



جمهورية العراق
وزارة التعليم العالي والبحث
العلمي
جامعة كربلاء
كلية الإدارة والاقتصاد
قسم الإحصاء



استعمال بعض الأساليب الإحصائية لدراسة تأثير الشاي الأخضر لتقليل الإجهاد الملحي في نبات الخيار

رسالة مقدمة إلى
مجلس كلية الإدارة والاقتصاد في جامعة كربلاء
وهي جزء من متطلبات نيل درجة الماجستير في علوم الإحصاء

تقدمت بها
مروه حيدر غازي

بأشراف
المشرف
أ.د. عواد الخالدي

د.وسن مضر أبو التمن

2018 م

1439هـ



بِسْمِ اللّٰهِ الرَّحْمٰنِ الرَّحِیْمِ

اللّٰهُ لَا إِلَهَ إِلَّا هُوَ الْحَيُّ
الْقَدِيمُ لَا تَأْخُذُهُ سِنَةٌ وَلَا نَوْمٌ
لَّهُ مَا فِي السَّمَاوَاتِ وَمَا فِي
الْأَرْضِ مَنْ ذَا الَّذِي يَشْفَعُ عِنْدَهُ
إِلَّا بِإِذْنِهِ يَعْلَمُ مَا بَيْنَ
أَيْدِيهِمْ وَمَا خَلْفَهُمْ وَلَا يُحِيطُونَ
بِشَيْءٍ مِّنْ عِلْمِهِ إِلَّا بِمَا شَاءَ
وَسِعَ كُرْسِيُّهُ السَّمَاوَاتِ وَالْأَرْضَ
وَلَا يَئُودُهُ حِفْظُهُمَا وَهُوَ الْعَلِيُّ
الْعَظِيمُ

صدق الله العلي العظيم



سوره البقرة

الآية {255}





الاهداء

إلى سيدة النساء وبضعة رسول الله (صلى الله عليه
واله وسلم) ... إلى أم أبيها الطاهرة
المطهرة

فاطمة الزهراء

إلى التي يلازميني دعائها باستمرار
... فتراني أحيًا وأواصل المشوار

امي الحنون

إلى الذي أرى في عينه الدفء ... ومن
تضحياته تعلمت الوقوف بوجه الإعصار

ابي العزيز

إلى الذين بسمتهم تطل علي باستمرار
... كأنهم ورودا وأشجار

اهلي

إلى الذين أرى علمهم وسط الليل
نهار

أساتذتي الأعزاء

إلى الروح التي سكنت روحي

ابني

إلى من أحببت

مروه





شكر وتقدير

الحمد لله ربّ العالمين والصلاة والسلام على سيدنا محمد وعلى آله الطيبين الطاهرين, أنوار الهدى وأعلام الدين وبعد :

يسرني في البدء أن أتقدم بالشكر والامتنان إلى الدكتور الفاضل (عواد الخالدي) الذي قام بالإشراف على هذا البحث بحسن توجيهاته وإرشاداته القيمة وملاحظاته الرصينة.

وأتقدم بالشكر والامتنان إلى الدكتورة الفاضلة (وسن مضر) التي أشرفت على سير التجربة .

وأتقدم بالشكر الجزيل إلى عائلة قسم الإحصاء أساتذتي الكرام لما قدموه لي من علم ومعرفة طوال مدّة دراستي الأولية والعليا كما أشكر زملائي في الدراسة الأعزاء.

ويسرني إن أتقدم بالشكر والتقدير للأستاذين الفاضلين " الخبير اللغوي" و " العلمي" لتفضلهم بقبول تدقيق الأطروحة جزاهما الله خير الجزاء.

كما أتقدم بالشكر الجزيل إلى السادة رئيس وأعضاء لجنة المناقشة لتفضلهم بقبول مناقشة هذه الرسالة متمنية أن تنال استحسانهم ورضاهم.

واختتم شكري وتقديري للذين أسهموا في توفير الدعم المادي والمعنوي لي طوال مدّة الدراسة والدي ووالدتي وأهلي الذين تحملوا أعباء الدراسة وصعوبتها أقدم جهدي هذا لتقرّ به عيونهم .



المستخلص

تؤدي التجارب الزراعية دورا رئيسا للعاملين في المجال الزراعي من حيث التجريب والتحليل من أجل الوصول إلى أهم العوامل المؤثرة على إنتاجية النباتات.

هدفت الدراسة إلى معرفة تأثير مستخلص الشاي الأخضر في إنتاج الخيار عن طريق زرع بذور الخيار لفترات مختلفة من الزمن في تركيبات ملحية مختلفة وتركيزات مختلفة من محلول الشاي الأخضر قبل الإنبات.

وقد أجريت التجربة وفقا للتصميم الكامل العشوائية لتجربة عاملية كاملة (5 * 4 * 3 * 3).

نظريا، تمت دراسة التجارب المختبرية بالكامل في إطار التصميم التام التعشيه والطرق الإحصائية المستخدمة في الدراسة إذ استخدمت التجربة العملية وتحليل الاتجاهات وتحليل الانحدار .

ولتحقيق أهداف الدراسة تم تسجيل البيانات من خلال التجارب التي أجريت في جامعة بابل- كلية العلوم في قسم علوم الحياة لتجارب علمية في ظروف مختبرية تتكون من ثلاثة عوامل. وكان العامل الأول هو الشاي الأخضر يحتوي على ثلاث مستويات (0.1، 0.01، 0.001) غرام. والثاني هو طول الوقت لحظي (تنقيع) البذور في مستخلص الشاي الأخضر ولديه أربع مستويات (0، 6، 12، 24) ساعة و الثالث تركيز الملح في خمس مستويات (0، 1.5، 2.5، 3.5، 4.5) dsm/m

بعد اختبار التوزيع الطبيعي للبيانات، تم تحليل التباين وتم حساب التأثيرات الرئيسية للعوامل. وأظهرت نتائج الدراسة أن مستخلص الشاي الأخضر كان له تأثير معنوي في تركيز الكلوروفيل في أوراق الخيار. كان أفضل مستوى من الشاي هو المستوى الثاني (0.01) الذي أعطى أفضل استجابة، وأظهرت المدة الثالثة من الوقت (12) ساعة أفضل تأثير في الاستجابة. وكان تركيز الملوحة الرابع (4.5) dsm/m هو أفضل تأثير في نسبة الكلوروفيل في ورقة الخيار.

استنادا إلى النتائج التي تم الحصول عليها من جدول تحليل التباين، تم تقدير العلاقة بين المعالجات والاستجابة. أظهرت المعادلات الخطية لتقدير العلاقة بين العوامل الفردية على أن دقة تمثيل المعادلة الخطية ليست مناسبة لتقدير العلاقة بين كل عامل على حدا والاستجابة.

كانت المعادلة الخطية، التي تفترض أن الثابت يساوي صفر، هي الأفضل لتمثيل هذه العلاقات. كان للمعادلة المقدره للعلاقة بين الأملاح والكلوروفيل أعلى معامل تحديد، ومن ثم المدة الزمنية للتنقيع ثم تركيز الشاي الأخضر.

لم يتمكن من حساب أفضل تركيز للأملاح لأن المقارنة التربيعية للأملاح لم تكن معنوية.

قائمة المحتويات

| المحتوى | رقم الصفحة |
|-------------------------------------|------------|
| الآية | A |
| الإهداء | B |
| شكر وتقدير | C |
| المستخلص | D |
| قائمة المحتويات | E-F |
| قائمة الجداول | G |
| قائمة الأشكال | H |
| الفصل الأول : منهجية البحث | |
| 1-1 | 1 |
| 2-1 | 3 |
| 3-1 | 3 |
| 4-1 | 3 |
| 5-1 | 3 |
| 6-1 | 8-4 |
| الفصل الثاني : الجانب النظري | |
| 1-2 | 9 |
| 2-2 | 9 |
| 3-2 | 9 |
| 4-2 | 11 |
| 5-2 | 12 |
| 6-2 | 12 |
| 1-6-2 | 13 |
| 2-6-2 | 13 |
| 3-6-2 | 14 |
| 4-6-2 | 14 |
| 5-6-2 | 14 |
| 6-6-2 | 14 |
| 7-6-2 | 14 |
| 7-2 | 15 |
| 8-2 | 15 |

| | | |
|-------|--|--------|
| 17 | مجاميع المربعات | 9-2 |
| 19 | تحليل الاتجاهات | 10-2 |
| 20 | تحليل الانحدار | 11-2 |
| 21 | الانحدار الخطي البسيط | 1-11-2 |
| 22 | الانحدار الخطي المتعدد | 2-11-2 |
| 23 | النموذج الخطي العام خلال نقطة الأصل | 3-11-2 |
| 23 | المقارنات المتعامدة | 12-2 |
| 24 | المقارنات المتعددة | 13-2 |
| 25 | اختبار اقل فرق معنوي Lsd | 14-2 |
| 51-27 | الفصل الثالث : الجانب العملي | |
| 27 | مقدمة | 1-3 |
| 28 | وصف التجربة | 2-3 |
| 28 | وصف البيانات | 3-3 |
| 29 | الأساليب الإحصائية المستعملة | 4-3 |
| 30 | اختبار التوزيع الطبيعي | 5-3 |
| 31 | تحليل البيانات | 6-3 |
| 36 | اختبار الفروق المطلقة | 7-3 |
| 41 | تقدير تأثيرات العوامل في الاستجابة | 8-3 |
| 43 | تقدير تأثير محلول الشاي الأخضر بنسب الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار | 1-8-3 |
| 44 | تقدير تأثير المدد الزمنية للتنقيح بنسب الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار | 2-8-3 |
| 45 | تقدير تأثير تراكيز الملح بنسب الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار | 3-8-3 |
| 54-52 | الفصل الرابع : الاستنتاجات و التوصيات | |
| 52 | الاستنتاجات | 1-4 |
| 54 | التوصيات | 2-4 |
| | المصادر | |
| | الملحق (1) نسبة الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار لتحليل التجربة العاملية | |
| | الملحق (2) نسبة الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار خاص بتحليل الانحدار | |
| | المستخلص باللغة الانجليزية (Abstract) | |

قائمة الجداول

| الجدول | عنوان الجدول | رقم الصفحة |
|--------|--|------------|
| 1 | تحليل التباين للتجارب العاملية وفق تصميم CRD | 18 |
| 2 | تحليل تباين الانحدار للمعطيات المقطرة | 22 |
| 3 | التوزيع الطبيعي للبيانات | 30 |
| 4 | تحليل التباين لبيانات الكلوروفيل في الورقة | 32 |
| 5 | تحليل التباين لبيانات الكلوروفيل في الورقة بعد حذف B4 | 33 |
| 6 | تحليل بيانات الكلوروفيل للعوامل الداخلة في التجربة بعد حذف معالجة السيطرة من المدة الزمنية والتراكيز الملحية | 34 |
| 7 | الفروق المطلقة بين متوسطات مستويات الشاي الأخضر | 36 |
| 8 | الفروق المطلقة بين متوسطات المدة الزمنية للتنقيح | 37 |
| 9 | الفروق المطلقة بين متوسطات التراكيز الملحية | 38 |
| 10 | الفروق المطلقة لمتوسطات تفاعل الشاي الأخضر مع المدة الزمنية للتنقيح | 39 |
| 11 | الفروق المطلقة لمتوسطات تفاعل مستوى الشاي الأخضر مع التراكيز الملحية | 40 |
| 12 | الفروق المطلقة لمتوسطات تفاعل المدة الزمنية للتنقيح مع التراكيز الملحية | 41 |
| 13 | تحليل تباين الانحدار للعوامل الثلاثة الداخلة في التجربة (x_3, x_2, x_1) مع y | 42 |
| 14 | تحليل تباين الانحدار (x_1, y) | 43 |
| 15 | تحليل تباين الانحدار (x_2, y) | 44 |
| 16 | تحليل تباين الانحدار (x_3, y) | 45 |
| 17 | تحليل التباين للمتغيرين X_2, X_3 | 46 |



قائمة الأشكال

| رقم الصفحة | عنوان الشكل | الشكل |
|------------|---|-------|
| 30 | الرسم الطبيعي للبيانات | 1 |
| 47 | رسوم بيانات الكلوروفيل للعوامل مع مستوياتها (a) الشاي الأخضر (b) المدة الزمنية للتنقيح و (c) تراكيز الملح | 2 |
| 47 | رسوم متوسطات بيانات الكلوروفيل للعوامل والمستويات (a, b, c) | 3 |
| 48 | تأثير كل من المدة الزمنية وتركيز الملح في مستويات الشاي الأخضر | 4 |
| 48 | المدة الزمنية للتنقيح في المستوى الأول للشاي الأخضر | 5 |
| 49 | المدة الزمنية للتنقيح في المستوى الثاني للشاي الأخضر | 6 |
| 49 | المدة الزمنية للتنقيح في المستوى الثالث للشاي الأخضر | 7 |
| 50 | التراكيز الملحية في المستوى الأول للشاي الأخضر | 8 |
| 50 | التراكيز الملحية في المستوى الثاني للشاي الأخضر | 9 |
| 51 | التراكيز الملحية في المستوى الثالث للشاي الأخضر | 10 |

الفصل الأول

منهجية الرسالة

Introduction

(1-1) المقدمة

في ضوء حركة التطور والتقدم العلمي المعتمد على إجراء التجارب المصممة في إحدى المجالات المراد دراستها , انبثقت فكرة البحث والتطبيق في مجال الزراعة "علم تصميم التجارب هو العلم الذي يعد احد فروع علم الإحصاء" , ولقد ساهم العمل في محطات التجارب بإيجاد واستحداث العديد من التصميمات واستعمال الأساليب الإحصائية الملائمة بتخطيط واستغلال الإمكانيات المتاحة بحيث تمكنه من وضع انصب التصميم والخطط لجمع البيانات وبناء أفضل أنموذج انحدار لها وتحليلها حيث أن هذه البيانات يتم الحصول عليها من التجارب الزراعية وفق أسس علمية رصينة _عموما_ من أكثر طرق البحث دقة؛ فهي تعد دراسة اختبارية يتم فيها تحصيل المعلومات والجديد من الحقائق عن طريق الملاحظة وجمع البيانات ثم تحليلها وتفسيرها، ويوجد هناك أنواع متعددة ومختلفة من التجارب الإحصائية، لعل من أبرزها: التجارب العملية، إذ توجد عدة تصاميم تنفذ عن طريقها التجارب العملية منها تصميم تام التعشبية (Completely Randomized Design) وتصميم القطاعات الكاملة العشوائية (Completely Randomized Blocks Design)..... الخ , إن من ابرز مميزات التجربة العملية أنها تتيح للباحث تجربة أكثر من عامل في الوقت نفسه لتقليل الجهد والكلفة ولقد ساهم علم الإحصاء و الإحصائيون في تقدم البحث العلمي عن طريق إيجاد العديد من تصاميم التجارب الإحصائية، و الأساليب التحليلية الملائمة لها. هناك الكثير من المشاكل التطبيقية التي تواجه الباحثين الإحصائيين في انجاز بحثه العلمي أو الدراسة أو التجربة التي يقومون بها . و من أهم هذه المشاكل هو مدى توفر البيانات في الدراسات الزراعية مثلا يصعب الحصول على البيانات أو نتائج التجربة الميدانية الزراعية عن المحاصيل الزراعية (عينة البحث) للدراسة .

ومن أجل توضيح فصول الرسالة وهيكلتها تم تقسيمه إلى أربعة فصول .:

الفصل الأول : تضمن هذا الفصل منهجية الرسالة و استعراض مرجعي للدراسات السابقة المتعلقة بالجوانب الآتية : تصميم التجارب , تحليل الاتجاهات و تحليل الانحدار

تناول الفصل الثاني الفرضيات الخاصة بالتجارب التي تقام لهذا الغرض , واختيار أسلوب التحليل الإحصائي الملائم مع الاختبارات اللازمة لمطابقة النماذج الإحصائية المقدره مع النماذج النظرية

إما الفصل الثالث الجانب العملي , التجربة أالمختبريه الفعلية التي قمنا بها تتمثل باختيار نوع من أنواع النبات وهو بذور الخيار والمؤثرات عليه من ملوحة أو مدة حضي (تنقيع) حسب أوقات مختلفة واختيار نوع التصميم الملائم ودراسته من الناحية النظرية ومدى مطابقته النتائج النظرية للوصول إلى النتائج المهمة .

و الفصل الأخير تم استعراض أهم الاستنتاجات التي تم توصلت إليها الباحثة ووضع المقترحات اعتمادا على أهم لاستنتاجات

(2-1) مشكلة الرسالة

The Problem of the Research

بالنظر لدراسة تأثير عامل محلول الشاي الأخضر على تقليل الإجهاد الملحي في نبات الخيار يتعذر حسابه أو تحليله باستخدام التجارب البسيطة فقد تم في هذه الرسالة استخدام تحليل التجارب العملية لدراسة تأثير عدة عوامل في آن واحد .

(3-1) هدف الرسالة

The Aim of the Research

تهدف هذه الرسالة إلى استعمال التجارب العاملية (3*4*5) لدراسة تخفيف التأثيرات الضارة للملوحة في النباتات الحساسة للملوحة عن طريق الحض (تنقيع) المسبق لبذور نبات الخيار في مستخلص الشاي الأخضر .

(4-1) حدود الرسالة

أجريت التجربة مختبريا في مختبرات كلية العلوم / قسم علوم الحياة / جامعة بابل للمدة من 2017\10\20 - 2017\11\1 علما أن فترة الإنبات في نبات الخيار مدتها القياسية 10 أيام

(5-1) أهمية الرسالة

The Importance of Studying

تستمد الرسالة أهميتها من أهمية الموضوع الذي تعالجه وتبحث فيه لارتباط هذا الموضوع بحياة الأفراد بشكل مباشر فضلا عن أن الرسالة تركز على تقدير حدود التراكيز الملحية التي تسمح بزراعة الخيار, و أن ذلك لا يمنع من إعمام أسلوب المعالجة على نباتات أخرى وتحديد المساحات الزراعية في العراق التي تختص بزراعة نبات محدد أو عدة نباتات ترتبط بشكل مباشر بالغذاء ذلك إن ألزراعه من أهم القطاعات الاقتصادية التي تشكل الناتج القومي وعليها يعتمد أيضا القرار السياسي فضلا عن القرار التخطيطي .

