الـــفـصـــــل الأول

مـقـدمـة الـــــــــــدراسة

1 – 1 تمهيد:

1 – 2 مشكلة الدراسة:

1 -3 أهمية الدراسة:

1 – 4 أهداف الدراسة:

1 – 5 فرضيات الدراسة:

1 – 6 منهجية الدراسة:

1-7 مصادر البيانات:

1 – 8 الدراسات السابقة:

1 -9 التعليق على الدراسات السابقة:

1 – 10 هيكل الدراسة:

1– 1: تمهيد:

تعد التجربة أساس المعرفة إذ أنها هي أداة الطريقة العلمية للوصول إلى معرفة حقيقة الأشياء التي نهتم بها في جميع أوجه النشاط الإنساني ويتم الوصول إلى المعرفة عن طريق المشاهدة وجمع البيانات وتحليلها ثم استخلاص أكبر قدر ممكن من المعلومات وبأقل التكاليف. ولقد ساهم علم الإحصاء والإحصائيون في تقدم البحث العلمي عن طريق إيجاد العديد من التصميمات بالإضافة إلى الأساليب التحليلية الملائمة لها، وقد تطور هذا العلم تطوراً طرداً حتى أصبح فرعاً مستقلاً وهاماً من فروع الإحصاء يسمى بتصميم التجارب Design of Experiment. ومن المعروف أن التجارب تنقسم على أساس العوامل تحت الدراسة إلى تجارب بسيطة وتجارب عاملية، وتعتبر التجارب البسيطة محدودة الاستخدام لأنها تهتم بدراسة تأثير عامل واحد فقط على الصيغة المدروسة لذا يلجأ إلى استخدام التجارب العاملية والتي تسمح بتقدير كل عامل من العوامل على حدة واختباره بالإضافة إلى قياس تأثيرات التفاعل بين هذه العوامل، ولكن أهم المشاكل التي نواجهها عند تنفيذ التجارب العاملية والتي تحتوي على كل المعالجات الممكنة في التصميم العاملي الكامل أن عدد المعالجات تزداد بسرعة كبيرة بزيادة عدد العوامل بالإضافة إلى أن التجارب العاملية تؤدي إلى زيادة كل من المصادر التجريبية المطلوبة للتجربة، عدد درجات حرية الخطأ وكذلك الخطأ غير التجريبي. وهذه الزيادة الكبيرة في عدد المعالجات تتطلب كمية هائلة من المادة التجريبية وهذا يعني زيادة كبيرة في التكاليف، عليه فإن دراسة زيادة عدد المعالجات نتيجة لزيادة عدد العوامل تحتاج إلى مزيد من البحث لتحقيق

الهدف الأساسي من تصميم وتحليل التجارب وهو الحصول على معلومات دقيقة بأقل التكاليف وأقل وقت ممكن.

1 – 2: مشكلة الدراسة:

تتمثل مشكلة الدراسة في أن معظم التجارب في حقول التطبيق العملي تنفذ باستخدام التصميمات الشائعة مثل التصميم العشوائي البسيط أو تصميم القطاعات الكاملة سواء كانت أحادية التقسيم (CRBD) أو ثنائية التقسيم (Latin Square) وهذه التصميمات تناسب التجارب التي تحتوي على عدد قليل من العوامل المدروسة وكذلك تتطلب توفر موارد إجراء التجارب المعملية والحقلية، وهذا ما لا يتوفر دائماً لأن ذلك يرتبط بالندرة والموارد الحياتية المتناقصة، ومن هذا المنطلق نبع الجانب الأول من مشكلة الدراسة، بينما الجانب الآخر يكمن في أن هنالك دراسات دقيقة تتطلب المعرفة المتعمقة والخاصة بمستويات العوامل لأن اقتصار الدراسة على العامل دون مستوياته تخفي الكثير من تأثيراته إن لم تحجبها تماماً . ولوضع حلول مناسبة لهذين الجانبين نستخدم التجارب العاملية لأن استخدام التجارب العاملية يظهر تأثير العوامل المختلفة بالإضافة إلى تأثير التفاعل بين هذه العوامل، وتكمن المشكلة في هذه الحالة في زيادة عدد المعالجات كلما ازداد عدد العوامل ومستوياتها بالتصميم العاملي الكامل، حيث يصعب أحيانا توفير المادة التجريبية المتجانسة لعدد كبير من الوحدات التجريبية، وتصبح التجربة مكلفة وتحتاج إلي جهد أكثر ووقت أطول، وبالتالي صعوبة تفسير النتائج وهذا يتنافى مع مهمة التجربة والتي هي الحصول على معلومات دقيقة بأقل تكلفة ممكنة.

1 – 3: أهمية الدراسة:

تكمن أهمية هذه الدراسة في إمكانية الاستفادة منها عملياً في الكثير من العلوم التطبيقية كالزراعة وعلم الحيوان وعلم الصيدلة وكذلك العلوم النظرية كالعلوم التربوية والاقتصادية، وكل ما يمكن البحث فيه عن طريق المنهج التجريبي. وتمتد أهمية هذه الدراسة في إمكانية تقدير تأثيرات العوامل الرئيسية والتفاعلات المهمة ذات الرتب الدنيا من التجارب العاملية بأقل وقت وأقل تكلفة وذلك باستخدام تقنية التكرار الجزئي، وتتلخص فكرة هذه التقنية في إجراء التجربة علي جزء من معالجات التكرار الكامل وذلك إذا افترضنا أن التفاعلات ذات الرتب العليا غير مهمة ويمكن تجاهلها علي أساس أن التفاعلات ذات الرتب العليا صغيرة أو تساوي صفر مقارنة مع التأثيرات الرئيسية ولذا يتم تجاهلها عن طريق ضمها للخطأ التجريبي وهذه الطريقة تمكننا من استخدام نصف تكرار أو ربع تكرار لتجربة عاملية، وتعتبر هذه الدراسة تطبيقاّ عمليا لما توصل إليه العالم Finney لتلافي التضخم في عدد المعالجات في التجارب العاملية الكبيرة.

1 – 4: أهداف الدراسة:

1. وضع أسس لتصميم وتنفيذ التجارب العلمية تجنب الوقوع في الأخطاء الشائعة المصاحبة لتصميم التجارب العلمية مثل اختيار تصميم لا يناسب الدراسة وأخطاء التحليل الإحصائي وتحويلات البيانات.
2. اختزال حجم التجربة العاملية الكاملة وذلك بتقليل عدد العوامل للحصول على المعلومات المهمة.

3. التعرف على التصميم العاملي الجزئي والتصميم العاملي الكامل في تقدير التأثيرات الرئيسية والتفاعلات الثنائية الهامة.

4. مقارنة النتائج التي يتم الحصول عليها من التصاميم العاملية الجزئية المستخدمة مع التصميم العاملي الكامل.

5. الحصول على نتائج دقيقة للتجربة العاملية الكبيرة بأقل التكاليف واقل وقت ممكن.

1 – 5: فروض الدراسة:

1. إن استخدام التصميم العاملي الجزئي بنصف تكرار يعطي معلومات كافية عن التأثيرات الرئيسية والتفاعلات الثنائية الهامة.

2. إن استخدام التصميم العاملي الجزئي بربع تكرار يعطي معلومات كافية عن التأثيرات الرئيسية والتفاعلات الثنائية الهامة.

3. إن التصميم العاملي الجزئي بنصف تكرار أكثر كفاءة من التصميم العاملي الكامل في تقدير التأثيرات الرئيسية والتفاعلات الثنائية الهامة.

4. إن التصميم العاملي الجزئي بربع تكرار أكثر كفاءة من التصميم العاملي الجزئي بنصف تكرار والتصميم العاملي الكامل في تقدير التأثيرات الرئيسية والتفاعلات الثنائية الهامة.

1 – 6: منهجية الدراسة:

التطبيق على حالة عملية وذلك بتصميم وتحليل التجربة العاملية الكاملة 2^k ودراسة العوامل التي تؤثر علي عملية إجراء تصميم تجربة عاملية جزئية مستخدما

نصف تكرار للتجربة العاملية الكاملة وتحليل البيانات الناتجة عن هذا التصميم، كذلك بناء تصميم تجربة عاملية جزئية مستخدما ربع تكرار للتجربة العاملية الكاملة وتحليل البيانات الناتجة عن هذا التصميم، ثم مقارنة النتائج التي حصلنا عليها من خلال التصاميم العاملية الجزئية بنصف تكرار وربع تكرار مع نتائج التصميم العاملي الكامل للتجربة العاملية الكاملة 2^k للوصول إلي أهمية استخدام تقنية التكرار الجزئي. كما تمت معالجة بيانات هذه الدراسة باستخدام بعض البرامج الإحصائية المناسبة بواسطة الحاسوب مثل برنامج التحليل الإحصائي SPSSv23 ، Minitabv17.

1 – 7: مصادر البيانات:

أجريت تجربة الدراسة بمركز أبحاث الحديبة ولاية نهر النيل السودان في موسمي 2015-2016 و 2016-2017.

1-8 الدراسات السابقة:

هنالك العديد من الدراسات والبحوث التي تناولت بالبحث موضوع التجارب العاملية في تصميم التجارب، ومن الأهمية بمكان الوقوف على الدراسات والبحوث التي أجريت في هذا المجال للاسترشاد بنتائجها ومقارنتها بنتائج الدراسة الحالية ومحاولة الإضافة. وفيما يلي بعض الدراسات والبحوث العلمية التي لها علاقة بموضوع الدراسة.

1. دراسة (ميعاد فاضل)[1]

هدف البحث هو استخدام طرق تحليل وتصميم التجارب في فحص جودة منتج الاسمنت وذلك بفحص قوة مقاومة الانضغاط للاسمنت من خلال فحص الأطوار الأربعة الرئيسية المكونة للكنكر (C_2S, C_3S, C_3A, C_4AF) باستخدام التجارب العاملية 2^4 حيث ثبت أن الزيادة في العامل (C_2S) عند المستوى العالي للعامل (C_3S) تتحقق عنده أكبر مقاومة انضغاط للاسمنت إضافة إلى استخدام طريقة الأخطاء القياسية في حساب حدود الثقة للتأثيرات التي دعمت نفس النتائج المذكورة.

2. دراسة (عطا عوض)[2]

تناولت الدراسة نوعين من التجارب العاملية هما التجربة العاملية من النوع $\mathbf{2^2}$ والنوع $\mathbf{2^3}$ وقد تمت المقارنة بين تحليل التجربة وفيها إدماج كامل للتفاعلات العليا مع التجربة العاملية غير المدمجة وتمثلت أوجه المقارنة في متوسط مربعات الخطأ لكل تجربة وكذلك النسبة المئوية لكفاءة التجربة، ومن محاور المقارنة أيضاً التعرف على قيم F المحسوبة للتأثيرات الرئيسية ومن ثم التحقق من معنوية هذه التأثيرات، توصلت الدراسة لنتيجة مهمة وهي وجود أثر فعال لاستخدام الإدماج في التجارب العاملية يؤدي إلى تقليل الخطأ التجريبي وبالتالي لزيادة الكفاءة لهذا النوع من التجارب.

---

[1]- الزهيدي، ميعاد فاضل عليوى، (2014)، " استخدام طرق تصميم وتحليل التجارب في تحسين العمليات الإنتاجية وضبط الجودة " ، رسالة دكتوراه في الإحصاء، جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا.

[2] - الشيخ ، عطا عوض عطا ، (2011) ، "استخدام الإدماج وتأثيره على كفاءة التجربة العاملية"، رسالة دكتوراه في الإحصاء غير منشورة ، المكتبة المركزية ، جامعة أم درمان الإسلامية.

3. دراسة (حسام عثمان)[3]

هدفت الدراسة إلى معالجة مشكلة زيادة عدد المعالجات في التجارب العاملية نتيجة لزيادة عدد العوامل وذلك باستخدام تقنية التكرار الجزئي، وتم تطبيق الدراسة على تجربة كاملة مكونة من ستة عوامل وكل عامل بمستويين، وتم تحليل بيانات التكرار الكامل والذي يحتوى على معالجات التجربة كاملة، ثم جرى تطبيق تقنية التكرار الجزئي مستخدمين تصميم نصف تكرار وربع تكرار للتجربة العاملية الكاملة، حيث ساعد التصميم العاملي الجزئي على حذف أحد العوامل الرئيسية، أما التصميم العاملي الجزئي بربع تكرار ساعد على حذف عاملين من العوامل الرئيسية، كذلك تم فيها تجاهل الرتب العليا وضمها للخطأ التجريبي وكان من أهم النتائج مخرجات جدول تحليل التباين للحالات الثلاث (التصميم العاملي الكامل والتصميم العاملي الجزئي بنصف تكرار والتصميم العاملي الجزئي بربع تكرار) أن مجموع المربعات الكلي كان متساوياً للحالات الثلاث وكذلك المجموع الكلي لدرجات الحرية كان متساوياً دون أن نفقد أي من المعلومات الرئيسية المهمة.

4.دراسة (سمر احمد[4])

هدفت الدراسة إلى إيجاد تصميم مناسب يساعد في الحالات التي يرغب فيها الباحث في الحصول على درجة دقة أكبر لأحد العوامل دون العوامل الأخرى، حيث تم في

[3] حسن ، حسام عثمان ، (2012) ، " التكرار الجزئي لحل مشكلة زيادة عدد المعالجات في التصميم العاملي" ، رسالة ماجستير ، جامعة الأزهر، غزة ، فلسطين.

[4] مكي، سمر أحمد، (2013)، " تطبيق نظام تصميم التجارب وتحليلها باستخدام القطع المنشقة في أحدى التجارب الزراعية "، رسالة ماجستير، مكتبة كلية العلوم، جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا.

هذا البحث تطبيق تصاميم أحد التجارب الزراعية حيث أجريت التجربة واشتملت على عاملين العامل الأول ثلاثة أنواع من الأسمدة (نيتروجين، طبيعي، فوسفات) العامل الثاني أربعة أنواع للتربة (الرملية، الطينية، الطمية، الطفالية) أما الاستجابات في التجربة طول النبات، سمك الورقة. استخدم تصميم القطع المنشقة في هذه التجربة حيث شملت المقاطع الرئيسية أنواع التربة والمقاطع الفرعية أنواع الأسمدة. وكانت أهم النتائج أن طول النبات يختلف باختلاف أنواع الأسمدة وأنواع التربة والتفاعل بينهما في حالة تنظيم القطع الكاملة على أساس تنظيم القطاعات العشوائية. أوصت الدراسة باستخدام أي مستوى من مستويات الأسمدة ومستويات التربة في تأثيرهما على سمك الورقة ويفضل استخدام أقلها تكلفة في أجراء تجارب مماثلة بالنسبة لتنظيم القطع الكاملة على أساس تنظيم القطاعات الكاملة العشوائية.

5.دراسة (ماريا حامد)[5]

تناول البحث تطبيق تصميم القطع المنشقة في تجربة زراعية باستخدام صنفين من الذرة، اشتملت التجربة على عاملين العامل الأول صنف الذرة والعامل الثاني كميات مياه الري، حيث شملت المقاطع الرئيسية كميات المياه والمقاطع الفرعية أصناف الذرة، من نتائج التجربة هنالك فروق بين مستويات مياه الري بالنسبة لنسبة وزن الأوراق لوزن الساق. لذلك أوصت باستخدام أي مستوى من مستويات المياه عند إجراء تجارب مماثلة وأيضا لايوجد تأثير من قبل التداخل بين صنف الذرة ومستويات مياه الري على

[5] حامد، ماريا، (2009)، " تصميم القطع المنشقة في تجربة زراعية باستخدام صنفين من الذرة "، رسالة ماجستير، مكتبة كلية العلوم، جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا.

طول النبات على طول النبات ونسبة وزن الأوراق لوزن الساق لذلك أوصت بدراسة كل عامل على حدا عند إجراء مثل هذه التجارب.

