



وزارة التعليم العالي والبحث العلمي
جامعة كربلاء
كلية الإدارة والاقتصاد

استخدام التحليل الشكلي لمقارنة تأثير بعض المواد الكيميائية على صفات نبات الخيار

رسالة تقدمت بها الطالبة نبراس صلاح مهدي الموسوي

إلى مجلس كلية الإدارة والاقتصاد - جامعة كربلاء وهي جزء من
متطلبات نيل درجة ماجستير علوم في الاحصاء

إشراف

أ.م.د. شروق عبد الرضا سعيد السباح

2017م

كربلاء

1438هـ

بِسْمِ اللَّهِ الرَّحْمَنِ الرَّحِيمِ

﴿نَرْفَعُ دَرَجَاتٍ مِّنْ نَّشَأٍ وَفَوْقَ كُلِّ ذِي عِلْمٍ عَلِيمٌ﴾

صدق الله العلي العظيم

سُورَةُ يُوسُفَ: مِنَ الْآيَةِ ٧٦

الإهداء

إلى الذين يريدون وجه الله حباً وقرباً ؛
الذين أوجب الله محبتهم ومودتهم
إلى الحبيب المصطفى محمد وآل محمد صلوات الله عليهم
أجمعين

إلى مَنْ زرعَتْ في نفسي الأمل ... و جعلت من نفسها شمعة
تضيء لي الدرب وتبدد العتمة

والدتي العزيزة

إلى سندي إذا انحنيت وعكازي إذا كبرت عنوان
محبتتي واعتزازي

أختي العزيزة

إلى مَنْ وقف إلى جانبي وتحلى بالصبر والإيمانالذي كان
يعدّ الأيام بالدقائق لأنجز هذا الجهد المتواضع

زوجي العزيز

شكر وتقدير

الحمد لله الاول قبل الإنشاء والإحياء والآخر بعد فناء الأشياء العليم الذي لا ينسى من ذكره ولا ينقص من شكره ولا يخيب من دعاه ولا يقطع رجاء من رجاه إلى الله عز وجل نور السموات والأرض مالك الملك ذي الجلال والإكرام .

وانا أنهي رسالتي هذه أود أن أسجل شكري وتقديري وامتناني إلى الدكتورة شروق عبد الرضا على دعمها ومساندتها لي بتقديم الملاحظات العلمية الدقيقة، ولا يفوتني أن اشكر أساتذة قسم الاحصاء المحترمين وأخص الدكتور عواد كاظم شعلان الخالدي الذي لم ييخل بالنصح والارشاد والدعم ، كما أتقدم بالشكر والعرفان إلى الدكتورة إيفان إبراهيم مرهج على تقديم المساعدة في اتمام هذا العمل . وختاماً أتقدم بالشكر والتقدير إلى كل من مدَّ يدَ العون ... ذكره قلبي ولم يذكره قلبي ومن الله التوفيق .

والشكر والتقدير إلى أساتذتي أعضاء لجنة المناقشة الأفاضل لما سيتحملونه من عناء وتوجيه الباحث في عملة هذا .

ولا أنسى ممن سيغربل هذه الرسالة ويزيل الشوائب التي علقت بها ؛ أستاذي المشرف اللغوي الدكتور مشكور الطالقاني .

الباحثة

ملخص الرسالة

يُعدّ نموذج القياسات المكررة واحداً من أكثر النماذج استخداماً في مجال تصميم التجارب ، إذ إن القياسات المكررة تهتم بوصف البيانات التي يكون فيها متغير الاستجابة متكرراً لكل وحدة تجريبية وتحت ظروف مختلفة اثنتين أو أكثر من المجموعات المستقلة.

ويُعدّ التحليل الشكلي (الجانبى) حالة خاصة من القياسات المكررة الذي يستخدم لمقارنة توازي عينتين .

تناولت هذه الرسالة دراسة عينة من نبات الخيار حيث تم اضافة المواد الكيميائية (المعالجات) الآتية وهي :-

- 1- كلوريد الصوديوم .
- 2- كبريتات البوتاسيوم .
- 3- كلوريد الكالسيوم .
- 4- منظم نمو .

وتم مقارنتها مع البيانات المعالجة بالماء المقطر لمعرفة معنوية تأثير هذه المواد على صفات نبات الخيار واستنتاجنا من ذلك معنوية تأثير هذه المواد على صفات نبات الخيار .

ولغرض تحقيق اهداف الدراسة فقد تم تقسيمة على أربعة فصول تضمن الفصل الأول : المقدمة ، وهدف البحث ، والدراسات السابقة . أما الفصل الثاني : فقد تضمن الاطار النظري الذي شمل دراسة القياسات المكررة في الحالتين المعلمية واللامعلمية ، التحليل الشكلي . أما الفصل الثالث : فقد تضمن اجراءات البحث الذي اشتمل على مبحثين : الأول تضمن طبيعة التجربة . والثاني : تضمن التطبيق العملي . وأخيرا الفصل الرابع : يستعرض أهم الاستنتاجات والتوصيات التي نتجت عن البحث .

المحتويات

رقم الصفحة	الموضوع
أ	الآية
ب	الإهداء
ج	شكر وتقدير
د	اقرار المشرف
هـ	اقرار لجنة المناقشة
و	قائمة المحتويات
ح	قائمة الجداول
ط	قائمة الاشكال
ي	قائمة الرموز
7-2	الفصل الاول الدراسات السابقة والمنهجية
2	1-1 المقدمة
3	2-1 مشكلة البحث وأهميته
3	3-1 أهداف البحث
4	4-1 فرضيات البحث
4	5-1 منهجية البحث
4	6-1 الدراسات السابقة
31-9	الفصل الثاني الجانب النظري
9	1-2 المقدمة
9	2-2 صياغة نموذج القياسات المكررة متعدد المتغيرات ذي الاتجاه الواحد
12	3-2 تحويل مشاهدات نموذج تحليل التباين للقياسات المكررة المتعدد المتغيرات ذي الاتجاه الواحد

رقم الصفحة	الموضوع	
13	تحليل التباين لنموذج القياسات المكررة المتعدد المتغيرات ذي الاتجاه الواحد	4-2
20	اختبارات تصميم القياسات المكررة باتجاه واحد	5-2
20	اختبار Arnold ,S .F	1-5-2
22	اختبار Akritas & Arnold	2-5-2
24	اختبارات تصميم القياسات المكررة في حالة اكثر من معالجتين	6-2
24	اختبار FRIEDMAN	1-6-2
25	اختبار Kepner & Robinson	2-6-2
26	التحليل الشكلي (الجانبي) profile analysis	7-2
26	التحليل الشكلي للتباين ذات المعالجة الواحدة	1-7-2
27	التحليل الشكلي للتباين ذات اكثر من معالجة واحدة	2-7-2
28	التحليل الشكلي لمجموعتين مستقلتين	3-7-2
56-33	الفصل الثالث الجانب العملي	
33	طبيعة التجربة (نبات الخيار)	1-3
33	الصوديوم	1-1-3
33	البوتاسيوم	2-1-3
34	الكالسيوم	3-1-3
34	حامض السالسيك (منظم نمو)	4-1-3
38	الجانب العملي	2-3
-58	الفصل الرابع الاستنتاجات والتوصيات	
58	الاستنتاجات	1-4
58	التوصيات	2-4
61	المصادر	
65	الملاحق	

قائمة الجداول

الصفحة	الجدول	رقم الجدول
18	تحليل التباين لنموذج القياسات المكررة	.1
19	اختبار تأثير المركبات	.2
35	نسب الصفات للمعالجات المدروسة	.3
38	جدول تحليل التباين للمعالجة الاولى (كلوريد الصوديوم) في التجربة	.4
38	جدول تحليل التباين للمعالجة الثانية (كبريتات البوتاسيوم) في التجربة	.5
39	جدول تحليل التباين للمعالجة الثالثة (كلوريد الكالسيوم) في التجربة	.6
39	جدول تحليل التباين للمعالجة الرابعة (منظم نمو) في التجربة	.7
41	جدول تحليل التباين للمعالجة الاولى (كلوريد الصوديوم) في التجربة	.8
42	جدول الاخطاء المعيارية	.9
42	جدول مقارنة متوسطي العينتين	.10
43	جدول تحليل التباين للمعالجة الاولى (كلوريد الصوديوم) في التجربة	.11
43	جدول الاخطاء المعيارية	.12
43	جدول تحليل التباين للمعالجة الاولى (كلوريد الصوديوم) في التجربة	.13
44	جدول الاخطاء المعيارية	.14
45	جدول تحليل التباين للمعالجة الثانية (كبريتات البوتاسيوم) في التجربة	.15
45	جدول الاخطاء المعيارية	.16
46	مقارنة متوسطي العينتين	.17
46	جدول تحليل التباين للمعالجة الثانية (كبريتات البوتاسيوم) في التجربة	.18
47	جدول الاخطاء المعيارية	.19
47	جدول تحليل التباين للمعالجة الثانية (كبريتات البوتاسيوم) في التجربة	.20

الصفحة	الجدول	رقم الجدول
47	جدول الاخطاء المعيارية	.21
48	جدول تحليل التباين للمعالجة الثالثة (كلوريد الكالسيوم) في التجربة	.22
49	جدول الاخطاء المعيارية	.23
49	جدول مقارنة متوسطي العينتين	.24
50	جدول تحليل التباين للمعالجة الثالثة (كلوريد الكالسيوم) في التجربة	.25
51	جدول الاخطاء المعيارية	.26
51	جدول تحليل التباين للمعالجة الثالثة (كلوريد الكالسيوم) في التجربة	.27
51	جدول الاخطاء المعيارية	.28
52	جدول تحليل التباين للمعالجة الرابعة (منظم نمو) في التجربة	.29
53	جدول الاخطاء المعيارية	.30
53	جدول مقارنة متوسطي العينتين	.31
54	جدول تحليل التباين للمعالجة الرابعة (منظم نمو) في التجربة	.32
55	جدول الاخطاء المعيارية	.33
55	جدول تحليل التباين للمعالجة الرابعة (منظم نمو) في التجربة	.34
55	جدول الاخطاء المعيارية	.35

قائمة الاشكال

الشكل	الموضوع	رقم الصفحة
.1	التحليل الشكلي للتباين لأكثر من معالجة	28
.2	التحليل الشكلي للتباين في حالة التوازي	30
.3	التحليل الشكلي للتباين في حالة عدم التوازي	31
.4	يوضح تأثير كلوريد الصوديوم على صفات نبات الخيار	44
.5	يوضح تأثير كبريتات البوتاسيوم على صفات نبات الخيار	48
.6	يوضح تأثير كلوريد الكالسيوم على صفات نبات الخيار	52
.7	يوضح تأثير منظم النمو على صفات نبات الخيار	56

قائمة الرموز

SOD	انزيم
CAT	انزيم
IAA-OXIDAE	انزيم
APX	انزيم
PROTEASE	انزيم يحطم الدهون
LOX	انزيم يحطم الدهون
pro	البروتين
H ₂ O ₂	بروكسيد الهيدروجين
K	بوتاسيوم
PROLINE	حامض اميني
NA	صوديوم
ASA	فيتامين C
CHO	كاربوهيدرات
K ₂ SO ₄	كبريتات البوتاسيوم
NaCl	كلوريد الصوديوم
CaCl ₂	كلوريد الكالسيوم
GSH	مضاد اكسدة
SA	منظم النمو
MDA	ناتج نهائي لعملية تحطيم الدهون
GA ₃	هرمون نمو
IAA-indole acetic acid	هرمون نمو
ABA	هرمون نمو

الجانب النظري

أولا :- القياسات المكررة في الحالة المعلمية :-

1-2 مقدمة :-

عرف العديد من الباحثين القياسات المكررة على مراحل مختلفة من الزمن فقد عرفها Vonesh و chinchli :- بأنها مصطلح يستعمل لوصف البيانات التي يكون فيها متغير الاستجابة متكررا لكل وحدة تجريبية وتحت ظروف تجريبية مختلفة من الزمن⁽¹⁸⁾ وأكد الباحث Keselman على ان القياسات المتكررة تكون بين اثنين او اكثر من المجموعات المستقلة في اغلب التصاميم التجريبية المعروفة في مجموعة من البحوث المتنوعة⁽¹³⁾ ، وعرفها Liu :- هي هيكل عام للبيانات ذات القياسات المتعددة على وحدة واحدة متكررة من الزمن⁽¹⁴⁾ ، أما Hamer و Johnson و Pippa فقد عرفها :- بان نموذج القياسات المكررة هي واحدة من النماذج التي يكون فيها على الاقل واحد من عواملها يحتوي على قياسات متكررة لنفس النوع من الوحدات التجريبية وتحت ظروف تجريبية مختلفة وهذه العوامل هي التي تمثل مصدر الاختلاف داخل هذه الوحدات التجريبية⁽¹¹⁾ ، كما يمكن تعريفها بأنها تعميما آخر للمتغير t الناتج من المقارنات المزدوجة في حالة المتغير الواحد .

ويرجع سبب تسمية هذا التصميم بهذا الاسم ؛ لأن جميع المعالجات تطبق على كل وحدة من الوحدات التجريبية⁽³⁾ .

2-2 :- صياغة نموذج القياسات المكررة متعدد المتغيرات ذي الاتجاه الواحد

توجد عوامل متنوعة يمكن صياغتها في نموذج ذي اتجاه واحد ، ففي تجارب القياسات المكررة المتعدد المتغيرات تكون الوحدات التجريبية بين عامل واحد او اكثر من العوامل وذات طبيعة عشوائية . حيث نعتمد الصياغة المعلمية لنموذج القياسات المكررة وتتمثل بالنموذج الخطي الآتي⁽¹⁾ :-

$$Y_{IJ} = \mu + T_J + \delta_{i(j)} + Y_k + (Ty)_{jk} + e_{ijk} \quad \dots (1)$$

إذ إن :-

- ($i = 1, \dots, n_j$) تمثل الوحدة التجريبية داخل المجموعة j .

- ($j = 1, \dots, q$) تمثل مستويات العامل بين الوحدات (المجموعة) .

- ($k = 1, \dots, p$) تمثل مستويات العامل داخل الوحدات (الزمن) .

- $Y_{ijk} = [Y_{ijk1}, \dots, Y_{ijkr}]$ هي قياس الاستجابة إلى العامل داخل الوحدات K للوحدة i داخل المجموعة j .

- $\mu = [\mu_1, \dots, \mu_r]$ تمثل المتوسط العام .

- $T_j = [T_{j1}, \dots, T_{jr}]$ تمثل التأثير المضاف للعامل بين الوحدات j .

- $(TY)_{jk} = [(TY)_{jk1}, \dots, (TY)_{jkr}]$ تمثل التأثير المضاف للتفاعل بين عامل الوحدات وعامل داخل الوحدات والتي تمثل المجموعات والزمن على التوالي .

- $e_{ijk} = [e_{ijk1}, \dots, e_{ijkr}]$ تمثل الخطأ العشوائي على الفترة k للوحدة i داخل المجموعة j .

وللصياغة النموذج ذات رتبة تامة نفترض مجموعة من الشروط الآتية :-

$$\sum_{j=1}^q T_j = 0$$

$$\sum_{k=1}^p Y_k = 0$$

$$\sum_{j=1}^q (TY)_{JK} = 0 \quad \text{for each } K = 1, \dots, p$$

$$\sum_{k=1}^p (TY)_{jk} = 0 \quad \text{for each } j = 1, \dots, q$$

ويفترض بان كل من e_{ijk} و δ_{ij} مستقلة وتتوزع توزيعا طبيعيا متعدد المتغيرات أي إن

$$e_{ijk} = [e_{ijk1}, \dots, e_{ijkj}] \sim \text{iid } N(0, \Sigma \delta) \quad \dots (2)$$

وكذلك

$$\delta_{I(j)} = [\delta_{i(j)1}, \dots, \delta_{i(j)y}] \sim \text{iid } N(0, \Sigma \delta) \quad \dots (3)$$

اذ ان كل من Σe و $\Sigma \delta$ هي مصفوفة برتبة $r \times r$ موجبة تماما ، وان

$$Y_{ij} = [Y_{ij1}, \dots, Y_{ijp}]$$

$$Y_{ij} = \begin{bmatrix} y_{ij11} & y_{ij21} & y_{ijp1} \\ y_{ij12} & y_{ij22} & y_{ijp2} \\ y_{ij1r} & y_{ij2r} & y_{ijpr} \end{bmatrix} \quad \dots (4)$$

مصفوفة التباين المشترك للمتجه \vec{Y}_{ij} يرمز لها بالرمز Σ حيث المتجه $(Y_{ij}) = \text{vec}(\vec{Y}_{ij})$ الـ $\text{vec}(0)$ عملية خلق متجه عمودي من المصفوفة Y_{ij} بتجميع الاعمدة عمود يلي الاخر .