تم وضع الأسس للمفاهيم والقواعد الخاصة بتصميم التجارب وتحليلها عام (1925)، باستثناء التجارب العاملية والتي تسمى بالتجارب المعقدة (Complex experiment)، إذ قام العالم (Fisher) عام (1926) بتصنيفها كتجربة عاملية ومن بعده اتبع (Yates) التسمية نفسها. وبالرغم من أن العالم (Fisher) له الفضل الأساس في تطوير التجارب العاملية وتحليلها ولكن يعد (Yates) صاحب الفضل في تعزيز تطوير تحليل التجارب العاملية.^[1]

وفي عام (1937) استعمل (Yates) طريقة التحليل الإحصائي للتجارب العاملية من النوع 2^n و 3^n بشكل معمق وشامل ووضع طرائق التحليل الإحصائي ولكن بدت تلك الطرائق صعبة وتزداد صعوبة وتعقيداً عندما تزداد عدد العوامل الداخلة في التجربة.^[34]

وفي عام (1944) استعمل (Lie) الطرائق نفسها التي استعملها (Yates) لتكوين تصاميم التجارب التي تتضمن عدة مستويات من الدرجة k ^[21].

وفي عام (1956) قام كل من (Wilk and Kempthorne) بصياغة الأنموذج الخطي للتصميم التام العشبية (CRD) في التجارب العاملية وكتب الأنموذج بالصيغة الآتية:

$$(Y_{ijk} = \mu + a_i + b_j + \dots e_{ijk})$$

$$I=1,2,\dots,n \quad j=1,2,\dots,m \quad k=1,2,\dots,r$$

وتم تطوير أساليب تحليل الأنموذج حتى عُدَّ احد الأنموذجات التي تحقق خاصية الأنموذج الإحصائي الخطي وقد أطلق عليه تسمية (أنموذج التجربة المخصص)^[32].

وفي عام (1967) استعمل العالم (Rayner) طريقة (Yate's Algorithm) لحساب مجاميع التأثيرات الرئيسية للعوامل الداخلة في التجربة وتفاعلاتها في التجارب العاملية 2^n ذات المستويات المتساوية المسافة [27].

وفي عام (1971) قام العالم (Searle) بتقسيم التباين إلى العوامل الداخلة في التجربة وأن هذه العوامل تتكون من مستويات متعددة ووصف البيانات في معلمات الأنموذج الخطي التي يمكن إن تقدر بأساليب متعددة و واحدة من هذه الأساليب هي تقديرات المربعات الصغرى التي تستعمل عادة في جدول تحليل التباين ANOVA [29].

وفي عام (1971) ايضاً قام كل من الباحثين (Saha and Das) بنشر تقرير تضمن أول محاولة لبناء تصميم قطاعات ناقصة ومتوازية جزئياً وتم التطبيق على عدة تجارب عاملية لعاملين أو أكثر متساوية في المستويات (كل عامل يحتوي على مستويين) وتم الوصول إلى عدة تصاميم مقترحة ونُشرت على شكل أبحاث [28].

وفي عام (1981) استعمل كل من (Draper and Smith) موضوع تصميم التجارب العاملية وطرائق تحليلها بواسطة مصفوفات المعاملات متعددة الحدود المتعامدة، ومعرفة نوع تأثير المستويات الجزئية للعوامل، وهل هي ذات تأثير خطي (linearity) أو تربيعي (quadratic) أو تكعيبي (cubical) أو غيرها من التأثيرات، وتم وضع المصفوفات الخاصة بمعاملات المركبات المتعامدة لذلك النوع من التحليل وفق عدد مستويات العوامل الداخلة في التجربة [19].

وفي عام (1984) قام كل من (Dean and Lewis) بتقديم بحثاً تناول دراسة مقارنة لأعلى حد من التأثير يصله العامل الداخل في التجربة حسب تصميم القطاعات الكاملة العشوائية وقاما بمقارنة أربعة حدود عليا من التأثير لعوامل كفهو حسب تصميم القطاعات الكاملة العشوائية مع مراعاة التكرارات وتساوي أحجام القطاعات في كل مكرر وقد نجح واحد فقط من هذه الحدود الأربعة [17].

وفي عام (1993) قام (**Brzeskwiniewicz**) بدراسة موضوع تحليل التباين , واستعمل تحليل التباين للتجربة المنجزة عملياً بتصميم القطاعات الجزئية الموزونة ضمن التجارب العاملية باستعمال جدول تحليل التباين (ANOVA), وذكر إن تصميم القطاعات الجزئية الموزونة تؤدي دوراً كبيراً ومهماً في التجارب العاملية [15].

وفي عام (1995) قام العالم (**kirk**) بتفسير التجربة العاملية وكيفية تحديد التأثيرات الرئيسية وتفاعلاتها في التجربة إذ قام بالجمع بين مستوى من مستويات العامل مع كل مستوى من العامل الآخر الداخل معه في التجربة [20].

وفي عام (2004) قام (**Oyeyemi**) ببناء نموذج للتعامل مع البيانات الغير طبيعية باستعمال B-technique و Box-cox أو باستعمال GLM ومقارنة الرسوم البيانية للاستجابات المقدره عن طريق طول مدة الثقة لمتوسط الاستجابة في تصميم التجربة الصناعية [25].

وفي عام (2005) قام كل من (**Dossou and Tinsson**) بدراسة تصاميم تجريبية وتكييفها للأنموذج الخطي العام, ووضحا طريقة دالة الربط التعامدية من مصفوفة التصميم التي تم الحصول عليها تحت افتراض غاوس, وتم التحقيق من خصائصها باستعمال المحاكاة [18].

وفي عام (2006) قام كل من (**الحمداني واخرون**) بدراسة تجربة عاملية وفق تصميم القطاعات الكاملة العشوائية (CRBD) وبثلاث مكررات (قطاعات) تضمنت هذه التجربة عاملين رئيسيين لتأثير تركيز بالسماذ الكيماويه لمسافة بين نبات وأخر في إنتاجية الباذنجان , وبعد تحليل التجربة توصلوا إلى تفوق التركيز الرابع من العامل الأول على التراكيز الأخرى وظهرت فروق معنوية للصفات المدروسة لنبات الباذنجان, بينما لم تظهر فروق معنوية بين مسافات الزراعة المستعملة في التجربة على الصفات المدروسة لذات النبات نفسه, وظهرت النتائج تحسن ملحوظ وزيادة إنتاجية لمحصول الباذنجان [4].

وفي عام (2009) قام كل من (Oyeyemi وآخرون) بتحليل التجربة العملية التي تنطوي على العوامل النوعية والعوامل الكمية ، إذ إن هدف التحليل معرفة مدى فعالية التفاعل بين مستويات النوعين من العوامل وقوته وتأثيره في الاستجابة ومعرفة الاحتمالات المختلفة التي قد تنشأ عند التعامل مع العوامل النوعية والعوامل الكمية في التجربة العملية [26].

وفي عام (2009) قام كل من (محمد و خلف) باقتراح عدة افتراضات تسهم في تسهيل دراسة تصميم التجارب وتحليلها ولاسيما التجارب التي تتطلب حسابات كثيرة لمجموع المربعات (Sum Square) ومنها التجارب العملية 2^n وذات الإدماج الكلي بالاعتماد على صيغ وأساليب مفترضة لكيفية تثبيت إشارات معاملات المعالجات وكذلك حساب مجموع المربعات لكل مركبة عندما يتم تجزئة مجموع مربعات الخطأ (SSE) في التجارب العملية [14].

وفي عام (2010) نشر (علوان وآخرون) بحثاً تضمن دور بعض المستخلصات النباتية في تزهير الخيار في البيوت البلاستيكية ، إذ تم دراسة تأثير الرش بأربعة مستخلصات نباتية مختلفة وهي (الحلبة ، جذور عرق السوس ، القريص والثوم) ، لتزهير هجينين من الخيار هما هجين لهلوبة والمختار، إذ نفذت التجربة في تصميم القطاعات المعشاة وبثلاث مكررات، وأظهرت النتائج تفوق الهجين لهلوبة على هجين المختار معنوياً، وتبين إن الرش بالمستخلصات على نباتات الخيار كان له تأثير معنوي، إذ تفوقت نباتات الخيار التي رشت بمستخلص الحلبة في حاجتها لأقل عدد من الأيام لتفتيح أول زهرة [13].

وفي عام (2011) قام (دبدوب والعبادي) بمقارنة بعض طرائق معالجة النقص في الوحدات التجريبية اللازمة لتطبيق التجارب العملية (Factorial experiment)، وذلك لان التجارب العملية تحتاج إلى كثير من الوحدات التجريبية وللتغلب على النقص في الوحدات التجريبية تم استعمال ثلاثة تصاميم للقطاعات الناقصة المتزنة للتعرف على أفضلها، وتم تطبيقها على تجربة عاملية (2^3) وفق تصميم القطاعات الكاملة العشوائية (CRBD) وبسبعة قطاعات (مكررات) عدت تجربة مقارنة و تم الوصول إلى تصميم القطاعات الناقصة المتزنة والإدماج الكامل والإدماج الجزئي [12].

وفي عام (2011) نشر كل من (الصحاف, واخرون) بحثاً تضمن استجابة هجن الخيار إلى الأسمدة الكيميائية والعضوية إذ كان هدف البحث اختبار استجابة هذا الهجن إلى برامج الأسمدة الكيميائية والعضوية إذ تم استعمال برنامج تسميد كيميائي مقترح (T1) وبرنامج تسميد عضوي مقترح (T2) واستعمال التسميد الكيميائي الموصى به (T3) لمعرفة إمكانية تفوق البرامج المقترحة على البرنامج التسميدي الموصى به, وتم الوصول إلى إن معاملة التسميد الموصى به (T3) أفضل النتائج [7].

وفي عام (2012) قام الباحث (جعفر) بدراسة تجربة عاملية وفق تصميم القطاعات الكاملة العشوائية (CRBD) واشتملت التجربة على عاملين مؤثرين في الصفة المدروسة لنبات الباذنجان المزروع تحت ظروف البيوت البلاستيكية , تمثل العامل الأول بعدد الرشاشات وبعده مستويات (رشة واحدة , رشتان , ثلاث رشاشات) وتمثل العامل الثاني بالسماذ البوتاسي, وبتراكيز مختلفة (0 ، 2 ، 4 ، 6) غم/لتر إذ نفذت التجربة بثلاث مكررات (قطاعات) وقد تم الوصول الى أن هنالك فروقاً معنوية بين تراكيز السماذ البوتاسي وكذلك الحال أيضا توجد فروق معنوية بين عدد الرشاشات المستعملة لرش نبات الباذنجان وتزداد تلك الفروق كلما ازداد تركيز السماذ المستعمل وعدد الرشاشات, كذلك هنالك فروق جوهرية للتفاعل بين مستويات العاملين المؤثرين إذ اتضح إن النباتات التي رشت ثلاث مرات وبتراكيز 6 غم/لتر من السماذ البوتاسي أعطت أفضل استجابات مقارنة بالتفاعلات (المعالجات) العاملية الأخرى [10].

وفي عام (2013) قدم كل من (حماد وآخرون) بحثا بعنوان "تأثير ملوحة مياه الري ومغذيتها والنقع بحامض الاسكوربيك والمستخلص البحري (OLIGO-X) في إنبات ونمو بادرات بذور هجين الخيار DALIA الخاص بالزراعة المحمية", بهدف دراسة أثر كل من مغنطة المياه و ملوحتها ونقع البذور بكل من حامض الاسكوربيك, الماء المقطر والمستخلص البحري في سرعة إنبات البذور وبعض الصفات الخضرية للبادرات عند زراعة بذور الخيار صنف داليا الخاص بالبيوت المحمية, وتم الوصول إلى أن مغنطة مياه الري سببت زيادة معنوية في سرعة ونسبة إنبات البذور [11].

الفصل الثاني

الجانب النظري

Introduction

(1-2) المقدمة

يسلط الضوء في هذا الفصل على الظاهرة المدروسة وتعريفها فضلاً عن معرفة الجوانب المتداولة في الظاهرة المدروسة كالتجربة العملية (تعريفها ، مزاياها , عيوبها وما يتعلق بها) والتصميم المستعمل فيها , وكذلك توضيح متغير الاستجابة ومدى اقترابه من التوزيع الطبيعي, وعرض الأساليب الإحصائية المستعملة بتحليل التجربة الكاملة العشوائية وتثبيت المعادلات و الأنموذجات والجدول الإحصائية وتوضيح الرموز المستعملة في التجارب العملية وتصميماتها .

Germination

(2-2) الإنبات

يعد الإنبات المرحلة الأولى من عمر النبات تكون فيها البذور شديدة الحساسية وغير محصنة ضد الاجهادات الملحية لذا فأن من الضروري معالجة هذه المشكلة لاسيما وأن اغلب الترب العراقية تعاني من الملوحة وأصبحت غير صالحة للزراعة في بعض المناطق , فوجد إن حضي(تنقيع) البذور في بعض المركبات الكيماوية أو المستخلصات المائية النباتية أعطى نتيجة ايجابية وفاعله للتقليل من ضرر الاجهادات الملحية .

Salt Stress

(3-2) الإجهاد الملحي

تعد الملوحة من أهم المشاكل البيئية التي تواجه الزراعة ، والتي تكونت نتيجة الري غير المنتظم وزيادة تبخر الماء وقلة سقوط الأمطار أو انعدامها ، عدم معالجة التربة من قبل فرق خاصة مما أدى إلى تحويل مساحات واسعة من الأراضي الصالحة للزراعة إلى أراضي مالحة، مسلطة بذلك إجهاداً ملحياً على النبات .

يعرف الإجهاد فيزيائياً على انه القوة الميكانيكية المجهزة للجسم في وحدة المساحة، أما من الناحية البيولوجية فانه يعرف على انه القوة أو الظرف الذي يثبط الوظائف الطبيعية للكائنات الحية ومنها النباتات [22] , وقسمت النباتات من حيث مقاومتها للإجهاد الملحي إلى متحملة

للملوحة (Tolerant of salinity)، وفيها يطور النبات نوعين من الميكانيكيات أو الآليات الفسيولوجية للتغلب على الإجهاد، الأولى هي آلية تحمل الإجهاد والتي تتحقق عن طريق التعديل الازموزي وتغيير مرونة الأنسجة أو تحويل في خصائص الأغشية الخلوية لتكون قادرة على امتصاص الأيونات ونقلها وإفراز الفائض منها خارج الخلية، والثانية آلية تجنب الإجهاد والتي تبرز عن طريق تقليل فقدان الماء عن طرق غلق الثغور وتقليل النقل الثغري أو عن طريق تغيير شكل واتجاه الورقة. وثانيا الحساسية للملوحة (sensitive to salinity) التي لا تمتلك القدرة على تحمل الإجهاد [30].

والإجهاد نوعان أما حيوي ويشمل (البكتريا، الحشرات والقوارض وغيرها) أو غير حيوي والذي بدوره يشمل (البرودة، الحرارة والرياح والجفاف والإشعاع والملوحة وغيرها)، ويعد الأخير من أكثر الأنواع شيوعاً [22]، إذ انه يسبب نوعين من الإجهاد هما الإجهاد الأيوني ionic stress والإجهاد الازموزي (osmotic stress) [31]، مسببة بذلك:-

1- اختلال التوازن الأيوني والذي يتمثل بدخول ايونات الصوديوم التي تعرقل إمكانية الغشاء الخلوي التراكيز العالية من أيونات الصوديوم تسبب اختلالاً في التوازن الازموزي وعدم تنظيم وظيفة الغشاء الخلوي واختزال النمو وتثبيط اتساع الخلايا وانقسامها وتسهل انتقال أيونات الكلور عكس اتجاه التركيز.

2- تعد ايونات الصوديوم سامة لأبيض الخلايا وهي ذات تأثير مؤذي لبعض الأنزيمات.

أن التراكيز المرتفعة من ايونات الصوديوم تسبب اختزلاً في عملية البناء الضوئي وتوليد كميات كبيرة من الجذور الحرة، لذا يكون تأثيره بارزاً في النمو الخضري للنبات [22][30].

الخيار (*Cucumis sativus* L.) من المحاصيل الغذائية المهمة ينتمي إلى العائلة القرعية Cucurbitaceae وهو من النباتات الحساسة للملوحة [30].

أجريت العديد من المحاولات لتخفيف الضرر الذي يسببه الإجهاد الملحي بواسطة حض (تنقيع) بذور النباتات في مستخلصات الأعشاب الطبية أو بعض المواد الكيماوية.

أن الهدف من الدراسة الحالية هو لإيجاد طرائق فعالة وذات كلفة قليلة للتخفيف من التأثيرات الضارة للملوحة على النباتات الحساسة للملوحة عن طريق الحض

(التنقيح) المسبق لبذور نبات الخيار بمستخلصات الأعشاب الطبية. إذ استعمل في هذه الرسالة مستخلص الشاي الأخضر لهذا الغرض .

يحتوي الشاي الأخضر (theaceae) camellia sinensis على العديد من المركبات الفعالة مثل الفينولات والمركبات المضادة للأكسدة , ووجد العديد من الفوائد لهذه المركبات فهي تشجع تحطم الدهون lipolysis وتعمل كحاميات ضد مسببات الأمراض مثل الحشرات والبكتيريا والفطريات والفيروسات

(4-2) المصطلحات الأساسية في تصميم التجارب [1][2][5][9]

Basic Terminology in the Design of Experiments

1- التجربة (experiment) : هي الطرائق العلمية التي تستند إلى الخطط المرسومة لها مسبقا على أساس جيد ومتين لغرض الحصول على المعلومات أو الحقائق واختبار الفرضيات واكتشاف العلاقات الجديدة بين المتغيرات .

2- المعالجة (Treatment) : هي مجموعة الظروف التي توضع تحت سيطرة الباحث أو (هي المؤثرات المراد قياس تأثيرها على صفات معينة لمواد التجربة مع تثبيت العوامل الأخرى)

3- الوحدة التجريبية (Experimental unit): تعرف بأنها الوحدة من المادة التجريبية التي سيجري عليها تطبيق معالجة واحدة

3-التعشية (Randomization) : يقصد بها توزيع الوحدات المعالجات بصورة عشوائية على القطع التجريبية دون إي تدخل شخصي , وان يكون لكل وحدة تجريبية الفرصة نفسها في الحصول على أية معاملة كأى وحدة تجريبية أخرى .

4-التصميم (Design): هو التخطيط البحثي لإجراء تجربة معينة للحصول على بيانات يمكن تحليلها والتوصل إلى استنتاج معين .

5- الخطأ التجريبي (Experimental error) : هو مقياس للاختلافات الطبيعية التي سجلت عادة من وحدات تجريبية عوملت بالمعاملة نفسها, بمعنى آخر هو عبارة عن التباين بين وحدتين تجريبيتين أخذت بالمعاملة (المعالجة) نفسها .

6- العامل (factor) : عبارة عن متغير يهدف الشخص الباحث في قياس تأثيره في الصفة المدروسة ويكون لكل عامل عدة مستويات (قد يتشابه العامل مع مفهوم المعالجة لكنه أوسع منها إذ يضم العامل عدد من المعالجات).

7- التكرار (replication) : من أساسيات تصميم التجارب هو تكرار المعالجة في التجربة أكثر من مرة بمعنى أن يخصص للمعالجة أكثر من قطعة تجريبية ويتم تطبيقها بشكل مستقل.

