513	3224.8
30	1	2	4	2	8	2.150	3182.1
31	1	2	4	3	10	2.877	3042.1
32	1	2	4	4	10	2.428	1513.4
33	1	3	1	1	7	1.774	1188.6
34	1	3	1	2	6	2.272	1588.2
35	1	3	1	3	6	1.740	3822.1
36	1	3	1	4	12	2.364	3817.2
37	1	3	2	1	7	1.918	3230.4
38	1	3	2	2	8	1.620	2548.1
39	1	3	2	3	8	1.379	3499.1

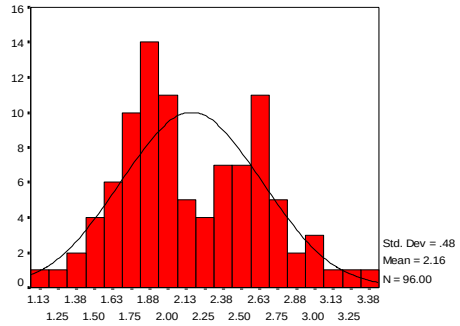
40	1	3	2	4	6	1.809	4466.1
41	1	3	3	1	11	1.510	2517.3
42	1	3	3	2	9	1.678	2821.7
43	1	3	3	3	7	1.298	2438.1
44	1	3	3	4	7	2.371	3211.1
45	1	3	4	1	10	1.709	2495.7
46	1	3	4	2	9	1.670	2687.4
47	1	3	4	3	9	1.688	1546.4
48	1	3	4	4	8	2.622	1546.4
NO.	T2	D	H	R	عدد النباتات	طن/هـ	كغم/هـ
49	2	1	1	1	11	2.474	2211.3
50	2	1	1	2	11	3.416	3823.8
51	2	1	1	3	8	2.834	2852.2
52	2	1	1	4	9	2.947	4120.2
53	2	1	2	1	10	1.912	4868.2
54	2	1	2	2	10	2.940	4192.8
55	2	1	2	3	8	2.693	2940.9
56	2	1	2	4	8	3.246	3468.8
57	2	1	3	1	6	1.960	2040.6
58	2	1	3	2	11	2.562	4943.4
59	2	1	3	3	9	1.575	3262.5
60	2	1	3	4	10	1.701	4752.1
61	2	1	4	1	8	1.545	3054.4
62	2	1	4	2	8	1.985	2277.6
63	2	1	4	3	8	1.780	3174.4
64	2	1	4	4	10	2.050	2967.9
65	2	2	1	1	7	1.880	2220.4
66	2	2	1	2	7	2.704	2455.6
67	2	2	1	3	8	2.110	3725.6
68	2	2	1	4	5	2.010	1424.9
69	2	2	2	1	7	1.078	3018.4
70	2	2	2	2	8	2.757	3537.6
71	2	2	2	3	9	2.668	4302.1
72	2	2	2	4	8	1.901	3080.2
73	2	2	3	1	8	2.661	3996.8
74	2	2	3	2	6	2.578	2320.8
75	2	2	3	3	6	1.912	3168.6
76	2	2	3	4	8	2.415	3218.4
77	2	2	4	1	10	1.842	4260.1
78	2	2	4	2	8	1.748	3044.3
79	2	2	4	3	7	2.460	3118.5
80	2	2	4	4	8	3.088	2653.6
81	2	3	1	1	8	1.811	3520.1
82	2	3	1	2	5	1.730	1934.1
83	2	3	1	3	6	2.660	1830.6
84	2	3	1	4	10	1.950	4772.2
85	2	3	2	1	8	2.960	2497.6
86	2	3	2	2	7	1.630	2790.9
87	2	3	2	3	9	2.460	3954.6
88	2	3	2	4	6	2.410	2850.6
89	2	3	3	1	10	2.460	3961.1
90	2	3	3	2	8	2.750	3486.4

91	2	3	3	3	8	1.939	3405.6
92	2	3	3	4	6	2.601	2280.1
93	2	3	4	1	6	2.680	2194.8
94	2	3	4	2	14	1.820	4796.4
95	2	3	4	3	11	2.011	3419.9
96	2	3	4	4	6	2.201	2509.8