6.دراسة (محمد خليفة)[6]

هدف البحث إلى معرفة تأثير استخدام نبات الديس المعامل باليوريا كمصدر للعلف الخشن لحملان سلالة الأغنام البربري وتأثير معاملة نبات الديس باليوريا على المكونات الكيميائية وهضم العناصر الغذائية وأداء الحملان باستخدام تصميم التام التعشية واختبار (t). وبينت النتائج أن نسبة البروتين الخام قد زادت بأكثر من الضعف للديس المعامل باليوريا وزادت كفاءة التحويل الغذائي له مقارنة بالديس غير المعامل.

7.دراسة (بشير علي)[7]:

هدف البحث دراسة تأثير حركة مرور الآلات الزراعية على بعض الخواص الطبيعية والهندسية للتربة الرملية في مواعيد مختلفة من عملية الري ودراسة تأثير المرور على معدل الإنبات لمحصول الشعير صنف الريحان باستخدام تصميم القطاعات الكاملة العشوائية، توصلت الدراسة إلى أن هنالك تأثير واضح لحركة الآلات على الخواص الطبيعية والهندسية للتربة مثل الكثافة الظاهرية والمسامية على معدل الرشح السطحي للتربة بزيادة قدرتها على الاحتفاظ بالماء، وقوة مقاومة الاختراق تأثرت بالمحتوى الرطوبي لها.

---

[6]- ابوجرادة، محمد خليفة أبوبكر، (2010)، " تقييم استخدام الديس المعامل باليوريا والديس غير المعامل كمصدر للعلف الخشن لحملان سلالة الاغنام المحلية البربري "، رسالة ماجستير، جامعة الفاتح، ليبيا.

[7] محمد، بشير علي، (2009)، " دراسة تأثير حركة مرور الآلات الزراعية على بعض الخواص الطبيعية والهندسية للتربة على مستويات رطوبة مختلفة " ، رسالة ماجستير، جامعة الفاتح، طرابلس، ليبيا.

8.دراسة (بان متى)[8]

هدفت الدراسة إلى استخدام أسلوب تحليل التباين لتصميم القطاعات الكاملة العشوائية لتوضيح أثر تلوث البيئة المائية في مركبي الفوسفات والنترات في قنوات الرباط والخورة والعشار في مدينة البصرة، وتوصلت الدراسة إلى وجود تلوث واضح في هذه القنوات والى ضرورة استخدام تحليل التباين في التجارب المتعلقة بالمجالات الطبيعية،البيئية، الزراعية.

9. دراسة (Alexander)[9]

في هذه الدراسة تم استخدام صندوق الإشارات هانتر لتصميم التجارب، حيث تم الاعتماد على فكرة أن التفاعلات العليا غير مهمة ومن خلال تطبيق فكرة التكرار الجزئي في تصميم التجربة واستخدام نتائج التصميم في التحليل حيث ثبت انه لأيتم فقدان للمعلومات نتيجة استخدام التكرار الجزئي، وقد أشارت الدراسة إلى أنه إذا أردنا زيادة العوامل فإننا نحتاج إلى جهد ووقت وتكلفة وكذلك إلى بيانات أكثر قد لا يمكن الحصول عليها، وعليه أوصت الدراسة باستخدام التكرار الجزئي، وتوصلت الدراسة إلى أنه يمكن استخدام التكرار الجزئي في الجانبين التفسيري والاستكشافي، كما نصحت الدراسة باستخدام صندوق الإشارات هانتر للتصميم واستخدام برامج مثل (R , SAS , Minitab) لتحليل البيانات الناتجة عن التصميمات بواسطة صندوق الإشارات هانتر، وفي هذه الدراسة تم تطبيق التكرار الجزئي على تجارب عاملية ذات ثلاثة عوامل.

[8] سليم، بان متى، (2003)، " دراسة تطبيقية لمعرفة تلوث البيئة المائية باستخدام أسلوب تحليل التباين "، المجلة العراقية للبحوث الإحصائية، العدد(2)، جامعة الموصل، العراق.

[9] Eye , Alexander Von ,(2008) , "Fractional Factorial Designs in the Analysis of Categorical Data" , Michigan State University.

10. دراسة (Enrique Arbones , et al)[10]

تهدف هذه الدارسة إلى تقييم مدى إمكانية التطبيق التقني للمنتجات، ولتحديد أي العوامل التي لها التأثير الأكبر على جودة المنتج. ومن أهداف هذه الورقة وصف التجربة والتنبؤ بفوائد استخدام التجارب العاملية الجزئية في عملية الإنتاج الغذائي. وللتوصل لهذه الأهداف، فقد تم تصميم تجربة بأربعة عوامل وكل عامل بمستويين. وقد تم استخدام تصميم العوامل الجزئية للقطع المنشقة بقطاعين، عن طريق عامل يصعب تغييره (زمن طهي البطاطس)، وثلاثة عوامل يسهل تغييرها (نسبة البطاطس – نسبة الخضار – نسبة تركيز الأحماض). في هذا التصميم، فقد تم إدماج كل تأثير رئيسي مع التفاعلات من الدرجة الثالثة للعوامل الأخرى، أما تفاعلات الدرجة الثانية فقد تم دمجها في شكل أزواج. توصلت نتائج الدراسة إلى أن التصميم الجزئي ذو أهمية كبيرة في إنتاج ومعالجة الأغذية، بالرغم من أنه غير مستخدم بكثرة في تصنيع الأغذية. كما أن التصميم الجزئي يوفر الوقت والمال خاصة إذا استخدم فيها القطع المنشقة والتي يسهل فيها عملية التحليل.

1-9 التعليق على الدراسات السابقة:

يتضح من الدراسات السابقة التي تناولت موضوع تصميم التجارب منها دراسة (ميعاد فاضل) التي تناولت استخدام طرق تصميم وتحليل التجارب في تحسين العمليات الإنتاجية وضبط الجودة، توصلت الدراسة إلى أن الزيادة في العامل (C_2S) عند المستوى العالي للعامل (C_3S) تتحقق عنده أكبر مقاومة انضغاط للاسمنت، أما دراسة (عطا

[10] Arbones, Enrique , et al , ":Use of fractional experiments in the development of a ready to eat puree made from potato and turnip:" , University of Santiago Compostela , Depart ment of Agricultural Engineering, Escuela politecnica Superior , Campus Universitario , 27002 , Lugo, Spain.

عوض، 2011) التي تناولت تأثير الإدماج على كفاءة التجربة قد توصلت إلى نتيجة مهمة وهي وجود أثر فعال لاستخدام الإدماج في التجارب العاملية يؤدي إلى تقليل الخطأ التجريبي وبالتالي لزيادة الكفاءة لهذا النوع من التجارب. تختلف هذه الدراسة عن الدراستين السابقتين في أن الأولى استخدمت التجربة العاملية الكاملة، والثانية تناولت استخدام الإدماج في التجارب العاملية وتأثيره على كفاءة التجربة وتم فيها إدماج التفاعل الأعلى رتبة، بينما تناولت دراسة الباحث المقارنة بين تصميم التكرار الكامل وتصميم التكرار الجزئي في التجارب العاملية من حيث تطابق نتائج التأثيرات الرئيسية والتفاعلات الثنائية المهمة بالإضافة إلى مقارنة الكفاءة. أما دراسة (حسام عثمان، 2012) أشارت إلى أن مخرجات جدول تحليل التباين للحالات الثلاث (التصميم العاملي الكامل والتصميم العاملي الجزئي بنصف تكرار والتصميم العاملي الجزئي بربع تكرار) كان فيه مجموع المربعات الكلي متساوياً للحالات الثلاث وكذلك المجموع الكلي لدرجات الحرية كان متساوياً دون أن نفقد أي من المعلومات الرئيسية المهمة. وتتفق هذه الدراسة مع نتائج الدراسة الحالية فيما يتعلق بمخرجات جدول تحليل التباين، تختلف هذه الدراسة عن دراسة الباحث في أن هذه الدراسة تناولت التكرار الجزئي لحل مشكلة زيادة عدد المعالجات في التصميم العاملي، بينما تناولت دراسة الباحث المقارنة بين تصميم التكرار الكامل وتصميم التكرار الجزئي في التجارب العاملية. أما دراستي سمر احمد و ماريا حامد تناولتا استخدام تصميم القطع المنشقة في التجارب العاملية، تختلف هاتين الدراستين عن دراسة الباحث في أن الدراستين استخدمتا تصميم القطع المنشقة، بينما تناولت دراسة الباحث تصاميم التجارب العاملية الجزئية. أما دراسات (محمد خليفة) و(بشير علي) و(بان متى) تناولت التصاميم البسيطة

للتجارب، بينما تناول الباحث التصاميم العاملية الجزئية للتجارب. أما دراسة **Alexander(2008)** توصلت إلى أنه لأيتم فقدان للمعلومات نتيجة استخدام التكرار الجزئي، وقد أشارت الدراسة إلى أنه إذا أردنا زيادة العوامل فإننا نحتاج إلى جهد ووقت وتكلفة وكذلك إلى بيانات أكثر قد لا يمكن الحصول عليها، وعليه أوصت الدراسة باستخدام التكرار الجزئي وتتفق أيضا هذه النتيجة مع ما توصلت إليه هذه الدراسة من نتائج فيما يتعلق بعدم فقدان المعلومات نتيجة لاستخدام التكرار الجزئي.

1 – 10: هيكل الدراسة:

تحتوي هذه الدراسة على خمسة فصول تفاصيلها كالآتي:

الفصل الأول: المقدمة وتشتمل على تمهيد، مشكلة الدراسة، أهمية الدراسة، أهداف الدراسة، فرضيات الدراسة، منهجية الدراسة، الدراسات السابقة، الإطار العام للدراسة.

الفصل الثاني: أساسيات تصميم التجارب ويتضمن تمهيد، أنواع التجارب، المصطلحات الأساسية، أساسيات تصميم التجارب، خطوات البحث الإحصائي في تصميم التجارب، تحليل التباين، تحويل البيانات، متطلبات التجربة الجيدة، النماذج الإحصائية، التصميم التام التعشية، تصميم القطاعات الكاملة، تصميم المربع اللاتيني.

الفصل الثالث: التجارب العاملية ويشتمل على تمهيد، بالإضافة إلى التجارب العاملية استخدامها وأنواعها، التصاميم البسيطة في التجارب العاملية، التجارب العاملية الجزئية وتشتمل على مميزات التكرار الجزئي، التجارب العاملية 2^K، نصف تكرار لتجربة عاملية 2^K، تكوين التكرار الجزئي لتجربة عاملية 2^K، المترادفات، سلسلة التجارب العاملية

الجزئية، التحليل لتجربة عاملية 2^K، استخدام القطاعات في التجارب العاملية الجزئية، ربع تكرار لتجربة عاملية 2^k.

الفصل الرابع: الجانب التطبيقي وفي هذا الفصل تم التعرض لتعريف متغيرات الدراسة، وصف متغيرات الدراسة، تطبيق تصميم التجربة العاملية في التكرار الكامل 2^6، تطبيق تصميم التجربة العاملية الجزئية بنصف تكرار 2^{6-1}، تطبيق تصميم التجربة العاملية الجزئية بربع تكرار 2^{6-2}، ثم المقارنة بين نتائج التجارب العاملية باستخدام التكرار الكامل والتجارب العاملية الجزية.

الفصل الخامس: النتائج والتوصيات.

الـــفـصـــــل الـثـــــانـــــــي

أساسيات تصميم التجارب

2 – 1 تمهيد:

2 – 2 التجربة:

2 -3 أنواع التجارب:

2 – 4 المصطلحات الأساسية:

2 – 5 أساسيات تصميم التجارب:

2 – 6 تحليل التباين:

2 -7 تحويل البيانات:

2 – 8 متطلبات التجربة الجيدة:

2 – 9 النماذج الإحصائية:

2-10 الخطوات التي تتبع في التجارب العلمية:

2 – 11 التجارب البسيطة:

2 – 1: تمهيد

في هذا الفصل سوف نتناول تعريف التجربة، أنواع التجارب، المصطلحات الأساسية، تحليل التباين، تحويل البيانات، متطلبات التجربة الجيدة، النماذج الإحصائية، مفهوم التجارب البسيطة وذلك بدراسة التصاميم الأساسية مثل التصميم التام التعشية، تصميم القطاعات الكاملة العشوائية، تصميم المربع اللاتيني.

2 - 2:التجربة Experiment:[11]

تعرف التجربة بأنها عبارة عن منهاج مخطط نقوم بتطبيقه لغرض الحصول على حقائق تمكننا من الاستفسارات التي تدور حول مشكلة معينة لغرض إيجاد الحلول المناسبة لها، وتستخدم التجربة لاختبار الفرضيات واستكشاف العلاقات الجديدة بين المتغيرات وعند التفكير في مشكلة ما لابد من تحديد المشكلة المراد حلها غير أن الوصول إلى تحديد مقبول للمشكلة يحتاج إلى الكثير من الوقت والجهد.

2 – 3: أنواع التجارب:

هنالك أنواع متعددة من التجارب وهي تتنوع تبعاً لطبيعة مجال تطبيق التجربة فعلى سبيل المثال في المجال الزراعي يمكن أن تتنوع حسب الغرض الذي تجرى من أجله وهي [12]

1. التجربة الحقلية، تجرى في حقول المزارعين أو محطات الأبحاث التجريبية وتشمل تجارب التسميد، الأصناف، المبيدات، الآفات، الري.

[11] - شويلية، عباس حسين، (1997)، أسس التجارب الزراعية (تصميم ، تحليل ، تطبيق)، الإدارة العامة للمكتبات والنشر، مصر، ص19.

[12] - المشهداني، محمود حسن، خلف، كمال علوان، (1989)، " تصميم وتحليل التجارب " ، بغداد ، ص91.

2. تجارب الصوب، وهي بيوت تبنى خصيصاً لنمو النباتات فمنها الصوب السلكية أو الخشبية أو الزجاجية وتشمل تجارب أمراض النبات، تغذية النبات، مقاومة النبات للحرارة المرتفعة أو المنخفضة.
3. تجارب الحجرات المنظمة وتتضمن الحضانات وهي تشمل الإنبات، حضانة الكائنات الدقيقة، وتجارب الثلاجات وتشمل التخزين وتهيئة النباتات للإزهار.
4. تجارب الليزمتر، والليزمتر يستخدم لدراسة تسرب أو فقد العناصر في الأرض، وهذا الفقد يقدر في هذه الظروف المحكمة خير من تجارب الحقل، والليزمتر يوجد بثلاثة أنماط هي نمط الحفرة، نمط الحوض، والنمط الروسي.

وتتنوع التجارب كذلك تبعاً لعدد العوامل الداخلة فيها أو طبيعتها فقد تكون التجارب البسيطة حينما يكون الاهتمام في التجربة بدراسة تأثير عامل واحد مع تثبيت جميع الظروف المحيطة بالتجربة أو توحيدها أو تكون التجارب العاملية حينما يكون الاهتمام بدراسة تأثير أكثر من عامل في تجربة واحدة فقط، وذلك باستخدام جميع التوافيق الممكنة بين عدة مستويات مختلفة للعوامل المراد دراستها.

2 – 4: المصطلحات الأساسية :[13]

2 – 4 – 1: المعالجة Treatment:

هي الوسيلة التي يقاس تأثيرها على المادة التجريبية، وقد تكون المعالجة عبارة عن أصناف من الأرز، القمح ... الخ، أو مجموعة من أنواع الأسمدة أو مستويات من سماد أو أسمدة وتمثل مستويات لعامل Factor والمعالجات هي المستويات Levels.

[13] - فرج ، محمد حسن ، (2010) ، أسس تصميم وتحليل التجارب ، مطبعة جي تاون ، الخرطوم ، ص17

2 – 4 – 2: الوحدة التجريبية Experimental unit:

هي اصغر مساحة أو قطعة من المادة التجريبية تجرى عليها معالجة واحدة، فقد تكون الوحدة التجريبية قطعة أرض تجرى عليها معالجة تسميد أو ري في تجربة زراعية.

2 – 4 – 3 : القطاع Block:

يتكون القطاع من مجموعة من الوحدات المتجانسة.