تلخص أهمية التكرار فيما يأتي :

- إمكانية القياس الدقيق لتأثير المعالجات
 - كفاية التجربة وذلك بتقليل مقدار الخطأ التجريبي .
 - كلما زادت عدد التكرارات فإن التجربة تكون أكثر دقة .
- ويتضمن موضوع تصميم التجارب أنواع كثيرة منها .

Simple Experiment

(5-2) التجربة البسيطة [9][5][2]

هي التجربة التي يدرس بها عامل (factor) واحد لمعرفة تأثيره على صفة معينة (تأثير عامل واحد فقط في الصفة المدروسة) ويجب ان تكون جميع المستلزمات للتجربة ثابتة ومتجانسة ويكون عدد الوحدات التجريبية فيها

$$n=r \times t$$

إذ : n : عدد الوحدات التجريبية

r : عدد المكررات في التجربة

t : عدد المعالجات

Factorial Experimen

(6-2) التجربة العاملية [9][5][2][1]

التجربة العاملية : هي تجريبه يدرس فيها تأثير عاملين أو أكثر على صفة معينة وتأثير التداخل الموجود بين هذه العوامل و تكون فيها المعالجات عبارة عن مجموعة توافق بين عدة مستويات لعدة عوامل فهي إذن تختلف عن التصاميم الأخرى لكنها تتميز بنوعية المعالجات المدخلة في التجربة ,تطبق هذه المعالجات في إي من التصاميم تام التعشبية وتصميم القطاعات الكاملة العشوائية والمربع اللاتيني ويمكن استعمال التصميم مثل التصميم الكامل العشوائية

لأجراء التجارب العاملية حين يكون من الممكن عمل توليفة من العوامل المختلفة كمعاملة واحدة يجري تنفيذها بالأسلوب نفسه وتكون الدقة المطلوبة لقياس التأثير لكلا العوامل متساوية. فالتجربة ذات العوامل (A وله a من المستويات و B وله b من المستويات و C وله c من المستويات) والتي تكرر r من المرات يكون عدد وحداتها التجريبية هو $n = r \times a \times b \times c$

إذ n : عدد الوحدات التجريبية

a: عدد مستويات العامل الأول A

b: عدد مستويات العامل الثاني B

c: عدد مستويات العامل الثالث C وهناك دواعي لاستعمال هذه التجارب .

(1-6-2) دواعي استعمال التجارب العاملية [1]

تستعمل التجارب العاملية في مجالات البحث العلمي الذي يهدف إلى الحصول على نتائج تطبق في مستوى واسع النطاق وكذلك عند دراسة ظاهرة محددة إذ لا يمكن معرفة إي العوامل أكثر تأثيراً في الصفات المدروسة وبالتالي يكون الغرض من التجربة قياس تأثير جميع المستويات للعوامل والتفاعلات بينها لإبراز أي التوليفات لها الأثر الكبير في الصفات تحت الدراسة .

(2-6-2) فوائد التجارب العاملية [1][2][5] Advantages of Factorial Experiment

تمتاز التجارب العاملية بأنها

- 1- ذات كفاءة عالية لأن كل قراءة تمدنا بمعلومات عن كل العوامل المدروسة والتأثيرات الرئيسية والتفاعل .
- 2- تقليل التكلفة و الوقت عندما تكون العوامل مستقلة ، أي ليست بينها تفاعل ، تقدر تأثيرات العوامل بدرجة عالية من الدقة كما لو أجريت كل التجربة لعامل واحد.
- 3- اكتشاف التفاعلات وتقديراتها .
- 4- سهولة التحليل إذ لا يوجد إلا خطأ تجريبي واحد.

على الرغم من الفوائد المذكورة لهذه التجارب لا تخلو من العيوب وأهمها

Shortages of Factorial Experiment (3-6-2) عيوب التجربة العاملية [9][5][2][1]

- 1- كبر حجم التجربة بزيادة عدد العوامل مثلا لو كانت لدينا $4*4*3=48$ معالجة يزيد من صعوبة التحليل
- 2- يصعب تفسير التفاعلات ذات الدرجات العليا مثل التفاعلات الثلاثية

Main Effects of the Factor (4-6-2) التأثير الرئيسي للعامل [5][1][9]

هو التغير أو الاختلاف في الاستجابة نتيجة لتغير مستوى العامل وتسمى التأثير الرئيس لأنها تحظى بالاهتمام الأكبر في التجربة

Simple Effect of the Factor (5-6-2) التأثير البسيط للعامل [5][1][9]

هو الفرق في الاستجابة بين مستويين لعامل محدد عند مستوى معين لعامل آخر

interaction (6-6-2) التفاعل [5][1][9]

هو الاختلاف بالاستجابة نتيجة للتأثير المشترك للعاملين أو أكثر .

The Significance of the interaction (7-6-2) معنوية التفاعل [2][1]

إذا كان التفاعل معنوي فإن العوامل لا تكون مستقلة في تأثيرها عن بعضها ومن ثم فإن التأثيرات البسيطة لعامل ما تتوقف على مستوى العامل أو العوامل الأخرى الداخلة في التفاعل إما إذا كان العكس أي أن التفاعل غير معنوي فإن العوامل الداخلة في التجربة تكون مستقلة عن بعضها وتكون تأثيرات عامل ما متساوية عند مستويات العوامل الأخرى .

والمواضيع التالية تستعرض أهم الأساليب الأحصائية المستعملة في التحليل

Completely Randomized Design (CRD) التصميم الكامل العشوائية (7-2)

[9][5][2][1][23]

التصميم الكامل العشوائية والذي يطلق عليه في بعض الأحيان تام التعشية إذ يعد من أبسط أنواع تصاميم التجارب البسيطة والأسهل من الناحية التطبيقية .

إذ أن مزاياه هذا التصميم كالاتي :

- إن الوحدات التجريبية يجب إن تكون متجانسة تماما أو قريبة من التجانس .
- المعالجات توزع على القطع التجريبية بطريقة عشوائية تامة .
- يمتلك التصميم مرونة في استعمال إي عدد من المعالجات كما لا يشترط أن يكون التكرار متساويًا لكل معالجة .
- يسمح هذا التصميم باستعمال درجات حرية عالية لمركبة داخل المعالجات (الخطأ التجريبي) ومن ثم فإن قيمة التباين للخطأ التجريبي تنخفض .
- إن فقدان نتائج إحدى القطع التجريبية أو بعضها لا يؤثر في سير التجربة .

في حالة استعمال تصميم تام التعشية فإن المعالجات العاملة يتم توزيعها عشوائيا وبصورة متجانسة على القطع التجريبية بعد أن يتم تخصيص r من القطع التجريبية لكل معالجة , إذا كان العامل A وله مستويات عددها a=3 والعامل الثاني B وله مستويات عددها b=3 والعامل C وله مستويات عددها c=5 وخصص لكل معالجة عامله r من القطع التجريبية فإن عدد الاستجابات في هذه التجربة العاملية (3*3*4*5)

(8-2) النموذج الرياضي للتصميم التام التعشية CRD [1] [9] [23]

The mathematical model of the Completely Randomized Design

لكل تصميم من تصاميم التجارب أنموذج يميزه عن تصميم آخر يعبر عن الاستجابة , وان الأنموذج الخاص بتصميم العشوائي الكامل للتجربة قيد الدراسة هو الآتي :

$$Y_{ijkl} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + (\alpha\beta)_{ij} + (\alpha\gamma)_{ik} + (\beta\gamma)_{jk} + (\alpha\beta\gamma)_{ijk} + e_{ijkl} \dots (1)$$

i=1.....a

$$J=1.....b$$

$$k=1.....c$$

$$l=1.....r$$

إذ إن

Y_{ijkl} : تمثل قيمة الاستجابة للمشاهدة l في القطعة التجريبية الواقعة تحت تأثير المستوى i من العامل A والمستوى z من العامل B والمستوى k من العامل C .

μ : تأثير الوسط الحسابي العام.

التأثيرات الرئيسية

α_i : تأثير المستوى i من العامل A .

β_z : تأثير المستوى z من العامل B .

γ_k : تأثير المستوى k من العامل C .

تأثير التفاعل

$(\alpha\beta)_{ij}$: تأثير التفاعل بين المستوى i من العامل A والمستوى z من العامل B .

$(\alpha k)_{ik}$: تأثير التفاعل بين المستوى i من العامل A والمستوى k من العامل C .

$(\beta y)_{kj}$: تأثير التفاعل بين المستوى z من العامل B والمستوى k من العامل C .

$(\alpha\beta y)_{ijk}$: تأثير التفاعل بين المستويات (ABC) وكل حسب مستوياته.

e_{ijkl} : الخطأ العشوائي الخاص بالوحدة التجريبية (l) الواقعة تحت تأثير المستوى i من العامل

A والمستوى z من العامل B ومستوى k من العامل C بافتراض انه يتوزع طبيعيا ومستقلا

بمتوسط يساوي صفر وتباين σ^2

$$e_{ijkl} \sim N(0, \sigma^2) \quad (2)$$

(9-2) مجاميع المربعات [1][2][5][9]

يتم حساب مجموع المربعات لجميع مركبات التجربة العاملية وفق التصميم الكامل العشوائية (CRD) وتطبيقاً على تجربة الدراسة من النوع (a,b,c,r) تحسب مجاميع المربعات حسب الصيغ الآتية :

$$\text{correct factor} = CF = \frac{\sum(y \dots)^2}{abcr} \quad (3)$$

$$SSA = \frac{\sum(y_{i \dots})^2}{bcr} - CF \quad (4)$$

$$SSB = \frac{\sum(y_{.j.})^2}{acr} - CF \quad (5)$$

$$SSC = \frac{\sum(y_{..k})^2}{abr} - CF \quad (6)$$

$$SSAB = \frac{\sum(y_{ij.})^2}{cr} - SSA - SSB - CF \quad (7)$$

$$SSAC = \frac{\sum(y_{i.k})^2}{br} - SSA - SSC - CF \quad (8)$$

$$SSBC = \frac{\sum(y_{.jk})^2}{ar} - SSB - SSC - CF \quad (9)$$

$$SSABC = \frac{\sum(y_{ijk})^2}{r} - SSA - SSB - SSC - AB - AC - BC - CF \quad (10)$$

$$SSTotal = \sum(y_{ijkl})^2 - CF \quad (11)$$

$$SS_{\text{Error}} = SS_{\text{Total}} - SS_{\text{ABC}} \quad (12)$$

ومنها نحصل على جدول تحليل التباين تحت حالة مستويات العوامل الثلاثة ثابتة

$$\sum \alpha_i = \sum \beta_j = \sum \gamma_k = 0 \quad \text{كما في الجدول (1)}$$

جدول (1) تحليل التباين للتجارب العاملية (R*A*B*C) وفق تصميم CRD^[9]

| S.O.V | d.f | S.S | M.S | F |
|------------------|------------------------|---------------------------|---------------------------------|-----------------------|
| Treatment | abc-1 | SS_{treat} | $\frac{SST}{abc-1}$ | $\frac{MStreat}{MSE}$ |
| A | a-1 | SS_A | $\frac{SSA}{a-1}$ | $\frac{MSA}{MSE}$ |
| B | b-1 | SS_B | $\frac{SSB}{b-1}$ | $\frac{MSB}{MSE}$ |
| C | c-1 | SS_C | $\frac{SSC}{c-1}$ | $\frac{MSc}{MSE}$ |
| AB | (b-1)(a-1) | SS_{AB} | $\frac{SSAB}{(b-1)(a-1)}$ | $\frac{MSAB}{MSE}$ |
| AC | (c-1)(a-1) | SS_{AC} | $\frac{SSAC}{(c-1)(a-1)}$ | $\frac{MSAc}{MSE}$ |
| BC | (c-1)(b-1) | SS_{BC} | $\frac{SSBC}{(c-1)(b-1)}$ | $\frac{MSbc}{MSE}$ |
| ABC | (c-1)(b-1)(a-1) | SS_{ABC} | $\frac{SSABC}{(c-1)(b-1)(a-1)}$ | $\frac{MSABC}{MSE}$ |
| Error | (ab)(c-1)(r-1) | SSE | $\frac{SSE}{(ab)(c-1)(r-1)}$ | |
| Total | rabr-1 | SSTO | | |

والأسلوب الإحصائي الثاني هو تحليل الاتجاهات كما في التالي .

Trends Analysis

(10-2) تحليل الاتجاهات [8]

اقترح تحليل الاتجاهات من قبل Cochran & Cox (1957) [18] و يعد موضوع تحليل الاتجاهات موضوعاً مكملاً لعملية تحليل التباين في حالة العوامل الكمية ويعتمد على اتخاذ مجموعة من الإجراءات اللازمة لوصف العلاقة بين المتغير التفسيري والمتغير التابع (متغير

الاستجابة) وتحديد درجة هذه العلاقة هل تتبع هذه العلاقة المعادلة من الدرجة الأولى خطي (First degree) أو معادلة من الدرجة الثانية (تربيعي) أو معادلة من الدرجة الثالثة (تكعيبي) أو معادلة من الدرجة الرابعة (Quartic) الخ , وغالباً ما يكتفى بالدرجة الثالثة كحد أعلى وذلك لصعوبة تفسير الحد الأعلى وبصورة عامة يتم تحديد درجة المعادلة اعتماداً على عدد مستويات العامل إذ أن عدد المعادلات تساوي عدد مستويات العامل ناقص واحد ، واستعمل عام (1971) Myers^[24] هذه الطريقة في تحديد عدد معادلات الانحدار واستعملها أيضاً كلا من المشهداني^[8] . و الراوي^[5] .

إذ يمكن تقسيم مجاميع المربعات الخطية و التربيعية والتكعيبية للمعاملات إلى مصادرها حتى الدرجة الرابعة الخ ، ويتم حساب مجموع المربعات لكل مصدر باستخدام جدول عوامل معادلات خاصة به وكما يأتي^[5] :

المعادلات الخاصة بالعامل B هي الآتي :

C عبارة عن تركيبة خطيه (التقابلات المتعامدة) بين المعالجات ويمكن إن يعبر عنها بالصيغة C_{Li} والتربيعيه C_{Qi}

مجموع مربعات التركيبة الخطية لكل التقابلات المتعامدة C_{Li}^2 و التربيعية C_{Qi}^2

$$SS(LB) = \frac{(\sum C_{Li} Y_{j..})^2}{rac \sum C_{Li}^2} \quad (13)$$

$$SS(QB) = \frac{(\sum C_{Qi} Y_{j..})^2}{rac \sum C_{Qi}^2} \quad (14)$$

إما معادلات العامل C فهي كالآتي :

B عبارة عن تركيبة خطيه (التقابلات المتعامدة) بين المعالجات ويمكن إن يعبر عنها بالصيغة B_{Li} والتربيعيه B_{Qi} والتكعيبية B_{Ci}

مجموع مربعات التركيبية الخطية لكل التقابلات المتعامدة CB_{Li}^2 و التربيعية B_{Qi}^2 والتكعيبية B_{Ci}^2

$$SS(LC) = \frac{(\sum B_{Li} Y_{..k})^2}{rab \sum CB_{Li}^2} \quad (15)$$

$$SS(QC) = \frac{(\sum B_{Qi} Y_{..k})^2}{rab \sum B_{Qi}^2} \quad (16)$$

$$SS(Cc) = \frac{(\sum B_{Ci} Y_{..k})^2}{rab \sum B_{Ci}^2} \quad (17)$$

التفاعلات الثنائية

$$L BLC = \frac{(\sum L_B L_C)^2}{ra \sum C_{LbLc}^2} \quad (18)$$

وهكذا يجري لكل التفاعلات وكلا حسب عواملها ومستوياتها .

التفاعلات الثلاثية

$$SS(ALBLC) = \frac{(\sum AL_B L_C)^2}{r \sum C_{ALbLc}^2} \quad (19)$$

وهكذا أيضا يجري لكل التفاعلات الثلاثية وكلا حسب عواملها ومستوياته

Regression Analysis (11-2) تحليل الانحدار [3]

هو وسيلة إحصائية لدراسة الاعتمادية بين متغير معين يسمى المتغير الاستجابة وبين متغير آخر أو متغيرات أخرى تسمى المتغيرات التوضيحية , وعليه يمكن تقسيم الانحدار إلى نوعين هما الانحدار الخطي البسيط والانحدار الخطي المتعدد .

Simple Linear Regression (1-11-2) الانحدار الخطي البسيط [3]

نعني بالانحدار البسيط إن يكون المتغير (y) دالة بدلالة المعلمات β ومتغيرا توضيحيا واحدا هو المتغير التوضيحي فقط .

ويمكن تعريفه أيضا على انه نموذج إحصائي لتقدير العلاقة التي تربط بين متغير كمي واحد وهو المتغير الاستجابة مع متغير كمي آخر هو المتغير التوضيحي , وناتج هذا النموذج معادلة خطيه يمكن تفسير متغيراتها إحصائيا .

ويمكن صياغة العلاقة الإحصائية بالنموذج الآتي

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + e_i \quad (20)$$

إذ أن

y_i : المتغير التابع

x_i : المتغير المستقل

β_0 : هي معلمة الحد الثابت تعبر عن قيمه Y عندما X قيمتها تساوي صفر , نقطة تقاطع خط الانحدار مع المحور الصادي

β_1 : هي معلمة ميل خط الانحدار مع المحور السيني

فرضيات أنموذج الانحدار الخطي البسيط :

1- إن العلاقة بين المتغير التوضيحي (x) (Independent) ومتغير الاستجابة (y) (Dependent) هي علاقة خطية .

2- ان يتبع الخطأ العشوائي (e) التوزيع الطبيعي (Normal Distribution) بوسط حسابي (Mean) يساوي (0) وتباين (Variance) يساوي (σ^2) عند كل قيمة من قيم المتغير المستقل (x) .

5- إن يكون الخطأ العشوائي غير مرتبط بالمتغير المستقل .

