



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

اقرار المشرف

أشهد أن اعداد الرسالة الموسومة بـ (استخدام التحليل الشكلي لمقارنة تأثير بعض المواد الكيميائية على صفات نبات الخيا) التي تقدمت بها الطالبة (نبراس صلاح مهدي الموسوي) قد جرى تحت اشرافي في جامعة كربلاء /كلية الاداء والاقتصاد , وهي جزء من متطلبات نيل درجة ماجستير علوم في الاحصاء .

المشرف

أ.م.د. شروق عبد الرضا السباح

التاريخ: 11 / 4 / 2017

توصية السيد □ نيس القسم

(بناءً على توصية الاستاذ المشرف ارشح الرسالة للمناقشة)

أ.م.د. جاسم ناصر حسين

□ نيس القسم

2017/ 4 / 11

أقراء المحبير اللغوي

أقر بان الرسالة الموسومة بـ (استخدام التحليل الشكلي لمقالة تأثير بعض المواد الكيميائية على صفات نبات الخيا) قد جرت مراجعتها من الناحية اللغوية حتى أصبحت ذا أسلوب لغوي سليم وخالٍ من الأخطاء اللغوية ولأجله وقعت...

م. د. مشكو □ حنون كاظم

كلية العلوم الاسلامية / قسم اللغة العربية

جامعة كربلاء

2017/ /

اقرار لجنة المناقشة

نشهد نحن اعضاء لجنة المناقشة باننا اطلعنا على □سالة الماجستير الموسومة
بـ (استخدام التحليل الشكلي لمقارنة تأثير بعض المواد الكيميائية على صفات
نبات الخيا □) والمقدمة من الطالبة (نبراس صلاح مهدي الموسوي)
وقد ناقشنا الطالبة في محتوياتها وفيما له علاقة بها, ووجدنا انها جديرة بالقبول لنيل
□جة ماجستير علوم في الاحصاء .

أ.د. عواد كاظم الخالدي

جامعة كربلاء - كلية الادارة والاقتصاد

(رئيساً)

الخبير د. ضياء عواد كاظم

الجهاز المركزي للاحصاء

(عضواً)

أ.د. عباس لفته كنهير

جامعة واسط - كلية الادارة والاقتصاد

(عضواً)

أ.م.د. شروق عبد الرضا السباح

جامعة كربلاء - كلية الادارة والاقتصاد

(عضواً ومشرفاً)

اقراء نيس لجنة الد اسات العليا

اقراء نيس لجنة الد اسات العليا في كلية الادارة والاقتصاد/جامعة كربلاء على
توصية لجنة المناقشة

أ.د. حيد يونس
نيس لجنة الد اسات العليا
معاون العميد للشؤون العلمية والد اسات العليا

اقراء مجلس الكلية

اقراء مجلس كلية الادارة والاقتصاد/جامعة كربلاء على توصية لجنة
المناقشة

أ.د. عواد كاظم شعلان الخالدي
عميد كلية الادارة والاقتصاد

بِسْمِ اللَّهِ الرَّحْمَنِ الرَّحِيمِ

﴿رَفَعُ دَرَجَاتٍ مِّنْ نَّشَأٍ وَفَوْقَ كُلِّ ذِي عِلْمٍ عَلِيمٌ﴾

صدق الله العلي العظيم

سُورَةُ يُسُوفُ: مِنَ الْآيَةِ ٧٦

الإهداء

إلى الذين يريدون وجه الله حباً وقراباً ؛

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 □ ندي إذا انحنيت وعكازي إذا كبرت ... عنوان
محبتتي واعتزازي

أختي العزيزة

إلى مَنْ وقف إلى جاني وتحلى بالصبر والإيمان الذي كان
يعدُّ الأيام بالدقائق لأنجز هذا الجهد المتواضع

زوجي العزيز

الباحثة

شكر وتقدير

الحمد لله الاول قبل الإنشاء والإحياء والآخر بعد فناء الأشياء العليم الذي لا ينسى
مَنْ ذكره ولا ينقص من شكره ولا يخيب من دعاه ولا يقطع رجاء من رجاه إلى وجه
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 منهم بالذكر الدكتور عواد كاظم
شعلان الخالدي الذي لم يبخل عليّ 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
قلمي ومن الله التوفيق .

والشكر والتقدير إلى أساتذتي أعضاء لجنة المناقشة الأفاضل لما سيطحملونه 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

يُعد انموذج القياسات المكررة واحدا من أكثر الانموذجات استخداما في مجال تصميم التجارب , إذ إن القياسات المكررة تهتم بوصف البيانات التي يكون فيها متغير الاستجابة متكرراً لكل وحدة تجريبية وتحت ظروف مختلفة من المجموعات المستقلة.

ويُعد التحليل الشكلي 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 الرسالة فقد تم تقسيمها الى 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	[آلية
ب	[لإهلاء
ج	شكر وتقدير
د	[قرار [المشرف
هـ	[قرار لجنة [المناقشة
و	قائمة [المحتويات
ح	قائمة [الجدول
ط	قائمة [الاشكال
ي	قائمة [الرموز
6-2	[الفصل [الاول [الدلائل السابقة والمنهجية
2	[المقدمة 1-1
3	مشكلة [البحث وأهميته 2-1
3	أهداف [البحث 3-1
3	فرضيات [البحث 4-1
3	منهجية [البحث 5-1
4	[الدلائل السابقة 6-1
31-8	[الفصل [الثاني [الجانب [النظري
8	[المقدمة 1-2
8	صياغة نموذج [القياسات [المكررة متعدد [المتغيرات ذي [الاتجاه [الواحد 2-2
11	تحويل مشاهدات نموذج تحليل [التباين للقياسات [المكررة [المتعدد [المتغيرات ذي [الاتجاه [الواحد 3-2

رقم الصفحة	الموضوع
12	تحليل التباين لنموذج القياسات المكررة المتعدد المتغيرات ذي الاتجاه الواحد
19	اختبارات تصميم القياسات المكررة باتجاه واحد
19	اختبار Arnold ,S .F
21	اختبار Akritas & Arnold
23	اختبارات تصميم القياسات المكررة في حالة أكثر من معالجتين
23	اختبار FRIEDMAN
24	اختبار Kepner & Robinson
25	التحليل الشكلي (الجانبى) profile analysis
26	التحليل الشكلي للتباين ذات المعالجة الواحدة
27	التحليل الشكلي للتباين ذات أكثر من معالجة واحدة
28	التحليل الشكلي لمجموعتين مستقلتين
56-33	الفصل الثالث الجانب العملي
33	طبيعة التجربة (نبات الخيار)
33	الصوديوم
33	البوتاسيوم
34	الكالسيوم
34	حامض السالسيك (منظم نمو)
38	الجانب العملي
-58	الفصل الرابع الاستنتاجات والتوصيات
58	الاستنتاجات
58	التوصيات
61	المصادر
66	الملاحق