2 – 4 – 4: وحدة المعاينة Sampling unit:

وحدة المعاينة هي جزء من الوحدة التجريبية يؤخذ عليه قياس تأثير المعالجة.

2 – 4 – 5:الخطأ التجريبي Experimental error:

الخطأ التجريبي هو التباين بين الوحدات التجريبية التي طبقت عليها نفس المعالجة. ويتكون الخطأ التجريبي من مجموعة العوامل غير المتحكم فيها كالمواد التجريبية والحرارة وحركة الرياح .....الخ). وتتلخص مصادر الخطأ التجريبي في نقطتين هما عدم تجانس الوحدات التجريبية وطريقة تنفيذ التجربة. وعموماً يمكن تجميع مصادر الخطأ في ثلاثة مصادر وهي[14]

أ. الاختلافات الذاتية Inherent Variability التي توجد عادة بين الوحدات التجريبية ويمكن إرجاعها إلى الاختلافات الوراثية أو إلى التداخل بين التراكيب الوراثية والظروف البيئية التي يصعب السيطرة عليها. ومن الملاحظ في التجارب الميدانية بصفة عامة صعوبة الحصول على وحدات تجريبية متجانسة تماماً مهما بذل الباحث من جهد في الحصول على حيوانات أو نباتات متجانسة ليجرى عليها تجربته.

[14]- شويلية ، عباس حسين ، (1997) ، مرجع سابق ، ص41

ب. الاختلافات في تطبيقات المعالجات حيث تحدث بعض الأخطاء عند تكرار تطبيق المعاملات على عدد من الوحدات التجريبية ومرجعه أما العجز أو الفشل في إعادة تكرار نفس ظروف المعاملات تماماً أو لعدم الدقة أو لاختلاف القائمين بتطبيق المعاملات.

ج. الأخطاء الفنية الأخرى التي تحدث في التجربة وفي طريق قياس الصفات تحت الدراسة وتسجيل المشاهدات.

ويمكن التحكم في مقدار الخطأ التجريبي المقدر والسيطرة عليه عن طريق:

1. استخدام تصميم تجريبي أكثر كفاءة تبعاً لمدى التجانس بين الوحدات التجريبية.
2. استخدام البيانات المتلازمة (تحليل التباين المشترك Covariance analysis.
3. اختيار حجم وشكل الوحدة التجريبية المناسب مع عدد مناسب من المكررات.
4. تحسين الطرق الفنية المستخدمة في التجربة مع الاهتمام بدقة القياسات وتسجيل البيانات.

2 – 5: أساسيات تصميم التجارب:[15]

يشترط في التصميمات الحديثة أن تعطي تقديراً للخطأ التجريبي مع إمكانية تقليله، ووضعت أساسيات تصميم التجارب لتوفر تلك المطالب وهي ثلاث قواعد التكرار والتعشية والتحكم في الوحدات التجريبية.

[15]- الطاهر ، محمد محمد ، (1994) ، تصميم وتحليل التجارب ، دار المريخ للنشر، ص.ص21-23.

2 – 5 -1: التكرار Replication:

للخروج بقيمة تقديرية للخطأ التجريبي فلابد من تكرار المعالجة عدداً من المرات في التجربة وذلك حسب الإمكانيات المتاحة ودرجة الدقة المطلوبة ويحقق التكرار العديد من الأهداف نذكر منها.

أ. إيجاد إمكانية تقدير الخطأ التجريبي لأن التكرار يعطينا عدة مشاهدات على الوحدات التجريبية التي أخذت نفس المعالجة.

ب. تقليل الخطأ التجريبي وذلك عن طريق تصغير الخطأ المعياري Standard Error والذي يعرف بأنه الجزر التربيعي لتباين المتوسط.

ج. تقديم استنتاج أشمل وأعم عن التجربة، وذلك لان تعدد التكرارات يؤدي إلى استعمال اكبر عدد ممكن من الوحدات التجريبية أو أكثر من مكان للتجربة أو فترات زمنية مختلفة، وبهذا يتسع مدى تطبيق الاستنتاجات التي نحصل عليها من التجربة.

2 – 5 – 2: التعشية Randomization:

التعشية هي عملية أو طريقة توزيع المعالجات بطريقة عشوائية على الوحدات التجريبية، وتستخدم التعشية لتقليل مصادر الاختلاف الخارجية External Source of variation وضمان استقلال المشاهدات.

2 – 5 – 3: التحكم في الوحدات التجريبية Local control :

يعتبر التحكم في الوحدات التجريبية من الأسس الرئيسية للتصميم الناجح، وتتلخص هذه الطريقة في تقسيم الوحدات التجريبية إلى مجموعات متجانسة Homogeneous تسمى قطاعات (Blocks)، ويتم توزيع المعالجات داخلها عشوائياً

وينتج عن هذه الوسيلة فصل تباين القطاعات من الخطأ التجريبي وبذلك يقع تقليل الخطأ التجريبي.

ونلخص أغراض التحكم في الوحدات التجريبية في النقاط التالية:

أ. تحسين دقة التجربة تحسن دقة التجربة عن طريق فصل تباين القطاعات من الخطأ التجريبي.

ب.توسيع مدى تطبيق نتائج التجربة عندما توجد القطاعات في أمكنة مختلفة أو أزمنة مختلفة.

2 – 6 : تحليل التباين:[16]

ويقصد بذلك إجراء بعض العمليات الرياضية لتقسيم مجموع المربعات الكلي لمجموعة من مكونات مصادر التباين المختلفة والمسئولة عن وجوده، وبعد انتهاء التحليل نلخص الجدول في جدول يسمى جدول تحليل التباين (Analysis of Variance Table) ويرمز له بـ ANOVA Table. وتحليل التباين له عدة أنواع وذلك حسب عدد المتغيرات تحت الدراسة:

- تحليل التباين أحادي الاتجاه One Way ANOVA: يستخدم لاختبار الفروق بين أكثر من متوسطين، أي عند وجود متغير مستغل واحد له معالجات متعددة ويراد معرفة تأثير هذه المعالجات على المتغير التابع، أي قياس الفروق بين هذه المعالجات في آن واحد، ولصعوبة تنفيذ هذا الأمر باختبار T-test الذي يقارن بين المجموعات

[16]- الراوي ، خاشع محمود ، خلف الله ، محمد عبدا لعزيز، (1980)، " تصميم التجارب الزراعية "، دار الكتب، الموصل، العراق ص.ص14-15.

في شكل مجموعات ثنائية مما يمثل صعوبة ويستغرق وقتاً وجهدا كبيرين لذلك نستخدم تحليل التباين ذو الاتجاه الواحد والذي به ينقسم التباين الكلي إلى جزئين الأول يسمى التباين بين المجموعات (Between groups) والثاني يسمى التباين داخل المجموعات (Within groups) وعندما تكون الاختلافات بين المجموعات أكبر من الاختلاف داخل المجموعات يكون هناك فعلا فروق بين المجموعات ترجع لاختلاف المعالجات للمتغير المستقل.

- تحليل التباين ثنائي الاتجاه Two way ANOVA: يستخدم لدراسة تأثير متغيرين مستقلين بمستوياتهم المتعددة على متغير تابع واحد بالإضافة إلى دراسة الأثر المشترك بينهما.
- تحليل التباين الثلاثي: يقصد به قياس أو تقييم تأثير عدد من العوامل كل منها يوجد في مستويات متعددة على متغير تابع واحد، ويستفاد منه في البحوث التي تحتوي على تصميم تجريبي يتضمن دراسة أثر ثلاث متغيرات مستقلة أو أكثر، وذلك لأنه يسمح بدراسة اثر كل متغير من المتغيرات على حدة، بالإضافة إلى أثر تفاعلهما معاً على متغير تابع في نفس الوقت.

الهدف من تحليل التباين:

- دراسة تحليل أثر متغير أو أكثر من المتغيرات الوصفية على متغير كمي.
- المقارنة بين متوسطات مجموعات كل متغير من المتغيرات محل الدراسة ويمكن أن يلخص ذلك في جدول يطلق عليه جدول تحليل التباين ANOVA Table.

جدول رقم (2 – 1) محتويات جدول تحليل التباين ANOVA Table

Source of Variance مصدر الاختلاف	Degree of Freedom (df) درجات الحرية	Sum of Squares (SS) مجموع المربعات	Mean Squares (M.S) متوسط المربعات	E(M.S) التباين المتوقع	F Ratio قيمة ف المحسوبة
مصادر الاختلاف ويتم التعرف عليها من معادلة النموذج الرياضي للتجربة وتختلف المعادلة الرياضية من تصميم لآخر	درجة الحرية (عدد القيم الحرة في العينة أو عدد المقارنات المستقلة لكل مصدر من مصادر الاختلاف	مجموع المربعات ، وهي مجموع مربعات الانحرافات لكل مصدر من مصادر الاختلاف	متوسط التباين المقدر، هو متوسط التباين المقدر لكل مصدر من مصادر الاختلاف ويساوي مجموع المربعات مقسوما على درجات الحرية لكل مصدر	وهو التباين المتوقع لكل مصدر من مصادر الاختلاف على أساس المعادلة الرياضية للتصميم المستخدم	هي نسبة بين التباين المطلوب اختباره مقسوما على التباين المستخدم في الاختبار

المصدر : الراوي ، خاشع محمود ، " تصميم التجارب الزراعية "

حيث ترفض فرضية العدم إذا كانت (p-value) أقل من أقل من α ، ويتم احتسابها مباشرة من قبل برامج التحليل وهي تتمثل في مخرجات التحليل الإحصائي بقيمة Sig.

وتحليل التباين يبنى على أربعة فروض أساسية من المهم توافرها في البيانات وهي[17]:

1. التأثيرات الرئيسية تجميعية Additively of The Main Effects :

وهذا يعني أن تأثير المعاملات وغيرها من التأثيرات الأخرى تضاف إلى بعضها البعض لتحديد قيمة المشاهدة كما سنلاحظ ذلك في النموذج الرياضي الخاص بكل تصميم، وبصورة عامة فإن وجود هذا الفرق في البيانات يعني:

[17] - الراوي ، خاشع محمود ، خلف الله ، محمد عبدا لعزيز ، المرجع السابق ، ص16

أ. تأثير المعاملات ثابت، ومعنى ذلك عدم وجود تداخل تأثير المعاملات والوحدات التجريبية، أي أن تأثير معاملة ما متساو على جميع الوحدات التجريبية التي طبقت عليها.

ب. تأثير معاملة ما على وحدة تجريبية طبقت عليها لا يتأثر بتطبيق معاملة أخرى على وحدة تجريبية مجاورة.

ج. الفرق بين تأثير معالجتين يقاس بالفرق بين متوسط جميع الوحدات التجريبية التي أخذت أحدى المعاملتين ومتوسط الوحدات التجريبية التي أخذت المعاملة الأخرى.

فإذا لم تتوفر أي من هذه النقاط، وكان هناك شك في أن التأثيرات لم تكن تجميعية فإن تحليل البيانات بالطرق المعتادة قد يودي إلى بعض القرارات الخاطئة، وفي هذه الحالة قد يكون من الأفضل محاولة التغلب على هذه المشكلة بإتباع أحدى طرق تحويل البيانات Data Transformation قبل تحليلها.

2. التوزيع العشوائي المستقل والطبيعي للخطأ التجريبي Randomly Independently and Normally Distribution of The Error Terms:

وتكمن أهمية توفر هذا الشرط في أننا عند اختبار الفرضيات نفترض أساساً بأن الأخطاء ε_{ij}تتوزع توزيعاً عشوائياً ومستقلاً وتسلك في هذا التوزيع سلوك التوزيع الطبيعي بمتوسط عام يساوي الصفر وتباين يساوي σ_{ij}^2 ويعبر عن ذلك باختصار $\varepsilon_{ij} \to N(0,\sigma_{ij}^2)$

ومن حسن الحظ فإن مشكلة عدم توفر هذا الفرض لا تؤثر على صحة تحليل البيانات.

3. تجانس تباينات العينات المختلفة Homogeneity of Variances:

إذا كانت العينات المختلفة تتبع مجتمعات بتباينات مختلفة فإن ذلك سوف يؤدي إلى الوصول إلى قرارات خاطئة عند اختبار الفرضيات حيث يرتفع مستوى المعنوية تلقائياً ، وهذا الفرض يعني أن تكون الاختلافات العشوائية داخل المعاملات متجانسة وبالتالي تكون الاختلافات العشوائية متساوية بالنسبة للعينات المختلفة مما يمكن معه الحصول على تباين مشترك للخطأ العشوائي لجميع العينات، فإذا واجهتنا مشكلة عدم تجانس البيانات في بيانات العينات المختلفة ويمكن معرفة ذلك من بإجراء اختبار للتجانس فإننا نلجأ إلى تحويل البيانات بطريقة يتحقق معها تجانس التباينات.

4. عدم الارتباط بين المتوسطات والتباينات Independence of Means and Variances:

أن وجود علاقة بين المتوسطات والتباينات للعينات المختلفة أهم الأسباب التي تؤدي إلى الإخلال بالفرض السابق أي تؤدي إلى عدم تجانس التباينات وعليه فلابد من فحص البيانات للتأكد من توفر مثل هذا الاستقلال بين المتوسطات والتباينات قبل أن نستمر في تحليلها بالطرق المعتادة، ومن البيانات التي تظهر بطبيعتها ارتباطا بين التباينات والمتوسطات تلك التي تعتمد على العد أو على حساب قيم نسبية أو نسب مئوية. فإذا أتضح لنا وجود مثل هذه العلاقة فهل هذا يعني استبعاد طريقة تحليل التباين كطريقة لتحليل البيانات؟ ومن حسن الحظ فلن هذا ليس ضرورياً بل نستطيع أن نحول البيانات بطريقة يصبح معها توفر هذا الشرط ممكناً ، ثم نستمر بعد ذلك في عمليات تحليل التباين على البيانات المحولة.

2 – 7: تحويل البيانات Data Transformation:[18]

إجراء تحليل التباين لأي تجربة من التجارب يتطلب توفر فروض محددة قبل التحليل كان تتوزع البيانات توزيعاً طبيعياً وأن تكون متجانسة ولكن أذا اختلفت أحدى فروض تحليل التباين نقوم بتحويل البيانات حيث يساعد التحويل في تقريب البيانات الغير طبيعية للتوزيع الطبيعي وأيضا تحويل البيانات الغير متجانسة لحالة التجانس ولا تنحصر أهمية تحويل البيانات في ذلك فقط بل يساعد على تثبيت التباين عندما تكون تباينات المجموعات غير متساوية لان ثبات التباين ضروري في التحليل والجدير بالذكر أن عدم توفر هذه الفروض أو أحدهما يؤدي إلى ارتفاع معنوية الاختبارات في التجربة.

2 –7 -1: التحويل اللوغريثمي logarithmic Transformation:

يستخدم هذا التحويل عندما تكون هنالك علاقة نسبية بين الانحرافات المعيارية للبيانات وبين متوسطاتها (أي أن معامل الاختلاف ثابت) وكذلك عندما نلاحظ أن التأثيرات ليست تجميعية بل نسبية أو تضاعفية حيث يتم التحويل بآخذ اللوغريثم للبيانات، وقبل التحويل يجب مراعاة أن البيانات التي تحتوي على قيم سالبة لا يمكن تحويلها بهذه الطريقة وأيضا في حالة وجود قيم صفرية فغننا سنواجه مشكلة لان لوغريثم العدد صفر (∞ -) ولحل هذه المشكلة ينصح بإضافة الرقم (1) لكل البيانات ولكن إذا كان عدد الاصفار كبير ينصح باستخدام طريقة أخرى لتحويل البيانات.