وان مصفوفة التباين والتباين المشترك Σ للنموذج في المعادلة (1) تحقق افتراضات التماثل المركب

$$\Sigma = I_p * \Sigma e + J_p * \Sigma \delta$$

و المصفوفة Σ هي :-

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \Sigma \delta + \Sigma \delta & \Sigma \delta & \Sigma \delta \\ \Sigma \delta & \Sigma \delta + \Sigma \delta & \Sigma \delta \\ \Sigma \delta & \Sigma \delta & \Sigma \delta + \Sigma \delta \end{bmatrix} \quad \dots (5)$$

اذ ان :-

I_p هي مصفوفة أحادية من الدرجة $p \times p$ ،

و J_p هي مصفوفة جميع عناصرها الواحد الصحيح من الدرجة $p \times p$ ،

J_p ترمز الى متجه عناصره من الواحد الصحيح .

$$e_{ij} = [e_{ij1}, \dots, e_{ijp}] \sim \text{iid } N_{p \times \gamma} (0, I_p \otimes \Sigma \delta) \quad \dots(6)$$

2-3:- تحويل مشاهدات نموذج تحليل التباين للقياسات المكررة المتعدد المتغيرات ذي الاتجاه الواحد

لتحويل المشاهدات Y_{ijk} نستخدم مصفوفة متعامدة لكل $i = 1, \dots, n_j$ و $j = 1, \dots, q$ و $k = 1, \dots, p$ وذلك للحصول على بيانات تتمتع بصفات متغيرات القياسات المكررة⁽⁵⁾.

لتكن U^* مصفوفة متعامدة من الدرجة $p \times p$ وبالشكل الآتي :-

$$U^* = (P^{-1/2} j_p U) \quad \dots (7)$$

U من الدرجة $(P-1) \times P$ لان U^* تكون متعامدة ، ونستنتج من ذلك ان $U'U = 0$

و $\bar{u}u = I_{p-1}$ ، \bar{u} تمثل الوسط الحسابي .

$$Y_{ij}^* = Y_{ij} U^* \quad \text{نفرض ان}$$

$$Y_{ij}^* = [Y_{ij1}^*, \dots, Y_{ijp}^*] \quad \text{بحيث}$$

$$= [Y_{ij1}^* \quad Y_{ij2}^*]$$

$$= \begin{bmatrix} y_{ij11}^* & y_{ij21}^* & y_{ijp1}^* \\ y_{ij12}^* & y_{ij22}^* & y_{ijp2}^* \\ y_{ij1r}^* & y_{ij2r}^* & y_{ijpr}^* \end{bmatrix} \quad \dots (8)$$

إذن

$$\begin{aligned} \text{cov}(\vec{Y}_{ij}^*) &= \text{cov}(\vec{Y}_{ij} U^*) = \text{cov}(U^* \otimes I_r) \vec{Y}_{ij} \\ &= (U^* \otimes I_r) \Sigma(U^* \otimes I_r) \quad \dots (9) \end{aligned}$$

من المعادلة (5) نحصل على

$$\text{cov}(\vec{Y}_{ij}^*) = (U^* \otimes I_r) (I_p \otimes \Sigma_e + J_p \otimes \Sigma \delta) (U^* \otimes I_r)$$

$$= I_p \otimes \Sigma_e + \bar{U}^* J_p U^* \otimes \Sigma_\delta$$

$$= \begin{bmatrix} \Sigma_e + P \Sigma_\delta & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_e & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_e \end{bmatrix} \quad \dots (10)$$

4-2: تحليل التباين لنموذج القياسات المكررة المتعدد المتغيرات ذي الاتجاه

الواحد

يهدف لدراسة تأثير تحليل التباين بين وحدات العامل وداخل وحدات العامل لنموذج القياسات المكررة المتعدد المتغيرات في المعادلة (1) :-

وان فرضية العدم تشمل ثلاثة اتجاهات وهي التأثيرات الرئيسية والتفاعل بينهم وإحصاءه الاختبار لتلك التأثيرات⁽⁵⁾.

إن المصفوفة U من الدرجة $p \times (p-1)$ ولان U^* هي مصفوفة متعامدة ؛ لذلك نجد ان $U'j_p = 0$ وكذلك $U'U = I_{p-1}$ ، كما نجد ان مصفوفة التباين والتباين المشترك هي :-

$$\text{cov}(\bar{Y}_{ij}^*) = \begin{bmatrix} \Sigma_e + P \Sigma_\delta & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_e & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_e \end{bmatrix}$$

بما أن التباين المشترك بين المتجهات يساوي صفر هذا يعني ان $Y_{ij1}^*, \dots, Y_{ijp}^*$ مستقلة بعضها عن بعضها الآخر ومصفوفة التباين والتباين المشترك لكل متجه كالآتي :-

$$\text{Cov}(Y_{ij1}^*) = \Sigma_e + p \Sigma_\delta$$

$$\text{Cov}(Y_{iK}^*) = \Sigma_e, \quad \text{for each } K = 2, \dots, p$$

$$Y_{ij1}^* = Y_{ij} p^{1/2} j_p, \quad (Y_{ij2}^*, \dots, Y_{ijp}^*) = Y_{ij} U$$

إذن

$$Y_{ijl}^* = \begin{bmatrix} y_{ij11}^* \\ y_{ij12}^* \\ y_{ijr}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sqrt{p}} \sum_{k=1}^p y_{ijk1} \\ \frac{1}{\sqrt{p}} \sum_{k=1}^p y_{ijk2} \\ \frac{1}{\sqrt{p}} \sum_{k=1}^p y_{ijk r} \end{bmatrix}$$

ومن النموذج (1) ينتج

$$Y_{ijk}^* = p^{-1/2} (\sum_{k=1}^p (\mu + T_j + \delta_{i(j)} + \gamma_k + (T\gamma)_{jk} + e_{ijk}))$$

$$= p^{1/2} \mu + p^{1/2} T_j + p^{1/2} \delta_{i(j)} + p^{-1/2} \sum_{k=1}^p e_{ijk}$$

$$= \mu^* + T_j^* + \delta_{i(j)}^* + e_{ijk}^*$$

فإن مجموعة متجهات $(Y_{111}^*, \dots, Y_{n111}^*), (Y_{121}^*, \dots, Y_{n221}^*), \dots, (Y_{1q1}^*, \dots, Y_{nqq1}^*)$

تمتلك متجهات متوسط

$$\beta_1 = \sqrt{p\mu} + \sqrt{pT_1}$$

$$\beta_2 = \sqrt{p\mu} + \sqrt{pT_2}$$

$$\beta_q = \sqrt{p\mu} + \sqrt{pT_q}$$

وبالتعاقب ولكل منها مصفوفة تباين مشترك $\sum e + p\sum \delta$ ؛ لذا فإن فرضية العدم لتأثيرات المعالجات نفسها تكون :-

$$H_{01} : T_1 = T_2 = \dots = T_q = 0$$

وهي مكافئة لفرضية العدم لمتجهات المتوسط نفسها :-

$$H_{01} : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_q = 0$$

إن تحليل التباين يعتمد على مجموعة من المشاهدات المحولة في أعلاه \hat{Y}_{ijl}^*

التي تزودنا بتحليل التباين للجزء الأول الذي يمثل الاختلافات بين الوحدات . وهذا يؤدي إلى أن مجموع المربعات العائدة للمجموعات ومجموع المربعات العائدة للوحدات داخل المجموعات أي

ان SS_G و $SS_{U(G)}$ على التوالي وتكون :-

$$SS_G = \sum_{j=1}^q n_j (\bar{Y}_{j1}^* - \bar{Y}_1^*) (\bar{Y}_{j1}^* - \bar{Y}_1^*)$$

$$SS_{u(G)} = \sum_{j=1}^q \sum_{i=1}^{n_j} (Y_{ij1}^* - \bar{Y}_{j1}^*) (Y_{ij1}^* - \bar{Y}_{j1}^*)$$

حيث إن

$$\bar{Y}_{j1}^* = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} y_{ij1}^*}{n_j}$$

$$\bar{Y}_1^* = \frac{\sum_{j=1}^q \sum_{i=1}^{n_j} y_{ij1}^*}{n}$$

ويتضح من ذلك ان كل من SS_G و $SS_{u(G)}$ تتوزع توزيع Wishart المتعدد المتغيرات وكما هو واضح في أدناه :-

$$SS_{u(G)} \sim W\gamma (n-q, p\sum\delta + \sum\delta)$$

عندما تكون الفرضية H_{01} صحيحة

$$H_{01} : T_1 = T_2 = \dots = T_q = 0$$

فان SS_G له توزيع Wishart بمتوسط وتباين كما يلي :-

$$SS_G \sim W\gamma (q-1, p\sum\delta + \sum\delta)$$

حيث W ترمز الى توزيع Wishart، وعلية تكون احصاءة اختبار وولكس بالصيغة الحسابية التالية :-

$$T_w = \frac{|SS_{u(G)}|}{|SS_{u(G)} + SS_G|}$$

وبقيم جدولية هي :-

$$T_w \sim (\lambda = n-q, \gamma = q-1)$$

علما أن المصفوفة Y_{ijk}^* هي :-

$$Y^*_{ijk} = \begin{bmatrix} Y^*_{112} & Y^*_{113} & Y^*_{11P} \\ Y^*_{212} & Y^*_{213} & Y^*_{21P} \\ Y^*_{n112} & Y^*_{n113} & Y^*_{n11p} \\ Y^*_{122} & Y^*_{123} & Y^*_{12P} \\ Y^*_{222} & Y^*_{223} & Y^*_{22P} \\ Y^*_{n222} & Y^*_{n223} & Y^*_{n22p} \\ Y^*_{1q2} & Y^*_{1q3} & Y^*_{1qp} \\ Y^*_{nqq2} & Y^*_{nqq3} & Y^*_{nqqp} \end{bmatrix} \quad \dots(11)$$

وتمتلك النموذج

$$Y^*_{ijk} = \sum_{k=1}^p u_{kk} Y_{ijk}$$

$$Y^*_{ijk} = \sum_{k=1}^p u_{kk} [u + T_j + \delta_{i(j)} + \gamma_k + (T\gamma)_{jk} + e_{ijk}] \quad \dots(12)$$

حيث $k=2, \dots, p$ لان المركبات $[u_{k1}, \dots, u_{kp}]$ مجموعها صفر لكل $k=2, \dots, p$

فان نموذج k^n يكون مكافئ لـ

$$Y^*_{ijk} = \gamma_k + (T\gamma)_{jk} + e^*_{ijk} \quad \dots (13)$$

$$[\gamma_2^*, \dots, \gamma_p^*] = [\gamma_1, \dots, \gamma_p] U \quad \text{حيث}$$

ويتضح من ذلك عندما

$$\gamma_1 = \dots = \gamma_p = 0$$

$$\gamma_2^* = \dots = \gamma_p^* = 0 \quad \text{فان}$$

لأن

$$\sum_{k=1}^p \gamma_k = 0$$

$$[0, \gamma_2^*, \dots, \gamma_p^*] = [\gamma_1, \dots, \gamma_p] U^* \quad \text{فان}$$

$$[\gamma_1, \dots, \gamma_p] = [0, \gamma_2^*, \dots, \gamma_p^*] \bar{U}^* \quad \text{إذن}$$

$$\gamma_2^* = \dots = \gamma_p^* = 0 \quad \text{ينتج}$$

$$H_{02} : \gamma_1 = \dots = \gamma_p = 0 \quad \text{لذلك فان فرضية العدم}$$

$$H_{02} : \gamma_2^* = \dots = \gamma_p^* = 0 \quad \text{تكون مكافئة للفرضية}$$

وبالتشابه لكل j

$$[(T\gamma)_{j2}^*, \dots, (T\gamma)_{jp}^*] = [(T\gamma)_{j1}, \dots, (T\gamma)_{jp}] U$$

$$H_{03} : (T\gamma)_{j1} = \dots = (T\gamma)_{jp} = 0 \quad \text{والفرضية}$$

$$H_{03} : (T\gamma)_{j2}^* = \dots = (T\gamma)_{jp}^* = 0 \quad \text{تكون مكافئة للفرضية}$$

وان e_{ijk}^* متغيرات عشوائية مستقلة و متماثلة تتوزع طبيعياً ،

وبما ان التباين المشترك الى $Y_{jk(2)}^*$ هو

$$\text{cov}(Y_{jk(2)}^*) = I_{p-1} \otimes \sum_e$$

فإن :-

1- مجموع مربعات الخطأ هو :-

$$SSE = \sum_{k=2}^p \sum_{j=1}^q \sum_{i=1}^{n_j} (Y_{ijk}^* - \bar{Y}_{jk}^*) (Y_{ijk}^* - \bar{Y}_{jk}^*)$$

$$SSE \sim W_r((p-1)(q-1), \sum_e)$$

$$Y_{jk}^* = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} y_{ijk}^*}{n_j}$$

2- ومجموع مربعات التفاعل بين الزمن والمجموعات بمعنى ان التفاعل بين العامل داخل

الوحدات والعامل بين الوحدات هو :-

$$SS_{G \times T} = \sum_{k=2}^p \sum_{j=1}^q n_j (\bar{Y}_{jk}^* - \bar{Y}_k^*) (\bar{Y}_{jk}^* - \bar{Y}_k^*)$$

$$SS_{G \times T} \sim W_r ((p-1)(q-1), \sum_e)$$

وذلك عندما الفرضية تكون صحيحة $H_{03} : (T\gamma)_{jk} = 0, \forall j, k$

$$\bar{Y}_{k=2, \dots, p}^* = \frac{\sum_{j=1}^q n_j \bar{y}_{jk}^*}{n}$$

3- مجموع مربعات الزمن أو مجموع مربعات عامل داخل الوحدات

$$SS_{Time} = \sum_{k=2}^p n (\bar{Y}_{k=2, \dots, p}^* (\bar{Y}_{k=2, \dots, p}^*))$$

$$SS_{Time} \sim W_r ((p-1), \sum_e)$$

عندما فرضية العدم تكون صحيحة $H_{02} : \gamma_k = 0, \forall k$

فان احصائيات الاختبار تكون :-

$$T_w = \frac{|SSE|}{|SSE + SSTime|}$$

والجدول في أدناه يبين تحليل التباين للتأثير العشوائي لنموذج القياسات المكررة المتعدد المتغيرات ذي الاتجاه الواحد بعامل واحد بمعيار وولكس

جدول (1)

تحليل التباين لنموذج القياسات المكررة

	Source	D.F	SS	Wilks Criterion
Between	Group	q-1	SS _G	$\frac{SSU(G)}{SSU(G) + SSG}$
	Unit (Group)	n-q	SS _{U(G)}	
Within	Time	(p-1)	SS _{Time}	$\frac{SSE}{SSE + SSTime}$
	Group X Time	(q-1)(p-1)	SS _{GXT}	
	Error	(p-1)(n-q)	SSE	$\frac{SSE}{SSE + SSGXT}$

$$\text{Wilk's } \Lambda \sim F_{p,n,m}$$

علما ان احصاء وولكس تمتلك توزيع F التقريبي بدرجة حرية (pm) للبسط و (ks-r) من درجات للمقام حيث

$$F = \frac{1-\Lambda^{1/2}}{\Lambda^{1/2}} \times \frac{ks-r}{pm} \sim F (pm, ks-r)$$

$$S = \sqrt{\frac{p^2 M^2 - 4}{p^2 + M^2 - 5}}$$

$$r = \frac{pm}{2} - 1$$

$$k = n - \frac{p-m+1}{2}$$

إذ تستخدم في حالة وجود اكثر من قياسين لكل وحده تجريبية عند كل مدة زمنية ، اما في حالة وجود قياسين نستخدم F التقريبية بدرجة حرية 2m و 2(n-1) والعلاقة كالآتي :-

$$F = \frac{1-\Lambda^{1/2}}{\Lambda^{1/2}} \times \frac{(n-1)}{m} \sim F (2m, 2(n-1))$$

وهنا نهتم باختبار ثلاث مسائل هي اختبار تأثير المجموعات واختبار تأثير الزمن واختبار تأثير التفاعل بين الزمن والمجموعات .