6- إن الأخطاء مستقلة عن بعضها البعض $COV(e_i, e_j) = 0$

يتم تحليل تباين نموذج الانحدار الخطي البسيط كما في الجدول (2)

جدول (2) تحليل تباين الانحدار [34]

| S.O.V | S.S | D.F | M.S | F |
|---|---|-----|---------------------------|-------------------------|
| Regression | $SSR = \sum_{i=1}^c \sum_{j=1}^{n_i} ((\hat{y}_{ij} - \bar{y}))^2$ | 1 | $MSR = \frac{SSR}{1}$ | $F = \frac{MSR}{MSE}$ |
| Residual error | $SSE = \sum_{i=1}^c \sum_{j=1}^{n_i} (y_{ij} - \hat{y}_{ij})^2$ | n-2 | $MSE = \frac{SSE}{n-2}$ | |
| <div style="display: flex; align-items: center;"> <div style="font-size: 3em; margin-right: 10px;">{</div> <div> <p>Lack of fit</p> <p>Pure error</p> </div> </div> | $SSLF = \sum_{i=1}^c \sum_{j=1}^{n_i} (\bar{y}_i - \hat{y}_{ij})^2$ | c-2 | $MSLF = \frac{SSLF}{n-c}$ | $F = \frac{MSLF}{MSPE}$ |
| | $SSPE = \sum_{i=1}^c \sum_{j=1}^{n_i} (y_{ij} - \bar{y}_i)^2$ | n-c | $MSPE = \frac{SSPE}{n-1}$ | |
| Total | $SST = \sum_{i=1}^c \sum_{j=1}^{n_i} (y_{ij} - \bar{y})^2$ | n-1 | | |

Multiple linear Regression (2-11-2) الانحدار الخطي المتعدد [3]

يعد نموذج الانحدار الخطي المتعدد (النموذج الخطي العام General linear model) الامتداد الطبيعي للنموذج الخطي البسيط بمتغيرين . ففي حال استعمال K من المتغيرات المستقلة (X_1, X_2, \dots, X_k) لتفسير تباين المتغير التابع Y في معادلة انحدار فان جميع المفاهيم في هذه الحالة تتشابه مع حالة نموذج الانحدار الخطي البسيط غير ان تعدد المتغيرات المستقلة تجعل التعامل مع طرق الجبر الخطي (جبر المصفوفات) هي المستخدمة لتقدير واختبار وتحليل نماذج الانحدار المتعدد وبذلك يمكن تعميمها وتطبيقها على حالات المتغيرين أو الثلاث متغيرات أو إي عدد من المتغيرات بشرط لا يفوق عدد المتغيرات على عدد المشاهدات المستخدمة للتقدير .

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \beta_2 x_i + \dots + e_i \quad (21)$$

(3-11-2) النموذج الخطي العام [3] (عن طريق نقطة الأصل)

General Linear Model (By the point of origin)

في بعض الأحيان يعتمد الباحث إلى افتراض إن خط معادلة الانحدار الخطي يمر بنقطة الأصل وفي أحيان أخرى وبعد تحليل الانحدار واختبار معنوية المعلمة الثابتة نصل إلى قناعة بعدم رفض فرضية العدم

$$H_0: B = 0 \quad (22)$$

ضد الفرضية البديلة

$$H_1: B \neq 0 \quad (23)$$

في الحالتين نلجأ إلى تقدير معادلة انحدار خطي تمر بنقطة الأصل وهو ما عملنا عليه في هذه الرسالة وقد أعطى قوة لقرار رفض فرضية العدم

$$H_0: \underline{B} = \underline{0} \quad (24)$$

ضد الفرضية البديلة

$$H_1: \text{at least on } b^s \text{ differ from zero} \quad (25)$$

Orthogonal comparisons

(12-2) المقارنات المتعامدة [6]

يقال للمركبتين : Z1 و Z2

$$Z1 = a_1x_1 + a_2x_2 + \dots + a_nx_n \quad (26)$$

$$Z2 = bx_1 + b_2x_2 + \dots + b_nx_n \quad (27)$$

بأنها مركبتان متعامدتان طبيعياً (orthogonal) إذا وفقط إذا تحقق (28 , 29)

$$\text{a. } \sum_{i=1}^n a_i b_i = 0 \quad (28)$$

ويقال إنهما (normalized) إذا تحقق

$$b. \sum_{i=1}^n a_i^2 = \sum_{i=1}^n b_j^2 = 1 \quad (29)$$

$$b_j, j = 1, 2, \dots, m \quad a_i, i = 1, 2, \dots, n \quad \text{أذن}$$

توليفة ليست جميعها أصفار

الشرط a شرط التعامد , والشرط b شرط الطبيعية (طول المتجه يساوي 1)

Multiple comparisons

(13-2) المقارنات المتعددة [9][2]

يتم استعمال اختبارات المقارنات المتعددة التي يتم إجراؤها لتحديد الفرق المعنوي للمتوسطات عندما تكون الفروق أو الاختلافات بين متوسطات المعالجات ذات تأثير معنوي حسب أحصاء الاختبار (F) في جدول تحليل التباين (ANOVA) وهذا يمثل رفض الفرضية الصفرية كما في المعادلة (30) , لتحديد اي من العوامل (المعالجات) أو اي مستوى من مستويات العامل (أو العوامل) التي سببت تلك المعنوية أو سبب الفرق , وهناك طرائق كثيرة لإجراء مثل هذه المقارنات ونعرض طريقة اختبار طريقة الفرق المعنوي الأصغر **least-significant difference** (LSD) .

والفرضية هي :

فرضية العدم (عدم وجود فروق معنوية) بين متوسطات المعالجات

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \dots = \mu_n \quad (30)$$

ضد الفرضية البديلة (وجود فروق معنوية) بين متوسطات المعالجات

$$H_1: \text{at least one of the differ} \quad (31)$$

(14-2) اختبار الفرق المعنوي الأصغر^{[2][7]} least –Significant Difference

هي إحدى اختبارات المقارنات المتعددة وهذه الطريقة يرمز لها (LSD) وجاءت تسميتها من قيمة (t) التي تستعمل في اختبار الفروق بين المتوسطات وهي اقل قيمة يجب إن يتجاوزها , الفرق بين المتوسطين لكي يكون ذا تأثيرٍ معنوي .

$$LSD_{0.05} = t_{(0.025,x)} \cdot S_d \quad (32)$$

t : تمثل قيمة (t) الجدولية لمستوى معنوية 0.05 وبدرجة حرية الخطأ في جدول تحليل التباين .

Sd : الخطأ المعياري الذي يستعمل لاختبار الفرق بين متوسطي مجموعتين وصيغته

S^2_e : الخطأ التجريبي

• في حالة عدم تساوي عدد التكرارات لكل المعالجات

$$S_d = \sqrt{se^2 \left(\frac{1}{r_1} + \frac{1}{r_2} \right)} \quad (33)$$

r 1 : التكرار للمجموعة الأولى

r 1 : التكرار للمجموعة الأخرى الداخلة في المقارنة .

- في حالة تساوي عدد المشاهدات لكل المعالجات $r_1=r_2$

$$Sd = \sqrt{\frac{2 S_e^2}{r}} \quad (34)$$

ويتم حساب الفرق بين إي متوسطين ويقارن مع قيمة LSD فكل فرق معنوي اكبر أو يساوي قيمة LSD يعد فرقاً معنوياً (significant) , وعندما يكون الفرق اقل من قيمة LSD فهو فرق غير معنوي (not significant).

بعد استعراض الأساليب الإحصائية التي يمكن استعمالها في تحديد تأثير المعالجات على متغير الاستجابة سيتم تطبيق هذه الاساليب على تجربة حقيقة تم إجراؤها من قبل الباحثة في جامعة بابل \ كلية العلوم \ قسم علوم الحياة

الفصل الثالث

الجانب التطبيقي

Introduction

(1-3) المقدمة

يسلط هذا الفصل الضوء على حالة تطبيقية لما تم ذكره في الفصل الثاني (الجانب النظري) إذ إن الجانب التطبيقي يعد من أساسيات البحث العلمي عن طريقه نتعرف على أبعاد الظاهرة المدروسة والوصول إلى النتائج الحقيقية ومناقشتها , انسجاماً مع هدف ومتطلبات الدراسة , نفذنا تجربة زراعية أنجزت تحت ظروف مختبرية في جامعة بابل كلية العلوم للمدة من 20/10/2017 - 1/11/2017 طبقت الطرائق والاختبارات الإحصائية التي ذكرت في الجانب النظري على بيانات التجربة الزراعية من اجل بيان وتوضيح اثر بعض العوامل المسلطة على معايير التجربة الزراعية المدروسة واختيار النسب للمعالجات المستعملة للحصول على أفضل استجابة ممكنة .

تم تحليل البيانات وتقدير معلمات أنموذج التصميم المستعمل بمساعدة البرامج الآتية :-

- IBM spss statistics V(17.0) .
- Excel V(2007)

* التجربة تمت تحت إشراف الدكتورة وسن مضر أبو التمن

Describe the Experiment

(2-3) وصف التجربة

نقعت بذور نبات الخيار Cucumis sativus L. لمدد زمنية مختلفة (0, 6,12,24) ساعة في تراكيز مختلفة من المستخلص المائي للشاي الأخضر الذي حضر بغلي 100 مل من

الماء المقطر وأضيف إليه 10 غم من أوراق الشاي الأخضر للحصول على منقوع الشاي الأخضر بتركيز 10%. وتم استعمال قانون التخفيف.

(التركيز الأول للمحلول المركز \times الحجم الأول للمحلول المركز = التركيز الثاني للمحلول المخفف \times الحجم الثاني للمحلول المخفف)

لعمل التراكيز المطلوبة لإجراء التجربة وهي (0.1, 0.01, 0.001) %

وضعنا البذور في أطباق بتري بواقع 25 بذرة في الطبق الواحد ثم عرضت البذور للإجهاد الملحي في التراكيز (0, 1.5, 2.5, 3.5, 4.5) dsm/m، وبواقع ثلاث مكررات للمعاملة الواحدة، وتم الاحتفاظ بها في غرفة النمو التي تمتاز بظروف إنبات قياسية (إضاءة مستمرة 3000_3500 ودرجة حرارة 25 درجة مئوية ورطوبة نسبية (60_70) % و طبقت التجربة العاملية وفق تصميم الكامل العشوائية (CRD) مع مراعاة مواصفات التجربة الجيدة من حيث التكرار والتجانس والتعشية .

Describing of the Data

(3-3) وصف البيانات

أشير إلى المتغيرات المستعملة في التجربة الزراعة المقامة حسب التصميم الكامل العشوائية (CRD) وكما يأتي :

Y : متغير الاستجابة الذي يمثل نسب الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار

A : العامل الأول تركيز الشاي الأخضر وله ثلاثة تراكيز

a_1 : (0.1) غم .

a_2 : (0.01) غم .

a_3 : (0.001) غم .

B : العامل الثاني مدة حضى (تنقيع) بذور نبات الخيار في محلول الشاي الأخضر وله أربع

مستويات هي

b_1 : 0 ساعة (معاملة سيطرة)

b₂ : 6 ساعة

b₃ : 12 ساعة

b₄ : 24 ساعة

C : العامل الثالث نسب تركيز الملح وله خمس مستويات

c₁ : بدون إضافة (0) . (معاملة سيطرة)

c₂ : تركيز (1.5) dsm/m .

c₃ : تركيز (2.5) dsm/m .

c₄ : تركيز (3.5) dsm/m .

c₅ : تركيز (4.5) dsm/m .

وبعد مرور المدة الزمنية للتجربة وهي (10) أيام , وسجلت البيانات المطلوبة عن التجربة وذلك بقياس نسبة الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار بواسطة جهاز (chlorometer) كما في الجدول الملحق (1)

(4-3) الأساليب الإحصائية المستعملة

تم استعمال الأساليب الإحصائية الآتية :

1. التجربة العاملية على وفق تصميم الكامل العشوائية .
2. تحليل الاتجاهات .
3. تحليل الانحدار .
4. المتوسط الحسابي .
5. اختبار chi-square لاختبار طبيعة البيانات .
6. اختبار Lsd للمقارنة بين الفروق .
7. تحليل التباين

تمت عملية اختبار بيانات الكلوروفيل على وفق التوزيع الطبيعي باستعمال اختبار (Chi-square) وبعد إن اجتازت البيانات الاختبار الطبيعي بمستوى معنوية (0.05) تم إجراء التحليل كما يأتي

(5-3) اختبار التوزيع الطبيعي

أدرجت البيانات في جدول تكراري فيه ثمانية فئات , طول الفئة 5 كما في الجدول (3) وكانت التكرارات المشاهدة والنظرية وقيمة (χ^2) كما يأتي :

H_0 : البيانات تتبع التوزيع الطبيعي .

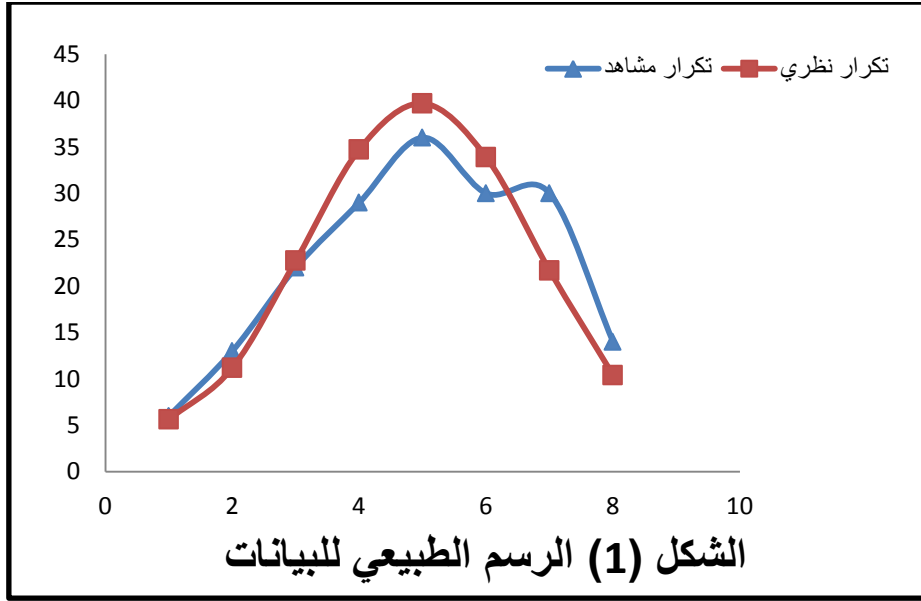
H_1 : البيانات لا تتبع التوزيع الطبيعي .

الجدول (3) اختبار طبيعة البيانات

| فئات | تكرار مشاهد | تكرار نظري | chi square |
|-----------|-------------|------------|------------|
| 28.5-33.5 | 6 | 5.652 | 0.021 |
| 33.5-38.5 | 13 | 11.191 | 0.292 |
| 38.5-43.5 | 22 | 22.745 | 0.024 |
| 43.5-48.5 | 29 | 34.728 | 0.945 |
| 48.5-53.5 | 36 | 39.685 | 0.342 |
| 53.5-58.5 | 30 | 33.901 | 0.449 |
| 58.5-63.5 | 30 | 21.679 | 3.194 |
| 63.5-68.5 | 14 | 10.420 | 1.230 |

$$\chi^2 = 6.49$$

وعليه فإن قيمة P_value هي ($\alpha = 0.517$) وهذا يعني ان عدم رفض فرضية العدم التي تنص على طبيعة البيانات .



(6-3) تحليل البيانات

تم إجراء تحليل التباين للتجربة العاملية (5*4*3) وكانت النتائج كما في الجدول (4)

يظهر من جدول تحليل التباين (4) إن لتركيز العوامل الثلاثة (الشاي الأخضر ومدة تنقيع البذور في محلول الشاي الأخضر والتركيز الملحي) تأثيرات مختلفة معنوية على الاستجابة المتمثلة بنسبة الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار , كما كان للتفاعلات الثنائية بين العوامل تأثيرات معنوية أيضا وكذا الحال بالنسبة للتفاعلات الثلاثية .

وهذا يعني عدم استقلالية كل عامل عن العامل الأخر أو العاملين الآخرين في تأثيرها بالاستجابة , أي إن لهذه العوامل تأثيرا مشتركا في الاستجابة .

فرضيات التحليل

تفسر نتائج جدول تحليل التباين ANOVA على أساس الفرضيات أدناه .

H_0 : لا يوجد تأثير معنوي لمستويات الشاي (A) على نسب الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار .

H_1 : يوجد تأثير معنوي لمستويات الشاي (A) على نسب الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار .

H_0 : لا يوجد تأثير معنوي للمدة الزمنية (B) لحظي (تنقيح) بذور الخيار على نسب الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار .

H_1 : يوجد تأثير معنوي للمدة الزمنية (B) لحظي (تنقيح) بذور الخيار على نسب الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار .

H_0 : لا يوجد تأثير معنوي لتركيز الملح (C) على نسب الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار .

H_1 : يوجد تأثير معنوي لتركيز الملح (C) على نسب الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار .

الجدول (4) تحليل التباين لبيانات الكلوروفيل في الورقة

| S.O.V | S.S | d.f | M.S | F | P_value |
|-----------|----------|-----|---------|--------|---------|
| Treatment | 11539.04 | 59 | 195.577 | 6.497 | 0.00000 |
| A | 1439.45 | 2 | 719.727 | 23.908 | 0.00000 |
| B | 2944.84 | 3 | 981.613 | 32.608 | 0.00000 |
| C | 514.96 | 4 | 128.741 | 4.277 | 0.00286 |
| AB | 1213.35 | 6 | 202.225 | 6.718 | 0.00000 |
| AC | 1480.91 | 8 | 185.114 | 6.149 | 0.00000 |
| BC | 2587.38 | 12 | 215.615 | 7.162 | 0.00000 |
| ABC | 1358.13 | 24 | 56.589 | 1.880 | 0.01409 |
| Error | 3612.41 | 120 | 30.103 | | |
| Total | 15151.45 | 179 | | | |

كما تم إجراء تحليل التباين للبيانات قيد الدراسة بعد حذف مشاهدات المدة الزمنية 24 ساعة المتمثلة بالمعالجة B4 وذلك لكون المسافة غير متساوية بين مدة زمنية وأخرى .

خضعت البيانات التي جمعت عن التجربة المختبرية لتأثير الشاي الأخضر والزمن و التركيز الملحي في نسبة الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار بعد حذف B4 إلى التحليل الإحصائي للتصميم تام التعشيه وكما تم الحصول على جدول تحليل التباين كما في الجدول (5) .

وتبين إن للمعالجات وتفاعلاتها تأثيرات معنوية في الاستجابة ولم تتغير نتائج اتخاذ القرار عما كانت عليه في الجدول (4)

إذ عمد الباحث إلى حذف المعالجة B4 لغرض إجراء التحليل العامل للبيانات وتجزئة التأثيرات للعوامل إلى تأثيرات خطية ,تربيعية .. الخ , وتفاعل تأثيرات العوامل .

الجدول (5) تحليل التباين لبيانات الكلوروفيل في الورقة بعد حذف B4

| S.O.V | S.S | d.f | M.S | F | P_value |
|------------------|----------|-----|----------|----------|----------|
| Treatment | 9991.465 | 44 | 227.0788 | 8.937098 | 1.87E-18 |
| A | 1218.343 | 2 | 609.1716 | 23.97506 | 4.5E-09 |
| B | 2918.216 | 2 | 1459.108 | 57.42586 | 8.44E-17 |
| C | 1136.476 | 4 | 284.1191 | 11.18202 | 2.08E-07 |
| AB | 1191.417 | 4 | 297.8543 | 11.7226 | 1.05E-07 |
| AC | 960.1353 | 8 | 120.0169 | 4.723484 | 7.38E-05 |
| BC | 1661.375 | 8 | 207.6719 | 8.173305 | 3E-08 |
| ABC | 905.5021 | 16 | 56.59388 | 2.227355 | 0.009255 |
| Error | 2286.77 | 90 | 25.40856 | | |
| Total | 12278.24 | 134 | | | |

ولأجل ذلك تم تجزئة تأثير كلا من العوامل (A, B ,C) إلى المركبات العائدة لها [بعد حذف السيطرة من المدة الزمنية والتراكيز الملحية] وتفاعل هذه المركبات بين العوامل الداخلة في التجربة والجدول (6) يمثل تحليل التباين لتأثير العوامل ومركباتها .