قائمة الجداول

رقم الجدول	الجدول	الصفحة
1.	تحليل التباين لنموذج القياسات المكررة	17
2.	اختبار تأثير المركبات	18
3.	نسب الصفات للمعالجات المدروسة	35
4.	جدول تحليل التباين للمعالجة الاولى (كلوريد الصوديوم) في التجربة	38
5.	جدول تحليل التباين للمعالجة الثانية (كبريتات البوتاسيوم) في التجربة	39
6.	جدول تحليل التباين للمعالجة الثالثة (كلوريد الكالسيوم) في التجربة	39
7.	جدول تحليل التباين للمعالجة الرابعة (منظم نمو) في التجربة	40
8.	جدول تحليل التباين للمعالجة الاولى (كلوريد الصوديوم) في التجربة	41
9.	جدول الاخطاء المعيارية	42
10.	جدول مقارنة متوسطي العينتين	42
11.	جدول تحليل التباين للمعالجة الاولى (كلوريد الصوديوم) في التجربة	43
12.	جدول الاخطاء المعيارية	43
13.	جدول تحليل التباين للمعالجة الاولى (كلوريد الصوديوم) في التجربة	44
14.	جدول الاخطاء المعيارية	44
15.	جدول تحليل التباين للمعالجة الثانية (كبريتات البوتاسيوم) في التجربة	45
16.	جدول الاخطاء المعيارية	45
17.	مقارنة متوسطي العينتين	46
18.	جدول تحليل التباين للمعالجة الثانية (كبريتات البوتاسيوم) في التجربة	46
19.	جدول الاخطاء المعيارية	47
20.	جدول تحليل التباين للمعالجة الثانية (كبريتات البوتاسيوم) في التجربة	47

رقم الجدول	الجدول	الصفحة
.21	جدول الاخطاء المعيارية	48
.22	جدول تحليل التباين للمعالجة الثالثة (كلوريد الكالسيوم) في التجربة	49
.23	جدول الاخطاء المعيارية	49
.24	جدول مقارنة متوسطي العينتين	50
.25	جدول تحليل التباين للمعالجة الثالثة (كلوريد الكالسيوم) في التجربة	50
.26	جدول الاخطاء المعيارية	51
.27	جدول تحليل التباين للمعالجة الثالثة (كلوريد الكالسيوم) في التجربة	51
.28	جدول الاخطاء المعيارية	52
.29	جدول تحليل التباين للمعالجة الرابعة (منظم نمو) في التجربة	53
.30	جدول الاخطاء المعيارية	54
.31	جدول مقارنة متوسطي العينتين	54
.32	جدول تحليل التباين للمعالجة الرابعة (منظم نمو) في التجربة	55
.33	جدول الاخطاء المعيارية	55
.34	جدول تحليل التباين للمعالجة الرابعة (منظم نمو) في التجربة	56
.35	جدول الاخطاء المعيارية	56

قائمة الاشكال

الشكل	الموضوع	رقم الصفحة
.1	التحليل الشكلي للتباين لأكثر من معالجة	27
.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	أنزيم
CAT	أنزيم
IAA-OXIDAE	أنزيم
APX	أنزيم
PROTEASE	أنزيم يحطم [الدهون
LOX	أنزيم يحطم [الدهون
pro	[البروتين
H ₂ O ₂	بروكسيد [الهيدروجين
K	بوتاسيوم
PROLINE	حامض [ميني
NA	صوديوم
ASA	فيتامين C
CHO	كاربوهيدرات
K ₂ SO ₄	كبريتات [البوتاسيوم
NaCl	كلوريد [الصوديوم
CaCl ₂	كلوريد [الكالسيوم
GSH	مضاد [أكسدة
SA	منظم [النمو
MDA	نتاج نهائي لعملية تحطيم [الدهون
GA ₃	هرمون نمو
IAA-indole acetic acid	هرمون نمو
ABA	هرمون نمو

i	دليل إلى الوحدة التجريبية داخل المجموعة j
n_j	عدد الوحدات التجريبية داخل كل مجموعة
j	دليل إلى مستويات العمل بين الوحدات (المجموعة)
q	يمثل عدد المجموعات
k	دليل إلى مستويات العمل داخل الوحدات
p	عدد الفترات الزمنية
Y_{ijk}	هي قياس الاستجابة إلى العمل داخل الوحدات k للوحدة i داخل المجموعة j
μ	المتوسط العام
T_j	تمثل التأثير المصنف ليعمل بين الوحدات j
$\delta_{i(j)}$	تمثل التأثير العشوائي للوحدة i داخل المجموعة j
γ_k	تمثل التأثير المصنف ليعمل داخل الوحدات k
$(T\gamma)_{ik}$	تمثل التأثير المصنف للتفاعل بين العمل بين الوحدات والعمل داخل الوحدات والتي تمثل المجموعات والزمن على التوالي
e_{ijk}	تمثل الخطأ العشوائي على الفترة k للوحدة i داخل المجموعة j
\sum_e	مصفوفة التباين للخطأ العشوائي برتبة $r \times r$
\sum_δ	مصفوفة التباين للتأثير العشوائي للوحدات داخل المجموعات برتبة $r \times r$
N_r	ترمز إلى التوزيع الطبيعي المتعدد المتغيرات
I_p	مصفوفة هوية برتبة $p \times p$
J_p	مصفوفة جميع عناصرها الواحد الصحيح برتبة $p \times p$
j_p	متجه جميع عناصره الواحد الصحيح
\sum	مصفوفة التباين والتباين المشترك للمتجه \vec{Y}_{ij}

\otimes	عملية الضرب للمصفوفات
U^*	مصفوفة المتعمدة
$U^{*'} $	مبدلة المصفوفة U^*
SS_G	مجموع مربعات المجموعات (مجموع مربعات العمل بين الوحدات)
$SS_{u(G)}$	مجموع المربعات العائدة للوحدات داخل المجموعات
W_r	توزيع وشرت Wishart المتعدد المتغيرات
λ	توزيع احصائية وولكس المتعدد المتغيرات
T_w	احصائية اختيار وولكس المتعدد المتغيرات
SSE	مجموع مربعات الخطأ
$SS_{G \times T}$	مجموع مربعات التفاعل بين العمل بين الوحدات (المجموعات) والعمل داخل الوحدات (الزمن)
SS_{Time}	مجموع مربعات العمل داخل الوحدات (الزمن)
r	عدد المعالجات
B	عدد القطات
Rj	مجموع الرتب للمعالجة j^{th}

الفصل الاول

الدراسات السابقة والمنهجية

1-1 المقدمة

2-1 مشكلة البحث واهميته

3-1 اهداف البحث

4-1 فرضيات البحث

5-1 منهجية البحث

6-1 الدراسات السابقة



1-1 :- المقدمة

يُعدّ 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 الانموذج ، إن مثل هذا الانموذج يدعى (انموذج القياسات المكررة) ، ويستعمل انموذج تحليل القياسات المتكررة بشكل واسع في كثير من حقول المعرفة منها علم الأوبئة والعلوم الطبية والعلوم الحياتية وغيرها من العلوم .