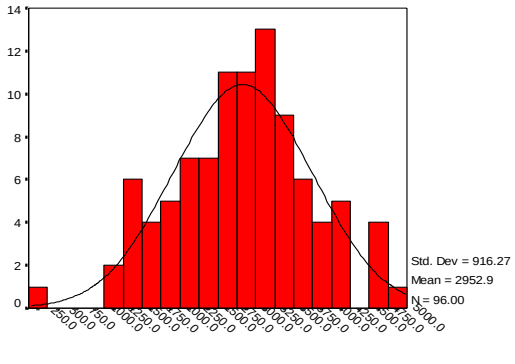
***: تم إعتماد نتائج التجربة دون اي تدخل من قبل الباحث تعديلات**

ثانياً: اختبار التوزيع الطبيعي للمتغيرات الداخلة بالتجربة

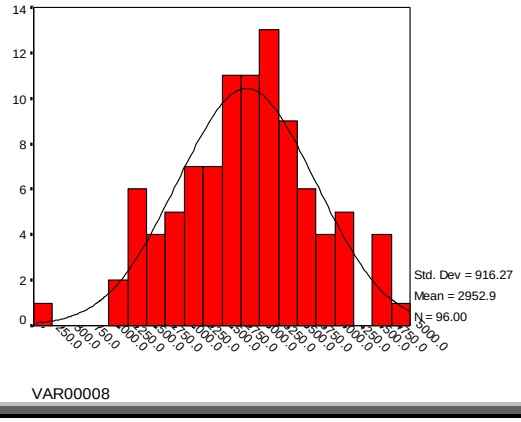
الشكل رقم (١) يوضح توزيع المتغير (كغم/هـ) على وفق التوزيع الطبيعي



الشكل رقم (٢) يوضح توزيع المتغير (طن/هـ) على وفق التوزيع الطبيعي



الشكل رقم (٣) يوضح توزيع المتغير المعتمد (عدد النباتات) على وفق التوزيع الطبيعي

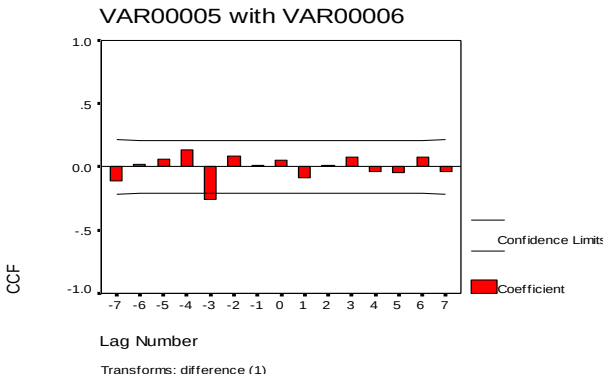


مصدرالرسوم البيانية : من اعداد الباحث

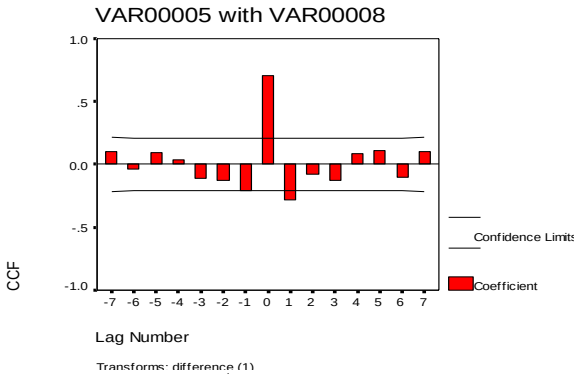
من الأشكال (١،٢،٣) اعلاه يتضح ان متغيرات التجربة العاملية تسلك وفق التوزيع الطبيعي

ثالثاً : اختبار استقلالية المتغيرات الداخلة بالتجربة العاملية

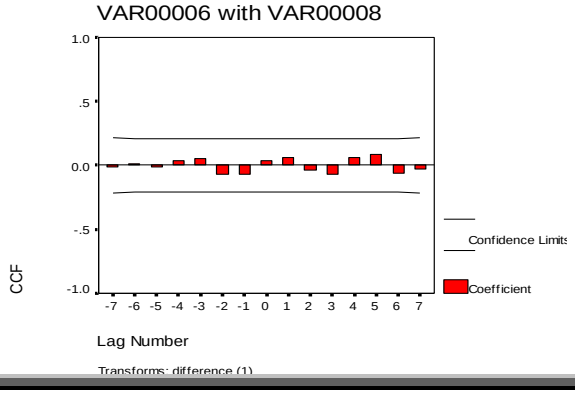
شكل رقم (٤) يوضح علاقة ضعيفة بين المتغيرVAR00005(كغم/هـ) والمتغيرVAR00006 (طن/هـ)