[18] - المشهداني ، محمود حسن ، خلف ، كمال علوان ، (1989) ، تصميم وتحليل التجارب ، مرجع سابق ، ص. ص49-51

2-7-2:التحويل باستخدام الجزر ألتربيعي Square Root Dat Transformation:

يتم استخدام هذا التحويل في حالة أن البيانات تتعلق بأحداث نادرة حيث تتبع البيانات في هذه الحالة توزيع بواسون والمقصود بالحادث النادر ذلك الحادث الذي يكون احتمال وقوعه صغير جداً ولكن يجب أن نضع اعتبار أن توزيع بواسون له خصائص مميزة له فتباينه يساوي متوسطه بمعنى أن هنالك تناسب بين التباينات والمتوسطات وعندما نحلل بيانات من هذا النوع فغننا نخالف عدد من الفروض الواجب توفرها في تحليل التباين فالأخطاء لا تتوزع طبيعياً والتباينات متناسبة مع المتوسطات وليست مستقلة ولكن يمكن التغلب على هذه المخالفات ونصحح فروض التحليل ويتم هذا التصحيح بأخذ الجزر ألتربيعي للقيم مضافاً إليها الرقم (1) أو $\frac{1}{2}$ ($\sqrt{X+1}$

أو $\sqrt{X+0.5}$).

2-7-3:التحويل الزاوي(التحويل باستخدام النسب المثلثية)Arc Sin Transformation:

نلجأ لهذه الطريقة عندما تكون البيانات على شكل نسب مئوية وأيضا عندما تتبع البيانات توزيع زى الحدين ونحصل على هذا التحويل بإيجاد الزاوية العكسية للبيانات.

ولمعرفة ثبات التباين للبيانات نستخدم اختبار بارتلت Bartlett's test والذي يستخدم الإحصائية

$$B = \frac{\lambda}{c}$$

$$\lambda = 2.3026\left(\sum_{i=1}^{k}(n_i-1)\right)logS^2 - \left(\sum_{i=1}^{k}(n_i-1)\right)logS_i^2)$$

$$C = 1 + \frac{1}{3(n-1)}(\sum_{i=1}^{k}\frac{1}{(n_i-1)} - \frac{1}{\sum_{i=1}^{k}(n_i-1}$$

حيث K تمثل عدد المجموعات، n_i تمثل عدد المفردات للمجموعة i، S^2 تمثل التباين المقدر من جمع مجموع مربعات كل مجموعة مقسوم على مجموع درجات حرية كل المجموعات، S_i^2 تمثل التباين للمجموعة i.

مع العلم أن التوزيع التقريبي للقيمة B هو توزيع χ^2 حيث نرفض H_0 أذا كان $B > \chi^2_{(1-\alpha,K-1)}$ حيث H_0 تدل على أن التباينات متساوية جميعها.

2 – 8: متطلبات التجربة الجيدة Require of a Good Experiment:

لكي يمكن إجراء تجربة جيدة يعتمد على نتائجها بقدر كبير من الثقة لابد من توفر عدة شروط أو متطلبات وهي.[19]

1. غياب الخطأ المنتظم Absence of systematic Error:

من المهم في أي تجربة تطبق باستخدام تصميم معين أن يتم تقدير تأثيرات المعاملات والفروق بينهما تقيراً صحيحاً. إن الأخطاء الشخصية وكذالك الأخطاء الطبيعية أو الذاتية التي قد توجد بين الوحدات التجريبية من الممكن التغلب على تأثيراتها أو استبعادها إلى حد كبير عن طريق إتباع الأسلوب العشوائي، وبذلك غياب المصادر الرئيسية للخطأ المنتظم، والذي يعني كذالك أن سلوك هذه الوحدات في استجابتها لتأثير المعاملات يجب أن يكون ستقلاً عن بعض.

[19]- شويلية ، عباس حسين ، (1997) ، أسس التجارب الزراعية (تصميم ، تحليل ، تطبيق) ، مرجع سابق ، ص.ص47-49

2.الدقة Precision:

إن دقة تقدير تأثير ما تشير إلى مدى إمكانية تكرار الحصول على نفس القياسات أو القيم المقدرة لهذا التأثير وبالتالي إلى مدى الثقة في هذا التقدير وترتبط دقة التجربة ارتباطاً وثيقاً بقيمة الخطأ القياسي ونجد أن هذه الدقة تعتمد على النقاط التالية

أ. الاختلافات الذاتية بين مواد التجربة ومدى دقة الطرق والوسائل التجريبية.

ب. عدد الوحدات التجريبية (كما يتحدد بعدد التكرارات في التجربة) وكذلك على عدد تكرار المشاهدات لكل وحدة تجريبية.

ج. التصميم المستخدم في التجربة في كثير من التجارب حيث يكون التصميم الإحصائي مناسباً ومفيداً يمكن تحقيق زيادة محدودة جداً في دقة التجربة عن طريق تحوير في المواد التجريبية وتحسين في الوسائل الفنية وطرق قياس المشاهدات. ولما كان الخطأ القياسي للاختلاف المقدر بين تأثير معاملتين يتناسب عكسياً مع الجزر ألتربيعي لعدد الوحدات في كل معاملة، كما يظهر في المعادلتين التاليتين.

عند تساوي عدد الوحدات التجريبية (n) في المعاملتين

$$S_{(\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t'})} = S\sqrt{2/n} \qquad .....(1-2)$$

عند اختلاف عدد الوحدات التجريبية (n1,n2) في المعاملتين

$$S_{(\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t'})} = S\sqrt{1/n_1 + 1/n_2} \qquad .....(2-2)$$

وعلى ذلك فانه من الواضح إمكانية تحقيق زيادة في دقة التجربة وذلك بزيادة عدد مكررات التجربة كلها أو بتكرار تسجيل مشاهدات على نفس الوحدات التجريبية التي عُوملت بمعاملة معينة، إلا أن محاولة خفض الخطأ القياسي عن طريق زيادة عدد الوحدات

التجريبية وان كانت فعلاً ممكنة ولكن تكون مكلفة جداً في أغلب الأحوال وغير عملية في عظمها.

3. اتساع مدى صلاحية النتائج Vide range of Validity:

عندما نقدر تأثير المعاملات في أحدى التجارب، فإن القرارات التي تتخذ تتعلق بالمجموعة المحددة من الوحدات التجريبية التي استخدمت وبالظروف الخاصة التي درست (نموذج ثابت (Fixed Model) فإذا ما أردنا تطبيق هذه القرارات تحت ظروف مخالفة فإن بعض الشكل الإضافي سوف يزيد من الشكل الذي قسناه بواسطة الخطأ التجريبي، والاستثناء الوحيد من ذلك هو عندما نختار الوحدات التجريبية من مجتمع مميز ومحدد من هذه الوحدات بواسطة إحدى الطرق الإحصائية السليمة لاختيار العينات ونماذج التأثيرات العشوائية (Random Effect Model) تقع ضمن هذا الاستثناء.

4. البساطة Simplicity:

كلما قل تعقيد الطرق التجريبية قل بالمثلي التخبط الذي قد يحدث أحياناً، والذي يرفع بالطبع من قيمة الخطأ القياسي ويؤدي إلى إضعاف كثير من النتائج التي لو لا ذلك لامكن قياسها بمنتهى الوضوح، ويؤدي ذلك إلى بساطة لتصميم والتحليل أيضاً، لان كفاءة التصميم وبساطة التحليل مرتبطة إلى حد كبير.

5. تقدير الخطأ القياسي Estimating of The Standard error:

أن المهم جداً حساب مدى التشكك في تقدير التأثيرات المختلفة التي قمنا بتقديرها على أن يكون ذلك من بيانات التأثيرات المختلفة التي قمنا بتقديرها على أن يكون ذلك من بيانات التجربة نفسها كلما أمكن ذلك، وهذا يعني تقدير الخطأ القياسي تقديراً جيداً لكي يمكن لنا

إجراء اختبارات المعنوية وتحديد حدود الثقة للتأثيرات أو الاختلافات الحقيقية عند مستوى الاحتمال المطلوب أما في التجارب التي تحتوي أعداداً صغيرة جداً من الوحدات التجريبية، فلن يكون في الإمكان تقدير الانحراف القياسي للخطأ تقديراً معقولاً من نفس مشاهدات التجربة وفي مثل هذه الحالات يكون من الضروري اللجؤ إلى استخدام نتائج التجارب السابقة لتقدير الانحراف القياسي، غير أن العيب الأساسي في ذلك أننا نفترض في هذه الحالة أن مقدار الخطأ العشوائي لم يتغير في التجربة الحالية عن التجارب السابقة.

2 – 9: النماذج الإحصائية Statistical Models:

النموذج الإحصائي هو معادلة رياضية تفسر العلاقة بين المتغيرات محل الدراسة وبعبارة أخرى هو التجزئة النظرية لكل مشاهدة بمعنى أن المشاهدة يمكن تمثيلها بنموذج إحصائي معين والنموذج الإحصائي إلى جانب انه يصف المشاهدة فهو الذي يحدد مصادر الاختلاف في جدول تحليل التباين. وعموماً يرتكز تعريف الأجزاء المكونة للنموذج على الافتراضات التي يضعها الباحث حول المعالجات التي أدخلت في التجربة ومن هنا تم تقسيم النماذج الإحصائية إلى ثلاث أنواع (نموذج ثابت، نموذج عشوائي، نموذج ثابت وعشوائي (مختلط))، وقد تكون المعالجات ثابتة بمعنى أن هذه المعالجات هي الغرض الأساسي من التجربة وهي فقط المراد الاستدلال حولها وفي هذه الحالة تعرف t_i بأنها ثابتة، وقد تكون المعالجات عبارة عن عينة عشوائية مأخوذة من مجتمع مكون من العديد من المعالجات وهنا يصبح الغرض من التجربة تقدير التباين بين متوسطات المعالجات وليس تقدير متوسطات تلك المعالجات فإذا أعيدت مثل هذه التجربة سيتم

اختيار عينه عشوائية أخرى من المعالجات وفي هذه الحالة تعُرف t_i بأنها تأثير عشوائي للمعالجة ونفترض أن قيم t_i هي عبارة عن متغير عشوائي من مجتمع التأثيرات الموزع توزيعاً طبيعياً بمتوسط صفر وتباين σ_t^2 أي أن $t \to N(0,\sigma_t^2)$

لذلك فان النماذج الثابتة يكون اهتمام الباحث بالمعالجات المدخلة في التجربة فقط، حيث يريد صياغة استنتاجات حول هذه المعالجات أما في النماذج العشوائية فيكون اهتمام الباحث بمجتمع من المعالجات حيث يصعب إدخال كل أفراد هذا المجتمع في التجربة فيأخذ عينة عشوائية منها ويدخلها في التجربة مع العلم أيضا انه في حالة النموذج الثابت يكون الغرض مقارنة متوسطات المعالجات بمعنى أن فرضية البحث هي.

$$H_0: \ \mu_i = 0$$
$$H_a: \ \mu_i \neq 0$$

أما في حالة النموذج العشوائي يكون الغرض من التجربة هو تقدير تباين تأثير المعالجات بمعنى أن فرضية البحث في هذه الحالة تكون.

$$H_0: \sigma_t^2 = 0$$
$$H_a: \sigma_t^2 \succ 0$$

عموماً نلاحظ أن الفرق بين النموذجين الثابت والعشوائي يكمن فيما يتعلق بالمعالجات ولكن هذا التصنيف يكون وافي في حالة التصميم التام التعشية لأن البيانات أحادية التقسيم ولكن في التصميمات الأخرى كتصميم القطاعات العشوائية الكاملة فالبيانات تكون ثنائية التقسيم بمعنى أن هنالك تأثير أضافي غير المعالجات وهو تأثير القطاعات وأيضاً عندما تكون البيانات لها أكثر من تقسيم كتصميم المربع اللاتيني حيث نأخذ في الاعتبار

أيضا تأثير الصفوف والأعمدة لذلك يتعين تحديد النموذج ثابتاً أو عشوائياً أو مختلطاً بواسطة هذه التأثيرات مجتمعة.

2-10 الخطوات التي تتبع في التجارب العلمية:

يمكن تلخيص الأسلوب العلمي أو الطريقة التي تتبع عادة في إجراء البحوث في عدة خطوات متتابعة وهي[20]

1. تحديد المشكلة المراد دراستها تحديداً واضحاً ووضع أهداف تؤدي إلى حلها.
2. وضع الأهداف التي تساعد على تحقيق الأهداف السابقة.
3. تحديد العامل أو العوامل ومستوياتها التي تساعد التي تستخدم في التجربة.
4. تحديد الصفة أو الصفات التي تتم سيتم دراستها وكيفية قياسها.
5. تصميم الوحدات التجريبية التي ستطبق عليها المعاملات
6. اختيار التصميم التجريبي الملائم.
7. جمع البيانات.
8. تحليل البيانات إحصائياً.
9. مناقشة النتائج وتفسيرها.
10. إعداد تقرير علمي عن التجربة وما أدت إليه من نتائج.

2-11: التجارب البسيطة:

فيما يلي استعراض لأهم التصميمات التي تناسب التجارب البسيطة والتي تأخذ في اعتبارها تأثير عامل واحد.

[20] Elena , J .M & Fernandez , M , (1993) , " Technical guidelines for field variety trails" FAO plant protection paper 75 , Rome , p39.

1- بدون قطاعات No Blocking وتشمل التصميم العشوائي الكامل (CRD).

2- القطاعات الكاملة Complete Blocks

أ. التجميع في اتجاه واحد One-Way groping وتشمل القطاعات العشوائية الكاملة (RCBD).

ب. التجميع في اتجاهين Tow-Way grouping وتشمل المربع اللاتيني (L.S.D) وتصاميم العبور (C.O.D).

ج. التجميع في ثلاثة اتجاهات Three-way grouping وتشمل المربع اللاتيني الإغريقي (G.L.S.D).

2-11-1: التصميم التام التعشية: Completely Randomized Design[[21]][[22]]

وهو من أكثر التصاميم شيوعاً وأسهلها تحليلاً، ويشترط فيه تجانس الوحدات التجريبية وغالباً ما يتوفر هذا التجانس في المعمل وربما بعض التجارب الزراعية، ويعتمد هذا التصميم أساسا على التعشية، وهي محاولة للتحكم بجميع العوامل غير المقاسة لتقليل الخطأ التجريبي.

كيفية إجراء التصميم :

تختار مفردات العينة عشوائياً على المعالجات، فإذا كان لدينا K معالجة وعدد n من الوحدات التجريبية بطريقة عشوائية بحيث نحصل على n_1 من الوحدات التجريبية التي تجري عليها المعالجة الأولى n_2 وحدة تجريبية تجري عليها المعالجة الثانية وهكذا إلى أخر معالجة وأخر وحدة تجريبية متبقية، وبالتالي يكون توزيع المعالجات عشوائياً على

[21] - البراهيم، فوزية محمد، عبدالمنعم، ثروت محمد، (2004)،"تصميم وتحليل التجارب باستخدام برنامج SPSS" كلية العلوم بالدمام.

[22] - فرج ، محمد حسن ، (2010) ، "أسس تصميم وتحليل التجارب" ، مرجع سابق ، ص68

الوحدات التجريبية بدون نظام محدد، سوى أن لكل وحدة تجريبية نفس احتمال استلام أية معالجة في التجربة.

محاسن وعيوب التصميم التام التعشية:

1. في حالة وجود الوحدات التجريبية المتجانسة يسمح التصميم باستعمال أي عدد من المعالجات وليس من الضروري تساوي تكرارات فيه.
2. طريقة تحليله بسيطة سواء كانت التكرارات متساوية أو غير متساوية أو كانت هنالك قيم مفقودة.
3. يسمح التصميم باستخدام أعلى رقم ممكن لدرجات الحرية للخطأ العشوائي مما يقلل من قيمة متوسط مربعات الخطأ.
4. العيب الوحيد لهذا التصميم هو إذا كانت الوحدات التجريبية غير متجانسة وعدد المعالجات كبير ستنخفض كفاءته.

تحليل بيانات التصميم التام التعشية:

جميع التجارب المصممة لها تحليل تباين يعرف من طريقة تصميم التجربة، وهنالك برامج حاسوبية لتحليل التباين لكل تصميم وهذه البرامج تسمح بمقارنة تصميمات مختلفة في موقع التجربة إضافة إلى تحليل بياناتها بعد استكمال التجربة.