كرس هذا البحث لدراسة انموذج تحليل التباين للقياسات المكررة المتعدد المتغيرات وعلية لآبد 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 يعدّ 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

تتمثل مشكلة البحث , بعدم وجود دراسات (جداول) تبين مقدار تأثير الاملاح (كلوريد الصوديوم , كبريتات البوتاسيوم , كلوريد الكالسيوم , منظم نمو) المضافة الى تربة نبات الخيار على بعض الصفات المدروسة المتعلقة بنبات الخيار ..

وهل ان هذا التأثير معنوي , وهل هي منتظمة للمستويات المختلفة (التراكيز) للأملاح المستعملة في التجربة .

3-1 :- أهداف البحث

يهدف البحث الى معرفة معنوية تأثير الاملاح المضافة الى تربة نبات الخيار المتمثلة بـ (كلوريد الصوديوم , كبريتات البوتاسيوم , كلوريد الكالسيوم , منظم نمو) على مجموعة من مواصفات الخيار . وهل ان مقدار التأثير منتظم عند المستويات المنتظمة (التراكيز) للأملاح المستعملة . مما يساعد على اختيار النسب الملحبة التي تعطي افضل النتائج .

4-1 :- فرضيات البحث

من خلال الدراسة والبحث توقع وجود علاقة بين هذه المعالجات (الاملاح) , فان اضافة هذه الاملاح ضمن نسب مدروسة يكون له اثر ايجابي في نمو النبات ولكن زيادة هذه النسب او بعضا منها يؤدي الى اثار جانبية سلبية على نمو النبات .

5-1 :- منهجية البحث

لقد تم استخدام المنهج الاستقرائي وفيه يبدأ بملاحظة المشكلة ثم وضع الفروض لها وبعد ذلك اختبارها باستخدام الاسلوب الاحصائي وفقاً لهذا 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 اعداد الرسالة .
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"⁽²⁹⁾ .

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"⁽¹⁴⁾ .

عام (1965 & 1967) قدم كل من (Krishnaia and pathek & Sirvtava) بحثا درسوا 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) بحثا ناقش فيه أربعة انواع من انموذج القياسات المتعددة ووجد أسلوبا لاختبار عدد كبير من الفرضيات حول المعدل وكذلك فرضيات حول معاملات الارتباط وتحت عنوان " تداخل نماذج القياسات المكررة"⁽¹³⁾ .

عام (2002) قام (AL-Maliky) باجراء 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 عنوان " مقارنة بين نموذج القياسات المكررة ونموذج ANOVA باستعمال أسلوب المحاكاة"⁽⁷⁾ .

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⁽⁸⁾ " .

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 درسا 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 " .

ثانيا :- الدراسات السابقة حول موضوع التحليل الشكلي :-

عام (1959) قام (W.A.Gibson) بحث درسه فيه نماذج متعددة وقام بالتحليل الثابت وتحليل البنية الكامنة والتحليل الشكلي وتوصل الى ايجاد 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⁽²⁷⁾ " .

عام (1973) قدم (John F.Kielkopf) بحث درس فيه التقريب بشكل جديد (دالة 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⁽¹⁵⁾ " .

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

ببحث درسوا فيه طرائق لتحديد حجم البلورات الصلبة في الاشعة السينية وتوصلوا إلى وضع الخطوات اللاحقة لقياس وتخطيط وتقييم البيانات وتقديم البدائل وكان بعنوان " تصميم حجم الكريستال والتشوهات من خلال الاشعة السينية وخط التحليل الشكلي⁽²⁴⁾ " .

عام (1991) قام كل من (Marsh & Herbert w. Bailey & Michael) ببحث درسوا فيه أداء 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 & X.M.Liang) 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⁽¹⁷⁾ " .

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- Yuenchow & Tae – Jung Yeo) 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 " .

الفصل الثاني

الجانب النظري

أولاً/ القياسات المكررة في الحالة المعلمية

1-2 المقدمة

2-2 صياغة نموذج القياسات المكررة متعدد المتغيرات ذو الاتجاه الواحد

3-2 تمويل مشاهدات نموذج تحليل التباين للقياسات المكررة المتعدد المتغيرات ذو الاتجاه الواحد.

4-2 تحليل التباين لنموذج القياسات المكررة المتعدد المتغيرات ذو الاتجاه الواحد

5-2 اختبارات تصميم القياسات المكررة باتجاه واحد

1-5-2 اختبار Arnold ,S.F

2-5-2 اختبار Akritas & Arnold

ثانياً / تصميم القياسات المكررة في حالة اللامعلمية

6-2 اختبارات تصميم القياسات المكررة في حالة أكثر من معالجتين

1-6-2 اختبار FRIEDMAN

2-6-2 اختبار Kepner & Robinson

7-2 التحليل الشكلي (الجانبى) profile analysis

1-7-2 التحليل الشكلي للتباين ذو المعالجة الواحدة

2-7-2 التحليل الشكلي للتباين ذو أكثر من معالجة واحدة

3-7-2 التحليل الشكلي لمجموعتين مستقلتين



الجانب النظري

أولا :- القياسات المكررة في الحالة المعلمية :-

1-2 مقدمة :-

عرف العديد من الباحثين القياسات المكررة على مراحل مختلفة من الزمن فقد عرفها Chinchli و Vonesh :- بأنها مصطلح يستعمل لوصف البيانات التي يكون فيها متغير الاستجابة متكررا لكل وحدة تجريبية وتحت ظروف تجريبية مختلفة من الزمن⁽²⁶⁾ 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⁽¹⁹⁾ ، وعرفها Liu :- هي هيكل عام للبيانات ذات القياسات المتعددة على وحدة واحدة متكررة من الزمن⁽²¹⁾ ، 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⁽¹⁶⁾ ، كما يمكن تعريفها بأنها تعميما آخر للمتغير t الناتج من المقارنات الزوجية في حالة المتغير الواحد⁽³⁾ .

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

2-2 :- صياغة نموذج القياسات المكررة متعدد المتغيرات ذي الاتجاه الواحد⁽¹⁾

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 :-

$$Y_{ijk} = \mu + T_j + \delta_{i(j)} + \gamma_k + (T\gamma)_{jk} + e_{ijk} \quad \dots (1)$$

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 .