اظهر التحليل الإحصائي للبيانات في جدول تحليل التباين (6) ما يأتي :

الجدول (6) تحليل بيانات الكلوروفيل للعوامل الداخلة في التجربة بعد حذف معالجة السيطرة من المدة الزمنية والتراكيز الملحية .

| S.O.V | S.S | Df | M.S | F | P_ value |
|-----------|---------|-----|--------|-------|----------|
| Treatment | 6338.05 | 35 | 181.09 | 7.33 | 6.59E-13 |
| A | 897.05 | 2 | 448.52 | 18.15 | 4.15E-07 |
| B | 1807.26 | 2 | 903.63 | 36.56 | 1.10E-11 |
| Lb | 851.13 | 1 | 851.13 | 34.44 | 1.24E-07 |
| Qb | 956.13 | 1 | 956.13 | 38.69 | 2.92E-08 |
| C | 737.78 | 3 | 245.93 | 9.95 | 1.44E-05 |
| Lc | 558.96 | 1 | 558.96 | 22.62 | 9.87E-06 |
| Qc | 17.44 | 1 | 17.44 | 0.71 | 4.04E-01 |
| Cc | 161.38 | 1 | 161.38 | 6.53 | 1.27E-02 |
| AB | 873.24 | 4 | 218.31 | 8.83 | 7.35E-06 |
| AC | 313.69 | 6 | 52.28 | 2.12 | 6.18E-02 |
| BC | 1002.69 | 6 | 167.11 | 6.76 | 1.03E-05 |
| LbLc | 351.95 | 1 | 351.95 | 14.24 | 3.28E-04 |
| LbQc | 4.48 | 1 | 4.48 | 0.18 | 6.72E-01 |
| LbCc | 83.47 | 1 | 83.47 | 3.38 | 7.02E-02 |
| QbLc | 330.28 | 1 | 330.28 | 13.36 | 4.84E-04 |
| QbQc | 122.78 | 1 | 122.78 | 4.97 | 2.89E-02 |
| QbCc | 109.73 | 1 | 109.73 | 4.44 | 3.86E-02 |
| ABC | 706.35 | 12 | 58.86 | 2.38 | 1.19E-02 |
| Error | 1779.34 | 72 | 24.71 | | |
| Total | 8117.39 | 107 | 75.86 | | |

- 1- الشاي الأخضر: وجود فروق معنوية بين مستويات الشاي في تأثيرها على نسبة الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار .
- 2- المدة الزمنية للتنقيح : وجود فروق معنوية بين المدد الزمنية المختلفة لتنقيح البذور في الماء الحار للشاي الأخضر . تم تجزئة هذا التأثير إلى مركبة خطية وأخرى تربيعية و ظهر بان للمركبتين تأثيرا معنويا بالاستجابة .

من خلال متوسطات المعالجات تبين إن المدة الزمنية للتنقيح تؤدي إلى زيادة نسبة الكلوروفيل في الورقة ثم يبدأ الكلوروفيل بالانخفاض عند زيادة المدة الزمنية للتنقيح وهذا ما يعني وجود نقطة نهاية عظمى يمكن تحديدها عن طريق الانحدار .

3- التراكيز الملحية: وجود فروق معنوية في تأثير نسبة الأملاح بنسبة الكلوروفيل في الورقة إذ تنخفض نسبة الكلوروفيل في الورقة بزيادة تركيز الأملاح بشكل خطي كون المركبة الخطية ذات تأثير معنوي بينما لم يكن للمركبة التربيعية تأثير معنوي وإذ اظهر التحليل وجود تأثير معنوي للمركبة التكعيبية فأن ذلك يدل على عدم دقة تسجيل البيانات أو تعرض التجربة إلى ظروف خارج المرسوم لها .

4- تفاعل الشاي الأخضر مع المدة الزمنية للتنقيح (AB) : كان للمدة الزمنية تأثير معنوي بوجود و عدم وجود مستويات الشاي الأخضر على نسب الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار .

5- تفاعل الشاي الأخضر مع التراكيز الملحية (AC) : كان لتفاعل الشاي الأخضر مع التراكيز الملحية تأثير معنوي على نسب الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار .

6- تفاعل المدة الزمنية مع التراكيز الملحية (BC) : كان لتفاعل المدة الزمنية لتنقيح البذور مع التراكيز الملحية تأثير معنوي على نسب الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار.

وقد تم تجزئة هذا التفاعل الى تفاعل المركبات العائدة لكل عامل وكما يأتي :

i. كان لتفاعل المركبة الخطية للمدة الزمنية للتنقيح مع المركبة الخطية للتراكيز الملحية تأثير معنوي , بينما لم يكن للمركبة الخطية تأثير معنوي مع المركبة التربيعية , كذلك الحال كان التأثير غير معنوي للمركبة الخطية للمدة الزمنية للتنقيح مع المركبة التكعيبية على متغير الاستجابة .

ii. كان لتفاعل المركبة التربيعية للمدة الزمنية للتنقيح مع كلا من المركبة الخطية للتراكيز الملحية, والمركبة التربيعية و التكعيبية تأثير معنوي على متغير الاستجابة .

7- التفاعل الثلاثي (ABC) كان معنوياً أيضا .

(7-3) اختبار الفروق المطلقة

ولأجل تحديد المتوسطات التي سببت الفروق المعنوية في تأثيرات العوامل وتفاعلاتها تم استعمال اختبار المقارنات المتعامدة لـ (Lsd) لتحديد أفضل المتوسطات المسببة للفروق المعنوية .

A. اختبار الفروق بين متوسطات تأثير نسب مستويات الشاي الأخضر

تم حساب قيمة (Lsd) للفروق المعنوية بين متوسطات الاستجابة وفقا لتركيز الشاي الأخضر فكانت قيمة (Lsd) .

$$lsd = t(0.025,72) \sqrt{\frac{2(24.71)}{36}} \quad (35)$$

$$lsd = 1.99 * 1.172 = 2.33 \quad (36)$$

أظهر النتائج في الجدول (7) وجود فروق معنوية بين المستوى الثاني للشاي الأخضر (0.01) والمستوى الثالث للشاي الأخضر (0.001) وكذلك المستوى الثاني للشاي الأخضر (0.01) مع المستوى الأول للشاي الأخضر (0.1) .

$$a_2 - a_3 = 6.427 > lsd$$

$$a_2 - a = 5.741 > lsd$$

وان المستوى الثاني يعطي أفضل تأثير على نسب الاستجابة المتمثلة بنسب الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار .

الجدول (7) الفروق المطلقة بين متوسطات مستويات الشاي الأخضر

| A | | a3 | a1 | a2 |
|----|---------|---------|---------|---------|
| | | 49.5028 | 50.1889 | 55.9306 |
| a3 | 49.5028 | 0 | | |
| a1 | 50.1889 | 0.68611 | 0 | |
| a2 | 55.9306 | 6.42778 | 5.74167 | 0 |

B. اختبار الفروق المطلقة بين متوسطات المدة الزمنية للتنقيح وفقا لمستويات التنقيح

$$lsd = 1.99 * 1.172 = 2.33 \quad (37)$$

أظهرت النتائج في الجدول (8) بوجود فروق معنوية بين المدة الزمنية الرابعة (24) ساعة مع المدة الزمنية الثانية (6) ساعة , وكذلك وجود فروق معنوية بين المدة الزمنية الثالثة (12) ساعة مع المدة الزمنية الثانية (6) , وكذلك وجود فروق معنوية بين مدة التنقيح الثالثة (12) ساعة مع المدة الزمنية الرابعة (24) ساعة , وان المدة الزمنية الثالثة (12) ساعة تعطي أفضل استجابة .

الجدول (8) الفروق المطلقة بين متوسطات المدة الزمنية للتنقيح

| B | | b2 | b4 | b3 |
|----|---------|---------|---------|---------|
| | | 46.3319 | 53.2083 | 56.0819 |
| b2 | 46.3319 | 0 | | |
| b4 | 53.2083 | 6.87639 | 0 | |
| b3 | 56.0819 | 9.75 | 2.87361 | 0 |

C. اختبار الفروق المطلقة بين متوسطات تراكيز الملحية

$$lsd = t(0.025,72) \sqrt{\frac{2(24.71)}{27}} \quad (38)$$

$$lsd = 1.99 * 1.35 = 2.69 \quad (39)$$

أظهرت النتائج في الجدول (9) وجود فروق معنوية بين التركيز الملحي الرابع (dsm/m3.5) والتركيز الملحي الخامس (dsm/m4.5) مع التركيز الملحي الثالث (dsm/m2.5) , كذلك وجود فروق معنوية بين التركيز الملحي الرابع (dsm/m3.5) والتركيز الملحي الخامس (dsm/m4.5) مع التركيز الملحي الثاني (dsm/m1.5) .

الجدول (9) الفروق المطلقة بين متوسطات التراكيز الملحية

| C | | c3 | c2 | c4 | c5 |
|----|---------|----------|----------|----------|----------|
| | | 48.81481 | 49.77037 | 54.12963 | 54.78148 |
| c3 | 48.8148 | 0 | | | |
| c2 | 49.7704 | 0.95556 | 0 | | |
| c4 | 54.1296 | 5.31481 | 4.35926 | 0 | |
| c5 | 54.7815 | 5.96667 | 5.01111 | 0.65185 | 0 |

D. اختبار الفروق المطلقة لمتوسطات تفاعل مستويات الشاي الأخضر مع المدد الزمنية للتنقيح على متغير الاستجابة .

$$lsd = t(0.025,72) \sqrt{\frac{2(24.71)}{9}} \quad (40)$$

$$lsd = 1.99 * 2.34 = 4.66 \quad (41)$$

أظهرت النتائج في الجدول (10) اغلب تفاعلات مستويات الشاي الأخضر مع المدة الزمنية للتنقيح وجود فروق معنوية ومؤثرة في نسب الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار .

في المستوى الثاني للشاي الأخضر (0.01) ظهرت فروق معنوية من جهة مع المدة الزمنية الثالثة (12) ساعة إذ ان الشاي الأخضر في المدة الزمنية الثالثة (12) يعطي أفضل (a2b3)

ويكون ذا تأثير بنسبة اقل مع المدة الزمنية الرابعه (24) ساعة , بينما لم يكن للمستوى الثاني للشاي (0.01) فروق معنوية مع المدة الزمنية (6) ساعة .

لم يكن للمستوى الثالث للشاي الأخضر (0.001) تفاعل معنوي مع المدة الزمنية (24) ساعة وكذلك لم يكن له تفاعل مع المدة الزمنية (6) ساعة , وظهرت له فروق معنوية مع المدة الزمنية (12) ساعة .

في تفاعل المستوى الأول للشاي (0.1) مع المدة الزمنية ظهرت فروق معنوية في المدة الزمنية (12) ساعة وكذلك (24) ساعة كانت مؤثرة في نسب الكلوروفيل في الورقة , أيضا كان المستوى غير معنوي عند المدة الزمنية (6) ساعة .

الجدول (10) الفروق المطلقة لمتوسطات تفاعل الشاي الأخضر مع المدة الزمنية للتنقيح

| AB | | a1b2 | a3b4 | a2b2 | a3b2 | a1b3 | a1b4 | a3b3 | a2b4 | a2b3 |
|------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | | 46.196 | 46.3 | 46.4 | 46.4 | 51.046 | 53.325 | 55.808 | 60 | 61.392 |
| a1b2 | 46.196 | 0 | | | | | | | | |
| a3b4 | 46.3 | 0.1042 | 0 | | | | | | | |
| a2b2 | 46.4 | 0.2042 | 0.1 | 0 | | | | | | |
| a3b2 | 46.4 | 0.2042 | 0.1 | 0 | 0 | | | | | |
| a1b3 | 51.046 | 4.85 | 4.7458 | 4.6458 | 4.6458 | 0 | | | | |
| a1b4 | 53.325 | 7.1292 | 7.025 | 6.925 | 6.925 | 2.2792 | 0 | | | |
| a3b3 | 55.808 | 9.6125 | 9.5083 | 9.4083 | 9.4083 | 4.7625 | 2.4833 | 0 | | |
| a2b4 | 60 | 13.804 | 13.7 | 13.6 | 13.6 | 8.9542 | 6.675 | 4.1917 | 0 | |
| a2b3 | 61.392 | 15.196 | 15.092 | 14.992 | 14.992 | 10.346 | 8.0667 | 5.5833 | 1.3917 | 0 |

E. اختبار الفروق المطلقة لمتوسطات تفاعل مستويات الشاي الأخضر مع التراكيز الملحية على متغير لاستجابة

$$lsd = t(0.025,72) \sqrt{\frac{2(24.71)}{12}} \quad (42)$$

$$lsd = 1.99 * 2.03 = 4.038 \quad (43)$$

أظهرت النتائج في الجدول (11) وجود فروق معنوية بين مستويات الشاي الأخضر و التراكيز الملحية , إذ كان أفضل تأثير للشاي الأخضر في مستواه الثاني (0.01) على التركيز الملحي الرابع والخامس على الترتيب (dsm/m3.5)(dsm/m4.5) . إذ أعطى أفضل استجابة .

الجدول(11) الفروق المطلقة لمتوسطات تفاعل مستوى الشاي الأخضر مع التركيز الملحي

| AC | | a3c3 | a1c2 | a3c2 | a1c3 | a1c5 | a3c4 | a1c4 | a2c3 | a2c2 | a3c5 | a2c4 | a2c5 |
|------|------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------|------|
| | | 32.167 | 35.18 | 36.81 | 37.73 | 38.28 | 38.88 | 39.38 | 39.94 | 39.99 | 40.65 | 43.5 | 44.3 |
| a3c3 | 32.2 | 0 | | | | | | | | | | | |
| a1c2 | 35.2 | 3.0167 | 0 | | | | | | | | | | |
| a3c2 | 36.8 | 4.6417 | 1.625 | 0 | | | | | | | | | |
| a1c3 | 37.7 | 5.5583 | 2.542 | 0.917 | 0 | | | | | | | | |
| a1c5 | 38.3 | 6.1083 | 3.092 | 1.467 | 0.55 | 0 | | | | | | | |
| a3c4 | 38.9 | 6.7167 | 3.7 | 2.075 | 1.158 | 0.608 | 0 | | | | | | |
| a1c4 | 39.4 | 7.2167 | 4.2 | 2.575 | 1.658 | 1.108 | 0.5 | 0 | | | | | |
| a2c3 | 39.9 | 7.775 | 4.758 | 3.133 | 2.217 | 1.667 | 1.058 | 0.558 | 0 | | | | |
| a2c2 | 40 | 7.825 | 4.808 | 3.183 | 2.267 | 1.717 | 1.108 | 0.608 | 0.05 | 0 | | | |
| a3c5 | 40.7 | 8.4833 | 5.467 | 3.842 | 2.925 | 2.375 | 1.767 | 1.267 | 0.708 | 0.658 | 0 | | |
| a2c4 | 43.5 | 11.358 | 8.342 | 6.717 | 5.8 | 5.25 | 4.642 | 4.142 | 3.583 | 3.533 | 2.875 | 0 | |
| a2c5 | 44.3 | 12.167 | 9.15 | 7.525 | 6.608 | 6.058 | 5.45 | 4.95 | 4.392 | 4.342 | 3.683 | 0.81 | 0 |

F. اختبار الفروق المطلقة لمتوسطات تفاعل المدة الزمنية مع التراكيز الملحية على متغير لاستجابة.

$$lsd = 1.99 * 2.03 = 4.038 \quad (44)$$

في الجدول (12) ظهر أفضل تأثير معنوي في تفاعل المدة الزمنية الثالثة (12) ساعة مع التراكيز الملحية إذ كانت مؤثرة في التركيز الملحي الثاني والخامس (1.5 dsm/m) على الترتيب كذلك كانت مؤثرة بنسبة اقل في التركيز الملحي الرابع (4.5 dsm/m) وكذلك عند التركيز الملحي الثالث (2.5 dsm/m) .

المدة الزمنية الرابعة (24) ساعة كانت مؤثرة في التراكيز الملحي الرابع (3.5 dsm/m) وبنسبة اقل في التركيز الملحي الخامس (4.5 dsm/m). وتقل النسبة كلما قل التركيز الملحي .

في المدة الزمنية الزمنية الثانية (6) كانت غير معنوية مع التركيز الملحي الثالث (2.5 dsm/m) وظهرت معنوية في التراكيز الملحية الرابع (3.5 dsm/m) والخامس (4.5 dsm/m) بنسب قليلة .