شكل رقم (٥)يوضح علاقة قوية نوعا ما بين المتغير٠٠٠٠٥ (كغم/هـ) والمتغير ٠٠٠٠٨ (عدد النباتات)



شكل رقم (٦) يوضح علاقة ضعيفة جدا بين العاملVAR00006 (طن/هـ) والعامل٠٠٠٠٨(عدد النباتات)



مصدرالرسوم البيانية : من اعداد الباحث

الشكل **رقم (٤) يوضح** وجود تفاعل **ما بين العاملين (كغم/هـ) و (عدد النباتات)** وعدم وجوه بين العاملين (طن/هـ) و(عدد النباتات) في الشكل **رقم (٦)** .

رابعاً: التحليل الإحصائي

4-1: الاحصاء الوصفي للمتغيرات الداخلة بالتجربة

"General Linear Model- Descriptive Statistics"

Variance	Std. Deviation		Mean	Sum	Maximum	Minimum	Range	N	
Statistic	Statistic	Std. Error	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	
3.474	1.8638	.1902	7.5625	768.00	14.00	4.00	10.00	96	VAR1
.228	.4776	4.875E-02	2.1594	207.30	3.42	1.08	2.34	96	VAR2
839542.523	916.2655	93.5160	2952.8864	283477.09	4943.40	346.88	4596.52	96	VAR3

4-2: ايجاد معامل ارتباط بيرسن بين المتغيرات **" Correlations"**

VAR3	VAR2	VAR1	Pearson Correlation	
**.628	.029	1.000		VAR1
.000	.780	.	Sig. (2-tailed)	
101951.900	2.439	330.000	Sum of Squares and Cross-products	
1073.178	2.567E-02	3.474	Covariance	
96	96	96	N	
.034	1.000	.029	Pearson Correlation	VAR2
.746	.	.780	Sig. (2-tailed)	
1394.114	21.673	2.439	Sum of Squares and Cross-products	
14.675	.228	2.567E-02	Covariance	
96	96	96	N	
1.000	.034	**.628	Pearson Correlation	VAR3
.	.746	.000	Sig. (2-tailed)	
79756539.683	1394.114	101951.900	Sum of Squares and Cross-products	
839542.523	14.675	1073.178	Covariance	
96	96	96	N	

** Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed)

4-3: ايجاد معامل ارتباط سبيرمان بين المتغيرات "Correlations"

VAR 3	VAR2	VAR 1	Spearman's rho	
**.61 4	-.030	1.000	Correlation Coefficient	VA1
.000	.773		Sig. (2-tailed)	
96	96	96	N	
.045	1.000	-.030	Correlation Coefficient	VAR 2
.661		.773	Sig. (2-tailed)	
96	96	96	N	
1.000	.045	**.61 4	Correlation Coefficient	VAR 3
	.661	.000	Sig. (2-tailed)	
96	96	96	N	

** Correlation is significant at the .01 level (2-tailed).

من خلال اختبار استقلالية العوامل وايجاد معامل ارتباط بيرسن لوحظ ان هناك علاقة ذات دلالة احصائية بين المتغير كغم/هـ وعدد النباتات الناتجة بمعامل ارتباط مقداره (0.614) . وهذه النتيجة قد تم تعزيزها من خلال معامل ارتباط سبيرمان ويبلغ (0.628) وهذا ارتباط قوي عند مستوى دلالة 0.01،اي ان نوع السماد (كغم/هـ) له تأثير ايجابي في كمية النباتات الناتجة.