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

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

وصياغة الانموذج ذو الرتبة التامة نفترض مجموعة من الشروط الآتية :-

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

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

$$\sum_{j=1}^q (T\gamma)_{jK} = 0$$

for each $K = 1, \dots, p$

$$\sum_{k=1}^p (T\gamma)_{jk} = 0$$

for each $j = 1, \dots, q$

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

$$e_{ijk} = [e_{ijk1}, \dots, e_{ijk r}] \sim \text{i.i.d. } N(0, \Sigma e) \quad \dots (2)$$

وكذلك

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

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

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

$$Y_{ij} = \begin{bmatrix} y_{ij11} & \dots & y_{ijp1} \\ \vdots & \dots & \vdots \\ y_{ij1r} & \dots & y_{ijpr} \end{bmatrix} \quad \dots (4)$$

مصفوفة التباين المشترك للمتجه Y_{ij} يرمز لها بالرمز Σ حيث المتجه $(Y_{ij}) = \text{vec} \underline{Y}_{ij}$ 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

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

و المصفوفة Σ هي :-

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

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 .

$$e_{ij} = [e_{ij1}, \dots, e_{ijp}] \sim \text{i.i.d. } N_{p \times r} (0, I_p \otimes \Sigma e) \quad \dots(6)$$

3-2- تحويل مشاهدات نموذج تحليل التباين للقياسات المكررة المتعدد المتغيرات ذي الاتجاه الواحد⁽⁵⁾

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.

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

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

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

و $u = I_{p-1}$ ، \hat{u} تمثل مبدلة المصفوفة .

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

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

$$= [Y^*_{ij1} \quad Y^*_{ij2} \quad \dots \quad Y^*_{ijp}]$$

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

إذن

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

من المعادلة (5) نحصل على

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

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

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

4-2:- تحليل التباين لنموذج القياسات المكررة المتعدد المتغيرات ذي الاتجاه الواحد⁽⁵⁾

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

وان فرضية العدم تشمل ثلاثة اتجاهات وهي التأثيرات الرئيسية والتفاعل بينهم وإحصاء الاختبار لتلك التأثيرات.

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

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

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

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

إذن

$$Y_{ij1}^* = \begin{bmatrix} y_{ij11}^* \\ y_{ij12}^* \\ y_{ijr}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sqrt{p}} \sum_{k=1}^p y_{ijk1} \\ \frac{1}{\sqrt{p}} \sum_{k=1}^p y_{ijk2} \\ \frac{1}{\sqrt{p}} \sum_{k=1}^p y_{ijk r} \end{bmatrix}$$

ومن النموذج (1) ينتج

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

فإن مجموعة متجهات $(Y_{111}^*, \dots, Y_{n11}^*), (Y_{121}^*, \dots, Y_{n21}^*), \dots, (Y_{1q1}^*, \dots, Y_{nq1}^*)$ تمتلك متجهات متوسط

$$\beta_1 = \sqrt{p} \mu + \sqrt{P} T_1$$

$$\beta_2 = \sqrt{p} \mu + \sqrt{P} T_2$$

$$\beta_q = \sqrt{p} \mu + \sqrt{P} T_q$$

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 \bar{Y}_{ij1}^* , 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 :-

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

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 :-

$$SS_G \sim Wr (q-1, p \sum \delta + \sum e)$$

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 :-

$$T_W \sim (\lambda = n-q, r = q-1)$$

علما أن المصفوفة Y_{ijk}^* هي :-

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

وتمتلك النموذج

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

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

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

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

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

ويتضح من ذلك عندما

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

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

لان

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

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

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

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

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

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

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 ومتماثلة 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- مجموع مربعات التفاعل بين الزمن والمجموعات اي التفاعل بين العامل داخل الوحدات
والعامل بين الوحدات هو :-

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

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

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

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

3- مجموع مربعات الزمن أو مجموع مربعات عامل داخل الوحدات

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

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

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

$$T_W = \frac{|SSE|}{|SSE + SS_{Time}|}$$

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

جدول (1)

تحليل التباين لإنموذج القياسات المكررة

	Source	D.F	SS	Wilks Criterion
Between	Group Unit (Group)	q-1 n-q	SS _G SS _{U(G)}	$\frac{SSU(G)}{SSU(G) + SSG}$

Within	Time Group X Time	(p-1) (q-1)(p-1)	SS_{Time} SS_{GXT}	$\frac{SSE}{SSE + SSTime}$
	Error	(p-1)(n-q)	SSE	$\frac{SSE}{SSE + SSGXT}$

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 اختيار 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 ⁽⁹⁾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 :-

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

وعند وضع افتراضات على مصفوفة التباين فإن النموذج يدعى انموذج القياسات المكررة العام.

ويكتب كما يلي :-

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

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 بصوره مستقلة طبقا للتوزيع الطبيعي المتعدد مع متجه المتوسطات

$$\mu' = (\mu + T_1, \mu + T_2, \dots, \mu + T_r) = E(y_k)$$

ولغرض اختبار تأثير المعالجة نفرض ان

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

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

فإن

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

ولهذا فإن فرضية الاختبار

$$TM = 0 \Leftrightarrow Ti = 0$$

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⁽⁶⁾

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

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 .

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

هي متجهات عشوائية تتوزع بصورة مستقلة

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

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

لتكن $\hat{F}_i(u)$ دالة توزيع العينة y_{ik}

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

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

وإن

$$\hat{F}_i(u) = n^{-1} \sum_{k=1}^n I(y_{ik} \leq u)$$

$$G^{\wedge}(u) = \sum_i \frac{\hat{F}_i(u)}{r}$$

$$= \sum_{i=1}^r \sum_{k=1}^n \frac{I(y_{ik} \leq u)}{rn}$$

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 :-

$$nr\hat{G}(y_{ik}) = nrz_{ik}^* \quad \dots (20)$$

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

$$(r-1)H1_{(G)} = (r-1) c(n, r-1) (\overline{Tz}) (TAT)^{-1} A\bar{Z} \approx X^2(r-1) \quad \dots (21)$$

حيث ان :-

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

\bar{Z} :- متوسط العينة لـ Z_k

A :- مصفوفة 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

عندما يكون هناك (r) من الاستجابات لكل وحدة تجريبية فقد اقترح الباحثون كثير من

الاختبارات لحل واستخراج النتائج واهم الاختبارات لهذا النوع من التصميم كانت هي :-

1-6-2 :- اختبار FRIEDMAN⁽²³⁾

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 أكبر قيمة في المشاهدات .

فرضية الاختبار هي :-

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

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

وإحصاءة الاختبار في حالة عدم وجود التكرار :-

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

حيث إن :-

R_j :- هي مجموع الرتب للمعالجة j^{th}

r :- عدد المعالجات

B :- عدد القطاعات

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

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

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

اذ ان R_{ij} تمثل رتبة X_{ij} بين كل المشاهدات وان الاحصاءة X^2_F تتوزع X^2 بدرجة حرية (r-1)

اما اذا كان عدد المفردات او المعالجات صغير اي (n = 2,3,...,9) او الرتب (r = 3, 4)

فأننا نستخدم جداول خاصة لهذا الاختبار .

2-6-2 :- اختبار Kepner & Robinson⁽¹⁸⁾

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 .