الجدول (12) الفروق المطلقة لمتوسطات تفاعل المدة الزمنية للتتبع مع التراكيز الملحية

| BC | | b2c2 | b2c3 | b4c3 | b4c2 | b2c5 | b2c4 | b3c4 | b4c5 | b3c3 | b4c4 | b3c5 | b3c2 |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | 29.55 | 30.25 | 38.68 | 38.81 | 39.05 | 40.15 | 40.36 | 40.85 | 40.9 | 41.28 | 43.36 | 43.63 |
| b2c2 | 29.55 | 0 | | | | | | | | | | | |
| b2c3 | 30.25 | 0.7 | 0 | | | | | | | | | | |
| b4c3 | 38.68 | 9.133 | 8.433 | 0 | | | | | | | | | |
| b4c2 | 38.81 | 9.258 | 8.558 | 0.125 | 0 | | | | | | | | |
| b2c5 | 39.05 | 9.496 | 8.796 | 0.363 | 0.237 | 0 | | | | | | | |
| b2c4 | 40.15 | 10.6 | 9.9 | 1.467 | 1.342 | 1.104 | 0 | | | | | | |
| b3c4 | 40.36 | 10.81 | 10.11 | 1.675 | 1.55 | 1.312 | 0.208 | 0 | | | | | |
| b4c5 | 40.85 | 11.3 | 10.6 | 2.167 | 2.042 | 1.804 | 0.7 | 0.492 | 0 | | | | |
| b3c3 | 40.9 | 11.35 | 10.65 | 2.217 | 2.092 | 1.854 | 0.75 | 0.542 | 0.05 | 0 | | | |
| b4c4 | 41.28 | 11.73 | 11.03 | 2.6 | 2.475 | 2.238 | 1.133 | 0.925 | 0.433 | 0.383 | 0 | | |
| b3c5 | 43.36 | 13.81 | 13.11 | 4.679 | 4.554 | 4.317 | 3.213 | 3.004 | 2.513 | 2.463 | 2.079 | 0 | |
| b3c2 | 43.63 | 14.08 | 13.38 | 4.942 | 4.817 | 4.579 | 3.475 | 3.267 | 2.775 | 2.725 | 2.342 | 0.262 | 0 |

(8-3) تقدير تأثيرات العوامل على الاستجابة

لأجل قياس مقدار التأثير الذي يطرأ على نسبة الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار تم اللجوء إلى تقدير معادلات الانحدار التي تربط بين العوامل التوضيحية ونسب الكلوروفيل بعد حذف معالجة السيطرة من المدة الزمنية و التراكيز الملحية , فإذا رمزنا إلى

Y : متغير الاستجابة الذي يمثل نسب الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار

X1 : الشاي الأخضر (0.1, 0.01, 0.001)%

X2 : المدة الزمنية للتنقيع (0, 6, 12, 24) ساعة

X3 : التراكيز الملحية (0, 1.5, 2.5, 3.5, 4.5) dsm/m

فإن المعادلة التقديرية التي تربط بين العوامل الثلاثة (الشاي الأخضر, المدة الزمنية للتنقيع, التركيز الملحي) والاستجابة هي

$$y = 59.03 - 25.53x_1 - 0.34x_2 - 0.092x_3 \quad R^2 = 11.84\% \quad \alpha = 0.0043 \quad (45)$$

وهذا ما لا يتفق مع الواقع

إذ تشير هذه المعادلة إلى أن نسبة تركيز الكلوروفيل في الورقة هي 59.03 في حال عدم استعمال الشاي الأخضر أو الملح عند بداية الإنبات ثم تبدأ بعدها هذه النسبة بالانخفاض كلما زاد تركيز الملح وزاد تركيز الشاي وازدادت مدة تنقيع البذور في الشاي الأخضر وهذا مخالف تماما للواقع إذ إن الأوراق الأولى للنبات تخرج باللون الأصفر لذلك لجأ الباحث إلى تقدير المعادلة الخطية

$$y = b_1x_1 + b_2x_2 + b_3x_3 + e_{ij} \quad (46)$$

والتي تربط بين معدل تركيز الكلوروفيل مع معدل المعالجات الداخلة في التجربة فحصلنا على المعادلة الآتية

$$y = 62.729x_1 + 0.849x_2 + 11.346x_3 \quad R^2 = 88.18\% \quad \alpha = 2.9E-48 \quad (47)$$

$$Sd \quad (39.125) \quad (0.204) \quad (1.04)$$

وهي معادلة ذات معنوية عالية جدا وتستطيع أن تفسر 88.18% من التغيرات في نسبة الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار .

الجدول (13) تحليل تباين الانحدار للعوامل الثلاثة الداخلة (x1,x2,x3) مع (Y)

| S.O.V | S.S | DF | M.S | F | Sig |
|----------------|-----------|-----|----------|-------|---------|
| Regression | 274023.21 | 3 | 91341.07 | 261.2 | 2.9E-48 |
| Residual error | 36714.70 | 105 | 349.66 | | |
| Total | 310737.92 | 108 | | | |

وتم تقدير المعادلات الخطية بين نسبة الكلوروفيل وكل معالجة بشكل منفصل فكانت كما يأتي :

(1-8-3) تقدير تأثير محلول الشاي الأخضر في نسب الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار

تم تقدير المعادلة الخطية

بطريقة المربعات الصغرى فحصلنا على المعادلة التقديرية الآتية :

$$y = 567.445x_1 \quad R^2 = 37.68\% \quad \alpha = 1.3E - 13 \quad (48)$$

$$sd \quad (70.45)$$

وإذ أن احتمال رفض فرضية العدم

$$H_0: \beta = 0$$

ضد الفرضية البديلة

$$H_0: \beta \neq 0$$

هي ($\alpha = 1.3E - 13$) فهذا يعني وجود علاقة خطية بين تركيز الشاي الأخضر ونسبة الكلوروفيل في الورقة غير إن هذه العلاقة تعاني من عدم دقة تشخيص المعادلة الخطية كعلاقة دالية بين تركيز الشاي الأخضر ونسبة الكلوروفيل في الورقة يدعم ذلك قيمة معامل التوضيح ($R^2 = 37.68\%$) فضلا عن اختبار نقص الدقة الذي اظهر معنوية عالية كما في جدول تحليل التباين (الجدول 14) إذ كان احتمال رفض فرضية العدم وجود نقص في دقة الأنموذج هو ($9.3 E-83$) , هذا يعني إن النموذج الخطي يعاني من نقص في دقة تمثيله للعلاقة بين تركيز الشاي الأخضر ونسبة الكلوروفيل .

الجدول(14) تحليل تباين الانحدار (x1,y)

| S.O.V | S.S | DF | M.S | F | Sig | |
|----------------|-------------|----------|--------|----------|---------|----------|
| Regression | 117089 | 1 | 117089 | 64.7 | 1.3E-13 | |
| Residual error | 193649 | 107 | 1809.8 | | | |
| | Lack of fit | 187892.8 | 1 | 187892.8 | 3469.3 | 9.3 E-83 |
| | Pure error | 5756.166 | 106 | 54.30 | | |
| Total | 310738 | 108 | | | | |

(2-8-3) تقدير تأثير المدد الزمنية للتنقيح في نسب الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار

تم تقدير المعادلة الخطية

بطريقة المربعات الصغرى فحصنا على المعادلة التقديرية الآتية :

$$y = 2.87x^2 \quad R^2 = 72.11\% \quad \alpha = 2.5E - 31 \quad (49)$$

sd (0.173)

$$H_0: \beta = 0$$

و إذ أن احتمال رفض فرضية العدم

$$H_0: \beta \neq 0$$

ضد الفرضية البديلة

هي ($\alpha = 2.5E - 31$) فهذا يعني وجود علاقة خطية بين تركيز المدد الزمنية ونسبة الكلوروفيل في الورقة غير إن هذه العلاقة تعاني من عدم دقة تشخيص المعادلة الخطية كعلاقة دالية بين المدد الزمنية ونسبة الكلوروفيل في الورقة يدعم ذلك قيمة معامل التوضيح ($R^2 = 72.11\%$) فضلا عن اختبار نقص الدقة الذي اظهر معنوية عالية كما في جدول تحليل التباين (الجدول 15) إذ كان احتمال رفض فرضية العدم وجود نقص في دقة الأنموذج هو ($1.4 E-61$) هذا يعني إن النموذج الخطي يعاني من نقص في دقة تمثيله للعلاقة بين المدد الزمنية للتنقيح ونسبة الكلوروفيل .

الجدول(15) تحليل تباين الانحدار(x2,y)

| S.O.V | S.S | DF | M.S | F | Sig | |
|----------------|-------------|----------|--------|---------|---------|----------|
| Regression | 224066 | 1 | 224066 | 276.6 | 2.5E-31 | |
| Residual error | 86672 | 107 | 810.02 | | | |
| | Lack of fit | 80213.4 | 1 | 80213.4 | 1316.5 | 1.4 E-61 |
| | Pure error | 6458.616 | 106 | 60.93 | | |
| Total | 310738 | 108 | | | | |

(3-8-3) تقدير تأثير تراكيز الملح في نسب الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار

تم تقدير المعادلة الخطية

بطريقة المربعات الصغرى فحصلنا على المعادلة التقديرية الآتية :

$$\hat{y} = 15.51x3 \quad R^2 = 85.65\% \quad \alpha = 1.1E - 46 \quad (50)$$

$$sd \quad (0.614)$$

$$H_0: \beta = 0$$

و إذ أن احتمال رفض فرضية العدم

$$H_0: \beta \neq 0$$

ضد الفرضية البديلة

هي ($\alpha = 1.1E - 46$) فهذا يعني وجود علاقة خطية بين التراكيز الملحية ونسبة الكلوروفيل في الورقة غير إن هذه العلاقة تعاني من عدم دقة تشخيص المعادلة الخطية كعلاقة دالية بين التراكيز الملحية ونسبة الكلوروفيل في الورقة يدعم ذلك قيمة معامل التوضيح ($R^2 = 85.7\%$) فضلا عن اختبار نقص الدقة الذي اظهر معنوية عالية كما في جدول تحليل التباين (الجدول 16) إذ كان احتمال رفض فرضية العدم وجود نقص في دقة الأنموذج هو ($4.1E-44$) هذا يعني إن النموذج الخطي يعاني من نقص في دقة تمثيله للعلاقة بين المدد الزمنية للتنقيع ونسبة الكلوروفيل .

الجدول(16) تحليل تباين الانحدار (x3,y)

| S.O.V | S.S | DF | M.S | F | Sig | |
|----------------|-------------|----------|--------|---------|---------|---------|
| Regression | 266151 | 1 | 266151 | 638.7 | 1.1E-46 | |
| Residual error | 44587 | 107 | 416.70 | | | |
| | Lack of fit | 37490.4 | 1 | 37490.4 | 560.14 | 4.1E-44 |
| | Pure error | 7095.626 | 106 | 66.93 | | |
| Total | | 310738 | 108 | | | |

يتضح من المعادلات الخطية الثلاث التقديرية المذكورة أنفا إن نسبة الملح في المحلول تؤدي الدور الأكبر في التأثير بنسبة الكلوروفيل ضمن حدود الدراسة إذ أنها توضح بشكل منفصل 85.7% من التغيرات في نسبة الكلوروفيل .

يأتي بعد ذلك دور المدة الزمنية لتنقيع البذور في محلول الشاي الأخضر إذ أنها تمثل 72.11% من التغيرات في نسبة الكلوروفيل بشكل منفصل

ثم يأتي دور نسبة تركيز الشاي التي تستطيع أن تفسر 37.67% من التغيرات في نسبة الكلوروفيل .

يتضح من جدول تحليل التباين (الجدول 17) الخاص بقياس تأثير مدة تنقيع البذور في محلول الشاي بوجود الملح كانت المعادلة كما يأتي

$$y = 0.899x^2 + 11.82x^3 \quad R^2 = 87.9\% \quad \alpha = 2.05E - 49 \quad (51)$$

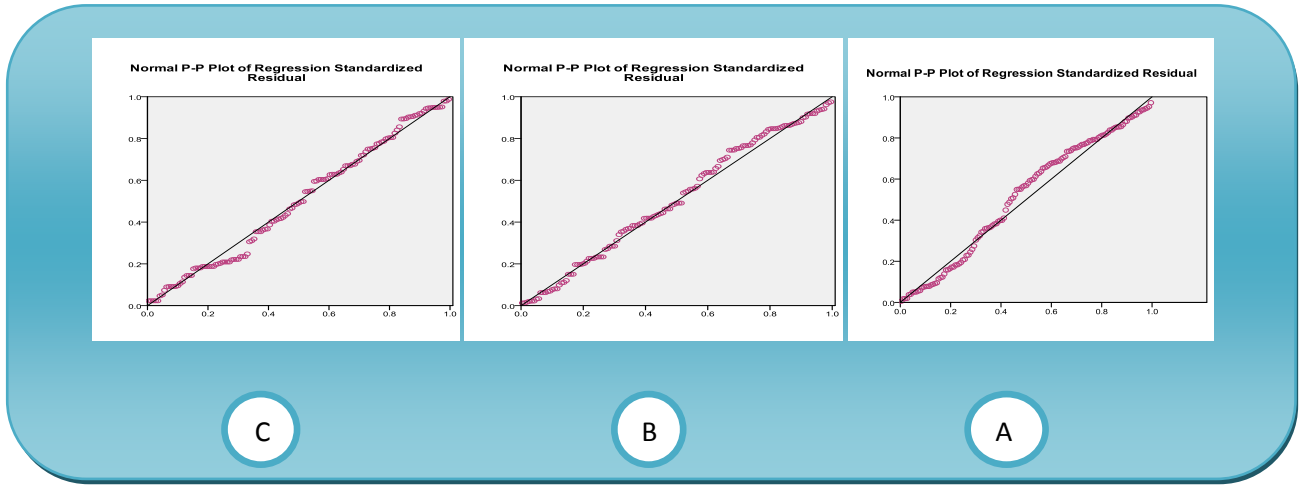
وان مقدار التغير في R^2 هي 2.24%

وان إضافة X_1 لن تؤدي إلى تأثير معنوي في الاستجابة من جانب وان مقدار الزيادة في قيمة التوضيح R^2 هو 0.29% .

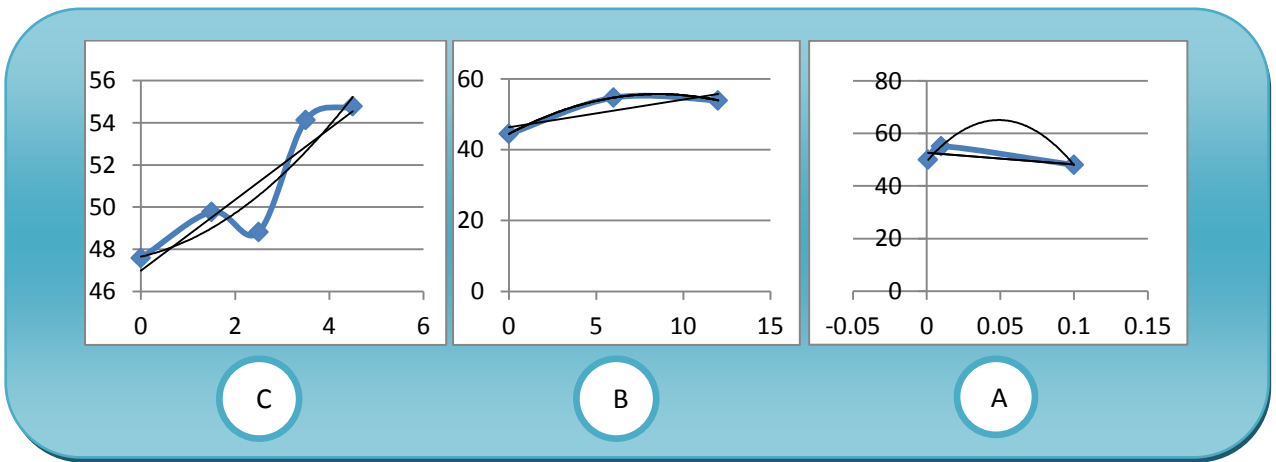
الجدول (17) تحليل تباين الانحدار للمتغيرين X_2, X_3

| S.O.V | S.S | DF | M.S | F | Sig |
|----------------|--------|-----|--------|-------|---------|
| Regression | 273124 | 2 | 136562 | 384.9 | 4.6E-49 |
| | 6973.1 | 1 | 6973.1 | 19.65 | 2.3E-05 |
| Residual error | 37614 | 105 | 354.84 | | |
| Total | 310738 | 108 | | | |

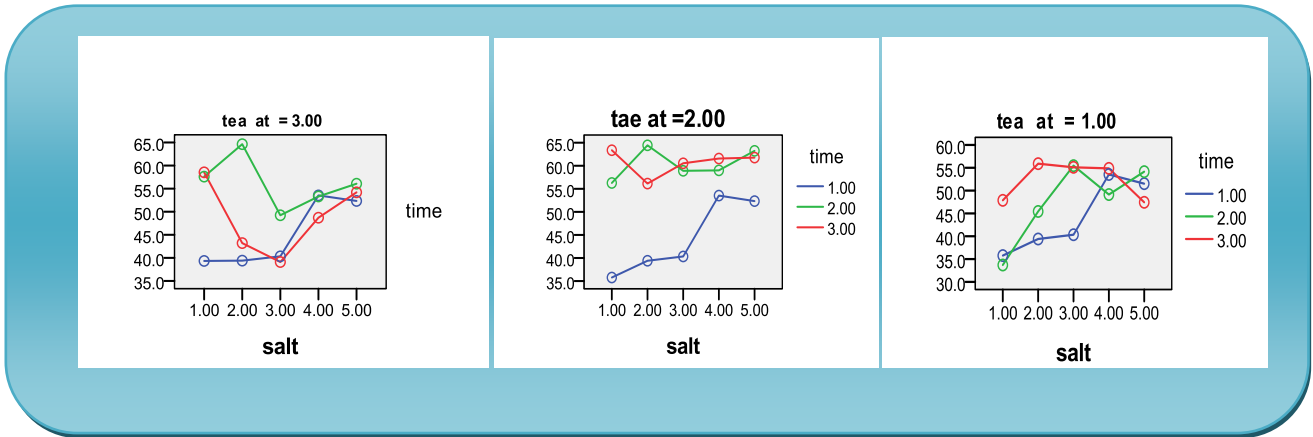
و بالوقت نفسه فان مقدار ما يضيفه العامل X_3 إلى معامل التحديد بوجود X_2 هو 15.79% وهو ما يؤكد إن لنسبة الملح والمدة الزمنية تأثيرا مشتركا (تفاعل)



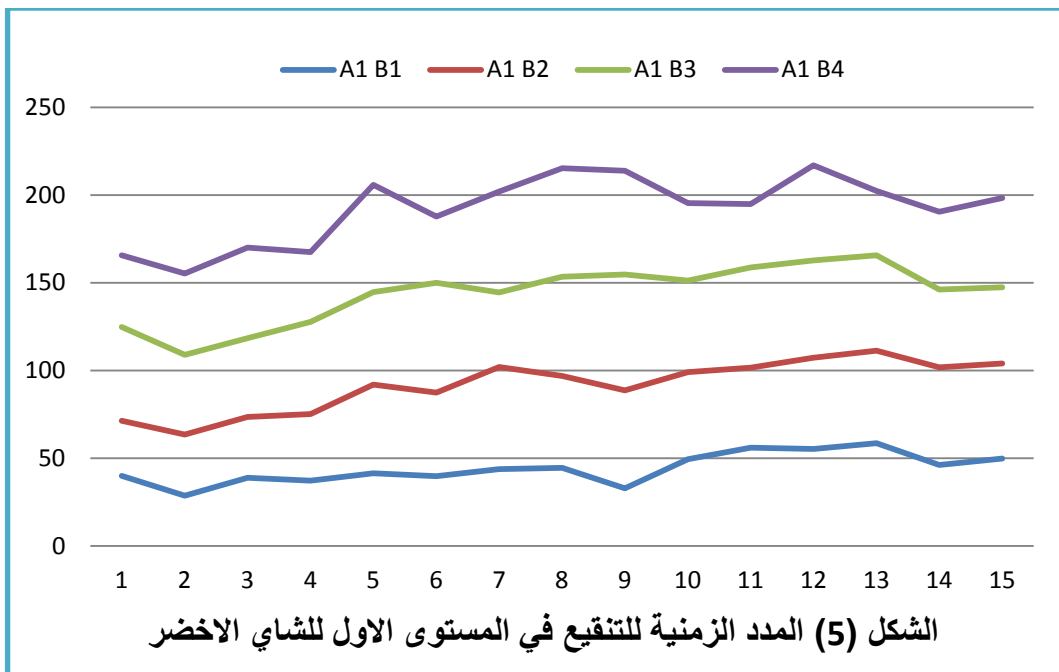
الشكل (2) رسوم بيانات الكلوروفيل للعوامل مع مستوياتها (a) الشاي الأخضر , (b) المدة الزمنية للتنقيح و (c) تراكيز الملح