جدول (2)

اختبار تأثير المركبات

Source	Wilk,s λ	D.F	F
Group	$\lambda_{P,n,m}$	q-1	n - q
Time	$\lambda_{P,n,m}$	p-1	(p-1)(n-q)
Group \times Time	$\lambda_{P,n,m}$	(q-1)(p-1)	(p-1)(n-q)

5-2 :- اختبارات تصميم القياسات المكررة باتجاه واحد

ومن اهم الاختبارات لهذا النوع من التصميم هي :-

1-5-2 :- اختبار Arnold,S.F

اقترح (Arnold,S.F) اختبارا لتحليل القياسات المكررة عندما تكون البيانات تتوزع طبيعياً وعندما لا يكون هناك شكل محدد لمصفوفة التباين والتباين المشترك كما في الشكل الآتي (7) :-

$$\Sigma = \sigma^2 A (P) , A (P) = \begin{bmatrix} 1 & P & P \\ P & 1 & P \\ P & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

وعند وضع افتراضات على مصفوفة التباين فإن النموذج يدعى بنموذج القياسات المكررة العام. و نموذج الاختبار هو :-

$$Y_{ij} = \mu + T_i + e_{ijk} \quad \dots (14)$$

حيث إن

Y_{ijk} :- هي المشاهدات للمعالجة i^{th} للوحدة k^{th}

$$Y_k = (Y_{1k}, Y_{2k}, \dots, Y_{\gamma k}) \quad K=1,2,\dots,n$$

μ :- المتوسط العام لكل المشاهدات

T_i :- قياس التأثير الثابت للشرط i^{th}

$$\sum_i T_i = 0$$

$$e_k = (e_{1k}, e_{2k}, \dots, e_{\gamma k}) \sim N, (0, \Sigma)$$

e_{ik} :- الخطأ العشوائي

وان الاخطاء تكون مستقلة ، للحصول على اختبار الفرضية حول T_i فمن الضروري ان نفترض بان الاخطاء

$$e_k \sim N\gamma(0, \Sigma)$$

مع متجه المتوسطات

$$E [e_{i1}, e_{i2}, \dots, e_{i\gamma}] = [0, 0, \dots, 0]$$

ومصفوفة التباين والتباين المشترك

$$\Sigma = E \begin{bmatrix} e_{i1} \\ e_{i2} \\ \vdots \\ e_{ir} \end{bmatrix} [e_{i1}, e_{i2}, \dots, e_{i\gamma}]$$

وان كل صف في الجدول يتوزع بصورة مستقلة طبقا للتوزيع الطبيعي المتعدد مع متجه المتوسطات

$$\hat{\mu} = (\mu + T_1, \mu + T_2, \dots, \mu + T\gamma) = E_{y_k}$$

ولغرض اختبار تأثير المعالجة نفرض ان

$$T_i = 0 \quad \dots (15)$$

لتكن $T=(i-1)$ هي مصفوفة متقابلات حيث ان صفوفها مستقلة ومجموعها إلى الصفر حيث إن i هي مصفوفة احادية ببعد $(r-1)*(r-1)$. وان 1 هو متجه من الواحدات ببعد $(r-1)*1$.

فإن

$$TM = (t_1 - t\gamma, t_2 - t\gamma, \dots, t_{\gamma-1} - t\gamma)$$

ولهذا فإن فرضية الاختبار

$$TM = 0 \Leftrightarrow T_i = 0$$

ولهذا فإن الاختبار الأمثل لرفض مثل هذه الفرضية إذا كان

$$H_1(y) = c(n, r-1) (T\bar{y})' (TST')^{-1} T\bar{y} > F_{\gamma-1, n+1} \quad \dots (16)$$

حيث إن :-

$$c(n,s) = n(n-s) / s(n-1)$$

وان \bar{y} :- متجه المتوسطات للعينة

إذ إن

$$\bar{y} = \frac{\sum_{k=1}^n y_k}{n}$$

S :- هي مصفوفة التباين والتباين المشترك للعينة حيث عناصرها :-

$$S(K,K) = \frac{\sum_{k=1}^n (y_k - \bar{y})(y_k - \bar{y})}{n-1}$$

وإن :-

$$S(K,K) = \frac{\sum_{k=1}^n (y_k - \bar{y})^2}{n-1}$$

2-5-2 :- اختبار Akritas & Arnold

أثبت الباحثان (Akritas & Arnold) ان طريقة تحويل الرتب (RT) دائماً مناسبة لاختبار الفرضيات التي تكون اللامعلمية بصورة كاملة من خلال مقترحهما الآتي⁽⁶⁾:-

إن النموذج باتجاه واحد one-way اللامعلمي يفترض فقط بان y_{ik} لها توزيع F_i

لتكن

$$F_i(u) = \mu(u) + T_i(u) \quad \dots (17)$$

$$\sum_i T_i(u) = 0$$

إن فرضية الاختبار هي :-

$$T_i(u) = 0 \quad \dots (18)$$

أي أن : $F_i(u)$ كلها متساوية .

$$y_k = (y_{1k}, y_{2k}, \dots, y_{nk}) \quad , k = 1, 2, 3, \dots, n$$

لتكن

هي متجهات عشوائية تتوزع بصورة مستقلة

وان $F(u)$ تشير إلى التوزيع المشترك لـ y_k

$F(u)$ تشير إلى المتجه العمودي للتوزيعات الحديه ، $F_i(u)$ ، $r \leq 1 \leq i$ ، لكل i

لتكن $F_i(u)$ دالة توزيع العينة y_{ik}

$$G^{\wedge}(u) = \sum_i \frac{F_i^{\wedge}(u)}{r} \quad \text{لتكن}$$

ولتكن $G(u) = \sum_i \frac{F_i}{r}$ تشير إلى الغاية لـ G^{\wedge} عندما $n \rightarrow \infty$

وإن

$$F_i^{\wedge}(u) = n^{-1} \sum_{k=1}^n I(y_{ik} \leq u)$$

$$G^{\wedge}(u) = \sum_i \frac{F_i^{\wedge}(u)}{r} \\ = \sum_{i=1}^r \sum_{k=1}^n \frac{I(y_{ik} \leq u)}{m}$$

وإن

$$Z_{ik} = G(y_{ik})$$

$$Z_{ik}^* = G^{\wedge}(y_{ik}) \quad \dots (19)$$

$$Z_k = (z_{1k}, z_{2k}, \dots, z_{rk})$$

$$Z = (z_1, z_2, \dots, z_n)$$

لتكن

الرتب لـ y_{ik} في المجموعة $\{y_{im}\}$ هي :-

$$nrG^{\wedge}(y_{ik}) = nrZ_{ik}^* \quad \dots (20)$$

ولغرض اختبار فرضية العدم التي تنص على تساوي F_i يكون وفق الآتي :-

$$(r-1)H1_{(G)} = (r-1) c (n,r-1)(T\bar{Z})' (TAT)^{-1} A\bar{Z} \approx X^2(r-1) \quad \dots (21)$$

حيث ان :-

$$c(n,s) = n(n-s) / s (n-1)$$

\bar{Z} و A :- هما متوسطات العينة ومصفوفة التباين المشترك لـ Z_k

T :- هي مصفوفة المتقابلات بدرجة $r*(r-1)$

ولهذا سوف ترفض فرضية العدم في حالة $(r-1) H1_{(G)} > X^2_{r-1}$.

ثانيا :- تصميم القياسات المكررة في حالة اللامعلمية

6-2 :- الاختبارات اللامعلمية في حالة تصميم القياسات المكررة في حالة اكثر من معالجتين

واهم الاختبارات لهذا النوع من التصميم كانت هي :-

1-6-2 :- اختبار FRIEDMAN

اقترح (FRIEDMAN) طريقة لاختبار وجود او عدم وجود اختلاف في تأثير المعالجات في تصميم القطاعات العشوائية وذلك بإعطاء رتب للمشاهدات بدل القيم الاصلية حيث ان (RX_{ij}) هي الرتب من 1 الى r للمتغير (X_{ij}) ، وان الرتبة 1 تعطى لأصغر قيمة من المشاهدات والرتبة 2 تعطى لثاني اصغر قيمة وهكذا إلى الرتبة r التي تعطى إلى اكبر قيمة في المشاهدات⁽¹⁶⁾ .

فرضية الاختبار هي :-

$$H_0 : T1 = T2 = \dots = Tr = 0$$

$$H_1 : T1 \neq T2 \neq \dots \neq Tr \neq 0$$

وإحصاء الاختبار في حالة عدم وجود التكرار :-

$$X^2_F = \left[\frac{12}{nr(r+1)} \sum R^2_{.j} \right] - 3n(r+1) \quad \dots (22)$$

حيث إن :-

$R_{.j}$:- هي مجموع الرتب للمعالجة j^{th}

r :- عدد المعالجات

n :- عدد القطاعات

وعندما توجد تكرارات داخل القطاع يستخرج معدل الرتب وتعطي لكل مشاهدة ، وتكون بالصيغة الآتية :-

$$X^2_f = 12n[r(r-1)]^{-1} \sum_{j=1}^r (\bar{R}_j - \frac{r+1}{2})^2 \quad \dots (23)$$

$$\bar{R}_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n R_{ij}$$

اذ ان R_{ij} تمثل رتبة X_{ij} بين كل المشاهدات وان الاحصاء X^2_F تتوزع X^2 بدرجة حرية $(r-1)$ اما اذا كان عدد المفردات او المعالجات صغير اي $(n = 2,3, \dots, 9)$ او الرتب $(r = 3, 4)$ فأننا نستخدم جداول خاصة لهذا الاختبار .

2-6-2 :- اختبار Kepner & Robinson

توصل كل من (Kepner & Robinson) إلى طريقة لاختبار تأثير المعالجات لتصاميم القياسات المكررة وهي تحويل الرتب إلى تحليل التباين (ANOVA) ، إذ إن المشاهدات داخل القطاعات قد افترضت متساوية الارتباط ⁽¹²⁾.

لقد افترض $\hat{X}_i = [X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ir}]$ هي عينة عشوائية من توزيع مستمر ذات r من المتغيرات ودالة الاحتمالية التجمعية لها ترمز بـ $F^{(4)}$.

فرضية العدم تكون :-

$$H_0 : F (X_1 , X_2 , \dots , X_r) = F (X_{a(1)} , X_{a(2)} , \dots , X_{a(r)})$$

لكل $\bar{X} = [X_1, X_2, \dots, X_r]$ ولاي تبديل $[a_{(1)}, a_{(2)}, \dots, a_{(r)}]$.

وإحصاء الاختبار تكون :-

$$R_t = \frac{n \sum_{j=1}^r (R_j - \mu)^2}{[(n-1)(r-1) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^r (R_{ij} - \bar{R}_i - \bar{R}_j + \mu)^2]} \approx X^2_{r-1} \quad \dots (24)$$

حيث إن :-

$$\bar{R}_i = \frac{1}{r} \sum_{j=1}^r R_{ij}$$

$$\bar{R}_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n R_{ij}$$

$$\mu = \frac{1}{nr} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^r R_{ij} = \frac{(nr+1)}{2}$$

(profile analysis)

7-2 التحليل الشكلي (الجانبى)

هو حالة خاصة من القياسات المتكررة ذي المتغيرات المستقلة وتكون هذه المتغيرات مختلفة فيما بينها ، فهو يمثل متعدد متغيرات لمقاييس متكررة او Anova مختلطة .

يستعمل التحليل الشكلي في حالتين هما⁽⁹⁾ :-

1- مقارنة نفس المتغيرات التابعة بين المجموعات على مستوى عدد من نقاط الوقت .

2- عندما تكون هناك عدة مقاييس من نفس المتغير التابع .

في هذا التحليل ترسم البيانات بشكل طبيعي عند نفس النقطة من الوقت وتختبر المشاهدات على الإحداثي الأفقي (X) مع الاستجابة أو المصادر وغيرها وتكون على الإحداثي العمودي (y) ، هذه الرسومات ترسم على شكل خطوط تمثل هذه الخطوط البيانات الحقيقية وتقاطعاتها عند نفس الوقت لكل مجموعة من المجاميع⁽²⁰⁾.

1-7-2 التحليل الشكلي للتباين ذي المعالجة الواحدة

(Profile Analysis of variance with only one Treatment)

النموذج العام له يكون⁽⁹⁾ :-

$$Y_{ih} = \mu_h + e_{ih} \quad \dots (25)$$

ويمكن كتابتها بالصيغة الآتية :-

$$Y_{4 \times 3} = T_{4 \times 1} B_{1 \times 3} + E_{4 \times 3} \quad \dots (26)$$

$$\begin{bmatrix} y_{11} & y_{12} & y_{13} \\ y_{21} & y_{22} & y_{23} \\ y_{31} & y_{32} & y_{33} \\ y_{41} & y_{42} & y_{43} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \end{bmatrix} (\mu_1 \mu_2 \mu_3) + \begin{bmatrix} E_{11} & E_{12} & E_{13} \\ E_{21} & E_{22} & E_{23} \\ E_{31} & E_{32} & E_{33} \\ E_{41} & E_{42} & E_{43} \end{bmatrix}$$

وفرضية العدم تكون

$$H_0 : B\mu = 0$$

حيث ان μ هي مصفوفة ذات ابعاد 3×2 (تمثل المقارنات)

$$\mu = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -1 & 1 \\ 0 & -1 \end{bmatrix}$$

حيث يمكن كتابة فرضية العدم بالصيغة الآتية :-

$$H_0 : B_{1 \times 3} \mu_{3 \times 2} = (0,0)$$

$$(\mu_1 \mu_2 \mu_3) \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -1 & 1 \\ 0 & -1 \end{bmatrix} = (\mu_1 - \mu_2, \mu_2 - \mu_3) = (0,0)$$

2-7-2 :- التحليل الشكلي للتباين ذي أكثر من معالجة واحدة

(Profile Analysis of variance with more than one Treatment)

النموذج العام له⁽⁹⁾ :-

$$Y_{hij} = \mu_{hi} + e_{hij} \quad \dots (27)$$

وفرضيات العدم تكون :-

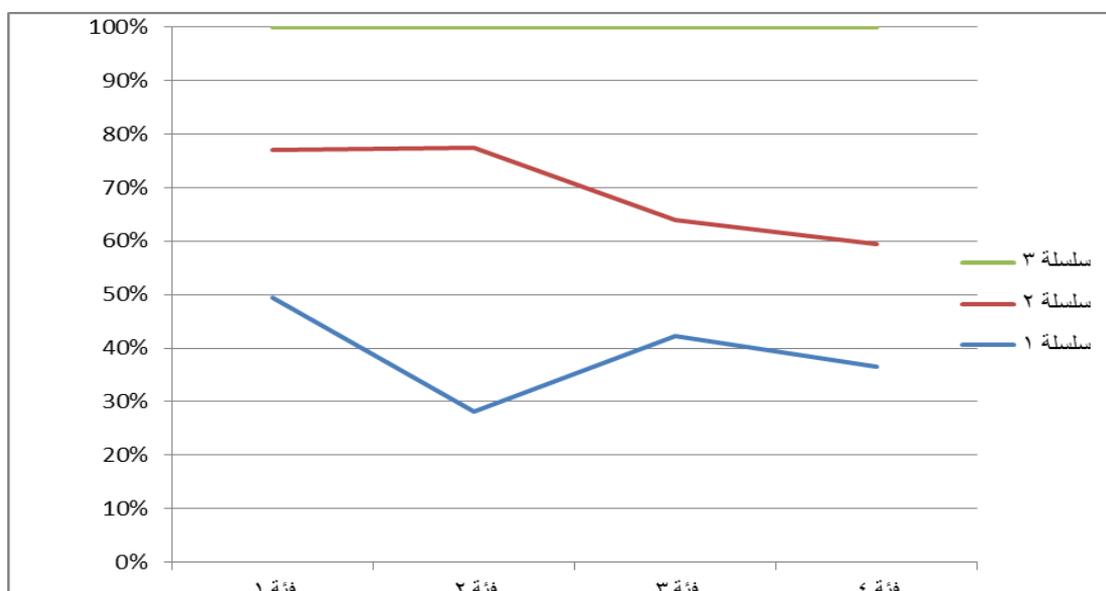
$$H_{01} : \mu_{11} - \mu_{21} = \mu_{12} - \mu_{22}$$

$$\mu_{21} - \mu_{31} = \mu_{22} - \mu_{23}$$

$$H_{02} : \mu_{11} + \mu_{21} + \mu_{31} = \mu_{12} + \mu_{22} + \mu_{32}$$

$$H_{03} = \mu_{11} + \mu_{12} = \mu_{21} + \mu_{22} = \mu_{31} + \mu_{32}$$

وشكلة البياني يكون :-



الشكل (1)