لقد افترض $\bar{X}_i = [X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ir}]$ 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 :-

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

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

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

7-2 التحليل الشكلي (الجانب) ⁽¹¹⁾، ⁽³⁰⁾ (profile analysis)

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 :-

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

2- عندما تكون هناك عدة قياسات 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 وتقاطعها عند نفس الوقت لكل مجموعة من المجاميع .

1-7-2 التحليل الشكلي للتباين ذي المعالجة الواحدة⁽¹¹⁾

(Profile Analysis of variance with only one Treatment)

النموذج العام له يكون :-

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

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⁽¹¹⁾

(Profile Analysis of variance with more than one Treatment)

النموذج العام له :-

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

وفرضيات العدم تكون :-

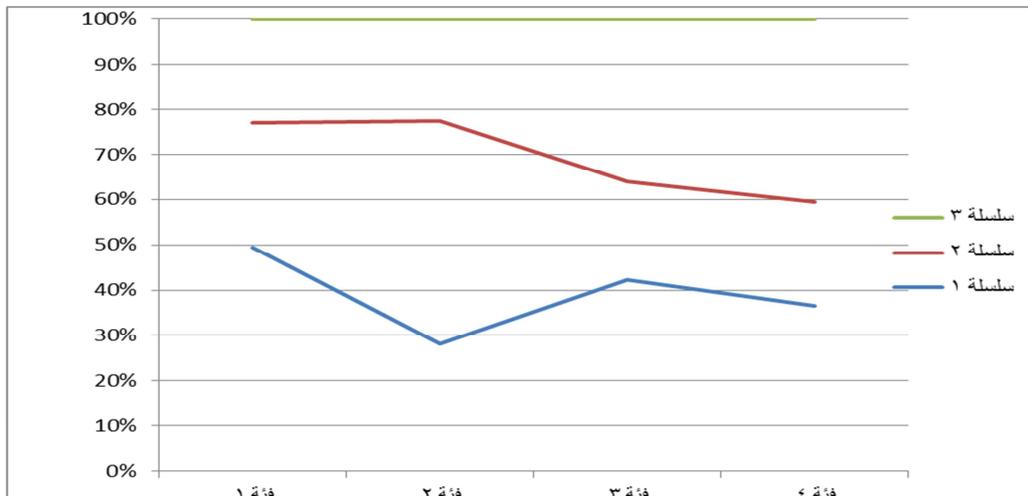
$$H_{01} : \mu_{11} - \mu_{21} = \mu_{12} - \mu_{22}$$

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

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

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

وشكلة البياني يكون :-



الشكل (1)

التحليل الشكلي للتباين لاكثر من معالجه

3-7-2 التحليل الشكلي لمجموعتين مستقلتين⁽²²⁾

(profile analysis for two independent groups)

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

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⁽²²⁾ :-

$$H_0 = C.\mu_1 = C.\mu_2$$

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

وإحصاءة الاختبار هي :-

$$T^2 = \frac{N_1N_2}{N_1+N_2} [C(\bar{X}_1 - \bar{X}_2)] (CSC)^{-1} [C(\bar{X}_1 - \bar{X}_2)] \quad \dots(28)$$

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

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⁽²²⁾ :-

$$H_0 = \underline{1}\mu_1 = \underline{1}\mu_2$$

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

وإحصاء الاختبار t هي :-

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

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⁽²²⁾ :-

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

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

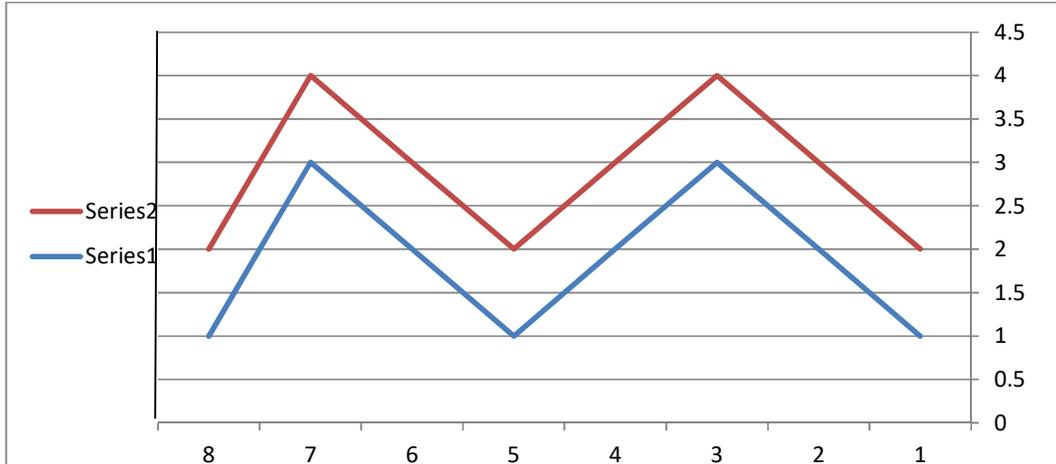
$$\bar{X} = \frac{N_1}{N_1+N_2} \bar{X}_1 + \frac{N_2}{N_1+N_2} \bar{X}_2$$

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 العدم تكون له (22) :-

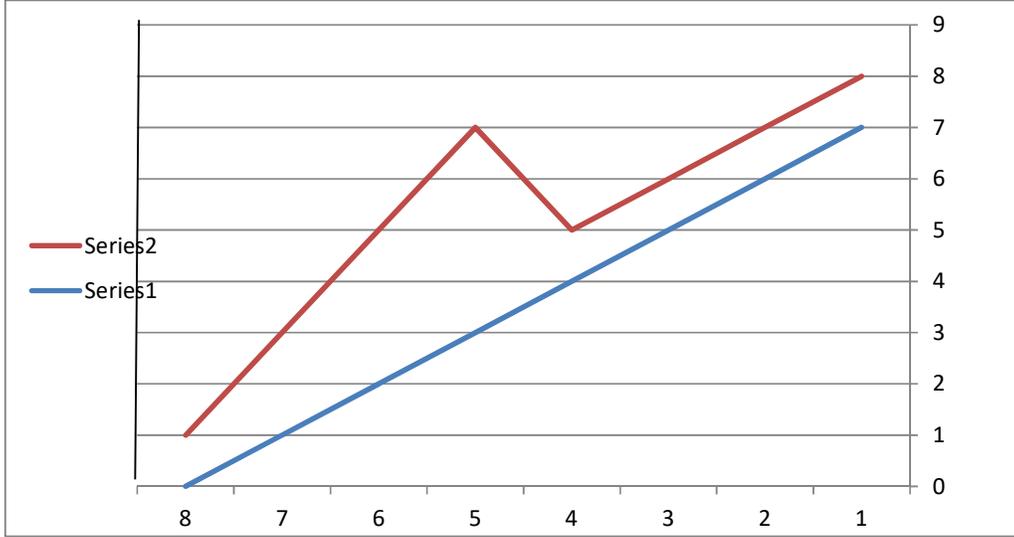
$$H_0 :- C.\mu = 0$$

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

الفصل الثالث

الجانب العملي

1-3 طبيعة التجربة

1-1-3 الصوديوم

2-1-3 البروتاسيوم

3-1-3 الكالسيوم

4-1-3 حامض الساليسيك (منظم النمو)

2-3 الجانب العملي



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⁽¹²⁾ .