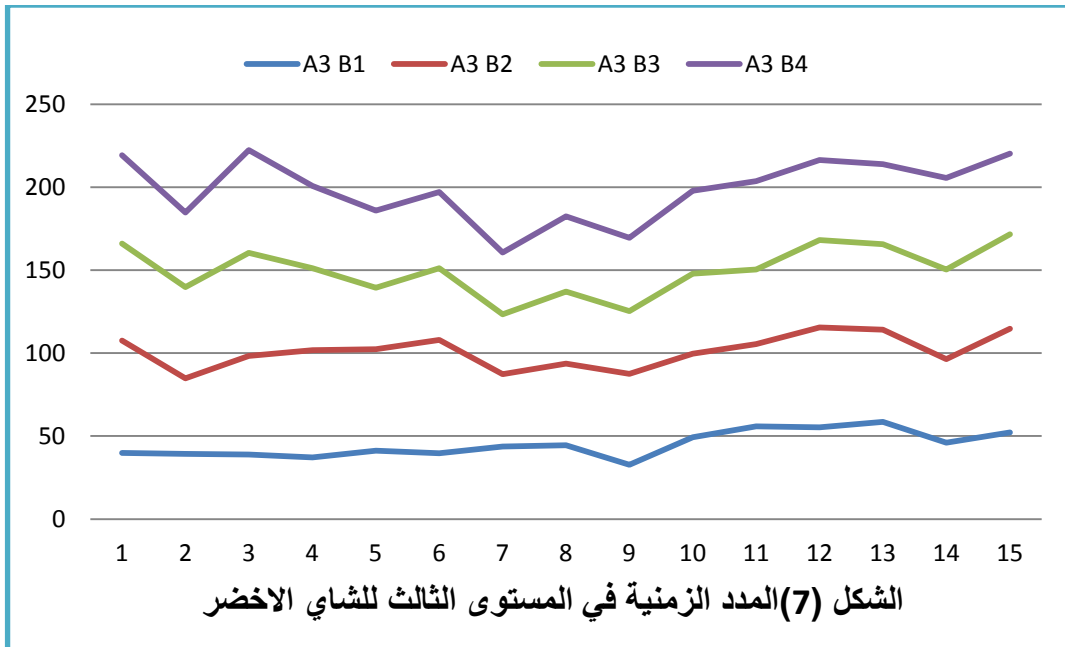
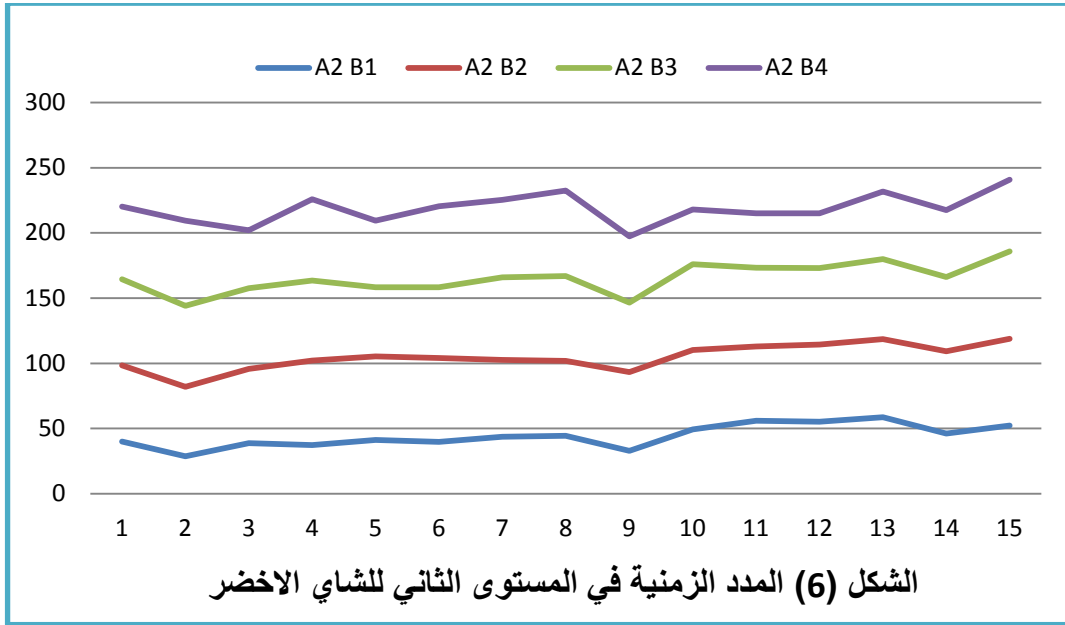
الشكل (3) رسوم متوسطات بيانات الكلوروفيل للعوامل والمستويات (a, b, c)

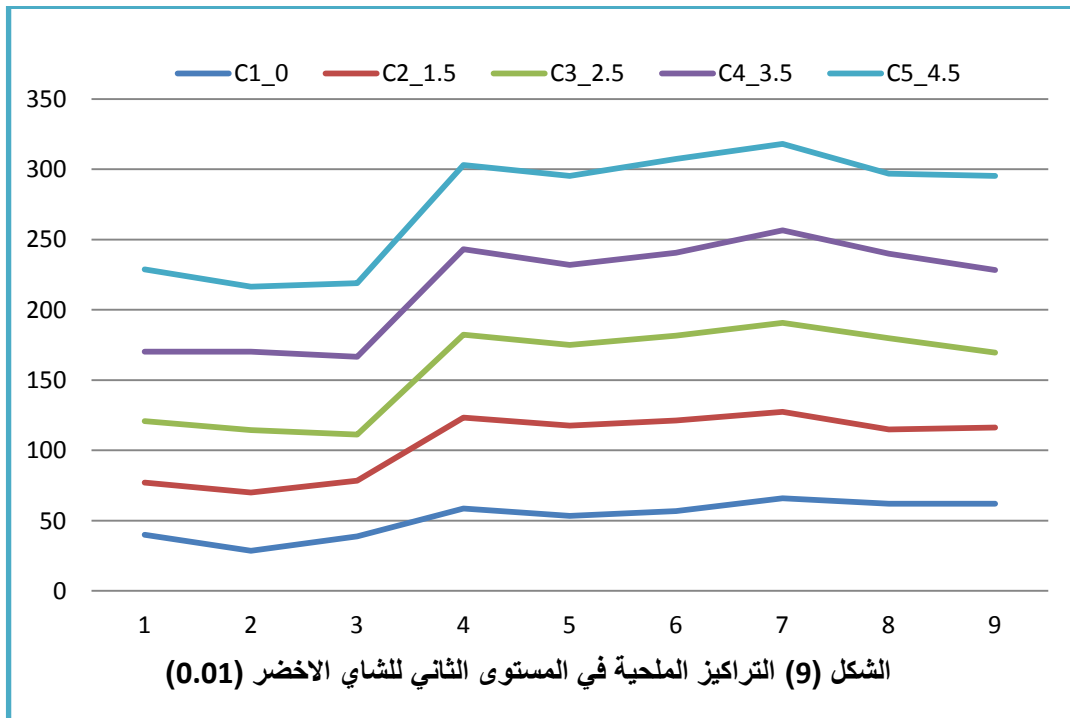
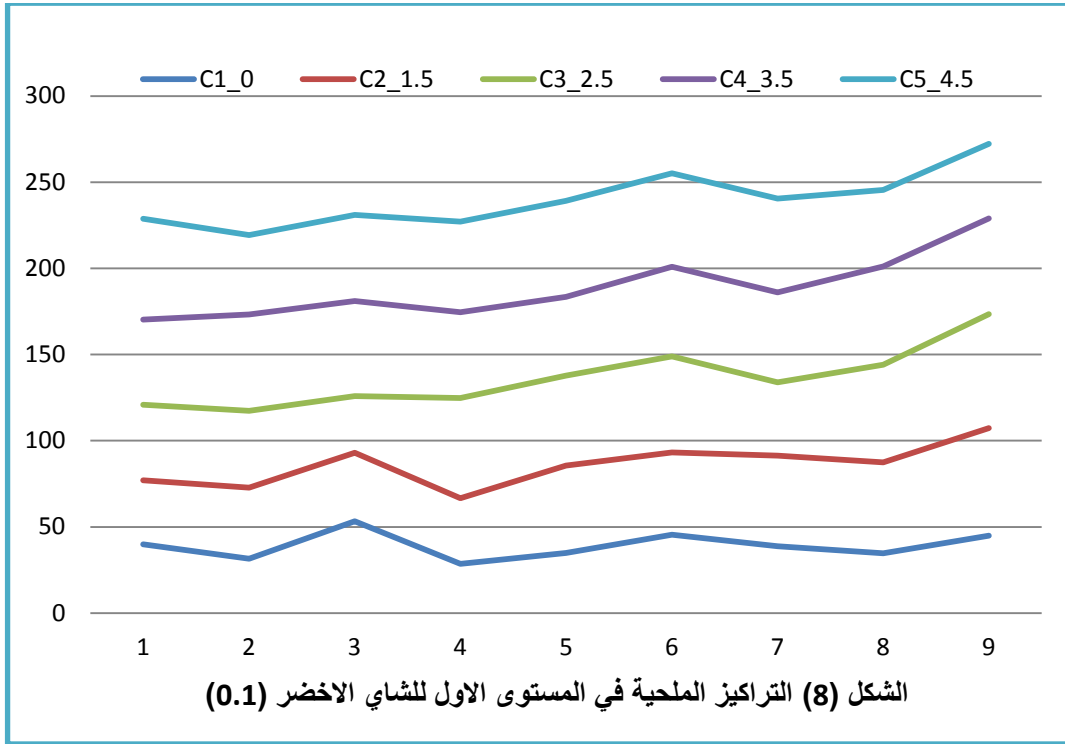


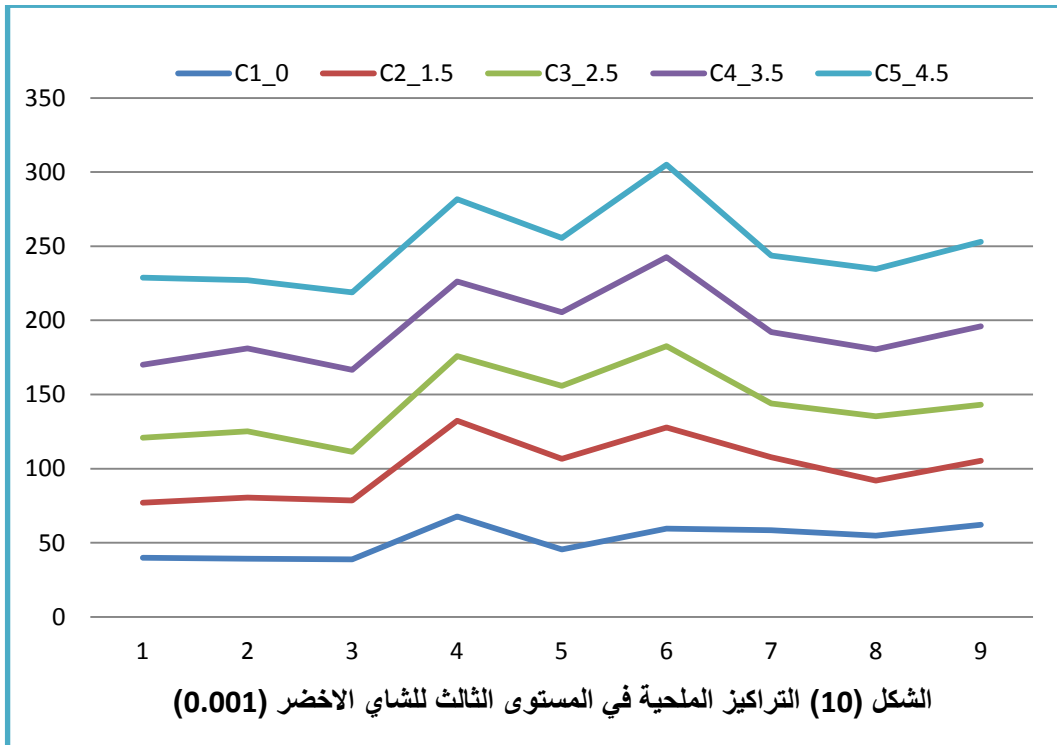
الشكل (4) تأثير كلا من المدة الزمنية وتركيز الملح في مستويات الشاي الأخضر



الشكل (5) المدد الزمنية للتنقيح في المستوى الاول للشاي الاخضر







الفصل الرابع

الاستنتاجات والتوصيات

Conclusions

(1-4) الاستنتاجات

عن طريق ما تقدم أظهرت نتائج التحليل الإحصائي للبيانات قيد الدراسة ما يأتي :

- 1- تختلف مستويات تركيز الشاي الأخضر في تأثيرها بنسبة الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار وكان أفضل هذه التراكيز هو المستوى الثاني (0.01).
- 2- تختلف مستويات المدة الزمنية للتنقيع في تأثيرها بنسب الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار وكان أفضل هذه المدد هو المدة الزمنية (12) ساعة .
- 3- تختلف التراكيز الملحية في تأثيرها بنسب الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار وكان أفضل هذه التراكيز هو التركيز الملحي الخامس (4.5) dsm/m
- 4- التفاعلات الثنائية :كان لتفاعل الشاي الأخضر مع المدة الزمنية للتنقيع تأثير معنوي في الاستجابة وكذلك كان للشاي الأخضر تأثير معنوي على التركيز الملحية .و تفاعل المدة الزمنية للتنقيع مع التراكيز الملحية أيضا لها تأثير معنوي بنسب الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار .
- 5- كان للمركبة الخطية لمدة التنقيع في الشاي الأخضر من جدول (6) تأثير معنوي في نسبة الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار ما يعني أن زيادة المدة الزمنية للتنقيع في الشاي الأخضر تؤدي إلى زيادة في نسبة الكلوروفيل لكن هذه الزيادة تبدأ بالانخفاض وهو ما يؤكد معنوية المركبة التربيعية التي أظهرت معنوية أيضا
- 6- كانت المركبة الخطية للتركيز الملحي ذات تأثير معنوي في نسبة الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار وكانت العلاقة طردية إي أن زيادة الأملاح تؤدي إلى زيادة تركيز الكلوروفيل في الورقة يدعم ذلك عدم معنوية المركبة التربيعية إذ إن نسبة الكلوروفيل أخذت بالازدياد ضمن حدود الدراسة وهو ما يوجب إجراء دراسات على نسبة الأملاح أكثر من (4.5) الحد الأعلى المستعمل في رسالتنا.

اظهر تحليل الانحدار الآتي :

7- إن المعادلة الخطية غير جديرة بتمثيل العلاقة بين العوامل الثلاثة الداخلة في التجربة (الشاي الأخضر, المدة الزمنية للتقنيع والتركيز الملح) ونسبة الكلوروفيل

وان المعادلة الخطية التي تفترض إن الثابت يساوي صفر هي الأجدر بتحليل بين العوامل الثلاثة التوضيحية والاستجابة يدعم ذلك قيمة احتمال رفض فرضية العدم وهي صحيحة فضلا عن معامل التوضيح R^2 التي ارتفع من (11.84%) إلى (88.18%) يدعم ذلك أيضا طبيعة المعادلة التي تتضمن الحد الثابت إذ أنها لا تتفق مع الواقع .

8- أظهرت المعادلات الخطية لتقدير العلاقة بين كل عامل بشكل منفرد مع الاستجابة وجود نقص في دقة تحليل هذه المعادلة

لتقدير العلاقة بين كل عامل بشكل منفرد ومتغير الاستجابة

بينما كانت المعادلة

هي الأجدر بتمثيل هذه العلاقات وقد أعطت المعادلة التقديرية لتمثيل (العلاقة بين الأملاح ونسبة الكلوروفيل أعلى معامل توضيح 85.7% بينما أعطت المعادلة التقديرية لتمثيل العلاقة بين المدة الزمنية للتقنيع ونسبة الكلوروفيل معامل توضيح 72.11% وأعطت المعادلة التقديرية لتمثيل العلاقة بين الشاي الأخضر ونسب الكلوروفيل اقل معامل توضيح (37.68%)

كما هو واضح في متن الرسالة عن طريق مقارنة احتمال رفض فرضية العدم وهي صحيحة للمعادلات الثلاثة .

9- كما اظهر التحليل الإحصائي أن لإضافة المدة الزمنية للمعادلة التي تربط بين التراكيز الملحية ونسبة الكلوروفيل معنوية عالية لكن لا تضيف للمعادلة قوة تفسير إضافية .

Recommendations

(2-4)التوصيات

- 1- إقامة تجارب أخرى تحت الظروف نفسها يكون فيها مستوى الشاي الأخضر (0.01) والمدة الزمنية (12) ساعة والتراكيز الملحية (4.5) وأكثر .
 - 2- إجراء تجارب نباتية أخرى تحت المستوى الأول للشاي الأخضر (0.1) بتراكيز ملحية مشابهة للحدود الدراسة.
 - 3- إشارة إلى الجهات المعنية إلى الاستفادة من نتائج تطبيق هذه التجربة لزيادة الإنتاج الزراعي .
 - 4- بضرورة إن يتم استخدام الأساليب الإحصائية في تحليل نتائج التجارب الزراعية .
 - 5- إقامة تجارب جديدة بمستويات أعلى من التركيز الملحي المستعمل في الدراسة لان التحليل الإحصائي قد اثبت إن المركبة الخطية ذات تأثير معنوي بينما لم يكن للمعادلة التربيعية تأثير معنوي ضمن حدود الدراسة ما يعني أن نقطة النهاية العظمى لنسبة الكلوروفيل لم تنزل خارج حدود الدراسة .
- بينما كانت النهاية العظمى لنسبة الكلوروفيل تحت تأثير المدة الزمنية للتنقيح ونسبة الشاي الأخضر ضمن حدود الدراسة .