التحليل الشكلي للتباين لاكثر من معالجه

3-7-2 التحليل الشكلي لمجموعتين مستقلتين

(profile analysis for two independent groups)

وقبل اجراء هذا النوع من التحليل ينبغي الاجابة عن ثلاثة اسئلة هي (15) :-

1- هل أن المسار متوازي؟

2- هل أن المتوسط العام للمسار الأول يساوي المتوسط العام للمسار الثاني؟

3- هل أن المجاميع الجزئية متساوية ؟

اولا :- لمعرفة هل ان المسار متوازي نقوم بالاتي :-

فرضية العدم تكون بالصيغة الآتية⁽¹⁵⁾ :-

$$H_0 = C\mathbf{u}_1 = C\mathbf{u}_2$$

$$\text{Where } C = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 0 \\ 0 & 1 & -1 \\ 0 & 1 & -1 \end{bmatrix}$$

وإحصاءة الاختبار هي :-

$$T^2 = \frac{N_1 N_2}{N_1 + N_2} [C(\bar{X}_1 - \bar{X}_2)] (CSC)^{-1} [C(\bar{X}_1 - \bar{X}_2)] \quad \dots(28)$$

$$S = \frac{T_1 + T_2}{N_1 + N_2 - 2} \quad \text{إذ إن}$$

التي تقابل توزيع F بالصيغة :-

$$F = \frac{N_1 + N_2 - P}{(N_1 + N_2 - 2)(P - 1)} T^2 \sim F_{1-\alpha, p-1, N_1 + N_2 - P}$$

ثانيا :- لمعرفة المسار الاول يساوي المسار الثاني نقوم بالاتي :-

فرضية العدم له تكون⁽¹⁵⁾ :-

$$H_0 = \mathbf{1}'\mathbf{u}_1 = \mathbf{1}'\mathbf{u}_2$$

$$\mathbf{1} = \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{bmatrix}$$

وإحصاءة الاختبار t هي :-

$$t = \frac{\mathbf{1}'(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - 0}{\sqrt{\mathbf{1}'S\mathbf{1} \left(\frac{1}{N_1} + \frac{1}{N_2}\right)}} \sim t_{N_1 + N_2 - 2} \quad \dots(29)$$

ثالثا :- لمعرفة المجاميع الجزئية متساوية ام لا تكون في حالتين :-

1- التحليل الشكلي للتباين في حالة التوازي

(Profile Analysis of variance in case Parallel)

وتكون فرضية العدم له⁽¹⁵⁾ :-

$$H_0: C(\mu_1 + \mu_2) = 0$$

$$T^2 = (N_1 + N_2) (\overline{C\bar{X}}) (C\bar{S}C)^{-1} (C\bar{X}) \quad \dots (30)$$

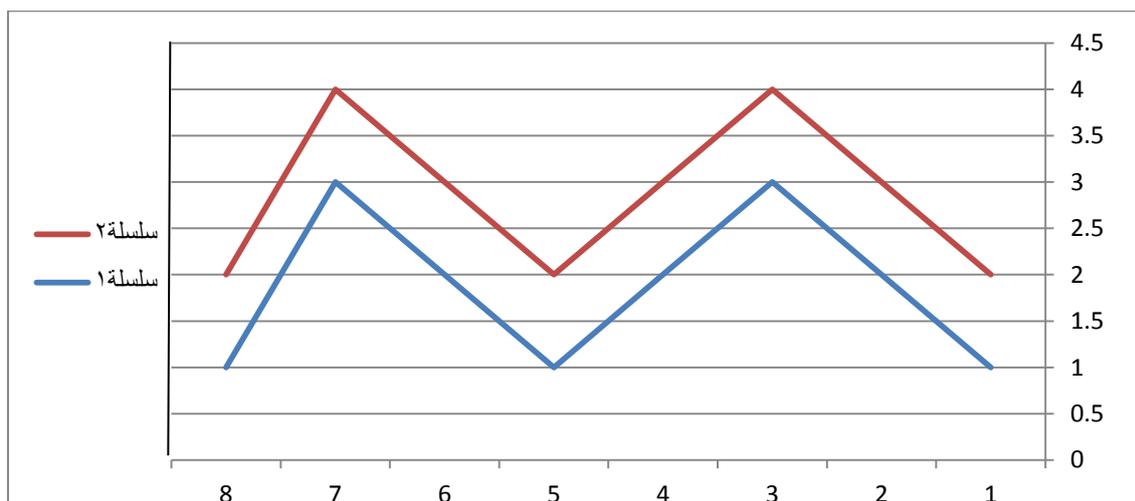
$$\bar{X} = \frac{N_1}{N_1 + N_2} \bar{X}_1 + \frac{N_2}{N_1 + N_2} \bar{X}_2$$

حيث إن

S :- original p*p covariance matrix

$$F = \frac{N_1 + N_2 - P}{(N_1 + N_2 - 2)(P - 1)} T^2 \sim F_{1-\alpha, P-1, N_1 + N_2 - P}$$

وشكله البياني يكون :-



الشكل (2)

التحليل الشكلي للتباين في حالة التوازي

2- التحليل الشكلي للتباين في حالة عدم التوازي

(Profile Analysis of variance in case non Parallel)

وفرضية عدم تكون له (15) :-

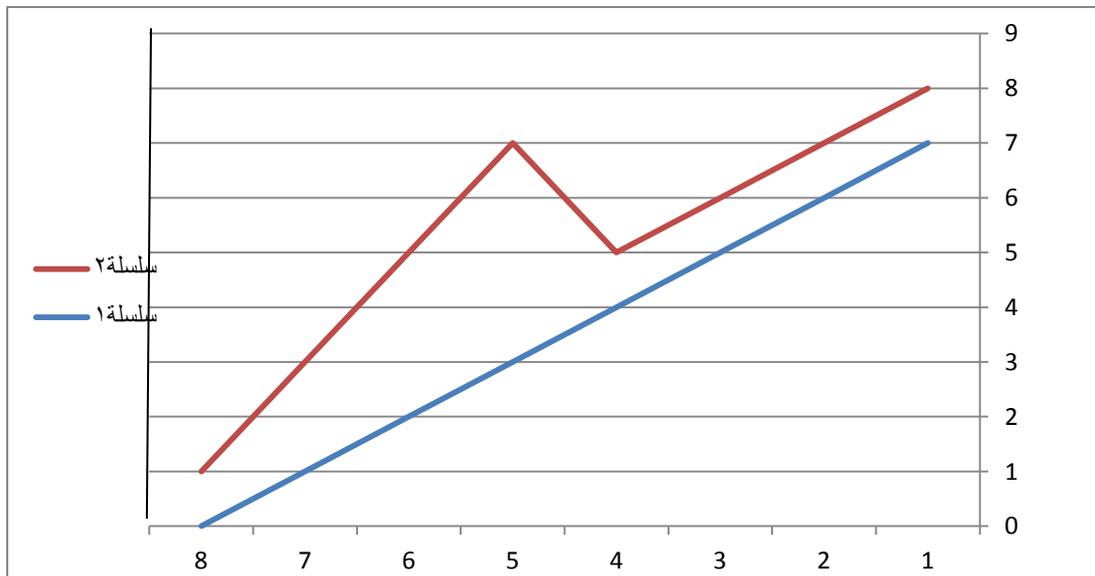
$$H_0 :- C\mu = 0$$

له إحصاءة الاختبار T بالصيغة :-

$$T^2 = N (C\bar{X})' (CSC)^{-1} (C\bar{X}) \quad \dots (31)$$

$$F = \frac{N-P+1}{(N-1)(P-1)} \quad T^2 \sim F_{P-1, N-P+1}$$

وشكلة البياني هو :-



الشكل (3)

التحليل الشكلي للتباين في حالة عدم التوازي

1-1 :- المقدمة

يُعد علم الإحصاء إحدى الوسائل المهمة والحيوية التي يركز عليها البحث العلمي في ميادينه المختلفة ويستعمل بأساليب مختلفة كأداة للوصول إلى قرارات صائبة لوصف أو تفسير الظواهر المختلفة في البحوث العلمية ، إذ تواجه الباحثين مشكلة الشك في وجود ارتباطات بين الظواهر عند دراسة حالة تجربة معينة تتضمن عدة متغيرات متعددة خلال مدة زمنية محددة أي وجود ارتباطات بين المشاهدات المأخوذة من تأثير ظاهرة معينة أو أي مادة في مجال محدد لمدة من الزمن وهنا تظهر أهمية التحليل الإحصائي ولكل تحليل إحصائي أداة إحصائية تستعمل لاستكمال التحليل وخاصة في مجال التصاميم التجريبية لتكون عوناً في تقليل الخطأ التجريبي في البيانات المتوفرة ، ولكن تظهر حالات عديدة في الإحصاء عندما تكون هناك عدد من المعالجات المختلفة ويراد من الإحصائي تحليل تأثيرات هذه المعالجات في مثل هذه الحالة لا يفترض إن تكون هذه المشاهدات (البيانات) مستقلة بعضها عن بعضها الآخر ضمن التجربة الواحدة وبالتالي فإن القياسات ستكون بشكل عام مرتبطة بالرغم من بقاء فرض الاستقلالية بين الأخطاء في النموذج ، إن مثل هذا النموذج يدعى (نموذج القياسات المكررة) ، ويستعمل نموذج تحليل القياسات المنكررة بشكل واسع في كثير من حقول المعرفة منها علم الأوبئة والعلوم الطبية والعلوم الحياتية وغيرها من العلوم .

كرس هذا البحث لدراسة نموذج تحليل التباين للقياسات المكررة المتعدد المتغيرات وعلية لا بد من تناول القياسات المكررة في حالتها المعلمية و اللامعلمية بشكل عام لتأكد من معنوية المعالجات و التركيز على دراسة التحليل الشكلي (profile analysis) للمعالجات (الاملاح) الذي هو يعد حالة خاصة من القياسات المكررة يستخدم لمقارنة توازي مسار عينتين (المدرسة والسيطرة) ثم التعرف على مدى تساوي متوسطات العينتين وعلى ضوء نتيجة الاختبار يجرى اختبار جزئي لكل عينة.

ولتطبيق هذا البحث اخذت عينة من نبات الخيار وتم اضافة مواد كيميائية (املاح) لها وهي :-

- 1- كلوريد الصوديوم .
- 2- كبريتات البوتاسيوم .
- 3- كلوريد الكالسيوم .
- 4- منظم نمو .

و تم تنفيذ التجربة على البرنامج الاحصائي (Statgraphics) كما تم مناقشة أهم الاستنتاجات التي توصلت إليها الدراسة واستعراض جملة من التوصيات والمقترحات التي تخص العمل المستقبلي .

2-1- مشكلة البحث وأهميته

من المعلوم وجود تأثير للمواد الكيميائية (الاملاح) المضافة على نبات الخيار فبعضها تؤثر بشكل ايجابي على النبات وبعضها بشكل سلبي فمثلا اضافة كلوريد الصوديوم (الملح) يؤثر سلبا فهو يعمل على تلف النبات فضلا عن تأثيرها على اشكال النباتات .

3-1- أهداف البحث

تهدف الدراسة إلى :-

1- تطبيق تصميم القياسات المكررة وبالأخص التحليل الشكلي من خلال مقارنة توازي مسار عينة نبات الخيار المدروسة في البحث عند اضافة المعالجات (الاملاح) لها والمتمثلة بـ (كلوريد الصوديوم ، كبريتات البوتاسيوم ، كلوريد الكالسيوم ، منظم نمو) مع عينة السيطرة المعالجة بالماء المقطر فقط ، فضلا عن ملاحظة اثرها على العناصر الرئيسية والتي هي pro (بروتين)، SOD (انزيم) ، GSH (مضاد اكسدة) ، ASA (فيتامين C) ، H_2O_2 (بروكسيد الهيدروجين) ، CAT (انزيم) ، PROLIN (حامض اميني) ، CHO (كاربوهدرات) ، IAA-OXIDAE (انزيم) ، PROTEASE (انزيم يحطم الدهون) ، MDA (ناتج نهائي لعملية تحطم الدهون) ، APX (انزيم) ، LOX (انزيم يحطم الدهون) ، K (بوتاسيوم) ، NA (صوديوم) ، IAA-INDOLE ACATIC ACID (هرمون نمو) ، GA3(GIBBERELLIN) (هرمون نمو)، ABA (ABSCISIC ACID) (هرمون نمو) .

2- دراسة وجود او عدم وجود فروق معنوية في تأثير المعالجات (الاملاح) على صفات نبات الخيار .

4-1 :- فرضيات البحث

فرضية العدم :- لا توجد فروق معنوية في تأثير المعالجات (الاملاح) على صفات نبات الخيار بين عينة السيطرة والعينة المدروسة .

الفرضية البديلة :- توجد فروق معنوية في تأثير المعالجات (الاملاح) على صفات نبات الخيار بين عينة السيطرة والعينة المدروسة .

5-1 :- منهجية البحث

لقد تم استخدام المنهج الاستقرائي وفيه يبدأ بملاحظة المشكلة ثم وضع الفروض لها وبعد ذلك اختبارها باستخدام الاسلوب الاحصائي وفق هذا المنهج.

6-1 :- الدراسات السابقة

لقد تم دراسة التحليل الشكلي ونموذج القياسات المكررة من علماء وباحثين ، ندرج في أدناه مجموعة من الدراسات التي تم الاطلاع عليها خلال مدة البحث .

أولا :- الدراسات السابقة للقياسات المكررة :-

في عام (1946) قدم (Wilks) بحثا درسه فيه نموذج خاص من القياسات المكررة وهو نموذج الارتباط الضمني وتوصل من خلال دراسته إلى ايجاد اختبارات نسبة الترجيح وكان بعنوان "معايير بسيطة لاختبار المساواة بين التباين والتباين المشترك في نموذج متعدد المتغيرات الطبيعي" .

عام (1963) قام الباحث (Geisser) بتقديم بحث درس فيه مسألة (T^2 Hotelling) لاختبار ان ($M=0$) لنموذج الارتباط الضمني وتوصل إلى استخدام نظرية المعلومات (Information Theory) وكان بعنوان " تحليل التباين متعدد المتغيرات لحالة خاصة من التباين المشترك" .

عام (1965 & 1967) قدم كل من (Krishnaia and pathek & Sirvtava) بحثا درسا فيه نموذج الارتباط الضمني وتوصلوا إلى ايجاد أساليب جديدة لاختبار توزيعين طبيعيين لهما نفس مصفوفة التباين المشترك وكان تحت عنوان " اختبار تساوي مصفوفة التباين وفق صنف الارتباط" .

عام (1985) قدم (Gabbara) بحث ناقش فيه أربعة أنواع من نماذج القياسات المعقدة ووجد أسلوباً لاختبار عدد كبير من الفرضيات حول المعدل وكذلك فرضيات حول معاملات الارتباط وتحت عنوان " تداخل نماذج القياسات المكررة " .

عام (2002) قام (AL-Maliky) بإجراء مقارنة بين نموذج القياسات المكررة وأسلوب تحليل التباين وذلك لتحليل بعض النماذج الثابتة والعشوائية والمختلطة التي جميعها تمتلك مصفوفة تباين مشترك تشبه مصفوفة التباين المشترك للقياسات المكررة وذلك من خلال حساب قيمة الخطأ من النوع الأول وقوة الاختبار والقوة النسبية لكل من النموذج الثابت والعشوائي والتفاعل بينهم واعتمد طريقة المحاكاة لتوليد بيانات مستقلة وتحت عنوانه " مقارنة بين نموذج القياسات المكررة ونموذج ANOVA باستعمال أسلوب المحاكاة " .