2-1-3:- البوتاسيوم

هو مغذي كاتيوني غير عضوي ضروري لمعظم النباتات , اذ يؤدي دوراً مهماً في العديد من الفعاليات الخلوية منها⁽²⁸⁾ :

1- توازن الشحنة في السايوبلازم .

2- تحفيز التفاعلات الانزيمية .

3- يساهم في تنظيم الضغط الاوزموزي .

3-1-3 :- الكالسيوم

هو عنصر ضروري لكل النباتات , ان قدرة الكالسيوم لتكوين أو اصر مترابطة يعطيه دوراً مهماً في الحفاظ على تركيب الأغشية والجدران الخلوية⁽²⁵⁾.

3-1-4:- حامض السالسيك (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⁽¹⁰⁾ .

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	$K_2 SO_4$	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) ، PROTEASE (انزيم يحطم الدهون) ، MDA (ناتج نهائي لعملية تحطيم الدهون) ، APX (انزيم) ، 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 (2.1*10⁻³%) ، بينما يقل عند اضافة كل من (SA , CaCl₂ ,K₂So₄) بمقدار (21% , 22.6% , 35.1%) ، وتكون اضافة [NaCl] إلى نبات الخيار تؤدي إلى زيادة في [LOX] بنسبة (18.07%) ، بينما يقل عند اضافة كل من (SA , CaCl₂ ,K₂So₄) وذلك بمقدار (47.6% , 41.4%) ، وجد ان اضافة [NaCl] إلى نبات الخيار يؤدي إلى نقصان في [K] بنسبة (29.5% , 30.02%) ، بينما يزداد عند اضافة كل من (SA , CaCl₂ ,K₂So₄) بمقدار (149% , 57.8%) ، و اضافة [NaCl] إلى نبات الخيار يؤدي إلى زيادة في [Na] بنسبة (168.8% , 69.6%) ، بينما يقل عند اضافة كل من (SA , CaCl₂ ,K₂So₄) بمقدار (31.9% , 185.5%) ، بحيث ان اضافة [NaCl] إلى نبات الخيار يؤدي إلى نقصان في [IAA- indole acetic acid] بنسبة (59.09%) ، بينما يزداد عند اضافة كل من (SA , CaCl₂ ,K₂So₄) 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 (SA , CaCl₂ ,K₂So₄) 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	3909680	18	217204.	40.89	0.000
Residual	472731.	89	5311.58		
Total (Corr.)	4382410	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	5792940	18	321808.	225.81	0.000
Residual	126837.	89	1425.14		
Total (Corr.)	5919380	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	5376460	18	298692.	323.20	0.000
Residual	82251.0	89	924.168		
Total (Corr.)	5458720	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	5551400	18	308411.	533.69	0.000
Residual	51432.1	89	577.889		
Total (Corr.)	5602830	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 χ^2 لمعرفة مدى تأثير المعالجات (الاملاح) على صفات نبات الخيار في الحالة اللامعلمية

وذلك بتطبيق المعادلة رقم -22 - في الجانب النظري

$$X^2 = \left[\frac{12}{4*3(3+1)} * 423792 \right] - 3*4(3+1)$$

$$= 105900 \sim \chi^2_{(2)}$$

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 χ^2 في الحالة اللامعلمية .

ثالثا :- 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	3903960	17	229645.	43.23	0.000
نوع العينة	5714.66	1	5714.66	1.08	0.302
Residual	472731.	89	5311.58		
Total (corrected)	4382410	107			

من جدول تحليل التباين اعلاه نلاحظ الاتي :

1- من خلال نتائج الجدول (8) 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 (8) 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 صفات الخيار ناتجة من تأثير الاملاح المضافة) ، ان متوسط الخطأ المعياري = 72.8806 ، اما متوسط الخطأ المطلق = 26.3793 .
و جدول الاخطاء المعيارية فيكون كما يلي :-

جدول (9)

جدول الاخطاء المعيارية

MPE متوسط الخطأ (النسبي)	ME (متوسط الخطأ)	MAPE (متوسط مطلق الخطأ) (النسبي)	MAE (متوسط مطلق الخطأ)	MSE (متوسط مربعات الخطأ)
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 .

وعلى نفوم 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 (11)

جدول تحليل التباين للمعالجة الاولى (كلوريد الصوديوم) في التجربة

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	3057530	17	179855.	320.17	0.000
Residual	20223.0	36	561.751		
Total (Corr.)	3077750	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 للنموذج = 99.3429 % اي ان (99% من التغيرات في صفات الخيار ناتجة من تأثير الاملاح المضافة) ، متوسط الخطأ المعياري = 23.7013
متوسط الخطأ المطلق = 6.77063

جدول (12)

جدول الاخطاء المعيارية

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

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	1214680	17	71452.0	30.53	0.000
Residual	84256.6	36	2340.46		
Total (Corr.)	1298940	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) .

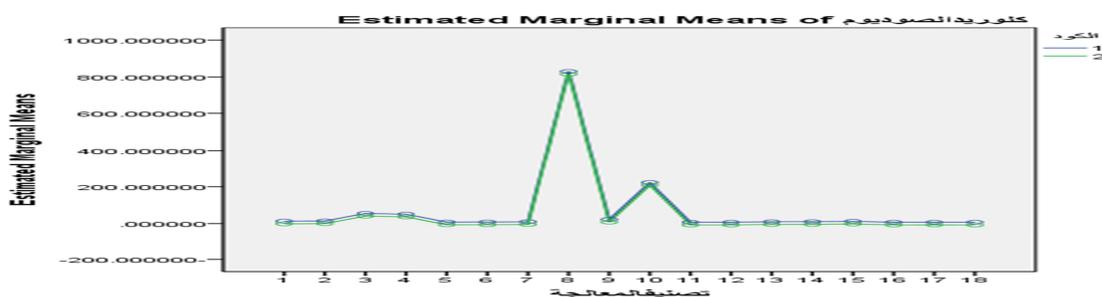
معامل التحديد = 93.5134 % ، متوسط الخطأ المعياري = 48.378 %
متوسط الخطأ المطلق = 13.0197 %

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)



حيث ان :-

الكود (1) :- يمثل نوع المعالجة

الكود (2) :- يمثل نوع العينة

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	5789390	17	340552.	238.96	0.000
نوع العينة	3150.94	1	3150.94	2.21	0.1406
Residual	126837.	89	1425.14		
Total (corrected)	5919380	107			

من جدول تحليل التباين اعلاه نلاحظ الآتي :-

1- من خلال نتائج الجدول (15) 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 (15) 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

المدرسة مع عينة السيطرة للمعالجة كبريتات البوتاسيوم .