القرآن الكريم

المصادر العربية

1. الآمام , محمد محمد الطاهر , " تصميم وتحليل التجارب " , الرياض , دار المريخ للنشر , (1994).
2. البراهيم, فوزية محمد و المنعم, ثروت محمد عبد , "تصميم وتحليل التجارب باستخدام برنامج " SPSS, كلية العلوم بالدمام – قسم الرياضيات, (2005).
3. التميمي, زهرة حسن والسعدون , فوزية غالب والثعلبي ,ساهرة حسين , "تحليل الانحدار" مديرية دار الكتب للطباعة والنشر , جامعة البصرة 2014
4. الحمداني , خالد عبد الله سهر , المحمدي , عقيل نجم عبود ,مصلح عمر هاشم, " تأثير مستويات مختلفة من السماد النيتروجيني ومسافات الزراعة في صفات النمو والحاصل لنبات الباذنجان " , مجلة الانبار للعلوم الزراعية , المجلد 4 , العدد 1, (2006).
5. الراوي , خاشع محمود وخلف الله , عبد العزيز خالد محمد, " تصميم وتحليل التجارب الزراعية " , الطبعة الثانية , جامعة الموصل , مديرية دار الكتب للطباعة والنشر , (1980).
6. الشخيلي ,رواء نوري حسين , "العلاقة بين جدول تحليل تباين الانحدار وجدول تحليل تباين التجارب العاملة الكاملة " رسالة ماجستير في علوم الإحصاء مقدمة إلى كلية الإدارة والاقتصاد , جامعة كربلاء (2017).
7. الصحاف ,فاضل حسين و المحارب ,محمد زيدان خلف ,والسعدي ,فراس محمد جواد, "استجابة بعض هجن من الخيار إلى الأسمدة الكيماوية والعضوية " مجلة العلوم الزراعية العراقية _42(4):52_62 , (2011)
8. المشهداني , محمود حسن و المشهداني , كمال علوان خلف, " تصميم وتحليل التجارب " , الدار الجامعية للطباعة والنشر والترجمة , جامعة بغداد, (2002).
9. المشهداني , كمال علوان خلف, " تصميم وتحليل التجارب باستخدام الحاسوب " , جامعة بغداد , الدار الجامعية للنشر , (2010).
10. جعفر , حيدر صادق, "تأثير عدة تراكيز ورشات متعددة من السماد البوتاسي (For Max) في نمو وحاصل نبات الباذنجان Solanum melongena L. المزروع داخل البيوت

- البلاستيكية", مجلة الكوفة للعلوم الزراعية, المجلد 4, العدد 1, الصفحة [186-195], (2012).
11. حماد, حميد صالح و محمد, ضياء عبد و عبيد, عبد الرحيم عاصي, "تأثير ملوحة مياه الري ومغنتها والنقع بحامض الاسكوربيك والمستخلص البحري(OLIGO-X) في إنبات ونمو بادرات بذور هجين الخيار DALIA الخاص بالزراعة المحمية", مجلة ديالى للعلوم الزراعية (2) : 213 – 222, (2013) .
12. دبذوب, مروان عبد العزيز والعبادي, محمود محمد طاهر, "مقارنة بعض طرائق معالجة النقص في الوحدات التجريبية اللازمة لتطبيق التجارب العاملية", المجلة العراقية للعلوم الاحصائية, المجلد 20, الصفحة [163-183], (2011).
13. علوان, خضير عباس و الركابي, فاخر محمد و حسون, وفاء هادي, "دور بعض المستخلصات النباتية في تزهير الخيار في البيوت البلاستيكية", مجلة العلوم الزراعية العراقية-111:1-111-120, (2010).
14. محمد, فراس احمد وخلف كمال علوان, "حساب مجاميع المربعات لأجزاء (مركبات) SSe غي التجارب العاملية 2^n ذات الادمج الكلي بطريقة مقترحة", مجلة العلوم الاقتصادية والادارية, المجلد 15, العدد 53, الصفحة [188-199], (2009).

المصادر الاجنبية

15. Brzeskwiniewicz H., "Application of partially balanced block designs to factorial experiments", Biom. Journal, vol. 35, No. 7, pp. [833-847], (1993).
16. Cochran W. G. and Cox, "Experimental Design"; Wiley; New York; USA, (1957).
17. dean, a. m. & lewis, s. m., "A Comparison of Upper Bounds for Efficiency Factors of Block Designs", Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological), Vol. 46, No. 2, pp. [279-283], (1984).

18. Dossou, S. and Tinsson, W., "Factorial experimental designs and generalized linear models", SORT 29 (2) July-December, 249-268, (2005).
19. Draper N.R. & Smith H., "Applied Regression analysis" 2nd Edition, John Wiley & son, New York, (1981).
20. Kirk, R. E., "Experimental design", Procedures for the behavioral sciences (3rd ed.). Pacific Grove, CA: Brooks/Cole, (1995).
21. Lie, C.C., "Introduction to Experimental Statistics", John Wiley, (1944).
22. Mahajan S. ; Tuteja N., Cold, salinity and drought stresses. Archives of Biochemistry and Biophysics ,444 :139–158, (2005).
23. Montgomery , Douglas C. , (2005) , " Design And Analysis of Experiments " , 6th Edition , John Wiley & son , new york .
24. Myers R. H., " Response Surface Methodology Allyn and Bacon. Boston, (1971).
25. Oyeyemi, G.M "Treatment of non normal responses from designed experiments", department of statistics university of Iorin-nigeria jnsa 17, 8-19, (2004).
26. Oyeyemi , G. M. & Ibraheem , B. A. & Obafemi , O. S. & Ige , S. O., "Analyzing factorial experiment involving qualitative and quantitative factors" , AJST Journal , vol. 10 , No. 1, (2009).
27. Rayner , A. , " The Square summing check on the main effects and interactions in a 2^n factorial experiment as calculated by Yates' algorithm " , Biometrics , vol. 23 , No. 3 , p. 571 (1967)
28. Saha, g. m. and Das, m. n., "Construction of Partially Balanced Incomplete Block Designs through 2^n Factorials and Some New

Designs of Two Associate Classes", journal of combinatorial theory, vol. 11, pp. [282-295], (1971).

29.Searle, S. R., "Linear models", John Wiley and sons, New York, (1971).

30.Sonneveld C, Voogt SJ., Effects of saline irrigation water on glasshouse cucumbers. Plant Soil, 49 (3): 595 – 606, (1978).

31.Touchette B.W.; Smith G.A.; Rhodes K.L.; and Poole M..Tolerance and avoidance: two contrasting physiological responses to salt stress in mature marsh halophytes *Juncus Roemerianus* scheele and *Spartina Alterniflora* loisel. Journal of Experimental Marine Biology and Ecology, 380 :106–112, (2009).

32.Wilk, M. B. and Kempthorne O., "Some Aspects of the Analysis of Factorial Experiments in a Completely Randomized Design", The Annals of Mathematical Statistics, vol. 27, No. 4, pp. [950-985], (1956).

33.Yates, F., "Design Analysis of Factorial Experiment", Imperial of soil sciences harpenden england , vol. 35 , pp.77, (1937).

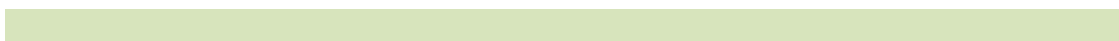
مواقع الانترنت

34.<https://onlinecourses.science.psu.edu/stat501/node/270>

الملحق (2) نسبة الكلوروفيل في ورقة نبات الخيار

| y | x1 level | x2 level | x3 level | y | x1 level | x2 level | x3 level | y | x1 level | x2 level | x3 level |
|-------|----------|----------|----------|------|----------|----------|----------|------|----------|----------|----------|
| 39.9 | 0.1 | 0 | 0 | 39.9 | 0.01 | 0 | 0 | 39.9 | 0.001 | 0 | 0 |
| 28.6 | 0.1 | 0 | 0 | 28.6 | 0.01 | 0 | 0 | 39.3 | 0.001 | 0 | 0 |
| 38.8 | 0.1 | 0 | 0 | 38.8 | 0.01 | 0 | 0 | 38.8 | 0.001 | 0 | 0 |
| 37.2 | 0.1 | 0 | 0 | 37.2 | 0.01 | 0 | 0 | 37.2 | 0.001 | 0 | 0 |
| 41.3 | 0.1 | 0 | 0 | 41.3 | 0.01 | 0 | 0 | 41.3 | 0.001 | 0 | 0 |
| 39.7 | 0.1 | 0 | 0 | 39.7 | 0.01 | 0 | 0 | 39.7 | 0.001 | 0 | 0 |
| 43.7 | 0.1 | 0 | 0 | 43.7 | 0.01 | 0 | 0 | 43.7 | 0.001 | 0 | 0 |
| 44.5 | 0.1 | 0 | 0 | 44.5 | 0.01 | 0 | 0 | 44.5 | 0.001 | 0 | 0 |
| 32.8 | 0.1 | 0 | 0 | 32.8 | 0.01 | 0 | 0 | 32.8 | 0.001 | 0 | 0 |
| 49.4 | 0.1 | 0 | 0 | 49.4 | 0.01 | 0 | 0 | 49.4 | 0.001 | 0 | 0 |
| 55.9 | 0.1 | 0 | 0 | 55.9 | 0.01 | 0 | 0 | 55.9 | 0.001 | 0 | 0 |
| 55.3 | 0.1 | 0 | 0 | 55.3 | 0.01 | 0 | 0 | 55.3 | 0.001 | 0 | 0 |
| 58.6 | 0.1 | 0 | 1.5 | 58.6 | 0.01 | 0 | 1.5 | 58.6 | 0.001 | 0 | 1.5 |
| 46.1 | 0.1 | 0 | 1.5 | 46.1 | 0.01 | 0 | 1.5 | 46.1 | 0.001 | 0 | 1.5 |
| 49.9 | 0.1 | 0 | 1.5 | 52.3 | 0.01 | 0 | 1.5 | 52.3 | 0.001 | 0 | 1.5 |
| 31.5 | 0.1 | 6 | 1.5 | 58.6 | 0.01 | 6 | 1.5 | 67.7 | 0.001 | 6 | 1.5 |
| 34.9 | 0.1 | 6 | 1.5 | 53.4 | 0.01 | 6 | 1.5 | 45.6 | 0.001 | 6 | 1.5 |
| 34.7 | 0.1 | 6 | 1.5 | 56.8 | 0.01 | 6 | 1.5 | 59.5 | 0.001 | 6 | 1.5 |
| 38 | 0.1 | 6 | 1.5 | 64.8 | 0.01 | 6 | 1.5 | 64.6 | 0.001 | 6 | 1.5 |
| 50.6 | 0.1 | 6 | 1.5 | 64.1 | 0.01 | 6 | 1.5 | 61 | 0.001 | 6 | 1.5 |
| 47.7 | 0.1 | 6 | 1.5 | 64.4 | 0.01 | 6 | 1.5 | 68.3 | 0.001 | 6 | 1.5 |
| 58.2 | 0.1 | 6 | 1.5 | 58.9 | 0.01 | 6 | 1.5 | 43.7 | 0.001 | 6 | 1.5 |
| 52.3 | 0.1 | 6 | 1.5 | 57.4 | 0.01 | 6 | 1.5 | 49.2 | 0.001 | 6 | 1.5 |
| 55.9 | 0.1 | 6 | 1.5 | 60.4 | 0.01 | 6 | 1.5 | 54.8 | 0.001 | 6 | 1.5 |
| 49.7 | 0.1 | 6 | 2.5 | 60.8 | 0.01 | 6 | 2.5 | 50.2 | 0.001 | 6 | 2.5 |
| 45.7 | 0.1 | 6 | 2.5 | 57.1 | 0.01 | 6 | 2.5 | 49.6 | 0.001 | 6 | 2.5 |
| 52 | 0.1 | 6 | 2.5 | 59.1 | 0.01 | 6 | 2.5 | 60.1 | 0.001 | 6 | 2.5 |
| 52.6 | 0.1 | 6 | 2.5 | 59.9 | 0.01 | 6 | 2.5 | 55.6 | 0.001 | 6 | 2.5 |
| 55.7 | 0.1 | 6 | 2.5 | 63.2 | 0.01 | 6 | 2.5 | 50.2 | 0.001 | 6 | 2.5 |
| 54.15 | 0.1 | 6 | 2.5 | 66.6 | 0.01 | 6 | 2.5 | 62.4 | 0.001 | 6 | 2.5 |
| 53.3 | 0.1 | 12 | 2.5 | 65.9 | 0.01 | 12 | 2.5 | 58.5 | 0.001 | 12 | 2.5 |
| 45.4 | 0.1 | 12 | 2.5 | 62.1 | 0.01 | 12 | 2.5 | 54.9 | 0.001 | 12 | 2.5 |
| 44.9 | 0.1 | 12 | 2.5 | 62.1 | 0.01 | 12 | 2.5 | 62.2 | 0.001 | 12 | 2.5 |
| 52.5 | 0.1 | 12 | 2.5 | 61.5 | 0.01 | 12 | 2.5 | 49.3 | 0.001 | 12 | 2.5 |
| 52.7 | 0.1 | 12 | 2.5 | 52.8 | 0.01 | 12 | 2.5 | 37.1 | 0.001 | 12 | 2.5 |
| 62.5 | 0.1 | 12 | 2.5 | 54.1 | 0.01 | 12 | 2.5 | 43.2 | 0.001 | 12 | 2.5 |
| 42.6 | 0.1 | 12 | 3.5 | 63.3 | 0.01 | 12 | 3.5 | 36.1 | 0.001 | 12 | 3.5 |
| 56.6 | 0.1 | 12 | 3.5 | 64.9 | 0.01 | 12 | 3.5 | 43.4 | 0.001 | 12 | 3.5 |

| | | | | | | | | | | | |
|-------|-----|----|-----|------|------|----|-----|------|-------|----|-----|
| 66.1 | 0.1 | 12 | 3.5 | 53.4 | 0.01 | 12 | 3.5 | 37.8 | 0.001 | 12 | 3.5 |
| 52.1 | 0.1 | 12 | 3.5 | 65.8 | 0.01 | 12 | 3.5 | 48.3 | 0.001 | 12 | 3.5 |
| 57.1 | 0.1 | 12 | 3.5 | 60.2 | 0.01 | 12 | 3.5 | 45 | 0.001 | 12 | 3.5 |
| 55.4 | 0.1 | 12 | 3.5 | 58.7 | 0.01 | 12 | 3.5 | 52.8 | 0.001 | 12 | 3.5 |
| 54.5 | 0.1 | 12 | 3.5 | 61.5 | 0.01 | 12 | 3.5 | 51.4 | 0.001 | 12 | 3.5 |
| 44.4 | 0.1 | 12 | 3.5 | 56.8 | 0.01 | 12 | 3.5 | 54.2 | 0.001 | 12 | 3.5 |
| 43.4 | 0.1 | 12 | 3.5 | 67 | 0.01 | 12 | 3.5 | 57 | 0.001 | 12 | 3.5 |
| 41 | 0.1 | 24 | 3.5 | 55.9 | 0.01 | 24 | 3.5 | 53.3 | 0.001 | 24 | 3.5 |
| 46.3 | 0.1 | 24 | 3.5 | 65.4 | 0.01 | 24 | 3.5 | 44.9 | 0.001 | 24 | 3.5 |
| 51.6 | 0.1 | 24 | 3.5 | 44.2 | 0.01 | 24 | 3.5 | 61.8 | 0.001 | 24 | 3.5 |
| 39.8 | 0.1 | 24 | 4.5 | 62.3 | 0.01 | 24 | 4.5 | 49.6 | 0.001 | 24 | 4.5 |
| 61.2 | 0.1 | 24 | 4.5 | 51.3 | 0.01 | 24 | 4.5 | 46.6 | 0.001 | 24 | 4.5 |
| 37.9 | 0.1 | 24 | 4.5 | 62.2 | 0.01 | 24 | 4.5 | 45.9 | 0.001 | 24 | 4.5 |
| 57.4 | 0.1 | 24 | 4.5 | 59.5 | 0.01 | 24 | 4.5 | 37.2 | 0.001 | 24 | 4.5 |
| 62 | 0.1 | 24 | 4.5 | 65.7 | 0.01 | 24 | 4.5 | 45.3 | 0.001 | 24 | 4.5 |
| 59 | 0.1 | 24 | 4.5 | 50.7 | 0.01 | 24 | 4.5 | 44.1 | 0.001 | 24 | 4.5 |
| 44.3 | 0.1 | 24 | 4.5 | 41.9 | 0.01 | 24 | 4.5 | 49.9 | 0.001 | 24 | 4.5 |
| 36.1 | 0.1 | 24 | 4.5 | 41.9 | 0.01 | 24 | 4.5 | 53.1 | 0.001 | 24 | 4.5 |
| 54.2 | 0.1 | 24 | 4.5 | 41.9 | 0.01 | 24 | 4.5 | 48.3 | 0.001 | 24 | 4.5 |
| 36.7 | 0.1 | 24 | 4.5 | 51.7 | 0.01 | 24 | 4.5 | 48.3 | 0.001 | 24 | 4.5 |
| 44.3 | 0.1 | 24 | 4.5 | 51.3 | 0.01 | 24 | 4.5 | 55.2 | 0.001 | 24 | 4.5 |
| 50.09 | 0.1 | 24 | 4.5 | 55 | 0.01 | 24 | 4.5 | 48.6 | 0.001 | 24 | 4.5 |



Abstract

Agricultural experiments play a major role for agricultural workers in terms of experimentation and analysis in order to reach the most important factors affecting plant productivity.

The study aimed to know the effect of green tea extract on cucumber production by sowing cucumber seeds for different periods in different saline concentrations and different concentrations of green tea solution before germination.

The experiment was carried out according to the complete random design (CRD) of a completely factorial experiment of type (5 * 4 * 3 * 3).

Theoretically, the laboratory experiments were fully studied in the framework of the complete design and the statistical methods used in the study. The global experience, trend analysis and regression analysis.

To achieve the objectives of the study, data of responses were recorded from experiments conducted at the University of Babylon - Faculty of Science in the Department of Botany for global experiments in laboratory conditions consisting of three factors. The first factor was green tea containing three levels (0.1, 0.01, 0.001). The second is the length of time for planting the seeds in the green tea extract and has four levels (0, 6, 12, 24) and the third factor salt concentration at five levels (0, 1.5, 2.5, 3.5, 4.5)

After testing the normality distribution of the data, the variance was analyzed and the main effects of factors were calculated. The results of the

study showed that the extract of green tea had a significant effect on chlorophyll concentration in cucumber leaves. The best level of tea was the second level (0.01) which gave the best response and the third period of time (12) hours gave the best effect on the response. The fourth salinity concentration (4.5) dsm/m were the best effect on the chlorophyll ratio in the cucumber paper.

According to the results obtained from the variance analysis table the relationship between the treatments and the response is estimated. Linear equations for estimating the relationship between individual factors indicate that the accuracy of linear equation representation is not appropriate to estimate the relationship between each individual factor and the response. The linear equation, which assumes that the constant is zero, is the best to represent these relationships. The estimated equation for the relationship between salts and chlorophyll has a higher coefficient of determination, followed by a period for sterilization followed by green tea. We could not calculate the best concentration of salts because the quadratic contrast of the salts was not significant

*Republic of Iraq
Ministry of Higher Education and Scientific Research
University of Karbala
Faculty of Administration and Economics
Department of Statistics*

Using some statistical methods to study the effect of green tea to reduce salt stress in cucumber

A thesis Submitted to
*Council of the Faculty of Management and Economics at
the University of Karbala As part of the requirements for a
Master's Degree in Statistics Science*

By
Marwa Haidar Ghazi

Under Supervised

**Prof. Dr. Awad Kadhem AL-khaledi
Altman**

Supervisor

Dr. Wassen Mudar Abu

2018