لنفترض أن تجربة تحتوي عدد t من المعالجات وطبقت كل معالجة على k وحدة تجريبية وبذلك نحصل عند انتهاء التجربة على nk مشاهدة للاستجابة Y_{ij} وتكون البيانات كما في جدول (2 – 2) التالي.

جدول رقم (2 - 2) بيانات التصميم التام التعشية بتكرارات متساوية

التكرارات	المعالجات						
	1	2	.....	I	.....	K	
1	Y_{11}	Y_{21}	.....	Y_{i1}	.....	Y_{k1}	
2	Y_{12}	Y_{22}	.....	Y_{i2}	.....	Y_{k2}	
⋮	⋮	⋮	.....	⋮	.....	⋮	
j	Y_{1j}	Y_{2j}	.....	Y_{ij}	.....	Y_{kj}	
⋮	⋮	⋮	.....	⋮	⋮	⋮	
N	Y_{1n}	Y_{2n}	.....	Y_{in}	.....	Y_{kn}	
المجموع	$Y_{1.}$	$Y_{2.}$	.....	$Y_{i.}$	.....	$Y_{k.}$	$Y_{..}$
المتوسط	$\overline{Y}_{1.}$	$\overline{Y}_{2.}$	.....	$\overline{Y}_{i.}$	.....	$\overline{Y}_{k.}$	$\overline{Y}_{..}$

المصدر: إعداد الباحث

النموذج الخطي:

يوضح التصميم الخطي لكل تصميم التجزئة المقترحة للمشاهدات الناتجة، ويجب أن يعكس جميع مصادر التغير. وهنالك نوعان من النماذج الخطية للتصميم التام التعشية هما النموذج الثابت والنموذج العشوائي، يستخدم النموذج الثابت عندما تكون المعالجات ثابتة أي تكون هي تلك التي أدخلت في التجربة والغرض الأساسي منها وضع الاستدلال حولها.

ويكتب النموذج الخطي الثابت على الصورة :

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \varepsilon_{ij} \qquad for \quad all \quad i = 1,2,....,k \quad \& \quad j = 1,2....,n \qquad .....(3-2)$$

حيث Y_{ij} هي المشاهدة رقم j من المعالجة i

μ المتوسط العام ، α_i تاثير المعالجة i

ε_{ij} الخطأ العشوائي في المشاهدة رقم j من المعالجة i

افتراضات النموذج:

1.أن يكون تأثير المعالجات ثابت أي أن $\sum_{i=1}^{k}\alpha_i = 0$ حيث $\sum_{i=1}^{k}\alpha_i = \bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..}$

2. أما ε_{ij} فيجب أن تكون مستقلة عن بعضها البعض وموزعة توزيعاً طبيعياً أي أن $\varepsilon_{ij} \sim N(0,\sigma_\varepsilon^2)$، وان يكون التباين لها متساوي في المجتمع (تجانس التباين).

أما النموذج فيستخدم عندما تكون المعالجات المدخلة في التجربة عبارة عن عينه عشوائية مسحوبة من مجتمع المعالجات، لان اهتمام الباحث يكون بمجتمع يصعب إدخال كل أفراده في التجربة، ويصبح الغرض من التجربة تقدير التباين بين متوسطات المعالجات وليس تقدير متوسطات تلك المعالجات، هنا تكون α_i عشوائي حيث $\alpha_i \sim N(0,\sigma_\alpha^2)$

والحسابات الضرورية لتحليل هذه البيانات تتلخص بالأتي:

مجموع مربعات تأثير المعالجات أو مجموع مربعات الأعمدة

$$SSTr = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{K} Y_{i.}^2 - CF \qquad .....(4-2)$$

مجموع مربعات الخطأ (التباين داخل المجموعات)

$$SSE = SST - SSTr \qquad .....(5-2)$$

حيث CF يسمى معامل التصحيح ويحسب كالتالي: $CF = \frac{Y_{..}^2}{nk}$

وهنالك كميات ترافق مجموع المربعات تسمى درجات الحرية وهي ضرورية لحساب متوسط المربعات.

متوسط مربعات المعالجات $MSTr = \frac{SSTr}{k-1}$ .....(6 – 2)

متوسط مربعات الخطأ $MSE = \frac{SSE}{k(n-1)}$ .....(7 – 2)

جدول (2 – 3) تحليل التباين للتصميم التام التعشية

مصادر الاختلاف S.O.V	درجات الحرية df	مجموع المربعات SS	متوسط المربعات MS	E(MS) α_i fixed	α_i random	F
المعالجات	k – 1	SSTr	MSTr	$\frac{n}{k-1}\sum_{i=1}^{k}\alpha_i^2+\sigma_\varepsilon^2$	$n\sigma_\alpha^2+\sigma_\varepsilon^2$	$F=\frac{MSTr}{MSE}$
الخطأ	k(n-1)	SSE	MSE	σ_ε^2	σ_ε^2	
المجموع	nk – 1	SST				

المصدر: فرج، محمد حسن، مرجع سابق.

ونرفض فرض العدم حول المعالجات عند مستوى معنوية α إذا

$F_{Tr} \succ F^{(1-\alpha)}_{(k-1),k(n-1)}$

وهذا يعني أنه بناءً على البيانات المتوفرة هنالك دليل على رفض فرض العدم أي الإقرار بأن هناك اختلافات بين المتوسطات.

2-11-2 تصميم القطاعات العشوائية الكاملة Randomized Complete Block Design:

تصميم القطاعات العشوائية الكاملة يعتبر من التصميمات الأساسية والأكثر شيوعاً في ميادين البحث العلمي، وهذا التصميم لا يسمح فقط باختبار الفروق بين متوسطات القطاعات وهذا يمكننا من معرفة ما إذا كانت هذه الطريقة فعالة في تقليص التغير ألناشي عند مقارنة متوسطات المعالجات.

والنقطة المهمة في عملية التجميع في قطاعات هي أن يكون التباين بين الوحدات التجريبية داخل القطاعات اقل من التباين الذي بين كل الوحدات التجريبية، وإلا تصبح

عملية استخدام القطاعات غير نافعة، وإذا لم يكن هذا الشرط متوفر تكون كفاءة هذا التصميم اقل من كفاءة التصميم التام التعشية.

كيفية إجراء التصميم:

ولتوضيح كيفية إجراء هذا التصميم نفترض أن لدينا K =4 من المعالجات A,B,C,D و n =3 من القطاعات فتقسم المادة التجريبية إلى ثلاثة قطاعات ويقسم كل قطاع إلى أربع وحدات تجريبية ثم توزع المعالجات الأربع عشوائياً داخل كل قطاع بطريقة مستقلة عن التعشية التي تقع في القطاعات الأخرى ويوضح الشكل التالي تقسيم كل قطاع إلى أربع وحدات تجريبية مع ترقيم الوحدات داخل القطاع من 1-4 .ثم نقوم بتوزيع المعالجات الأربع داخل كل قطاع.

القطاع 1

1	C
2	A
3	D
4	B

القطاع 2

1	A
2	D
3	C
4	B

القطاع 3

1	B
2	A
3	D
4	C

المصدر :الراوي، خاشع محمود، خلف الله، محمد عبدالعزي، مرجع سابق.

محاسن وعيوب تصميم القطاعات الكاملة العشوائية:

أهم فوائد التصميم هي:

1. أكثر كفاءة ودقة من التصميم التام التعشية إذا كانت القطاعات غير متجانسة.
2. يمكن استخدام اكبر عدد من المعالجات والقطاعات.
3. التحليل الإحصائي للنتائج بسيط وسهل حتى في حالة فقدان بعض المشاهدات.

أهم عيوب التصميم هي:

1. تنقص كفاءة التصميم بزيادة عدد القطاعات.
2. تنقص كفاءة التصميم في حالة تجانس القطاعات.
3. يشترط التصميم تساوي تكرارات المعالجات ولكن يمكن معالجة هذه المشكلة بتقدير القيمة المفقودة.

النموذج الخطي:

تمثل كل مشاهدة من تجربة طبقت باستخدام تصميم القطاعات العشوائية الكاملة كما يلي:

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \varepsilon_{ij} \quad for \quad all \quad i = 1,2,...,k \quad \& \; j = 1,2,...,n \quad ....(8-2)$$

حيث Y_{ij} هي المشاهدة رقم j من المعالجة رقم i

μ المتوسط العام ، α_i تأثير المعالجة i ، β_j تأثير القطاع j

ε_{ij} الخطأ العشوائي في المشاهدة رقم j من المعالجة i

افتراضات النموذج:[23]

1. الأخطاء العشوائية مستقلة عن بعضها البعض وموزعة توزيعاً طبيعياً بمتوسط صفر وتباين σ_ε^2 أي أن $\varepsilon_{ij} \sim N(0,\sigma_\varepsilon^2)$
2. في معظم التجارب يكون تأثير المعالجات ثابت أي $\sum_{i=1}^{k} \alpha_i = 0$ أما في حالة عشوائية المعالجات نفترض أن $\alpha_i \sim N(0,\sigma_\alpha^2)$ ويصبح النموذج عشوائياً .
3. نفترض غالباً أن القطاعات عشوائية أي أن $\beta_j \sim N(0,\sigma_\alpha^2)$ وذلك لأنها تستخدم في التحكم في كمية الخطأ، أما في حالة أنها ثابتة فإن $\sum_{j=1}^{n} \beta_j = 0$

[23] - الموسوي ، صلاح ، (2006) ، "تصميم وتحليل التجارب" ، مصر ، دار البداية ، ص.ص80-81

والفرضيات المراد اختبارها هنا هي اكتشاف ما إذا كانت هنالك فروق معنوية بين متوسطات المعالجات، وإذا كانت المعالجات ثابتة تكون الفرضية كما يلي:

$$H_o : \alpha_1 = \alpha_2 = ... = \alpha_k = 0$$

$H_a : \alpha_i \neq 0$ على الأقل معالجة واحدة لا تساوي صفر

أما إذا كان النموذج عشوائياً فإننا نختبر:

$$H_o : \sigma_\alpha^2 = 0$$
$$H_a : \sigma_\alpha^2 \succ 0$$

وبنفس الطريقة السابقة يمكننا صياغة الفرضيات للقطاعات.

جدول تحليل التباين:[24]

تقسم مجموع مربعات انحرافات المعالجات إلى ثلاثة أجزاء طبقاً للنموذج الخطي، الأول هو تأثير القطاعات والثاني تأثير المعالجات والثالث الخطأ التجريبي، ويلخص الجدول (2 – 4) تحليل التباين لتصميم قطاعات عشوائية كاملة.

جدول (2 – 4) تحليل التباين لتصميم RCBD مع التوقعات الرياضية

S.O.V	DF	SS	MS	Fixed	Random	F
Block	n – 1	SSB	MSB	$\sigma^2 + \frac{k}{n-1}\sum_{j=1}^{n}\beta_j^2$	$\sigma^2 + k\,\sigma_\beta^2$	$F_\beta = \frac{MSB}{MSE}$
Treat	K -1	SSTr	MSTr	$\sigma^2 + \frac{n}{k-1}\sum_{i=1}^{k}\alpha_i^2$	$\sigma^2 + n\sigma_\alpha^2$	$F_\beta = \frac{MSTr}{MSE}$
Exp.Error	(n-1)(k-1)	SSE	MSE	σ^2	σ^2	
Total	nk-1	SST				

[24]- الطاهر ، محمد محمد ، (1994) ، تصميم وتحليل التجارب ، مرجع سابق ، ص118.

وتحسب مكونات جدول تحليل التباين كالتالي:

مجموع المربعات الكلية.

$$SST = \sum_{i=1}^{K}\sum_{j=1}^{n}(Y_{ij} - \bar{Y}_{..})^2 \quad = \sum_{i=1}^{K}\sum_{j=1}^{n} Y_{ij}^2 - CF \quad ,CF = \frac{Y_{..}^2}{nk}$$

مجموع مربعات القطاعات:

$$SSE = \sum_{i=1}^{K}\sum_{j=1}^{n}(Y_{ij} - \bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{i.} + \bar{Y}_{..})^2 \quad = SST - SSB - SSTr$$

مجموع مربعات المعالجات:

$$SSTr = \sum_{i=1}^{K}\sum_{j=1}^{n}(Y_{i.} - \bar{Y}_{..})^2 \quad = n\sum_{i=1}^{k}(Y_{i.} - \bar{Y}_{..})^2 \quad = \frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n} Y_{i.}^2 - CF$$

مجموع مربعات الأخطاء:

$$SSE = \sum_{i=1}^{K}\sum_{j=1}^{n}(Y_{ij} - \bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{i.} + \bar{Y}_{..})^2 \quad = SST - SSB - SSTr$$

وتحسب متوسطات المربعات كما يلي.

$$MSB = \frac{SSB}{n-1} \qquad .....(9-2)$$

$$MSTr = \frac{SSTr}{k-1} \qquad .....(10-2)$$

$$MSE = \frac{SSE}{nk-1} \qquad .....(11-2)$$

ونرفض فرض العدم حول المعالجات عند مستوى معنوية α إذا

$$F_{Tr} \succ F^{(1-\alpha)}_{(k-1),(n-1)(k-1)} \qquad .....(12-2)$$

وذلك في حالة ثبات أو عشوائية المعالجات، أما F_{β} فيختبر فرض العدم حول القطاعات، ونلخص القرار لهذا الاختبار في انه إذا كانت.

$$F_{\beta} \succ F^{(1-\alpha)}_{(n-1),(n-1)(k-1)} \qquad .....(13-2)$$

نستنتج نجاعة القطاعات وفي حالة حصول العكس نقر بأنه لم يستفاد من استخدام القطاعات.

معامل الاختلاف Coefficient of variation:

إلى جانب جدول تحليل التباين غالباً ما يتم تقديم المقياس الإحصائي الذي يسمى بمعامل الاختلاف وفق الصيغة الآتية

$$C.V = (\sqrt{MSE}/\bar{Y}_{..})*100 \quad .....(14-2)$$

وهو من مقاييس التشتت النسبي ومجرد من وحدة قياس البيانات ، ويستخدم لمقارنة تجربة بتجربة آخري من ناحية الدقة وأيضاً لمقارنة دقة قياس متغير معين مع متغير أخر في نفس التجربة.

الكفاءة النسبية لتصميم RCBD (Relative Efficiency):

عند استخدام تصميم القطاعات العشوائية الكاملة نود دائماً معرفة مدى كفاءة تجميع الوحدات التجريبية داخل قطاعات في تصغير الخطأ التجريبي وذلك مقارنة بالتصميم التام التعشية ومعنى ذلك أننا نهتم بمعرفة ما إذا كانت هناك فائدة من استخدام القطاعات.

وبإمكاننا أخذ فكرة أولية عن كفاءة القطاعات بواسطة اختبار F_B والطريقة الأمثل للتأكد من كفاءة التصميم هي استخدام معادلة الكفاءة النسبية التالية:

$$RE = \frac{(r-1)MSB+r(t-1)MSE}{(rt-1)MSE}*100 \quad .....(15-2)$$

فإذا كانت القطاعات فعالة تكون RE أكبر من 100 والقيمة التي تزيد عن المائة تقيس نسبة الزيادة في الدقة الناتجة عن القطاعات ، فمثلاً إذا كانت RE = 120% يعني هذا

انه للحصول على نفس الدقة باستخدام تصميم RCD نحتاج لزيادة عدد التكرارات بمقدار 20% وهذا طبعاً يزيد في تكاليف التجربة.

2-11-3: تصميم المربع اللاتيني Latin Square Design:[25][26]

يعتبر هذا التصميم تعميماً لتصميم القطاعات العشوائية الكاملة فهو يعتمد نفس المبدأ ولكنه يعالج مصدرين للاختلاف وليس مصدراً واحداً كما في القطاعات ، ويشيع استخدام هذا التصميم في مجال الأبحاث النفسية ، وهو يتطلب مجموعتين من القطاعات إحداهما تمثل بالصفوف والأخرى بالأعمدة . وتصميم المربع اللاتيني هو الأقوى بين التصميمات السابقة ، وتوزع المعالجات في التصميم تبعاً لشرطين أساسين.