عام (2004) قدم الباحث (AL-Mouel) بحث حول إيجاد الاحصائيات الكافية لنموذج القياسات المكررة المتداخل وكذلك وجد الاختبار الكروي لمجموعة من نماذج القياسات المكررة وكان بعنوان " مقارنة المقدرات في نموذج القياسات المكررة " .

عام (2008) قام (Peter Dixon) ببحث درس فيه تحليل دقة البيانات في النموذج العادي وتوصل إلى العديد من العيوب في استخدام هذا النهج في التحليل وكان بعنوان " دقة التصميم في نموذج القياسات المكررة " .

عام (2014) قام كل من (Roey Wolfe & Michael Abramson) ببحث درسوا فيه النموذج الخطي المختلط وتوصلوا إلى وضع نماذج لتحليل المقاييس لقياس النتائج المستمرة في التجارب الطبية وكان بعنوان " تحليل نموذج القياسات المكررة المستمر في التجارب الطبية " .

عام (2016) قدم كل من (Miltiadis Chalikias & Stratis Kounias) ببحث درسوا فيه تأثير العلاج خلال ثلاث فترات لمعرفة اثارها وتوصلوا إلى ان استخدامها خلال الفترات الثلاثة افضل من استخدامها خلال فترتين وكان بعنوان " تصميم القياسات المكررة لمعالجتين خلال ثلاث فترات " .

ثانياً :- الدراسات السابقة حول موضوع التحليل الشكلي :-

عام (1959) قام (W.A.Gibson) ببحث درسه فيه نماذج متعددة وقام بالتحليل الثابت وتحليل البنية الكامنة والتحليل الشكلي وتوصل إلى إيجاد طريقة لتحليل العلاقات المتبادلة بين المقاييس الكمية

وتجنب الوقوع في مشاكل التحليل الاخرى وكان بعنوان " نماذج متعدد المتغيرات الثلاثة :- التحليل الثابت وتحليل البنية الكاملة والتحليل الشكلي " .

عام (1973) قدم (John F.Kielkopf) بحث درس فيه التقريب بشكل جديد (لدالة فوجيت) مع تطبيقات أخرى عن التحليل الشكلي الخطي وتوصل إلى طريقة دقيقة ومبسطة لحساب (دالة فوجيت) وكان بعنوان " التقريب الجديد لدالة فوجيت مع تطبيقات عن التحليل الشكلي " .

عام (1982) قام الباحثون (R.Delhez & Th.H.deKeijser & E.J.Mihemeijer)

ببحث درسوا فيه طرائق لتحديد حجم البلورات الصلبة في الأشعة السينية وتوصلوا إلى وضع الخطوات اللاحقة لقياس وتخطيط وتقييم البيانات وتقديم البدائل وكان بعنوان " تصميم حجم الكريستال والتشوهات من خلال الأشعة السينية وخط التحليل الشكلي " .

عام (1991) قام كل من (Marsh & Herbert w. Bailey & Michael) ببحث درسوا فيه اداء الطلبة حسب جودة التعليم وقد تم جمع البيانات لمدة 13 عاما وتوصلوا إلى دراسة الملفات الشخصية كردود افعال تكوينية وتقييمات موجزة وكان بعنوان " تقييمات الطلاب المتعدد الابعاد وتأثير التعليم من خلال التحليل الشكلي " .

عام (2003) قام كل من (Sameer Shende & Allen D. Malony & Robert Bell) ببحثهم عن أداة محولة قابلة للتوسيع وقابلة للتحليل المتوازي حيث قدموا سلالة متطورة اكثر للتحليل المتوازي وكان تحت عنوان " أداة محولة قابلة لتوسيع والتطور لتحليل الاداء الشكلي المتوازي " .

عام (2008) قام كل من (K.Arai^a & X.M.Liang^{b,c*}) ببحث درسوا فيه تحليل الحساسية لتحسين دقة تقدير درجة حرارة الهواء وتوصلوا إلى أن درجة حرارة الهواء تتأثر بالامتصاص والهيكل الجوي بالقرب من سطح الارض وكان بعنوان " تحليل الحساسية لتقدير درجة حرارة الهواء باستخدام اسلوب المحاكاة للبيانات " .

عام (2010) قام كل من (Taowu & Zhiuei Qin & Xiuyan Zhou & Zhuofeng & Yalin Du) بدراسة نبات الخيار على نطاق واسع لتحديد جنس الازهار وتوصلوا إلى العديد من العوامل التي تؤدي الى التغير الجيني (الطفرة) في نبات الخيار وكان تحت عنوان " التحليل الشكلي لتحديد جنس الازهار في نبات الخيار " .

عام (2015) قام كل من (Habiballah Rahimi - Eichl & Paul Barom Jeon & Mo-)
ببحث درسوا فيه تقدير المدى بطريقة جديدة وتوصلوا إلى ان
دمج البيانات من مصادر متعددة وتراكيب مختلفة ضرورية لتقدير الدقيق للمدى وكان بعنوان " دمج
تحليل البيانات الكبيرة باستخدام التحليل الشكلي لتقدير المدى "

الجانب العملي

المبحث الأول :-

1-3 :- طبيعة التجربة (نبات الخيار)

يعود نبات الخيار إلى العائلة القرعية وتعد واحدة من أهم العوائل النباتية ، تشمل هذه العائلة 118 جنساً و825 نوعاً .

ونبات الخيار أحد الخضروات التي زرعها الإنسان قديماً اي قبل حوالي 5000 سنة وهو رابع محصول مهم بعد نبات الطماطم والملفوف والبصل في آسيا وفي أوروبا يكون المحصول الثاني بعد الطماطم من حيث الأهمية.

الموطن الأصلي للخيار هو الهند في جبال الهيمالايا ، يحتوي الخيار على البوتاسيوم والكالسيوم والمغنيسيوم والفسفور والعديد من الفيتامينات لذلك يستعمل الخيار لمعالجة تهيج الجلد والحروق الناتجة من أشعة الشمس⁽²⁾ .

و تم اجراء تجارب على عقل نباتات الخيار في (جامعة بابل / كلية العلوم / قسم النبات) لمعرفة تأثير بعض المواد الكيميائية على بعض صفات نبات الخيار حيث تم دراسة المعالجات (الاملاح) (الصوديوم – البوتاسيوم – الكالسيوم – منظم نمو) وكما سيأتي :-

1-1-3 :- الصوديوم

هو العنصر السادس من حيث الوفرة في القشرة الأرضية (يكون حوالي 2.6 %) والثاني من حيث تواجده في مياه المحيطات (470 mM) .

الصوديوم عنصر غير ضروري لمعظم النباتات باستثناء دوره المهم لمعظم النباتات المتحملة للملوحة⁽¹⁰⁾ .

2-1-3 :- البوتاسيوم

هو مغذي كاتيوني غير عضوي ضروري لمعظم النباتات ، اذ يؤدي دوراً مهماً في العديد من الفعاليات الخلوية منها⁽¹⁹⁾ :-

1- توازن الشحنة في الساييتوبلازم .

2- تحفيز التفاعلات الانزيمية .

3- يساهم في تنظيم الضغط الاوزموزي .

3-1-3 :- الكالسيوم

هو عنصر ضروري لكل النباتات ، ان قدرة الكالسيوم لتكوين أواصر مترابطة يعطيه دوراً مهماً في الحفاظ على تركيب الأغشية والجدران الخلوية⁽¹⁷⁾.

3-1-4 :- حامض الساليسيك (منظم نمو) SA

هو هرمون نباتي ذات طبيعة فينولية وتكون صيغته التركيبية $C_6H_4(OH)COOH$ ، ويشترك SA في تنظيم العديد من العمليات الفسيولوجية في النباتات إذ يؤثر على نمو النبات والبناء الضوئي وامتصاص الأيونات⁽⁸⁾ .

وكانت نسب المعالجات الماء المقطر والاملاح كما يأتي :-

1- ماء مقطر	D-W	بنسبة 20 ملي مول / لتر
2- كلوريد الصوديوم	NaCl	بنسبة 75 ملي مول / لتر
3- كبريتات البوتاسيوم	K_2SO_4	بنسبة 20 ملي مول / لتر
4- كلوريد الكالسيوم	$CaCl_2$	بنسبة 0.5 ملي مول / لتر
5- منظم نمو	SA	بنسبة 10^{-3} مولاري

اما الصفات التي تم دراستها فهي 18خاصية وهي [por (بروتين) ، SOD (انزيم) ، GSH (مضاد اكسدة) ، ASA (فيتامين C) ، H_2O_2 (بروكسيد الهيدروجين) ، CAT (انزيم) ، PROLINE (حامض أميني) ، CHO (كاربوهيدرات) ، IAA-OXIDAE (انزيم) ، APX (انزيم يحطم الدهون) ، MDA (ناتج نهائي لعملية تحطيم الدهون) ، LOX (انزيم يحطم الدهون) ، K (بوتاسيوم) ، Na (صوديوم) IAA(indole acetic acid) (هرمون نمو) ، GA_3 (هرمون نمو) ، ABA (هرمون نمو)] .

اضيفت هذه المواد الى وسط نمو (نشارة خشب) لمدة 24 ساعة ، وكررت التجربة ثلاث مرات وسجلت النتائج التجريبية بعد اضافة المواد لها وسجلت القراءات المتعلقة بصفات الخيار تبعاً لدرجة استجابتها للمواد الكيميائية وكما في الملحق رقم 1.

من النتائج تبين وجود تباين في استجابة صفات الخيار الى المعالجات الكيميائية (الاملاح) التي عولجت بها الوحدات التجريبية المتمثلة بـ

(كلوريد الصوديوم ، كبريتات البوتاسيوم ، كلوريد الكالسيوم ، منظم نمو) .

جدول (3)

يبين نسب الصفات للمعالجات المدروسة

الصفات/المعالجات	كلوريد الصوديوم	كبريتات البوتاسيوم	كلوريد الكالسيوم	منظم النمو
البروتين pro	37.3%	291%	21.2%	39.2%
SOD	101.1%	5.24%	4.92%	6.67%
GSH	22.05%	600%	25.39%	12.4%
ASA	63.74%	141.8%	39.51%	22.04%
H ₂ O ₂	470%	67.5%	79.2%	0.39%
CAT	275%	41.1%	22.22%	30%
PROL.	347.9%	35.6%	46.2%	35.74%
CHO	52.9%	30.43%	32.10%	0.673%
IAA-OXI.	49.6%	54.72%	54.3%	18.5%
PROT.	200%	210%	41.6%	88.87%
MDA	400%	87.5%	86.2%	2.1*10 ⁻³ %

الصفات/المعالجات	كلوريد الصوديوم	كبريتات البوتاسيوم	كلوريد الكالسيوم	منظم النمو
APX	35.1%	21%	22.6%	18.07%
LOX	41.4%	47.6%	29.5%	30.02%
K	57.8%	149%	168.8%	69.6%
Na	185.5%	31.9%	71.4%	80.8%
IAA-indole	59.09%	33.3%	22.7%	166.6%
GA ₃	47.1%	255.6%	266.7%	77.8%
ABA	240%	55.9%	61.8%	50%

عند اضافة [NaCl] إلى نبات الخيار يؤدي إلى تناقص [pro] بنسبة (37.3%) ، بينما يزداد عند اضافة كل من (SA، CaCl₂، K₂So) بالنسب الآتية على التوالي (219% ، 21.2% ، 39.2%) ، وإن اضافة [NaCl] إلى نبات الخيار يؤدي إلى زيادة في [SOD] بنسبة (101.1%)، بينما يقل عند اضافة كل من (SA , CaCl₂ ,K₂So₄) بالنسب (5.24% ، 4.92% ، 6.67%) ، وجد أن اضافة [NaCl] إلى نبات الخيار يؤدي إلى تناقص في [GSH] بنسبة (22.05) ، بينما يزداد عند اضافة كل من (CaCl₂ ,K₂So₄ , SA) بالنسب (600% ، 25.39 ، 12.4) ، اما اضافة [NaCl] إلى نبات الخيار يؤدي إلى تناقص في [ASA] بنسبة (63.74%)، بينما يزداد عند اضافة كل من (CaCl₂ ,K₂So₄ , SA) وذلك بنسب (141.8% ، 39.51% ، 22.04%) ، فضلا عن اضافة [NaCl] إلى نبات الخيار يؤدي إلى تزايد في [H₂O₂] بمقدار (470%) ، بينما يقل عند اضافة كل من (K₂So₄ , SA , CaCl₂) حسب النسب (67.5% ، 79.2% ، 0.39%) ، بحيث ان اضافة [NaCl] إلى نبات الخيار يؤدي إلى زيادة في [CAT] بمقدار (275%) ، بينما يقل عند اضافة كل من (SA , CaCl₂ ,K₂So₄) وذلك بمقدار (41.1% ، 22.22% ، 30%) ، وإن اضافة [NaCl] إلى نبات الخيار يؤدي إلى زيادة في [PROLINE] بنسبة (347.9%) ، بينما يقل عند اضافة

كل من (SA , CaCl₂ ,K₂So₄) حسب النسب (35.6% , 46.2% , 35.74%) ، اما اضافة [NaCl] إلى نبات الخيار يؤدي إلى تقليل في [CHO] بنسبة (52.9%) ، بينما يزداد عند اضافة كل من (SA , CaCl₂ ,K₂So₄) وذلك بمقدار (32.10% , 30.43% , 0.673%) ، في حين اضافة [NaCl] إلى نبات الخيار يؤدي إلى زيادة في [IAA-OXIDA] بمقدار (49.6%) ، بينما يقل عند اضافة كل من (SA , CaCl₂ ,K₂So₄) بنسبة (54.3% , 54.72%) ، و اضافة [NaCl] إلى نبات الخيار يؤدي إلى زيادة في [PROTEASE] بنسبة (18.5%) ، بينما يقل عند اضافة كل من (SA , CaCl₂ ,K₂So₄) بمقدار (210% , 41.6% , 200%) ، حيث ان اضافة [NaCl] إلى نبات الخيار يؤدي إلى زيادة في [MDA] بنسبة (88.87%) ، بينما يقل عند اضافة كل من (SA , CaCl₂ ,K₂So₄) بمقدار (87.5% , 86.2% , 400%) ، ثم اضافة [NaCl] إلى نبات الخيار يؤدي إلى زيادة في [APX] بنسبة (35.1%) ، بينما يقل عند اضافة كل من (SA , CaCl₂ ,K₂So₄) بمقدار (21% , 22.6% , 18.07%) ، وتكون اضافة [NaCl] إلى نبات الخيار تؤدي إلى زيادة في [LOX] بنسبة (41.4%) ، بينما يقل عند اضافة كل من (SA , CaCl₂ ,K₂So₄) وذلك بمقدار (47.6% , 29.5% , 30.02%) ، وجد ان اضافة [NaCl] إلى نبات الخيار يؤدي إلى نقصان في [K] بنسبة (57.8%) ، بينما يزداد عند اضافة كل من (SA , CaCl₂ ,K₂So₄) بمقدار (149% , 168.8% , 69.6%) ، و اضافة [NaCl] إلى نبات الخيار يؤدي إلى زيادة في [Na] بنسبة (185.5%) ، بينما يقل عند اضافة كل من (SA , K₂So₄ , CaCl₂) بمقدار (31.9% , 71.4% , 80.8%) ، بحيث ان اضافة [NaCl] إلى نبات الخيار يؤدي إلى نقصان في [IAA- indole acetic acid] بنسبة (59.09%) ، بينما يزداد عند اضافة كل من (K₂So₄ , CaCl₂ , SA) بمقدار (33.3% , 22.7% , 166.6%) ، حيث ان اضافة NaCl إلى نبات الخيار يؤدي إلى نقصان في [GA₃] بنسبة (47.1%) ، بينما يزداد عند اضافة كل من (K₂So₄ , CaCl₂ , SA) حسب النسب (255.6% , 266.7% , 77.8%) ، و تكون اضافة [NaCl] إلى نبات الخيار تؤدي إلى زيادة في [ABA] بنسبة (240%) ، بينما يقل عند اضافة كل من (SA , CaCl₂ ,K₂So₄) بمقدار (55.9% , 61.8% , 50%) .