وقد لوحظ ان معامل التحديد للنموذج هو = 97.8572% اي ان (97% من التغيرات

في صفات الخيار ناتجة من تأثير الاملاح المضافة)، متوسط الخطأ المعياري = 37.751

، متوسط الخطأ المطلق = 16.5687 .

جدول (16)

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	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
-.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 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 (18)

جدول تحليل التباين للمعالجة الثانية (كبريتات البوتاسيوم) في التجربة

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	3057530	17	179855.	320.17	0.000
Residual	20223.0	36	561.751		
Total (Corr.)	3077750	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 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	6.770	561.751

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	2829330	17	166431.	655.15	0.000
Residual	9145.25	36	254.035		
Total (Corr.)	2838470	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

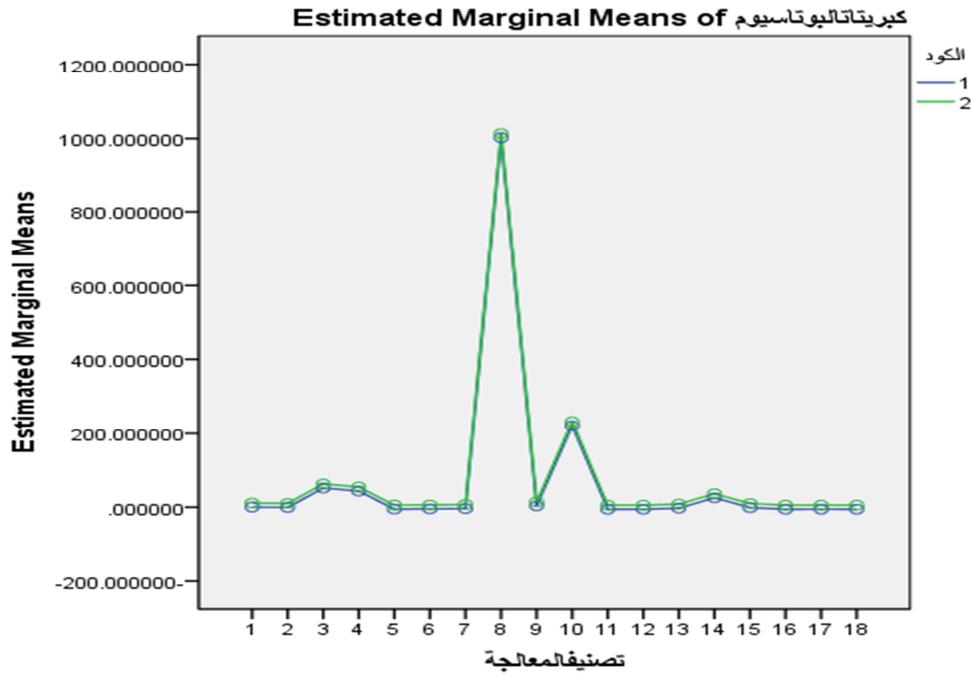
متوسط الخطأ المطلق = 5.61041

جدول (21)

جدول الاخطاء المعيارية

متوسط الخطأ (النسبي)	متوسط الخطأ (متوسط الخطأ)	متوسط مطلق الخطأ (النسبي)	متوسط مطلق الخطأ (الخطأ)	متوسط مربعات الخطأ (الخطأ)
-30.6966	3.042	46.48	5.61041	254.035

والرسم البياني للمعالجة (كبريتات البوتاسيوم) :-



حيث ان :-

الكود (1) :- يمثل نوع المعالجة

الكود (2) :- يمثل نوع العينة

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	5376460	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)	5458720	107			

من جدول تحليل التباين اعلاه نلاحظ الآتي :-

- 1- من خلال نتائج الجدول (22) 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 (22) 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 .

وقد لوحظ ان معامل التحديد للنموذج هو = 98.4932% اي ان (98% من التغيرات في صفات الخيار ناتجة من تأثير الاملاح المضافة) ،

متوسط الخطأ المعياري = 30.4001 ، متوسط الخطأ المطلق = 10.2279

جدول (23)

جدول الاخطاء المعيارية

MPE (متوسط الخطأ النسبي)	ME (متوسط الخطأ)	MAPE (متوسط مطلق الخطأ النسبي)	MAE (متوسط مطلق الخطأ)	MSE (متوسط مربعات الخطأ)
-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 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 (25)

جدول تحليل التباين للمعالجة الثالثة (كلوريد الكالسيوم) في التجربة

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	3057530	17	179855.	320.17	0.000
Residual	20223.0	36	561.751		
Total (Corr.)	3077750	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

متوسط الخطأ (النسبي)	متوسط الخطأ (النسبي)	متوسط مطلق الخطأ (النسبي)	متوسط مطلق الخطأ (النسبي)	متوسط مربعات الخطأ (النسبي)
MPE	ME	MAPE	MAE	MSE
-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	2473180	17	139599.	645.59	0.000
Residual	7784.38	36	216.233		
Total (Corr.)	2380960	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) .

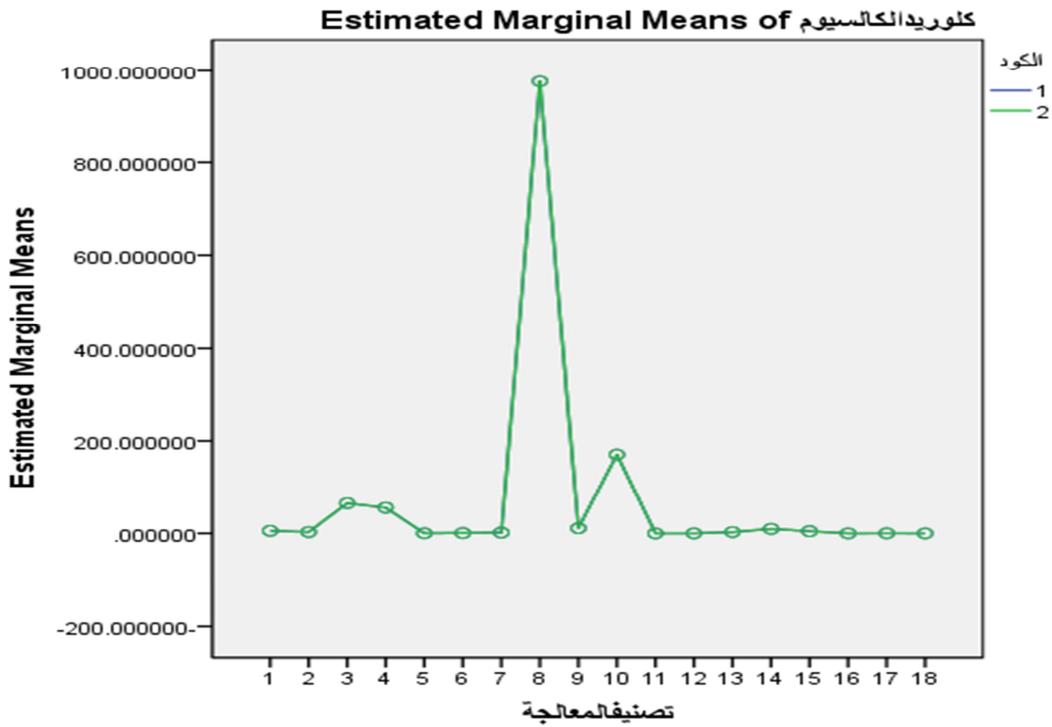
معامل التحديد = 99.6731 % ، متوسط الخطأ المعياري = 14.7049 %
متوسط الخطأ المطلق = 4.45056 %