- عدد الصفوف = عدد الأعمدة = عدد المعالجات
- كل معالجة تظهر مرة واحدة في الصف والعمود

ولذلك إذا كان عدد المعالجات يساوي r فيطلب هذا التصميم r^2 وحدة تجريبية، وترمز الصفوف والأعمدة إلى التوزيع الجغرافي للمعالجات إذا كان هنالك اتجاهين متعامدين مثل الميل أو الخصوبة في التجارب الزراعية أو لترتيب معين للمعالجات مع الزمن.

محاسن وعيوب تصميم المربع اللاتيني:

محاسن التصميم:

1. يتم توزيع المعاملات عشوائياً في صفوف وأعمدة وبالتالي يمكن التحكم في الاختلافات الموجودة بين الوحدات التجريبية باستبعاد مصدرين مختلفين للتباين ولأتدخل في

---

[25] - البراهيم ، فوزية محمد ، عبدالمنعم ، ثروت محمد ، (2004) ،"تصميم وتحليل التجارب باستخدام برنامج SPSS" مرجع سابق ، ص.ص32-33.

[26] - فرج ، محمد حسن ، (2010) ، "أسس تصميم وتحليل التجارب" ، مرجع سابق ، ص117

حساب الخطأ التجريبي وبالتالي يكون تباين الخطأ التجريبي أصغر مما يؤدي إلى زيادة دقة التجربة أحسن من التصاميم السابقة.

2. سهولة التحليل الإحصائي في حالة فقد بعض القطع التجريبية.

3. يمكن تقدير القيم المفقودة بسهولة بمعادلة خاصة.

عيوب التصميم:

1. قلة مرونة التصميم حيث يتحدد عدد الصفوف وعدد الأعمدة بعدد المعاملات وبذلك يزداد عدد الوحدات التجريبية مما يزيد من الخطأ التجريبي حيث يصعب الحصول على وحدات متجانسة.

2. في حالة عدد المعاملات أقل من 5 تكون درجة الحرية أقل وبالتالي ترتفع قيمة تباين الخطأ مما يؤدي إلى اتخاذ قرارات خاطئة أو غير دقيقة.

النموذج الخطي Linear Model:

تمثل كل مشاهدة من تجربة طبقت باستخدام تصميم المربع اللاتيني كما يلي:

$$Y_{ij(K)} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \tau_{(k)} + \varepsilon_{ij} \qquad for\ all \quad i, j, k = 1, 2, ..., t \qquad .....(16-2)$$

حيث $Y_{ij(k)}$ هي المشاهدة الخاصة بالوحدة التجريبية التي تلقت المعالجة k وتقع في الصف i والعمود j.

μ المتوسط العام، α_i تأثير الصف i، β_j تأثير العمود j، $\tau_{(k)}$ تأثير المعالجة k

$\varepsilon_{ij(k)}$ الخطأ العشوائي ويفترض انه يتوزع طبيعياً بمتوسط صفر وتباين σ_ε^2 أي أن

$$\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

والفرضيات المراد اختبارها هنا هي اكتشاف ما إذا كانت هنالك فروق معنوية بين متوسطات المعالجات، وإذا كانت المعالجات ثابتة تكون الفرضية كما يلي:

$$H_o : \tau_{(1)} = \tau_{(2)} = ... = \tau_{(t)} = 0$$

$H_a : \tau_{(k)} \neq 0$ على الأقل معالجة واحدة لا تساوي صفر

أما إذا كان النموذج عشوائياً فإننا نختبر:

$$H_o : \sigma_\tau^2 = 0$$
$$H_a : \sigma_\tau^2 \succ 0$$

جدول (2 - 5) تحليل التباين لتصميم المربع اللاتيني

S.O.V	DF	SS	MS	Fixed	Random	F
Rows	t – 1	SSR	MSR	$\sigma^2 + \frac{t}{t-1}\sum_{i=1}^{t}\alpha_i^2$	$\sigma^2 + t\sigma_\alpha^2$	$F_R = \frac{MSR}{MSE}$
Columns	t -1	SSC	MSC	$\sigma^2 + \frac{t}{t-1}\sum_{j=1}^{t}\beta_j^2$	$\sigma^2 + t\sigma_\beta^2$	$F_C = \frac{MSC}{MSE}$
Treat	t -1	SSTr	MSTr	$\sigma^2 + \frac{t}{t-1}\sum_{(k)=1}^{t}\tau_{(k)}^2$	$\sigma^2 + t\sigma_\tau^2$	$F_{Tr} = \frac{MSTr}{MSE}$
Exp.Error	(t-1)(t -2)	SSE	MSE	σ^2	σ^2	
Total	$t^2 - 1$	SST				

المصدر: فرج، محمد حسن، مرجع سابق.

ونحسب مكونات جدول تحليل التباين كالتالي:

$$SST = \sum_{i,j,k=1}^{t^2} (Y_{ij(k)} - \bar{Y}_{..(.)})^2 = \sum_{i,j,k=1}^{t^2} Y_{ij(k)}^2 - CF, \quad CF = Y_{..(.)}^2 / t^2 \quad ..(17-2)$$

$$SSR = t\sum_{i=1}^{t} (Y_{i.(.)} - \bar{Y}_{..(.)})^2 = \frac{1}{t}\sum_{i=1}^{t} Y_{i.(.)}^2 - CF \quad .....(18-2)$$

$$SSC = t\sum_{j=1}^{t} (Y_{.j(.)} - \bar{Y}_{..(.)})^2 = \frac{1}{t}\sum_{i=1}^{t} Y_{.j(.)}^2 - CF \quad .....(19-2)$$

$$SSTr = t\sum_{i=1}^{t} (Y_{..(k)} - \bar{Y}_{..(.)})^2 = \frac{1}{t}\sum_{i=1}^{t} Y_{..(k)}^2 - CF \quad .....(20-2)$$

$$SSE = SST - SSR - SSC - SSTr \quad .....(21-2)$$

وتحسب متوسطات المربعات بقسمة مجموع المربعات على درجات الحرية المقابلة لها، والاختبار الهام في جدول تحليل التباين هو اختبار ما إذا كان هناك فرق بين المعالجات، ويكون القرار برفض الفرضية التالية.

$$H_o : \tau_{(1)} = \tau_{(2)} = ... = \tau_{(t)} = 0$$

إذا كانت:

$$F_{Tr} \succ F^{(1-\alpha)}_{(t-1),(t-1)(t-2)}$$

الـــفـصـــــل الـثـــــالـــــث

الـتـجـارب الـعـامـلـيـة والـجـزئـيـة

3 –1 تمهيد:

3-2 تعريف التجارب العاملية:

3-3 دواعي استخدام التجارب العاملية:

3-4 مزايا وعيوب التجارب العاملية:

3-5 التأثيرات الرئيسية والتفاعلات:

3-6 التجربة العاملية ذات العاملين:

3-7 التجربة العاملية ذات الثلاثة عوامل:

3 – 8 التجارب العاملية الجزئية (التكرار الجزئي):

3 -9 التجارب العاملية 2^K :

3 – 10 المترادفات:

3– 11 سلسلة التجارب العاملية الجزئية:

3 – 12 التحليل لتجربة عاملية 2^K :

3 – 13 استخدام القطاعات في التجارب العاملية الجزئية:

3 – 14 ربع تكرار لتجربة عاملية 2^k :

3 - 15: ربع تكرار لتجربة عاملية 2^k

3-1 تمهيد:

في هذا الفصل سوف نتناول تعريف التجارب العاملية، أنواع التجارب، المصطلحات الأساسية، تحليل التباين، تحويل البيانات، متطلبات التجربة الجيدة، النماذج الإحصائية، مفهوم التجارب البسيطة وذلك بدراسة التصاميم الأساسية مثل التصميم التام التعشية، تصميم القطاعات الكاملة العشوائية، تصميم المربع اللاتيني.

3-2 تعريف التجارب العاملية Factorial Experiments:

التجربة العاملية هي تجربة تكون فيها المعالجات عبارة عن مجموعة من التوافيق بين عدة مستويات Levels لعدة عوامل[27] Factors، ويعرف العامل بأنه نوع من المعالجة التي تحتوي على تقسيمات متعددة تسمى بالمستويات. وفي مثل هذه التجارب يكون الهدف هو دراسة تأثير كل من هذه العوامل بالإضافة إلى تأثير التداخل بين هذه العوامل التي اختيرت في التجربة، إذن التجارب العاملية ليست بتصميم مثل التصميم التام التعشية أو تصميم القطاعات الكاملة أو تصميم المربع اللاتيني ولكن تتميز بنوعية المعالجات المدخلة في التجربة، وتطبق هذه المعالجات في أي من التصميمات المعروفة.

3-3: دواعي استخدام التجارب العاملية:[28]

1. تستخدم التجارب العاملية في الدراسات المكثفة حيث يلزم دراسة العديد من العوامل بمستويات مختلفة بهدف التوصل إلى تحديد أكثر هذه العوامل مساهمة في التأثير على الصفات تحت الدراسة واستخلاص حزمة من التوصيات الجيدة والتي يمكن

[27] Finny , D. J , (1945) "Experimental design & Statistical Basic" Londan,p83

[28] - الشرجي ، محمد بن محسن ،(2009) ، محاضرات في التصميم والتحليل الإحصائي للتجارب البيولوجية ، جامعة الملك سعود ، الرياض ، المملكة العربية السعودية ، ص52

تطبيقها في حدود واسعة كما هو الحال في التجارب القومية بغرض استخراج النتائج والتوصيات عن نتائج العوامل والتفاعلات بينهما.

2. تستعمل التجارب العاملية في مجالات البحث العلمي الذي يهدف إلى الحصول على نتائج تطبق على المستوى القومي في مدى واسع من الظروف.
3. تستخدم عند دراسة ظاهرة معينة حيث لا يكون معروفاً أي العوامل أكثر تأثيراً على الصفات المدروسة وهو ما يعرف في التجارب الاستكشافية Exploration Experiment.

3-4: مزايا وعيوب التجارب العاملية:

مزايا التجارب العاملية

تمتاز التجارب العاملية عند مقارنتها بالتجارب البسيطة بالعديد من المزايا أهمها

1. ذات كفاءة عالية لان كل قراءة Observation تمدنا بمعلومات عن كل العوامل المدروسة بالتجربة (التأثيرات الرئيسية أو التفاعل).
2. إمكانية قياس التفاعلات التي تتضمنها التجربة العاملية وهذا لا يمكن في التجارب البسيطة.
3. تكون الاستنتاجات المستخلصة من التجارب العاملية صالحة لظروف تجريبية مختلفة نظراً لدراسة تأثير عامل معين عند عدة مستويات للعوامل الأخرى.

عيوب التجارب العاملية:

1. يكبر حجم التجربة بازدياد عدد العوامل.

2. يصعب تطبيق التجارب العاملية الكبيرة في الحقل أو المعمل إضافة إلى أنها تزيد في قيمة الخطأ التجريبي نتيجة لعدم تجانس الوحدات التجريبية.

3. يصعب تفسير الدرجات ذات المستويات العليا مثل التفاعلات الثلاثية التي بين ثلاثة عوامل أو التفاعلات الثلاثية التي بين أكثر من ثلاثة عوامل.

5-3 التأثيرات الرئيسية والتفاعلات Main effects and interactions:[29]

يُعرف التأثير الرئيسي للعامل (Main Effects and Interaction) بالتغير في الاستجابة نتيجة لتغير مستوى العامل، وتسمى هذه التأثيرات بالرئيسية لأنها تحظى باهتمام أكثر في التجربة. أما التأثير البسيط للعامل (Simple effect of a factor) فهو الفرق في الاستجابة بين مستويي عامل عند مستوى معين لعامل أخر، والتأثير الرئيسي للعامل هو متوسط تأثيراته البسيطة.

ويُقصد بالتفاعل (Interaction)[30] أو التداخل بين العوامل بأنه الاستجابة لعامل ما تحت تأثير المستويات المختلفة لعامل أو عوامل أخرى. أو علاقة تأثير عامل ما على أخر، أي أن التفاعل يحدث عندما تتغير أو تتحور الاستجابة Response لعامل ما أو أكثر بتأثير عامل أو عوامل أخرى بالدراسة (يتغير أحدهما بتغير مستويات العامل الأخر أو مستويات العوامل الأخرى).

إذا كان التفاعل معنوياً فإن العوامل لا تكون مستقلة في تأثيرها عن بعضها وبالتالي فإن التأثيرات البسيطة لعامل ما تختلف وتتوقف على حسب مستوى العامل أو

---

[29] - الطاهر ، محمد محمد ، مرجع سابق ، ص200

[30] - الشرحي، محمد بن محسن، (2009)، "محاضرات في التصميم والتحليل الإحصائي للتجارب البيولوجية"، مرجع سابق، ص54.

العوامل الأخرى الداخلة في التفاعل، وفي مثل هذه الحالات فإن استعمال تجارب بسيطة (تجارب عامل واحد) تؤدي إلى الحصول على نتائج قاصرة، أما إذا كان التفاعل غير معنوياً فإن العوامل بالتجربة تكون مستقلة عن بعضها وتكون تأثيرات عامل ما متساوية عند مستويات العامل أو العوامل الأخرى ، وفي مثل هذه الحالة فإن التأثيرات البسيطة تساوي التأثيرات الرئيسية.

3-6: التجربة العاملية ذات العاملين Two-Factor Factorial Experiment:[31]

تشمل أبسط التجارب العاملية على عاملين، العامل A وعدد مستوياته a والعامل B وعدد مستوياته b بحيث يصبح عدد المعالجات في هذه التجربة t = ab، وتدخل هذه المعالجات في تصميم من التصميمات الأساسية مثل التصميم التام التعشية (CRD) وتصميم القطاعات العشوائية الكاملة (RCBD) وتصميم المربع اللاتيني (LS) وذلك حسب الظروف الخاصة بكل تجربة، وأكثر التصميمات استخداما تصميم (RCBD) ويتكون جدول تحليل التباين المستخدم مع تجزئة مجموع مربعات المعالجات إلى أجزاء خاصة بالعوامل والتفاعلات التي بينها.

3-6-1: التجربة العاملية ذات العاملين في التصميم التام التعشية:

لنفترض أن المعالجات ab كررت كل واحدة r مرة في التصميم التام التعشية (النموذج الثابت) وأن Y_{ijk} هي المشاهدة k من مستوى i من العامل A ومستوى j من العامل B فيكون النموذج الخطي (Linear Model) لهذه التجربة كما يلي:

[31] - الطاهر ، محمد محمد ، (1994) ، تصميم وتحليل التجارب ، مرجع سابق ، ص.ص203-205

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + \varepsilon_{ijk} \quad .....(1-3)$$

$$i = 1,2,.....,a \qquad j = 1,2,.....,b \qquad k = 1,2,.....r$$

حيث:

μ المتوسط العام ، α_i تأثير مستوى i من العامل A ، β_j تأثير مستوى j من العامل B ، $(\alpha\beta)_{ij}$ تأثير التفاعل بين α_i وبين β_j ، وتحت فروض القيود التالية:

$$\sum_i \alpha_i = 0 \ , \sum_j \beta_j = 0 \ , \sum_i (\alpha\beta)_{ij} = 0 \ , \sum_j (\alpha\beta)_{ij} = 0 \ ,$$

والفروض المراد اختبارها هي:

الفرض الأول: $H_o : \alpha_1 = \alpha_2 = ... = \alpha_a = 0$

على الأقل قيمة واحدة α_i لا تساوي صفر $H_a : \alpha_i \neq 0$

الفرض الثاني:

$H_o : \beta_1 = \beta_2 = ... = \beta_b = 0$

على الأقل قيمة واحدة من β_j لا تساوي صفر $H_a : \beta_j \neq 0$

الفرض الثالث:

$H_o : (\alpha\beta)_{11} = (\alpha\beta)_{12} = ... = (\alpha\beta)_{ab} = 0$

على الأقل قيمة واحدة من $(\alpha\beta)_{ij}$ لا تساوي صفر $H_a : (\alpha\beta)_{ij} \neq 0$

ε_{ijk} الخطأ العشوائي ويفترض أنه يتوزع طبيعياً بمتوسط صفر وتباين σ_ε^2 أي أن

$$\varepsilon_{ijk} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

ويحسب جدول تحليل التباين للتصميم التام التعشية بنفس طريقة تحليل التباين للتصميم التام التعشية مع تجزئة مجموع مربعات المعالجات إلى ثلاثة أجزاء، جزء خاص بالعامل A وجزء خاص بالعامل B وثالث خاص بالتفاعل AB، ويمثل الجدول (3-5) نموذجاً لتحليل التباين لتجربة عاملية axb في التصميم التام التعشية مع تساوي عدد التكرارات وتُعرف المجاميع التالية

$Y_{i..}$, $Y_{.j.}$, $Y_{ij.}$, $Y_{...}$ كما يلي:

$$Y_{i..}=\sum_{j}^{b}\sum_{k}^{r}Y_{ijk} \quad , Y_{.j.}=\sum_{i}^{a}\sum_{k}^{r}Y_{ijk} \quad , Y_{ij.}=\sum_{k}^{r}Y_{ijk} \quad , Y_{...}=\sum_{i}^{a}\sum_{j}^{b}\sum_{k}^{r}Y_{ijk}$$

جدول (3 – 1) تحليل التباين لتجربة عاملية a x b في التصميم التام التعشية

S.O.V	Df	SS	MS
Treatment	ab – 1	SSTr	MSTr
A	a – 1	SSA	MSA
B	b – 1	SSB	MSB
AB	(a -1)(b -1)	SSAB	MSAB
Error	ab(r -1)	SSE	MSE
Total	abr -1	SST	

المصدر :الطاهر، محمد محمد، المرجع السابق.