المبحث الثاني :-

2-3 :- الجانب العملي

أولا :- القياسات المكررة المعلمية

بعد اجراء التحليل الاحصائي وباستعمال برنامج (statgraphics) تم الكشف عن أثر المعالجة (1) كلوريد الصوديوم والمعالجة (2) كبريتات البوتاسيوم والمعالجة (3) كلوريد الكالسيوم والمعالجة (4) هرمون النمو وكانت نتائج كلوريد الصوديوم كالآتي :-

جدول (4)

جدول تحليل التباين للمعالجة الاولى (كلوريد الصوديوم) في التجربة

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	3.909	18	217204.	40.89	0.000
Residual	472731.	89	5311.58		
Total (Corr.)	4.382	107			

يلاحظ من جدول تحليل التباين اعلاه أن قيمة (P-value) تساوي (0.000) وهي اقل من مستوى المعنوية (5 %) ، اي وجود فروق معنوية ، اي يوجد تأثير لمادة كلوريد الصوديوم على صفات نبات الخيار .

ولمعرفة تأثير مادة كبريتات البوتاسيوم على نبات الخيار نلاحظ الجدول الآتي :-

جدول (5)

جدول تحليل التباين للمعالجة الثانية (كبريتات البوتاسيوم) في التجربة

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	5.792	18	321808.	225.81	0.000
Residual	126837.	89	1425.14		
Total (Corr.)	5.919	107			

يلاحظ من جدول تحليل التباين اعلاه أن قيمة (P-value) تساوي (0.000) وهي اقل من مستوى المعنوية (5 %) ، اي وجود فروق معنوية (اي يوجد تأثير لمادة كبريتات البوتاسيوم على صفات نبات الخيار) .

ولمعرفة تأثير مادة كلوريد الكالسيوم على نبات الخيار نلاحظ الجدول التالي :-

جدول (6)

جدول تحليل التباين للمعالجة الثالثة (كلوريد الكالسيوم) في التجربة

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	5.376	18	298692.	323.20	0.000
Residual	82251.0	89	924.168		
Total (Corr.)	5.458	107			

يلاحظ من جدول تحليل التباين اعلاه أن قيمة (P-value) تساوي (0.000) وهي اقل من مستوى المعنوية (5 %) ، اي وجود فروق معنوية (اي يوجد تأثير لمادة كلوريد الكالسيوم على صفات نبات الخيار) .

ولمعرفة تأثير مادة منظم النمو على نبات الخيار نلاحظ الجدول الآتي :-

جدول (7)

جدول تحليل التباين للمعالجة الرابعة (منظم نمو) في التجربة

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	5.551	18	308411.	533.69	0.000
Residual	51432.1	89	577.889		
Total (Corr.)	5.602	107			

يلاحظ من جدول تحليل التباين اعلاه أن قيمة (P-value) تساوي (0.000) وهي اقل من مستوى المعنوية (5 %) ، اي وجود فروق معنوية (اي يوجد تأثير لمادة منظم النمو على صفات نبات الخيار) .

ثانياً :- القياسات المكررة اللامعلمية :-

تم تطبيق اختبار X^2 لمعرفة مدى تأثير المعالجات (الاملاح) على صفات نبات الخيار في الحالة اللامعلمية

وذلك بتطبيق المعادلة رقم -22 - في الجانب النظري

$$X^2 = \left[\frac{12}{4*3(3+1)} * 109024194 \right] - 3*4(3+1)$$

$$= 27256000.5 \sim X^2_{(2)}$$

حيث ان :-

n : عدد المعالجات وهي 4

r : عدد القطاعات وهي 3

يتبين من الاختبار اعلاه معنوية تأثير المعالجات (الاملاح) على صفات نبات الخيار من خلال إحصاءة X^2 في الحالة اللامعلمية .

ثالثاً :- التحليل الشكلي

لتطبيق اختبار التحليل الشكلي لابد من عمل الخطوات الآتية :-

- 1- هل مسار العينة المدروسة موازي الى مسار عينة السيطرة فإذا ظهرت متوازية ننتقل إلى الخطوة الثانية .
 - 2- هل المعدل العام لمسار العينة المدروسة مساوي الى المعدل العام لمسار عينة السيطرة .
 - 3- متوسطين المجموعتين الجزئيتين متساوية في حالة التوازي ام غير متساوية .
- وذلك من خلال الجداول الآتية :-

جدول (8)

جدول تحليل التباين للمعالجة الاولى (كلوريد الصوديوم) في التجربة

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
نوع المعالجة	3.903	17	229645.	43.23	0.000
نوع العينة	5714.66	1	5714.66	1.08	0.302
Residual	472731.	89	5311.58		
Total (corrected)	4.382	107			

من جدول تحليل التباين اعلاه نلاحظ الاتي :

- 1- من خلال نتائج الجدول (7) يتبين ان إحصاءه (نوع المعالجة) عند مستوى معنوية $(\alpha=0.05)$ ودرجة حرية (17) تساوي (P-value=0.000) وهي اقل من مستوى المعنوية ، هذا يدل على معنوية تأثير نوع المعالجة على صفات نبات الخيار عند اضافة مادة كلوريد الصوديوم .
- 2- من خلال نتائج الجدول (7) يتبين ان إحصاءه (نوع العينة) عند مستوى معنوية $(\alpha=0.05)$ ودرجة حرية (1) تساوي (P-value=0.3024) وهي اكبر من (5%) ، هذا يدل على ان لا نرفض فرضية العدم القائلة بتوازي مسار العينة المدروسة مع عينة السيطرة للمعالجة كلوريد الصوديوم .

وقد لوحظ ان معامل التحديد للنموذج هو = 89.213 % (اي ان 89% من التغيرات في Y

ناتجة من التغيرات في X_1 و X_2 ، ان متوسط الخطأ المعياري = 72.8806 اما متوسط الخطأ المطلق = 26.3793 .

و جدول الاخطاء المعيارية فيكون كما يلي :-

جدول (9)

جدول الاخطاء المعيارية

متوسط الخطأ (النسبي)	متوسط الخطأ (الخطأ)	متوسط مطلق الخطأ (النسبي)	متوسط مطلق الخطأ (الخطأ)	متوسط مربعات (الخطأ)
MPE	ME	MAPE	MAE	MSE
21465.4	-3.782	124940	26.3793	5311.58

وبهدف معرفة تساوي المتوسطات في المعدل تكون فرضية التحليل :-

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2$$

$$H_1 : \mu_1 \neq \mu_2$$

والنتائج كما في الجدول ادناه

جدول (10)

يبين مقارنة متوسطي العينتين

قيمة t المحسوبة	درجة الحرية	متوسط العينة الاولى	متوسط العينة الثانية	p-value
.372	106	72.484	57.936	.711

من الجدول اعلاه نلاحظ أن قيمة (p-value) مساوية إلى (71.1%) وهي اكبر من مستوى المعنوية (5%) ، وبالتالي فإننا لا نرفض فرضية العدم القائلة بتساوي متوسطي المجموعتين ، بمعنى ان (الفروق غير معنوية) في المعدل العام في كل من العينة المدروسة وعينة السيطرة .

وعليه نقوم باختبار كل مجموعة جزئية على افراد لمعرفة وجود تأثير معنوي لكل معالجة في التجربة الاحصائية ام لا ؛ لذلك اجرينا التحليل لمجموعة السيطرة أولا ثم المجموعة التجربة .

المجموعة الاولى (مجموعة السيطرة) :-

جدول (11)

جدول تحليل التباين للمعالجة الاولى (كلوريد الصوديوم) في التجربة

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	3.057	17	179855.	320.17	0.000
Residual	20223.0	36	561.751		
Total (Corr.)	3.077	53			

يلاحظ من جدول تحليل التباين اعلاه ان قيمة (P-value) تساوي (0.000) وهي اقل من مستوى المعنوية (5 %) ، اي وجود فروق معنوية (اي يوجد تأثير لمادة كلوريد الصوديوم على صفات نبات الخيار) .
معامل التحديد = 99.3429% اي ان (99 % من التغيرات في Y ناتجة من التغيرات في X_1X_2)
متوسط الخطأ المعياري = 23.7013 ، متوسط الخطأ المطلق = 6.77063

جدول (12)

جدول الاخطاء المعيارية

MPE (متوسط الخطأ النسبي)	ME (متوسط الخطأ)	MAPE (متوسط مطلق الخطأ النسبي)	MAE (متوسط مطلق الخطأ)	MSE (متوسط مربعات الخطأ)
-19.963	-1.442	33.299	6.770	561.751

المجموعة الثانية (قيم التجربة) :-

جدول (13)

جدول تحليل التباين للمعالجة الاولى (كلوريد الصوديوم) في التجربة

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	1.214	17	71452.0	30.53	0.000

Residual	84256.6	36	2340.46		
Total (Corr.)	1.298	53			

يلاحظ من جدول تحليل التباين اعلاه ان قيمة P-value تساوي (0.000) وهي اقل من مستوى المعنوية (5 %) ، اي يوجد فروق معنوية (اي يوجد تأثير لمادة كلوريد الصوديوم على صفات نبات الخيار) .

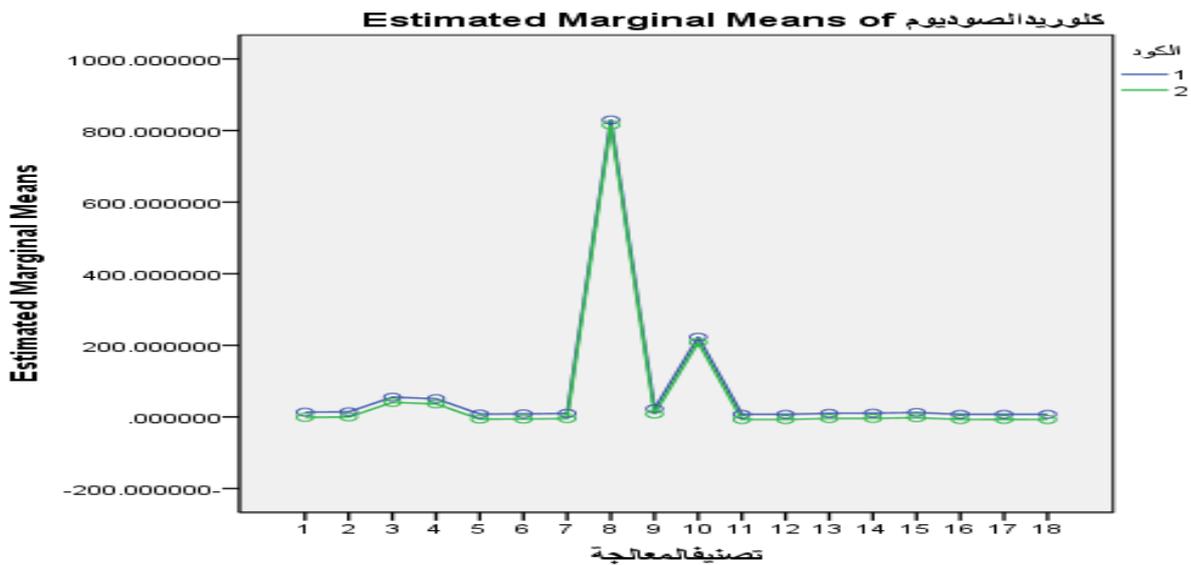
معامل التحديد = 93.5134 % ، متوسط الخطأ المعياري = 48.378 %
متوسط الخطأ المطلق = 13.0197 %

جدول (14)

جدول الاخطاء المعيارية

MPE (متوسط الخطأ النسبي)	ME (متوسط الخطأ)	MAPE (متوسط مطلق الخطأ النسبي)	MAE (متوسط مطلق الخطأ)	MSE (متوسط مربعات الخطأ)
-6.361	-1.654	18.404	13.019	2340.46

الرسم البياني للمعالجة (كلوريد الصوديوم)



الشكل (4)

يوضح تأثير كلوريد الصوديوم على صفات نبات الخيار

لمعرفة تأثير مادة كبريتات البوتاسيوم على نبات الخيار نلاحظ الجداول الآتية :-

جدول (15)

جدول تحليل التباين للمعالجة الثانية (كبريتات البوتاسيوم) في التجربة

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
نوع المعالجة	5.789	17	340552.	238.96	0.000
نوع العينة	3150.94	1	3150.94	2.21	0.1406
Residual	126837.	89	1425.14		
Total (corrected)	5.919	107			

من جدول تحليل التباين اعلاه نلاحظ الآتي :-

1- من خلال نتائج الجدول (14) يتبين أن إحصاءه (نوع المعالجة) عند مستوى معنوية $(\alpha=0.05)$ ودرجة حرية (17) تساوي (P-value=0.000) وهي اقل من مستوى المعنوية ، هذا يدل على معنوية تأثير نوع المعالجة على صفات نبات الخيار .

2- من خلال نتائج الجدول (14) يتبين ان إحصاءه (نوع العينة) عند مستوى معنوية $(\alpha=0.05)$ ودرجة حرية (1) تساوي (P-value=0.1406) وهي اكبر من مستوى المعنوية (5%) ، وهذا يدل على ان لا نرفض فرضية العدم القائلة بتوازي مسار العينة المدروسة مع عينة السيطرة للمعالجة كبريتات البوتاسيوم .

معامل التحديد = 97.8572% اي ان (97% من التغيرات في Y ناتجة من التغيرات في X_1X_2)
متوسط الخطأ المعياري = 37.751 ، متوسط الخطأ المطلق = 16.5687 .

جدول (16)

جدول الاخطاء المعيارية

متوسط الخطأ (النسبي)	متوسط الخطأ (الخطأ)	متوسط مطلق الخطأ (النسبي)	متوسط مطلق الخطأ (الخطأ)	متوسط مربعات (الخطأ)
MPE	ME	MAPE	MAE	MSE
-22024.8	-2.928	98756.0	16.5687	1425.14

وبهدف معرفة تساوي المتوسطات في المعدل تكون فرضية التحليل :-

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2$$

$$H_1 : \mu_1 \neq \mu_2$$

والنتائج كما في الجدول ادناه

جدول (17)

يبين مقارنة متوسطي العينتين

قيمة t المحسوبة	درجة الحرية	متوسط العينة الاولى	متوسط العينة الثانية	p-value
-0.238	106	72.484	83.287	.813

من الجدول اعلاه نلاحظ ان قيمة (p-value) مساوية الى (81.3%) وهي اكبر من مستوى المعنوية (5%) ، وبالتالي فإننا لا نرفض فرضية العدم القائلة بتساوي متوسطي المجموعتين ، بمعنى ان (الفروق غير معنوية) في المعدل العام في كل من العينة المدروسة وعينة السيطرة .

وعليه نقوم باختبار كل مجموعة جزئية على افراد لمعرفة وجود تأثير معنوي لكل معالجة في التجربة الاحصائية ام لا ؛ لذلك اجرينا التحليل لمجموعة السيطرة أولا ثم المجموعة التجربة .

المجموعة الاولى (مجموعة السيطرة) :-

جدول (18)

جدول تحليل التباين للمعالجة الثانية (كبريتات البوتاسيوم) في التجربة

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	3.057	17	179855.	320.17	0.000
Residual	20223.0	36	561.751		
Total (Corr.)	3.077	53			

يلاحظ من جدول تحليل التباين اعلاه ان قيمة (P-value) تساوي (0.000) وهي اقل من مستوى المعنوية (5 %) ، اي وجود فروق معنوية (اي يوجد تأثير لمادة كبريتات البوتاسيوم على صفات نبات الخيار) .

معامل التحديد = 99.3429 % ، متوسط الخطأ المعياري = 23.7013
متوسط الخطأ المطلق = 6.77063

جدول (19)

جدول الاخطاء المعيارية

متوسط مربعات الخطأ (MSE)	متوسط مطلق الخطأ (MAE)	متوسط مطلق الخطأ النسبي (MAPE)	متوسط الخطأ (ME)	متوسط الخطأ النسبي (MPE)
561.751	6.770	98756.0	-2.928	-22024.8

المجموعة الثانية (قيم التجربة) :-

جدول (20)

جدول تحليل التباين للمعالجة الثانية (كبريتات البوتاسيوم) في التجربة

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	2.829	17	166431.	655.15	0.000
Residual	9145.25	36	254.035		
Total (Corr.)	2.838	53			

يلاحظ من جدول تحليل التباين اعلاه ان قيمة (P-value) تساوي (0.000) وهي اقل من مستوى المعنوية (5 %) ، اي يوجد فروق معنوية (اي يوجد تأثير لمادة كبريتات البوتاسيوم على صفات نبات الخيار) .