٤-4 : اختبار التجانس في الانحدار " Homogeneity of Regression "

Variables Entered/Removed

Method	Variables Removed	Variables Entered	Model
Stepwise (Criteria: Probability-of-F-to-enter <= .050, Probability-of-F-to-remove >= .100).		VAR3	1

a Dependent Variable: VAR1

ANOVA

Sig.	F	Mean Square	df	Sum of Squares		Model
.000	61.352	130.324	1	130.324	Regression	1
		2.124	94	199.676	Residual	
			95	330.000	Total	

- **a Predictors: (Constant), VAR3**
- **b Dependent Variable: VAR1**

Coefficients

Sig.	t	Standardized Coefficients		Unstandardized Coefficients		
		Beta	Std. Error	B		Model
.000	8.378		.504	4.225	(Constant)	1
.000	7.833	.628	.000	1.278E-03	VAR3	

a Dependent Variable: VAR1

Excluded Variables

Collinearity Statistics	Partial Correlation	Sig.	t	Beta In		
Tolerance						Model
.999	.010	.923	.096	.008	VAR2	1

- **a Predictors in the Model: (Constant), VAR3**
- **b Dependent Variable: VAR1**

من خلال اختبار فرضية تجانس تباين الخطأ المتغير المعتمد (عدد النباتات) واتجاهات الاختلافات العشوائية داخل المجموعات(عدم التجانس) بين القطع التجريبية أقل مايمكن بشكل يسمح بتقليل او إزالة تأثير العوامل الخارجية المحيطة بالتجربة غير العوامل التي يراد دراستها وتقليل الخطأ التجريبي وهنا قد أدخل المتغير (كغم/هـ) واعتبر المتغيرالأقوى ثباتاً واستبعد المتغير (طن/هـ) .

5-4 : تحليل التباين ANOVA وفق التحليل المنفرد"Univariate Analysis" والتحليل المتعددِ المتغيرات "MULTIVARITE ANALYSIS"

The Univariate Analysis of Variance

Tests of Between-Subjects Effects

Source Dependent Variable	Type ш Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Comected Model					.
عددالنباتات / م٢	57.392[a]	5	11.478	3.790	004
الوزن – طن/ هكتار	3.069[b]	5	.614	2.970	.062
الوزن – كغم/هكتار	8645497.079[c]	5	1729099.416	2.188	.016
Intercept					
عددالنباتات / م٢	6127.460	1	6127.460	2022.944	.000
الوزن – طن/ هكتار	446.606	1	446.606	2160.543	.000
الوزن – كغم/هكتار	836082317.12	1	836082317.1	1058.168	.000
CLASSES					
عددالنباتات / م٢	3.942	1	3.942	1.302	.257
الوزن – طن/ هكتار	1.241	1	1.241	6.004	.016
الوزن – كغم/هكتار	4036734.400	1	4036734.400	5.109	.026
PERIODS					
عددالنباتات / م٢	.414	2	.207	.068	.934
الوزن – طن/ هكتار	1.241	2	.608	2.940	.058
الوزن – كغم/هكتار	1739994.866	2	869997.433	1.101	.337
CLASSES* PERIODS عددالنباتات	52.799	2	26.400	8.716	.000

م^{2} /	.612	2	.306	1.450	.233
الوزن – طن/ هكتار	2785059.931	2	1392529.966	1.762	.177
الوزن – كغم/هكتار					
ERROR					
عددالنباتات / م^{2}	272.608	90	3.716		
الوزن – طن/ هكتار	18.604	90	.207		
الوزن – كغم/هكتار	71111042.603	90	790122.696		
Total					
عددالنباتات / م^{2}	6474.000	96			
الوزن – طن/ هكتار	469.303	96			
الوزن – كغم/هكتار	916832170.5	96			
Corrected Total					
عددالنباتات / م^{2}	330.000	95			
الوزن – طن/ هكتار	21.673	95			
الوزن – كغم/هكتار	79756539.683	95			

a. R Squared = .174 (Adjusted R Squared = .128)
a. R Squared = .142 (Adjusted R Squared = .094)
b. R Squared = .108 (Adjusted R Squared = .059)

General Linear Model

Batween – Subjects Factors

	Value Label	N
Classes	القائم	٤٨
1	المحلي	٤٨
	الاولى	٣٢
2	الثانية	٣١
المواعيد	الثالثة	٣٣
1		٢٤
		٢٤
2		٢٤
		٢٤
3		
المكررات		
1		
2		
3		
4		

Multivariate Tesat [c]

باستخدام إحصاءة اختبار (Lawley Hotelling's trace) [٦]