والمتوسطات هي:

$$\bar{Y}_{i..}=\frac{Y_{i..}}{br} \quad , \bar{Y}_{.j.}=\frac{Y_{.j.}}{ar} \quad , \bar{Y}_{ij.}=\frac{Y_{ij.}}{r} \quad , \bar{Y}_{...}=\frac{Y_{...}}{abr}$$

ونحسب مكونات جدول تحليل التباين كما يلي:

$$SST=\sum_{i}^{a}\sum_{j}^{b}\sum_{k}^{r}(Y_{ijk}-\bar{Y}_{...})^2 \quad =\sum_{i}^{a}\sum_{j}^{b}\sum_{k}^{r}Y_{ijk}^2-CF, \quad CF=Y_{...}^2/abr \quad ....(2-3)$$

$$SSA = br\sum_{i}^{a}(\bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{...})^2 = \sum_{i}^{a} Y_{i..}^2 / br - CF \quad .....(3-3)$$

$$SSB = ar\sum_{j}^{b}(\bar{Y}_{.j.} - \bar{Y}_{...})^2 = \sum_{j}^{b} Y_{.j.}^2 / ar - CF \quad .....(4-3)$$

$$SSAB = r\sum_{i}^{a}\sum_{j}^{b}(\bar{Y}_{ij.} - \bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{.j.} + \bar{Y}_{...})^2 = \sum_{i}^{a}\sum_{j}^{b} Y_{ij.}^2 / r - SSA - SSB - SSAB - CF$$

$$SSE = \sum_{i}^{a}\sum_{j}^{b}\sum_{k}^{r}(\bar{Y}_{ijk} - \bar{Y}_{ij.})^2 = SST - SSA - SSB - SSAB \quad .....(6-3)$$

$$SSTr = SSA + SSB + SSAB \quad .....(7-3)$$

ودرجات الحرية للمعالجات هي:

$$ab - 1 = (a-1) + (b-1) + (a-1)(b-1)$$

وعادة يتم اختبار فرض العدم الثالث أولاً، وعندما نقبل فرض العدم (التفاعل غير معنوي) أي لا يوجد تفاعل، فإن الفرضين الأول والثاني يتم اختبارهما لمعرفة فيما إذا كانت التأثيرات الرئيسية معنوية أم لا، وتلخص نتائج العامل التي تكون نتائجه معنوية، أما عندما نرفض فرض العدم الثالث فهذا يعني وجود تفاعل أي أن تأثيرات العاملين غير مستقلة ونلخص متوسطاتها في جدول ثنائي وذلك لإجراء مقارنات متعددة.

3-6-2: التجربة العاملية ذات العاملين في تصميم القطاعات الكاملة:

إذا أجريت تجربة عاملية ذات عاملين في تصميم قطاعات عشوائية يكون النموذج الخطي لهذه التجربة كما يلي:

$$Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + \rho_k + \varepsilon_{ijk} \quad .....(8-3)$$

$$i = 1, 2, ..., a \qquad j = 1, 2, ..., b \qquad k = 1, 2, ...r$$

حيث:

μ المتوسط العام ، α_i تأثير مستوى i من العامل A ، β_j تأثير مستوى j من العامل B ، $(\alpha\beta)_{ij}$ تأثير التفاعل بين α_i وبين β_j

ρ_k تأثير القطاع حيث $\rho_k \sim N(0,\sigma_\rho^2)$

ε_{ijk} الخطأ العشوائي ويفترض انه يتوزع طبيعياً بمتوسط صفر وتباين σ_ε^2 أي أن

$$\varepsilon_{ijk} \sim N(0,\sigma_\varepsilon^2)$$

وتعرف المجاميع والمتوسطات بنفس الطريقة التي استخدمت للتصميم التام التعشية مع إضافة مجموع القطاعات لمصادر الاختلاف.

جدول (3 – 2) تحليل التباين لتجربة عاملية a x b في تصميم القطاعات الكاملة

S.O.V	Df	SS	MS	F
Blocks	r – 1	SSBL	MSBL	
A	a – 1	SSA	MSA	$F_A = MSA/MSE$
B	b – 1	SSB	MSB	$F_B = MSB/MSE$
AB	(a -1)(b -1)	SSAB	MSAB	$F_{AB} = MSAB/MSE$
Error	(ab -1)(r -1)	SSE	MSE	
Total	abr -1	SST		

المصدر:الطاهر، محمد محمد، المرجع السابق.

ونحسب مكونات جدول تحليل التباين كما يلي:

$$SST = \sum_i^a \sum_j^b \sum_k^r (Y_{ijk} - \bar{Y}_{...})^2 = \sum_i^a \sum_j^b \sum_k^r Y_{ijk}^2 - CF, \quad CF = Y_{...}^2 / abr$$

$$SSA = br\sum_{i}^{a}(\bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{...})^2 = \sum_{i}^{a} Y_{i..}^2 / br - CF \qquad .....(9-3)$$

$$SSB = ar\sum_{j}^{b}(\bar{Y}_{.j.} - \bar{Y}_{...})^2 = \sum_{j}^{b} Y_{.j.}^2 / ar - CF \qquad ....(10-3)$$

$$SSAB = r\sum_{i}^{a}\sum_{j}^{b}(\bar{Y}_{ij.} - \bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{.j.} + \bar{Y}_{...})^2 = \sum_{i}^{a}\sum_{j}^{b} Y_{ij.}^2 / r - SSA - SSB - SSAB - CF$$

$$SSE = \sum_{i}^{a}\sum_{j}^{b}\sum_{k}^{r}(\bar{Y}_{ijk} - \bar{Y}_{ij.})^2 = SST - SSA - SSB - SSAB \qquad .....(12-3)$$

وتحسب متوسطات المربعات بتقسيم مجموع المربعات على درجات الحرية الخاصة بها.

3-6-3 التجربة العاملية ذات العاملين في تصميم المربع اللاتيني:[32]

عادة يستخدم تصميم المربع اللاتيني لتجربة عاملية صغيرة الحجم، حيث يكون عدد التوافيق قليلاً، مع تطبيق طريقة التعشية الموضحة في تصميم المربع اللاتيني على المعالجات العاملية التي نرمز لها بالرموز A,B,C,D ، فإذا أستخدم مربع لاتيني 4 X 4 وكان لدينا العامل A وله مستويين a1 , a2 والعامل B وله مستويين b1 , b2 ، ونرمز للمعالجات العاملية كالتالي:

$$A = a_1b_1 \ , \ B = a_1b_2 \ , \ C = a_2b_1 \ , \ D = a_2b_2$$

ويتكون النموذج الخطي لتجربة عاملية a x b في تصميم مربع لاتيني كما يلي:[33]

$$Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + \rho_k + \gamma_\ell + \varepsilon_{ijk\ell} \qquad .....(13-3)$$

$$i = 1,2,.....,a \qquad j = 1,2,.....,b \qquad k = 1,2,.....,ab \qquad \ell = 1,2,.....,ab$$

حيث:

---

[32] - البراهيم ، فوزية محمد ، عبدالمنعم ، ثروت محمد ، (2004) ،"تصميم وتحليل التجارب باستخدام برنامج SPSS" مرجع سابق ، ص124.

[33] - الطاهر ، محمد محمد ، (1994) ، تصميم وتحليل التجارب ، مرجع سابق ، ص.ص220-221.

Y_{ijk} هي مشاهدة الوحدة التجريبية من الصف k والعمود ℓ والتي استلمت مستوى i من العاملِ A ومستوى j من العامل B.

α_i ، β_j ، $(\alpha\beta)_{ij}$ ، هي التأثيرات الرئيسية والتفاعل بين العاملين A و B .

ρ_k تأثير الصف k ، γ_ℓ تأثير العمود ℓ.

$\varepsilon_{ijk\ell}$ الخطأ العشوائي ويفترض انه يتوزع طبيعياً بمتوسط صفر وتباين σ_ε^2 أي أن $\varepsilon_{ijk\ell} \sim N(0,\sigma_\varepsilon^2)$

جدول(3 – 3) تحليل التباين لتجربة عاملية a x b في التصميم المربع اللاتيني

S.O.V	Df	SS	E(MS)Fixed	E(MS)Random
Rows	ab – 1	SSR		
Columns	ab – 1	SSC		
A	a – 1	SSA	$\sigma^2+ab^2k_A^2$	$\sigma^2+ab\sigma_{\alpha\beta}^2+ab^2\sigma_\alpha^2$
B	b – 1	SSB	$\sigma^2+a^2bk_B^2$	$\sigma^2+ab\sigma_{\alpha\beta}^2+a^2b\sigma_\beta^2$
AB	(a -1)(b -1)	SSAB	$\sigma^2+abk_{AB}^2$	$\sigma^2+ab\sigma_{\alpha\beta}^2$
Error	(ab -1)(ab -1)	SSE	σ^2	σ^2
Total	a^2b^2-1	SST		

المصدر :الطاهر، محمد محمد، المرجع السابق.

3-7التجربة العاملية ذات الثلاثة عوامل:[34]

تعتبر التجربة العاملية a x b x c امتداداً للتجارب السابقة و بها ثلاثة عوامل A وله A مستوى وB وله b مستوى وC وله c مستوى، بحيث يصبح عدد المعالجات العاملية abc، ولهذا سيرتفع عدد المعالجات في مثل هذه التجارب وبالتالي يرتفع عدد الوحدات التجريبية المطلوبة.

[34] - المرجع السابق ، ص222.

النموذج الخطي في حالة النموذج التام التعشية.

$$Y_{ijk\ell} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + (\alpha\beta)_{ij} + (\alpha\gamma)_{ik} + (\beta\gamma)_{jk} + (\alpha\beta\gamma)_{ijk} + \varepsilon_{ijk\ell} \quad \ldots\ldots(14-3)$$

$$i = 1,2,\ldots\ldots,a \qquad j = 1,2,\ldots\ldots,b \qquad k = 1,2,\ldots\ldots,c \qquad \ell = 1,2,\ldots\ldots,r$$

حيث:

$Y_{ijk\ell}$ هي المشاهدة ℓ لمستوى k من العامل C ومستوى j من العامل B ومستوى i من العامل A.

γ_k هي مستوى k من العامل C.

وبالإضافة للتفاعلات الثنائية هنالك نوع جديد من التفاعل وهو التفاعل الثلاثي الذي بين العوامل الثلاثة (ABC) وعادة تكون التفاعلات الثلاثية غير مهمة من الناحية التطبيقية ويمكن تجاهلها.

جدول (3 -4) تحليل التباين لتجربة عاملية a x b x c في التصميم التام التعشية

S.O.V	Df	SS	MS	EMS	F
A	a – 1	SSA	MSA	$\sigma^2 + bcrk_A^2$	$F_A = MSA/MSE$
B	b – 1	SSB	MSB	$\sigma^2 + acrk_B^2$	$F_B = MSB/MSE$
C	c – 1	SSC	MSC	$\sigma^2 + abrk_c^2$	
AB	(a -1)(b – 1)	SSAB	MSAB	$\sigma^2 + crk_{AB}^2$	$F_{AB} = MSAB/MSE$
AC	(a -1)(c -1)	SSAC	MSAC	$\sigma^2 + brk_{AC}^2$	$F_{AC} = MSAC/MSE$
BC	(b -1)(c -1)	SSBC	MSBC	$\sigma^2 + ark_{BC}^2$	$F_{BC} = MSBC/MSE$
ABC	(a -1)(b -1)(c-1)	SSABC	MCABC	$\sigma^2 + rk_{ABC}^2$	$F_{ABC} = MSABC/MSE$
Error	abc(r -1)	SSE	MSE	σ^2	
Total	abcr -1	SST			

المصدر :الطاهر، محمد محمد، مرجع سابق.

ونحسب مكونات جدول تحليل التباين كما يلي:

$$SSTo=\sum_{i}^{a}\sum_{j}^{b}\sum_{k}^{c}\sum_{\ell}^{r}Y_{ijk\ell}^{2}-CF,\quad CF=\ {Y_{....}^{2}}/{abcr} \qquad .....(15-3)$$

$$SSA=\sum_{i}^{a}Y_{i...}^{2}/bcr-CF \qquad .....(16-3)$$

$$SSB=\sum_{j}^{b}Y_{.j..}^{2}/acr-CF \qquad .....(17-3)$$

$$SSC=\sum_{k}^{c}Y_{..k.}^{2}/abr-CF \qquad .....(18-3)$$

$$SSAB=\sum_{i}^{a}\sum_{j}^{b}Y_{ij..}^{2}/cr-SSA-SSB-CF \qquad .....(19-3)$$

$$SSAC=\sum_{i}^{a}\sum_{k}^{c}Y_{i.k.}^{2}/br-SSA-SSC-CF \qquad .....(20-3)$$

$$SSBC=\sum_{j}^{b}\sum_{k}^{c}Y_{.jk.}^{2}/ar-SSB-SSC-CF \qquad .....(21-3)$$

$$SSABC=\sum_{i}^{a}\sum_{j}^{b}\sum_{k}^{c}Y_{ijk.}^{2}/r-SSA-SSB-SSC-SSAB-SSAC-SSBC-CF \quad (22-3)$$

$$SSE=SSTo-SSA-SSB-SSC-SSAB-SSAC-SSBC-SSABC-CF. \quad (23-3)$$

3-8 التجارب العاملية الجزئية(التكرار الجزئي):

إن أهم الصعوبات التي تعترض الباحث الذي يريد استخدام التجارب العاملية هي[35] الزيادة الكبيرة في عدد المعالجات كلما أزداد عدد العوامل وعدد مستوياتها، وبالتالي تصبح التجربة تتطلب كمية هائلة من المادة التجريبية وبتكلفة عالية، على سبيل المثال فان تجربة عاملية 2^6 تتطلب 64 وحدة تجريبية للتكرار الواحد وتخصص هذه التجربة 6 درجات حرية للتأثيرات الرئيسية و15 درجة حرية للتفاعلات الثنائية

[35]- الطاهر ، محمد محمد ، (1994) ، تصميم وتحليل التجارب ، مرجع سابق ، ص307.