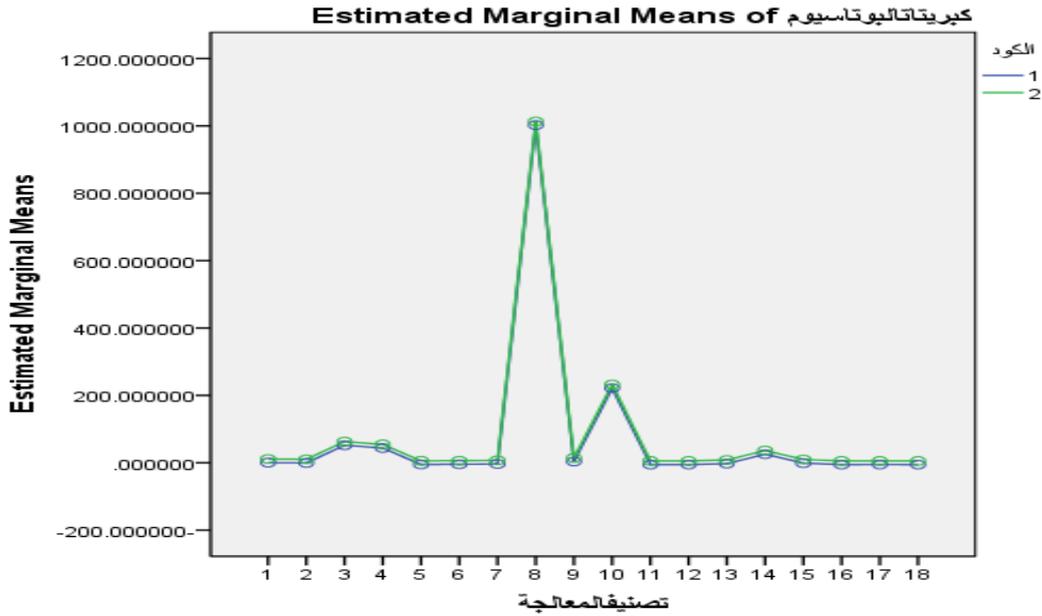
معامل التحديد = 99.6778 % ، متوسط الخطأ المعياري = 15.9385
متوسط الخطأ المطلق = 5.61041

جدول (21)

جدول الاخطاء المعيارية

متوسط الخطأ (النسبي)	متوسط الخطأ (النسبي)	متوسط مطلق الخطأ (النسبي)	متوسط مطلق الخطأ	متوسط مربعات الخطأ
MPE	ME	MAPE	MAE	MSE
-30.6966	3.042	46.48	5.61041	254.035

والرسم البياني للمعالجة (كبريتات البوتاسيوم) :-



الشكل (5)

يوضح تأثير كبريتات البوتاسيوم على صفات نبات الخيار

ولمعرفة تأثير مادة كلوريد الكالسيوم على صفات نبات الخيار نلاحظ الجداول الآتية :-

جدول (22)

جدول تحليل التباين للمعالجة الثالثة (كلوريد الكالسيوم) في التجربة

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
نوع المعالجة	5.376	17	316263.	342.21	0.000
نوع العينة	0.333793	1	0.333793	0.00	0.984
Residual	82251.0	89	924.168		
Total (corrected)	5.458	107			

من جدول تحليل التباين اعلاه نلاحظ الآتي :-

1- من خلال نتائج الجدول (21) يتبين أن إحصاءه (نوع المعالجة) عند مستوى معنوية

($\alpha=0.05$) ودرجة حرية (17) تساوي (P-value=0.000) وهي اقل من مستوى

المعنوية ، هذا يدل على معنوية تأثير نوع المعالجة على صفات نبات الخيار .

2- من خلال نتائج الجدول (21) يتبين ان إحصاءه (نوع العينة) عند مستوى معنوية

($\alpha=0.05$) ودرجة حرية (1) تساوي (P-value=0.9849) وهي اكبر من مستوى

المعنوية (5%) ، وهذا يدل على ان لا نرفض فرضية العدم القائلة بتوازي مسار العينة

المدروسة مع عينة السيطرة للمعالجة كلوريد الكالسيوم .

معامل التحديد = 98.4932% اي ان (98% من التغيرات في Y ناتجة من التغيرات في X_1X_2)

متوسط الخطأ المعياري = 30.4001 ، متوسط الخطأ المطلق = 10.2279

جدول (23)

جدول الاخطاء المعيارية

متوسط الخطأ (النسبي)	متوسط الخطأ (النسبي)	متوسط مطلق الخطأ (النسبي)	متوسط مطلق الخطأ (الخطأ)	متوسط مربعات (الخطأ)
MPE	ME	MAPE	MAE	MSE
-227.573	-2.679	1024.8	10.227	924.168

وبهدف معرفة تساوي المتوسطات في المعدل تكون فرضية التحليل :-

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2$$

$$H_0 : \mu_1 \neq \mu_2$$

والنتائج كما في الجدول ادناه

جدول (24)

يبين مقارنة متوسطي العينتين

قيمة t المحسوبة	درجة الحرية	متوسط العينة الاولى	متوسط العينة الثانية	p-value
-0.003-	106	72.484	72.595	.998

من الجدول اعلاه نلاحظ أن قيمة (p-value) مساوية إلى (99.8%) وهي اكبر من مستوى المعنوية (5%) ، وبالتالي فإننا لا نرفض فرضية العدم القائلة بتساوي متوسطي المجموعتين ، بمعنى ان (الفروق غير معنوية) في المعدل العام في كل من العينة المدروسة وعينة السيطرة .
وعليه نقوم باختبار كل مجموعة جزئية على انفراد لمعرفة وجود تأثير معنوي لكل معالجة في التجربة الاحصائية ام لا ؛ لذلك اجرينا التحليل لمجموعة السيطرة أولا ثم المجموعة التجربة .

المجموعة الاولى (مجموعة السيطرة) :-

جدول (25)

جدول تحليل التباين للمعالجة الثالثة (كلوريد الكالسيوم) في التجربة

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	3.057	17	179855.	320.17	0.000
Residual	20223.0	36	561.751		
Total (Corr.)	3.077	53			

يلاحظ من جدول تحليل التباين اعلاه ان قيمة (P-value) تساوي (0.000) وهي اقل من مستوى المعنوية (5%) ، اي يوجد فروق معنوية (اي يوجد تأثير لمادة كلوريد الكالسيوم على صفات نبات الخيار) .

معامل التحديد = 99.3429% ، متوسط الخطأ المعياري = 23.7013

متوسط الخطأ المطلق = 6.77063

جدول (26)

جدول الاخطاء المعيارية

MPE (متوسط الخطأ النسبي)	ME (متوسط الخطأ)	MAPE (متوسط مطلق الخطأ النسبي)	MAE (متوسط مطلق الخطأ)	MSE (متوسط مربعات الخطأ)
-22024.8	-2.928	98756.0	6.770	561.751

المجموعة الثانية :- (قيم التجربة)

جدول (27)

جدول تحليل التباين للمعالجة الثالثة (كلوريد الكالسيوم) في التجربة

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	2.373	17	139599.	645.59	0.000
Residual	7784.38	36	216.233		
Total (Corr.)	2.380	53			

يلاحظ من جدول تحليل التباين اعلاه ان قيمة (P-value) تساوي (0.000) وهي اقل من مستوى المعنوية (5 %) ، اي يوجد فروق معنوية (اي يوجد تأثير لمادة كلوريد الكالسيوم على صفات نبات الخيار) .

معامل التحديد = 99.6731 % ، متوسط الخطأ المعياري = 14.7049 %

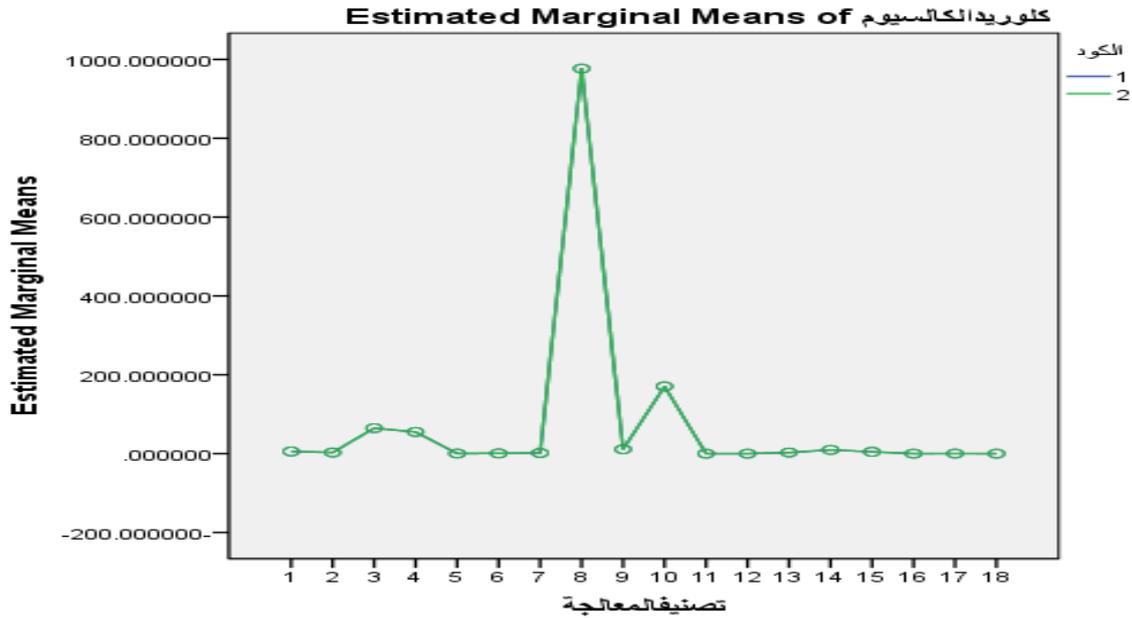
متوسط الخطأ المطلق = 4.45056 %

جدول (28)

جدول الاخطاء المعيارية

MPE (متوسط الخطأ النسبي)	ME (متوسط الخطأ)	MAPE (متوسط مطلق الخطأ النسبي)	MAE (متوسط مطلق الخطأ)	MSE (متوسط مربعات الخطأ)
-11.416	2.205	24.8318	4.45056	216.233

والرسم البياني للمعالجة (كلوريد الكالسيوم) :-



الشكل (6)

يوضح تأثير كلوريد الكالسيوم على صفات نبات الخيار

ولمعرفة تأثير مادة منظم النمو على صفات نبات الخيار نلاحظ الجداول الآتية :-

جدول (29)

جدول تحليل التباين للمعالجة الرابعة (منظم نمو) في التجربة

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
نوع المعالجة	5.551	17	326539.	565.05	0.000
نوع العينة	243.244	1	243.244	0.42	0.518
Residual	51432.1	89	577.889		
Total (corrected)	5.602	107			

من الجدول اعلاه نلاحظ التالي :-

1- من خلال نتائج الجدول (28) يتبين ان إحصاءه (نوع المعالجة) عند مستوى معنوية $(\alpha=0.05)$ ودرجة حرية (17) تساوي (P-value=0.000) وهي اقل من مستوى المعنوية ، هذا يدل على معنوية تأثير نوع المعالجة على صفات نبات الخيار .

2- من خلال نتائج الجدول (28) يتبين ان إحصاءه (نوع العينة) عند مستوى معنوية $(\alpha=0.05)$ ودرجة حرية (1) تساوي (P-value=0.5182) وهي اكبر من مستوى المعنوية (5%)، هذا يدل على ان لا نرفض فرضية العدم القائلة بتوازي مسار العينة المدروسة مع عينة السيطرة للمعالجة منظم النمو .

معامل التحديد = 99.082 % اي ان (99% من التغيرات في Y ناتجة من التغيرات في X_1 X_2)
متوسط الخطأ المعياري = 24.0393 ، متوسط الخطأ المطلق = 8.72726

جدول (30)

جدول الاخطاء المعيارية

متوسط الخطأ (النسبي) MPE	متوسط الخطأ (الخطأ) ME	متوسط مطلق الخطأ (النسبي) MAPE	متوسط مطلق الخطأ (الخطأ) MAE	متوسط مربعات (الخطأ) MSE
5103.28	-3.212	26461.2	8.727	577.889

وبهدف معرفة تساوي المتوسطات في المعدل تكون فرضية التحليل :-

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2$$

$$H_0 : \mu_1 \neq \mu_2$$

والنتائج كما في الجدول ادناه

جدول (31)

يبين مقارنة متوسطي العينتين

قيمة t المحسوبة	درجة الحرية	متوسط العينة الاولى	متوسط العينة الثانية	p-value
.068	106	72.484	69.483	.946

من الجدول اعلاه نلاحظ ان قيمة (p-value) مساوية الى (94.6%) وهي اكبر من مستوى المعنوية (5%) ، وبالتالي فإننا لا نرفض فرضية العدم القائلة بتساوي متوسطي المجموعتين ، بمعنى ان (الفروق غير معنوية) في المعدل العام في كل من العينة المدروسة وعينة السيطرة .

وعليه نقوم باختبار كل مجموعة جزئية على انفراد لمعرفة وجود تأثير معنوي لكل معالجة في التجربة الاحصائية ام لا ، لذلك اجرينا التحليل لمجموعة السيطرة اولا ثم المجموعة التجربة .

المجموعة الاولى (مجموعة السيطرة) :-

جدول(32)

جدول تحليل التباين للمعالجة الرابعة (منظم نمو) في التجربة

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	3.057	17	179855.	320.17	0.000
Residual	20223.0	36	561.751		
Total (Corr.)	3.077	53			

يلاحظ من جدول تحليل التباين اعلاه ان قيمة (P-value) تساوي (0.000) وهي اقل من مستوى المعنوية (5 %) ، وبالتالي نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة اي يوجد تأثير لمادة منظم النمو على صفات نبات الخيار .

معامل التحديد = 99.3429% ، متوسط الخطأ المعياري = 23.7013

متوسط الخطأ المطلق = 6.77063

جدول (33)

جدول الاخطاء المعيارية

MPE (متوسط الخطأ النسبي)	ME (متوسط الخطأ)	MAPE (متوسط مطلق الخطأ النسبي)	MAE (متوسط مطلق الخطأ)	MSE (متوسط مربعات الخطأ)
-22024.8	-2.928	98756.0	6.770	561.751

المجموعة الثانية (قيم التجربة) :-

جدول (34)

جدول تحليل التباين للمعالجة الرابعة (منظم نمو) في التجربة

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	2.522	17	148401.	2643.84	0.000
Residual	2020.71	36	56.1307		
Total (Corr.)	2.524	53			

يلاحظ من جدول تحليل التباين اعلاه ان قيمة (P-value) تساوي (0.000) وهي اقل من مستوى المعنوية (5 %) ، اي يوجد فروق معنوية (اي يوجد تأثير لمادة منظم النمو على صفات نبات الخيار) .