Effect		Value	F	df	Error	Sig
Intercept	Hotelling's Trace	44.893	1316.875[a]	3	88.000	.000
Classes	Hotelling's Trace	.126	3.698[a]	3	88.000	.015
Periods	Hotelling's Trace	.104	1.502	6	174.00	.180
Classes * Periods	Hotelling's Trace	.254	3.689	6	174.00	.002

a. Exact Statistic

c. Design: Intercept + Classes + Periods + Classes * Periods

من نتائج تحليل التباين أحادي المتغير المعتمد نجد عدم تحقق مغزى معنوياً عند عامل التفاعل في حين في تحليل التباين متعدد المتغيرات المعتمدة تحقق المغزى المعنوي عند مستوى الدلالة المعتمدة وعند عامل التفاعل مابين العاملين وبذلك يتضح عدم تطابق نتائج التحليلين .

الإستنتـــاج

****

في جدول تحليل التباين الأحادي " ANOVA " Univariate Analysis ان العامل كغم/هـ ، والتفاعل بين العاملين فقط لها دلالة معنوية او تأثيرات رئيسة معنوية في حين انه في التحليل المتعدد Multivariate Analysis بعدم وجود اية فروق معنوية لأي من العاملين او التفاعل بينهما

التوصيـــــات

****

اختلاف مستويات الدلالة بموجب القيم المحتسبة ما بين الطريقتين تعد مصدرا مهما من مصادر الاختلاف مابين الطريقتين مما يستوجب اعتماد الطريقة المناسبة (Multivariate Analysis) التي تعتمد على طبيعة الخصائص المدروسة للظاهرة ان كانت معتمدة ام مستقلة عن بعضها البعض .

الهوامـــــش

****

*١: التجربة، تعرف بالخطط التي ترسم مقدما لتشكيل أساس جيد لتأكيد او نفي فرضيات سابقة ،وإستنباط قوانين والتوصل لأستنتاجات محتملة، وقد تكون تجربة مختبرية او في المجال الزراعي ،او قد تكون تجربة بسيطة تتكون من عامل واحد او تكون متعددة العوامل Factor or Multi – factor Experiments.[٢]،[٣]

*٢: العامل، يعرف بمتغير الهدف لدراسة تأثيره ، قد يضم العامل عدد من المعالجات، وقد يضم عدة مستويات .

*٣: فكرة تحليل التباين اوجدها لأول مرة العالم فيشر (R.A.Fisher) تعود الى اختبار معنوية عدة عوامل (مجموعات، عينات، معالجات) دفعة واحدة ، تستخدم في التجارب الزراعية والصناعية والبيولوجية . يعني تحليل التباين تجزئة الى عدة مركبات احداها تعزى الى العشوائية، استخدم فيشر(R.A.Fisher) هذه المركبة للمقارنة مع بقية مركبات التباين (بين العينتين، وتباين الصدفة) والنسبة الحاصلة بشكل توزيع F.

المصـــادر

١- أ. كمال علوان خلف المشهداني - ٢٠١٠ " تصميم وتحليل التجارب-استخدام الحاسوب- " قسم الاحصاء/كلية الادارة والاقتصاد - جامعة بغداد،بغداد .

٢- الدكتور محمود حسن المشهداني أ.كمال علوان خلف المشهداني-١٩٨٩ " تصميم وتحليل التجارب" جامعة بغداد،بيت الحكمة للنشر والترجمة والتوزيع، بغداد .

٣- شارلز هيكس – ترجمة قيس سبع خماس- ١٩٨٤ ، " المفاهيم الأساسية في تصميم التجارب" ،الجامعة المستنصرية،مطبعة جامعة الموصل،الموصل .

(4) B.J. Winner, (1971),” Statistical Principles in Experimental Design ”. Second Edition, McGraw-Hill.

(5) C.R. Hicks (1982).”Fundamental Concepts in the Design of Experiments”. Third Edition. CBC College Publishing.

(6) D. Morrison (1967),” Multivariate Statistical Methods”. McGraw-Hill.

(7) D.C. Montgomery (1991).”Design and Analysis of Experiment”, Third Edition. John Wiley & Sone.

(8) J. Netter. W. Wasserman and M.H. Kutner, (1985), “Applied Linear Statistical Models”. Second Edition, Irwin, Inc.

(9) R. Johnson and D. Wichern (1992).”Applied Multivariate Statistical Methods”, Third Edition. Prentice Hall.