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) :-



حيث ان :-

الكود (1) :- يمثل نوع المعالجة

الكود (2) :- يمثل نوع العينة

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	5551150	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)	5602830	107			

من الجدول اعلاه نلاحظ التالي :-

- 1- من خلال نتائج الجدول (29) 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 (29) 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 .
- وقد لوحظ ان معامل التحديد للنموذج هو = 99.082% اي ان (99% من التغيرات في صفات الخيار ناتجة من تأثير الاملاح المضافة) ، متوسط الخطأ المعياري = 24.0393 ، متوسط الخطأ المطلق = 8.72726 .

جدول (30)

جدول الاخطاء المعيارية

MPE (متوسط الخطأ النسبي)	ME (متوسط الخطأ)	MAPE (متوسط مطلق الخطأ النسبي)	MAE (متوسط مطلق الخطأ)	MSE (متوسط مربعات الخطأ)
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 اولاً 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	3057530	17	179855.	320.17	0.000
Residual	20223.0	36	561.751		
Total (Corr.)	3077750	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

متوسط الخطأ (النسبي)	متوسط الخطأ (النسبي)	متوسط مطلق الخطأ (النسبي)	متوسط مطلق الخطأ (الخطأ)	متوسط مربعات (الخطأ)
MPE	ME	MAPE	MAE	MSE
-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	2522810	17	148401.	2643.84	0.000
Residual	2020.71	36	56.1307		
Total (Corr.)	2524830	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

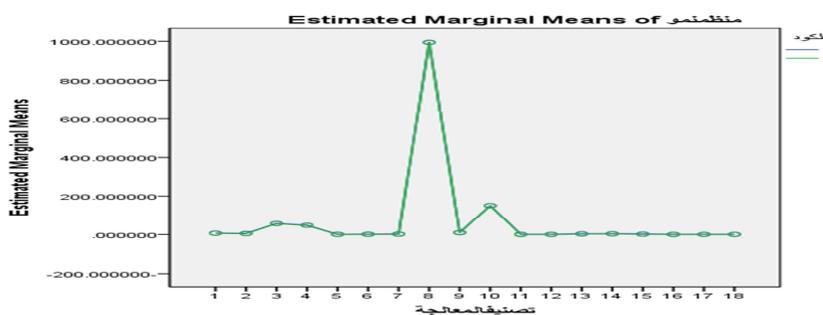
متوسط الخطأ المطلق = 2.47568

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) :-



حيث ان :-

الكود (1) :- يمثل نوع المعالجة

الكود (2) :- يمثل نوع العينة

الشكل (7)

يوضح تأثير منظم النمو على صفات نبات الخيار

الفصل الرابع

الاستنتاجات والتوصيات



1-4 الاستنتاجات

2-4 التوصيات

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 العشوية 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 الأطاريح 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 وازضافة محاليل معالجة مناسبة إلى الأراضى المتأثرة بأملاح كلوريد الصوديوم.

المصادر



www.2017.com

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 الوجهة 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 فلحي " 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- AL-Maliky " On the Repeated measures model and certain ANOVA models A comparison Study using simulation" (2002) .
- 8- AL-Mouel " Multivariate Repeated measures models and Comparison of Estimators " (2004) .
- 9- Arnold,S.F. "Theory of linear models and Multivariate analysis ",john wiley &sons(1981) .

- 10- Baghizadeh, A.; Shahba, Z.; Yosefi, M.; Saeedpou, 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) .
- 11- Biom , J, " profile Analysis of variance as aTool for Analyzing correlated Responses in Experimental Ecology " (1988) .
- 12- Epstein , E. & Bloom , A.J."Mineral Nutrition of plants : principles and perspectives , 2nd ed .(Sunderland , MA : Sinauer Associates)" (2005) .
- 13- Gabbara " Nested and crossed repeated measures models" (1985) .
- 14- Geisser " Multivariate Analysis of variance for a special covariance case " (1963) .
- 15- John F. Kielkopf " New approximation to the Voigt function with applications to spectral-line profile analysis " (1973) .
- 16- 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) .
- 17- K.Arai,X.M.Liang "Sensitivity analysis for air temperature profile estimation methods around the tropopause using simulated Aqual / AIRS data " (2008) .

- 18- Kepner,j. and Robinson ,H.D "**nonparametric methods for detecting treatment effect in repeated- measures designs**" *Jasa*, vol 83,no402.(1988) .
- 19- 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) .
- 20- Krishnaia and Pathek & Sirvastava "**Test for Equality of covariance Matrices under the intra class correlation model**" (1967 & 1965) .
- 21- 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) .
- 22- Morrison "**Multivariate Statistical Methods** "(1976) .
- 23- Neter,J.,Wasserman,W.,Kuther,M.H."**applied linear statistical model**". second ed.,Irwin Homewood, Illinois (1985) .
- 24- R. Delhez; Th. H. Keijser; E. J. Mittemeijer "**Determination of crystallite size and lattice distortions through X-ray diffraction line profile analysis** " (1982) .
- 25- Reddy , B . "**Molecular Characterization , Epidemiology and Management of Tomato Leaf Curl Virus(TOCV) in Northern Karnataka (Dooctoral dissertation ,University of Agricultural Sciences)**" (2006) .
- 26- Vonesh,E.F.and Chinchill,V.M,"**linear and non linear models for the Analysis of Repeated measurements**", Marcel Dakker Inc., New York (1997) .

- 27- W. A. Gibson "Three multivariate models: Factor analysis, latent structure analysis, and latent profile analysis" (1959).
- 28- 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) .
- 29- Wilks " Simple criteria for testing Equality of means Equality of variances and Equality of covariance's in normal multivariate sample " (1946) .
- 30- [www.sfsu . edu / efc / classes / boil 710 / manora / profile Analysis .](http://www.sfsu.edu/efc/classes/boil710/manora/profile/Analysis)



الملاحق

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

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

Abstract

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

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

This letter deell with study simple from plant cucumber where be addition chemical material (treatment) as following :-

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

and comparing to data treated 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 Alsabab

2017 A.D

Karbala

1438 Hegria