معامل التحديد = 99.92 % ، متوسط الخطأ المعياري = 7.49204

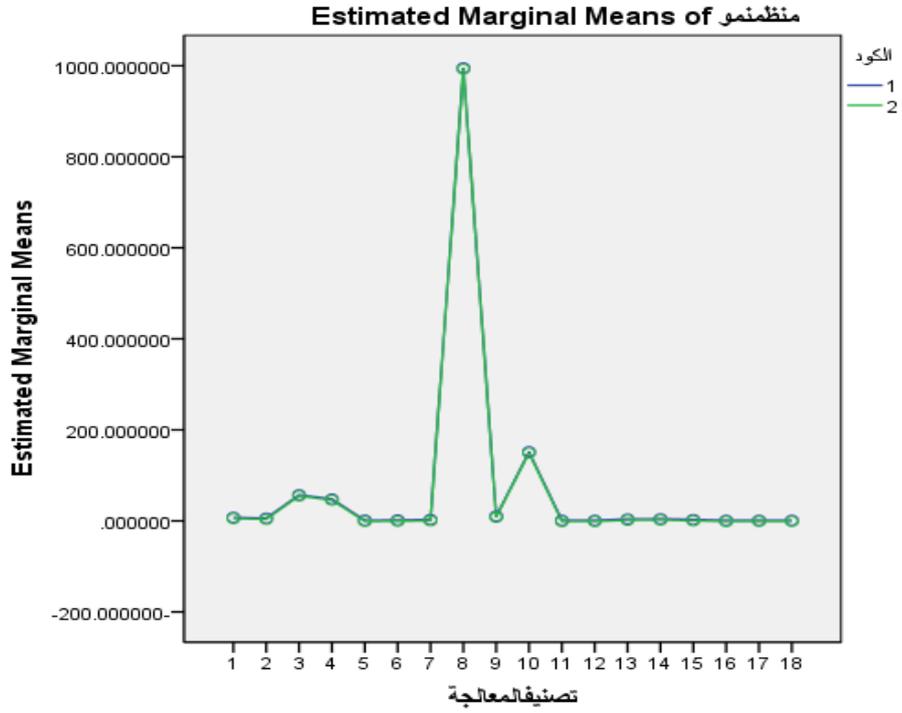
متوسط الخطأ المطلق = 2.47568

جدول (35)

جدول الاخطاء المعيارية

MPE (متوسط الخطأ النسبي)	ME (متوسط الخطأ)	MAPE (متوسط مطلق الخطأ النسبي)	MAE (متوسط مطلق الخطأ)	MSE (متوسط مربعات الخطأ)
-4.66982	1.983	15.6784	2.475	56.130

والرسم البياني للمعالجة (منظم نمو) :-



الشكل (7)

يوضح تأثير منظم النمو على صفات نبات الخيار

1-4 الاستنتاجات

من خلال ما تقدم نستنتج ان :-

- 1- مسار عينة نبات الخيار المدروسة متوازي (معنوي) مع مسار عينة السيطرة مع وجود فروق معنوية لمتوسطات العينتين فضلا عن التأثير المعنوي للمعالجات (الاملاح) للمجاميع الجزئية على صفات نبات الخيار .
- 2- معنوية تأثير المعالجات (الاملاح) التي هي (كلوريد الصوديوم ، كبريتات البوتاسيوم ، كلوريد الكالسيوم ، هرمون النمو) على صفات نبات الخيار .
- 3- معنوية تأثير المعالجات (الاملاح) على صفات نبات الخيار في الحالة اللامعلمية من خلال اختبار إحصاءة x^2 في حالة القياسات المكررة .
- 4- استجابة نبات الخيار لأملاح البوتاسيوم ضعف استجابته لأملاح الكالسيوم مما يؤكد الحاجة الى املاح البوتاسيوم اكثر من املاح الكالسيوم .

2-4 التوصيات

- 1- نوصي الباحثين بالاهتمام بموضوع التحليل الشكلي (profile analysis) وذلك بإقامة التجربة وفقا لتصاميم مختلفة أخرى كـ (التصميم التام التعشبية وتصميم القطاعات الكاملة العشوائية وتصميم المربع اللاتيني).
- 2- ضرورة الاستمرار بالبحث والدراسة للنماذج اللامعلمية عند عدم تحقيق التوزيع الطبيعي للبيانات .
- 3- نوصي باستخدام نموذج القياسات المكررة المتعدد المتغيرات لأنه يأخذ بنظر الاعتبار الارتباطات بين القياسات لكل وحدة تجريبية عند كل مدة زمنية وتحت ظروف تجريبية مختلفة .
- 4- ننصح بتطبيق نماذج التصاميم العشوائية والثابتة والمقارنة بينها .

5- انشاء قاعدة معلومات احصائية تشتمل على بيانات اقتصادية وصحية واجتماعية شاملة لجميع الأَطاريح والبحوث في جميع الكليات في الجامعة لغرض الافادة في عمل بحوث متقدمة في جميع المجالات .

6- ضرورة التركيز على معرفة اثار المواد الكيميائية المستخدمة لنمو النبات فعند زيادة استخدام ملح كلوريد الصوديوم حيث انه يؤدي الى تلف النبات في حين استخدام كلوريد البوتاسيوم يعمل على زيادة نمو النبات لما لها دور في صحة الانسان .

7- زراعة الاراضي المتأثرة بالملوحة بأنواع من النباتات تكون متحملة للملوحة واطافة محاليل معالجة مناسبة إلى الأراضى المتأثرة بأملاح كلوريد الصوديوم.

أولاً :- المصادر العربية :-

- 1- الحفني ، مسعد زكي " تصميم وتحليل التجارب الحقلية " جامعة بغداد (1989) .
- 2- مرهج ، ايفان ابراهيم " تخفيف سمية ملح كلوريد الصوديوم بإضافة بعض المركبات العضوية وغير العضوية بدلالة استجابة تجذير عقل الخيار (cucumis sativus L.) وبعض المؤشرات الحيوية " اطروحة دكتوراه في فلسفة علوم الحياة/ نبات ، كلية العلوم ، جامعة بابل (2016) .
- 3- ريتشارد جونسون ، دين وشرن " التحليل الاحصائي للمتغيرات المتعددة من الوجة التطبيقية " (1998) .
- 4- حسين ، سجي محمد " مقارنة بعض الطرائق المعلميه واللامعلمية لبعض تصاميم القياسات المتكررة " اطروحة دكتوراه في فلسفة الاحصاء ، كلية الادارة والاقتصاد ، جامعة بغداد (2005) .
- 5- نور ، فاطمة هاشم فليحي " نموذج القياسات المتكررة المتعدد المتغيرات ذو الاتجاه الواحد والاختبار الكروي " رسالة ماجستير في الاحصاء ، كلية الادارة والاقتصاد ، جامعة البصرة (2008) .

ثانياً :- المصادر الأجنبية :-

- 6- Akritas,M.G.and Arnold, S.F. "Fully nonparametric hypotheses for factorial designs I:multivariate repeated measures designs".JASA,Vol 89 ,no 425 (1994) .
- 7- Arnold,S.F. "Theory of linear models and Multivariate analysis ",john wiley &sons(1981) .
- 8- Baghizadeh, A.; Shahba, Z.; Yosefi, M.; Saedpou, A.&Khosravi, S.Ki. "The study of salicylic acid effect on contained elements as sodium, potassium, iron and zinc in tomato plant (Lycopersicon esculentum Mill) cultivar Rio

- grand under Nacl salinity stress**"International J. of Agronomy.(2012) .
- 9- **Biom , J, " profile Analys of variance as aTool for Analyzing correlated Responses in Experimental Ecology "** (1988) .
- 10- **Epstein , E. & Bloom , A.J."Mineral Nutrition of plants : principles and perspectives , 2nd ed . (Sunderland , MA : Sinauer Associates)" (2005) .**
- 11- **Hamer,M.R. and Johnson,R.W. and Pippa,M.S.,"An Introduction to the Analysis of Repeated Measures for continuous Response Data using Proc GLM and proc Mixed"** Available at [http://www. Multilevel. ioe.ac.uk/](http://www.Multilevel.ioe.ac.uk/)(2002) .
- 12- **Kepner,j. and Robinson ,H.D "nonparametric methods for detecting treatment effect in repeated- measures designs"** Jasa, vol 83,no402.(1988) .
- 13- **Keselman,H.J.,and et al "Statistical practices of Educational Researchers: An analysis of their ANOVA ,MANOVA, and ANCOVA analysis"**, Rev. Educational Research, 68,350-386.(1998) .
- 14- **Liu, H., Weiss, R.E., Jennrich, R.J., and Wenger, N.S.,"Press model Selection Repeated measures Data"**, Computational Statistics and Data Analysis, 30,169-184 (1999) .
- 15- **Morrison "Multivariate Statistical Methods "**(1976) .
- 16- **Neter,J.,Wasserman,W.,Kuther,M.H."applied linear statistical model"**. second ed.,Irwin Homewood, Illinois (1985) .
- 17- **Reddy , B . "Molecular Characterization , Epidemiology and Management of Tomato Leaf Curl Virus(TOCV) in**

- Northern Karnataka (Doctoral dissertation ,University of Agricultural Sciences)" (2006) .
- 18- Vonesh,E.F.and Chinchill,V.M,"**linear and non linear models for the Analysis of Repeated measurements**", Marcel Dakker Inc., New York (1997) .
- 19- Warnng , M. ; Zheng , Q.; Shen , Q. & Guo , S. "**The critical role of potassium in plant stress response**" Int.J.Mol. Sci., 14 :7370-7390(2013) .
- 20- www.sfsu.edu/efc/classes/boil710/manora/profile Analysis .

الملحق رقم (1)

بيانات التجربة

الصفات	نوع العينة	نوع المعالجة	هرمون نمو	كلوريد الكالسيوم	كبريتات البوتاسيوم	كلوريد الصوديوم
pro	1	1	7.791	7.791	7.791	7.791
	1	1	6.264	6.264	6.264	6.264
	1	1	12.614	12.614	12.614	12.614
SOD	1	2	3.33	3.33	3.33	3.33
	1	2	2.62	2.62	2.62	2.62
	1	2	2.5	2.5	2.5	2.5
GSH	1	3	57.68	57.68	57.68	57.68
	1	3	57.66	57.66	57.66	57.66
	1	3	46.48	46.48	46.48	46.48
ASA	1	4	33.985	33.985	33.985	33.985
	1	4	78.91	78.91	78.91	78.91
	1	4	78.81	78.81	78.81	78.81
H2O2	1	5	0.37	0.37	0.37	0.37
	1	5	0.37	0.37	0.37	0.37
	1	5	0.084	0.084	0.084	0.084
CAT	1	6	0.36	0.36	0.36	0.36

الملاحق

الصفات	نوع العينة	نوع المعالجة	هرمون نمو	كلوريد الكالسيوم	كبريتات البوتاسيوم	كلوريد الصوديوم
	1	6	0.9	0.9	0.9	0.9
	1	6	0.54	0.54	0.54	0.54
PROLIN	1	7	1.076	1.076	1.076	1.076
	1	7	0.812	0.812	0.812	0.812
	1	7	1.077	1.077	1.077	1.077
CHO	1	8	1130.44	1130.44	1130.44	1130.44
	1	8	958.22	958.22	958.22	958.22
	1	8	1050.444	1050.444	1050.444	1050.444
IAA-OXID	1	9	12.3	12.3	12.3	12.3
	1	9	12.1	12.1	12.1	12.1
	1	9	12.4	12.4	12.4	12.4
PROTEASE	1	10	56.66	56.66	56.66	56.66
	1	10	133.33	133.33	133.33	133.33
	1	10	133.33	133.33	133.33	133.33
MDA	1	11	0.00084	0.00084	0.00084	0.00084
	1	11	0.00084	0.00084	0.00084	0.00084
	1	11	0.00086	0.00086	0.00086	0.00086
APX	1	12	0.0012	0.0012	0.0012	0.0012
	1	12	0.0013	0.0013	0.0013	0.0013
	1	12	0.0013	0.0013	0.0013	0.0013

الملاحق

الصفات	نوع العينة	نوع المعالجة	هرمون نمو	كلوريد الكالسيوم	كبريتات البوتاسيوم	كلوريد الصوديوم
LOX	1	13	2.78	2.78	2.78	2.78
	1	13	2.82	2.82	2.82	2.82
	1	13	2.8	2.8	2.8	2.8
K	1	14	2.7	2.7	2.7	2.7
	1	14	2.34	2.34	2.34	2.34
	1	14	2.04	2.04	2.04	2.04
NA	1	15	1.08	1.08	1.08	1.08
	1	15	1.68	1.68	1.68	1.68
	1	15	1.98	1.98	1.98	1.98
IAA-INDO	1	16	0.0022	0.0022	0.0022	0.0022
	1	16	0.0021	0.0021	0.0021	0.0021
	1	16	0.00226	0.00226	0.00226	0.00226
GA3(GIBB	1	17	0.0316	0.0316	0.0316	0.0316
	1	17	0.387	0.387	0.387	0.387
	1	17	0.0315	0.0315	0.0315	0.0315
ABA(ABSC	1	18	0.0109	0.0109	0.0109	0.0109
	1	18	0.01	0.01	0.01	0.01
	1	18	0.0104	0.0104	0.0104	0.0104
pro	2	1	3.09	2.968	2.504	3.09
	2	1	3.09	1.722	2.87	3.06
	2	1	5.471	1.722	2.87	3.09

الملاحق

الصفات	نوع العينة	نوع المعالجة	هرمون نمو	كلوريد الكالسيوم	كبريتات البوتاسيوم	كلوريد الصوديوم
SOD	2	2	7.392	5.961	12.161	12.638
	2	2	6.438	1.43	4.53	8.346
	2	2	6.411	1.4	4.531	12.638
GSH	2	3	54.48	76.48	69.88	49.88
	2	3	52.48	72.48	56.48	39.68
	2	3	66.48	76.48	56.41	36.48
ASA	2	4	32.641	49.05	34.134	21.895
	2	4	28.164	46.07	34.11	24.438
	2	4	28.161	43.08	34.012	23.238
H2O2	2	5	0.12	0.06	0.291	1.37
	2	5	0.1	0.215	0.29	2.205
	2	5	0.2	0.291	0.28	1.054
CAT	2	6	0.5	0.7	0.8	1.26
	2	6	0.61	0.6	0.8	2.52
	2	6	0.72	0.5	0.7	1.62
PROLIN	2	7	2.418	2.367	2.829	4.304
	2	7	3.358	3.358	3.358	3.358
	2	7	1.07	1.076	1.076	5.522
CHO	2	8	960	850	988	509.33
	2	8	944	950	1000	792.667

الملاحق

الصفات	نوع العينة	نوع المعالجة	هرمون نمو	كلوريد الكالسيوم	كبريتات البوتاسيوم	كلوريد الصوديوم
	2	8	920	922	920	492.667
IAA-OXIDA	2	9	8.1	15.1	2.2	19.5
	2	9	5.5	8.3	7.4	18.1
	2	9	5.3	5.1	7.4	17.6
PROTEASE	2	10	166.66	266.66	373.3	190
	2	10	206.66	233.33	373.33	406.66
	2	10	206.67	200	291.66	373.33
MDA	2	11	0.00089	0.00045	0.0004	0.00073
	2	11	0.00035	0.0004	0.000849	0.00086
	2	11	0.00034	0.00049	0.000849	0.00086
APX	2	12	0.0011	0.0009	0.0012	0.001302
	2	12	0.0013	0.0008	0.0013	0.001329
	2	12	0.0015	0.0009	0.0012	0.001429
LOX	2	13	2.796	2.776	2.796	2.77
	2	13	2.807	2.792	2.78	2.79
	2	13	2.784	2.769	2.75	2.8
K	2	14	5.52	14.25	65.55	6.66
	2	14	3.6	11.1	38.55	1.761
	2	14	3.36	25.05	74.7	3.84
NA	2	15	1.98	6.15	6.3	4.19
	2	15	1.62	12.3	14.4	7.8

الملاحق

الصفات	نوع العينة	نوع المعالجة	هرمون نمو	كلوريد الكالسيوم	كبريتات البوتاسيوم	كلوريد الصوديوم
	2	15	1.2	4.35	1.02	14.25
IAA-INDOLE A	2	16	0.0019	0.0046	0.0008	0.0007
	2	16	0.0018	0.0042	0.0007	0.0008
	2	16	0.0015	0.0043	0.00065	0.0005
GA3(GIBBEREL	2	17	0.0285	0.03	0.0361	0.0173
	2	17	0.0281	0.0299	0.0359	0.0172
	2	17	0.0279	0.0321	0.362	0.0174
ABA(ABSCISIC	2	18	0.0141	0.0098	0.022	0.029
	2	18	0.0146	0.0125	0.0049	0.043
	2	18	0.0152	0.0071	0.0044	0.028

Summary

Consider model repeated measurement one of more model using in experiment design , whereas repeated measurement interested account data which be repeat response variable each unity experimental and under situation different and repeated measurement demand two or more than group independent .

And consider profile analysis special case from repeated measurement and which use comparing sample puralle .

take this letter simple study from plant cucumber where be addition chemical material (treatment) following by :-

- 1.chlorid sodium
- 2.treestrial potassium .
- 3.chloride calciu
- 4.organizer growth .

and comparing to data treatement distilled water know abstract efficiency this item on class plant cucumber and conclude therefrom abstract efficiency this item on class plant cucumber .



*Ministry of Higher Education
and Scientific Research
University of Karbala
Faculty of Administration and Economics*

*The use of profile analysis to
compare the effect of some
chemicals on the properties of
cucumber plant*

A LETTER by **Nebras Salah Mahdi Al-Mosawi**

*To Faculty of Administration and Economics Council,
University of Karbala In partial fulfillment of requirement for the
Degree of master in Master in Statistics*

Supervised by

Dr. Shorouq Abdul Rida Said Alsabah

2017 A.D

Karbala

1438 Hegria