و42 درجة حرية للتفاعلات الثلاثية والأعلى منها. ويتم حساب عدد التفاعلات من الدرجة P لعدد K من العوامل بالمعادلة التالية[36]

$$\frac{k!}{p!(k-p)!} \qquad .....(24-3)$$

عندما تزداد k فإن عدد التفاعلات لثلاث عوامل أو أكثر تزداد، وبالرغم من أن التفاعلات ذات الرتب العليا يمكن تقديرها فهذا لا يعني أن التفاعلات معنوية، وبالتالي فبإمكاننا افتراض أن التفاعلات ذات الرتب العليا ليست ذات أهمية أو تساوي صفراً ، وبالتالي يمكن تجاهلها عن طريق ضمها للخطأ التجريبي.

وبصورة عامة الزيادة الكبيرة في عدد المعالجات تتطلب كمية هائلة من المادة التجريبية وبتكلفة عالية والذي يتنافى مع الهدف من التجربة وهو الحصول على معلومات دقيقة بأقل تكلفة ممكنة، وتمكن العالم (Finney 1945) من حل مشكلة زيادة عدد المعالجات عندما تزداد عدد العوامل وذلك من خلال تعديل التصاميم للتجارب العاملية الكاملة بحيث يمكن إجراء التجربة على جزء فقط من التكرار الكامل وذلك إذا افترضنا أن التفاعلات ذات الرتب العليا غير مهمة ويمكن تجاهلها ويطلق على هذه التصميمات (التصميمات العاملية الجزئية) وفيها يتم الحصول على المعلومات الضرورية عن التأثيرات العاملية المهمة.

[36]- عبد المنعم ، ثروت محمد ، (2004) ، " تصميم وتحليل التجارب " ، مكتبة الانجلو المصرية ، ص.ص396-397

مميزات التكرار الجزئي:[37]

1. تمكين الباحث من استخدام تصميم يعتمد على مشاهدات أقل ويعطي معلومات كافية عن التأثيرات الرئيسية والتفاعلات المهمة.
2. إدخال عدد كبير من العوامل في تجربة واحدة وذلك في الأبحاث الاستكشافية الأولية، والقيام ببعض التعديلات الممكنة مثل إضافة أو حذف بعض العوامل بعد تحليل نتائج التصميم العاملي الجزئي.
3. تحسين كفاءة التجربة وتقليل التكلفة والوقت والجهد.

3- 9 التجارب العاملية 2^K:

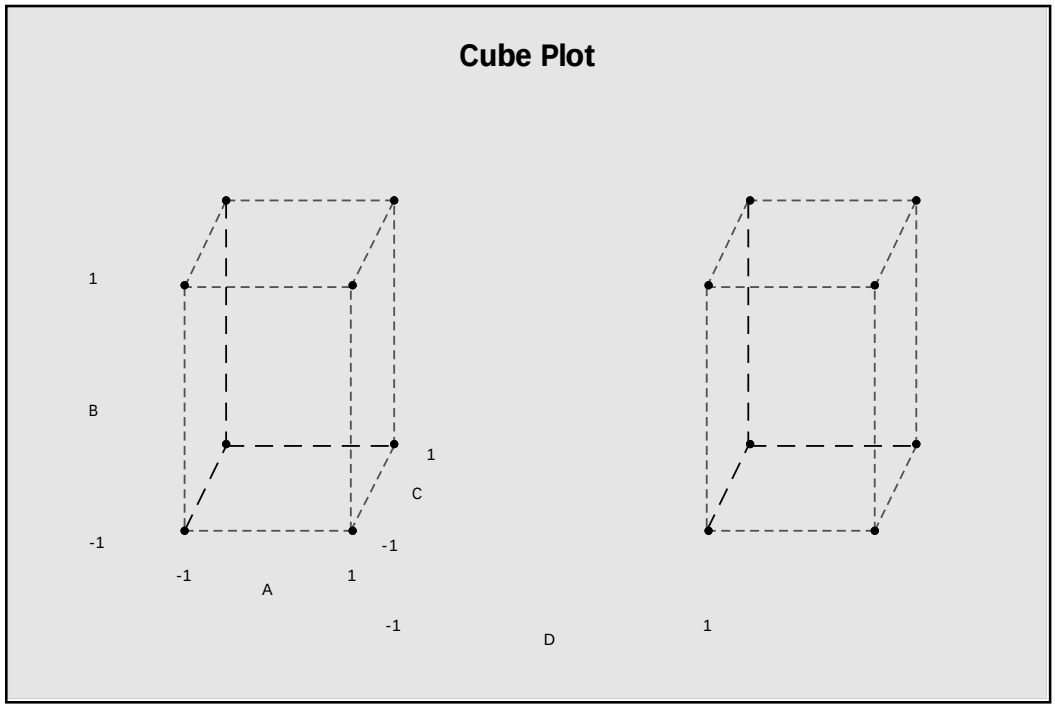
التجارب العاملية 2^K هي حالة خاصة من تصاميم التجارب والتي يخطط فيها القائم على التجربة لدراسة التأثير على استجابة ما بعوامل عددها K كل عامل له مستويين، ويرمز للمستويين بالرمز عال والرمز منخفض، ويرمز للمستويات العالية من العوامل، ..... A ,B ,C بالحروف ...., a ,b ,c والمستويات المنخفضة من كل عامل بالرمز (1)، مثلاً في حالة تجربة عاملية 2^3 فان عدد المعالجات الممكنة (8) وهي، (1) ., a , b , c , ab , ac , bc , abc

تسمح التجارب العاملية 2^K بتقدير تأثير كل عامل واختباره بالإضافة إلى تأثيرات التفاعل، ومن عيوب التجارب العاملية 2^K هو الكميات الكبيرة من المعالجات عندما يكون عدد العوامل كبير، في كثير من الحالات يمكن الحصول على معلومات جزئية وذلك باستخدام جزء من المعلومات، هذا النوع من التصميم يسمى التصميم العاملي

[37] - الطاهر ، محمد محمد ، (1994) ، تصميم وتحليل التجارب ، مرجع سابق ، ص327.

الجزئي Fractional factorial design والذي يؤدي إلى اختزال حجم التجربة الكلي والحصول على المعلومات المهمة التي تخص العوامل.

شكل رقم (3-1) التمثيل البياني لتجربة عاملية 2^4



المصدر: إعداد الباحث باستخدام برنامج Minitab

الشكل رقم (3-1) لتجربة عاملية 2^4 بأربعة عوامل ولكل عامل مستويين ولها ثمانية معاملات عاملية.

3-9-1: نصف تكرار لتجربة عاملية 2^K:

نبدأ بالتجربة العاملية الكاملة الخاصة بجميع العوامل تحت الدراسة ثم بإدماج التفاعلات الصغيرة والغير مهمة مع التفاعلات والتأثيرات الرئيسية المهمة يمكن الحصول على جزء من المعالجات اللازمة للحصول على تقدير للتأثيرات الرئيسية والتفاعلات المهمة.

3-9-2: تكوين التكرار الجزئي لتجربة عاملية 2^K :[38]

أن بناء تصميم تجربة عاملية بنصف تكرار يكافئ وضع التجربة العاملية الكاملة 2^K في قطاعين وكل قطاع يتضمن 2^{K-1} من المعالجات ثم اختيار واحد فقط من القطاعين للتجربة.

لنفترض أن لدينا تجربة عاملية 2^4 ونرغب في استخدام نصف تكرار ، فإذا رمزنا للعوامل بالرموز A , B , C , D ، وأخذنا الإشارة السالبة (-) لتمثيل المستوى المنخفض أو الحالة العادية للعامل والإشارة الموجبة (+) لتمثيل المستوى المرتفع أو التغير في حالة العامل كما هو موضح في الجدول التالي:

جدول (3-5) يمثل جدول الإشارات لتجربة عاملية 2^4

التأثير	(1)	a	b	c	d	Ab	ac	ad	bc	bd	Cd	abc	abd	Acd	acd	abcd
A	-	+	-	-	-	+	+	+	-	-	-	+	+	+	-	+
B	-	-	+	-	-	+	-	-	+	+	-	+	+	-	+	+
C	-	-	-	+	-	-	+	-	+	-	+	+	-	+	+	+
D	-	-	-	-	+	-	-	+	-	+	+	-	+	+	+	+
AB	+	-	-	+	+	+	-	-	-	-	+	+	+	-	-	+
AC	+	-	+	-	+	-	+	-	-	+	-	+	-	+	-	+
AD	+	-	+	+	-	-	-	+	+	-	-	-	+	+	-	+
BC	+	+	-	-	+	-	-	+	+	-	-	+	-	-	+	+
BD	+	+	-	+	-	-	+	-	-	+	-	-	+	-	+	+
CD	+	+	+	-	-	+	-	-	-	-	+	-	-	+	+	+
ABC	-	+	+	+	-	-	-	+	-	+	+	+	-	-	-	+
ABD	-	+	+	-	+	-	+	-	+	-	+	-	+	-	-	+
ACD	-	+	-	+	+	+	-	-	+	+	-	-	-	+	-	+
BCD	-	-	+	+	+	+	+	+	-	-	-	-	-	-	+	+
ABCD	+	-	-	-	-	+	+	+	+	+	+	-	-	-	-	+

المصدر:عبدالمنعم، ثروت محمد،المرجع السابق.

[38] - عبد المنعم ، ثروت محمد ، (2004) ، " تصميم وتحليل التجارب " ، مكتبة الانجلو المصرية ، ص398.

ولو افترضنا أن ABCD أستخدم كمقارنة تقسيم (Defining contrast) سنحصل على القطاعين التاليين:

Block1	(1)	ab	ac	ad	bc	bd	cd	abcd

Block2	a	b	c	d	abc	abd	acd	bcd

حيث أدمج بينهما التفاعل ABCD، وأي من القطاعين يُكون نصف تكرار التجربة العاملية 2^4 ولقد أشتمل القطاع الأول على المعالجات التي لها إشارة (+) للتفاعل ABCD في جدول الإشارات (4-1)، أما القطاع الثاني فقد اشتمل على المعالجات التي لها إشارة (-) للتفاعل ABCD أي أن القطاع الأول يحتوي على المعالجات التي لها عدد زوجي من الحروف بالإضافة إلى معالجة المراقبة (1) بينما القطاع الثاني أشتمل على المعالجات التي لها عدد فردي من الحروف، والتفاعل ABCD مصدر التقسيم نعرفه على انه علاقة التقسيم ABCD = 1.

3-10 المقياس الرياضي:

إلى جانب الطرق السابقة يمكن أيضاً توضيح كيفية توزيع الوحدات التجريبية على القطاعات وبفرض تجربة عاملية 2^K.

بفرض أننا اخترنا التفاعل الأعلى رتبة كتأثير يدمج مع القطاعات، المشكلة هنا كيف يستطيع القائم على التجربة توزيع المعالجات على 2^p من القطاعات المتجانسة حيث $p < k$. واحد من أساليب حل هذه المشكلة هو وضع المعالجات ذات الإشارة الموجبة للمقارنة الخاصة بالتفاعل الأعلى رتبة في قطاع والإشارة السالبة في القطاع الأخر. هنالك أسلوب أخر لتوزيع المعالجات على القطاعات حيث توضع المعالجات المشتركة بعدد

فردي من الحروف مع التفاعل الأعلى رتبة والمطلوب إدماجه في قطاع واحد وتوضع المعالجات المشتركة بعدد فردي من الحروف في القطاع الأخر ومن مساوي الطريقتين السابقتين أنهما لاتصلحان إلا للتجارب العاملية 2^K وهنالك طرق أخرى أكثر شيوعاً تعزى إلى Kempthorne(1952) تعتمد على ما يعرف بالمقياس ويقال أن رقم صحيح l مقياس m، حيث m عدد صحيح هو الباقي والذي نحصل عليه بقسمة l على m. فعلى سبيل المثال الرقم الصحيح لمقياس 5 هو 3 وذلك لأن الباقي عند قسمة 18 على 5 هو 3 النسبة تكتب بالصورة التالية[39]

$$18(\text{mod}5) = 3$$

وتقرأ 18 مقياس 5 هو 3

أمثلة أخرى $20(\text{mod}5) = 0$

$$7(\text{mod}5) = 2$$

وكبديل يقال أن 18 توافق أو تطابق 3 مقياس 5 وعلى ذلك كل الأرقام الصحيحة تطابق أو توافق واحد من الأرقام الصحيحة 4 , 3 , 2 , 1 , 0 مقياس 5 ، عند استخدام مقياس 3 فإن كل الأرقام الصحيحة توافق 2 , 1 , 0 لمقياس 3 فعلى سبيل المثال

$$18(\text{mod}3) = 0$$

$$7(\text{mod}3) = 1$$

$$20(\text{mod}3) = 2$$

[39] - المرجع السابق ، ص369.

بصورة عامة فإن أي علاقة لمقياس رياضي تأخذ الشكل التالي:[40]

$$L = a_1 x_1 + a_2 x_2 + ... + a_n x_n \qquad .....(25-3)$$

في العلاقة أعلاه يمثل a_1 الأسى الظاهر في كل تأثير ويمثل x_i مستوى العامل i الظاهر في المعالجة المعطاة ثم توضع كل المعالجات التي تحقق قيمة L في قطاع واحد، فعلى سبيل المثال في تجربة عاملية 2^3 حيث عدد المعالجات 8 وتوزع على قطاعين وإذا كان التأثير المدمج هو ABC فإن:

$a_1 = 1$, $a_2 = 1$, $a_3 = 1$ وقيم a الأخرى تساوى صفراً . وعلى ذلك تصبح العلاقة كالأتي:

وذلك للمقياس 2 (mod2) . أي أن العلاقة سوف تكون على الشكل التالي:

$$L = x_1 + x_2 + x_3 = j(\mathrm{mod}\,2) \qquad .....(26-3)$$

حيث j=0,1,2 وعلى ذلك تصبح العلاقة كالتالي:

$$L = 1*x_1 + 1*x_2 + 1*x_3 \qquad .....(27-3)$$

وتكون قيم L لكل معالجة مقياس 2 كالتالي:

$$(1): L = 1*0 + 1*0 + 1*0 = 0$$
$$(a): L = 1*1 + 1*0 + 1*0 = 1$$
$$(b): L = 1*0 + 1*1 + 1*0 = 1$$
$$(c): L = 1*0 + 1*0 + 1*1 = 1$$
$$(ab): L = 1*1 + 1*1 + 1*0 = 0$$
$$(ac): L = 1*1 + 1*0 + 1*1 = 0$$
$$(bc): L = 1*0 + 1*1 + 1*1 = 0$$
$$(abc): L = 1*1 + 1*1 + 1*1 = 1$$

[40] - المرجع السابق ، ص.ص371-372

وفي هذه الحالة توزع المعالجات على القطاعات كما هو موضح في الجدول رقم (4-2) الأتي.

جدول رقم (3-6) توزيع المعالجات لتجربة عاملية 2^3 باستخدام المقياس2

القطاع12 = L	القطاع01 =L
(a) = (100)	(1) = (000)
(b) = (010)	(ab) = (110)
(c) = (001)	(ac) = (101)
(abc) = (111)	(bc) = (011)

المصدر:عبدالمنعم، ثروت محمد،المرجع السابق.

أن القطاع الذي يتضمن المعالجة (1) في جدول (4-2) يسمى القطاع الأساسي principle block. والمعالجات في هذا القطاع هي مفردات لفئة حيث أن العملية التي تجرى على هذه الفئة هي الضرب للمقياس2 (mod2). فعلى سبيل المثال لإيجاد معالجات القطاع الثاني نختار معالجة ليست في القطاع الأول لتكن (a) ونضرب هذه المعالجة بكل معالجة في القطاع الأساسي وبالتالي يتم الحصول على معالجات القطاع الثاني كالأتي:

$$a.1 = a$$
$$a.ab = a^2b = b$$
$$a.ac = a^2c = c$$
$$a.bc = abc$$

وذلك للمقياس2 (mod2).

3-11 المترادفات Aliases:[41][42]

بفرض أننا نريد إجراء نصف تكرار للقطاع الأول وذلك بعد رمي قطعة نقود، ما هي المعلومات التي يمكن الحصول عليها من القطاع الأول وما هي المعلومات المفقودة عندما نجري نصف التجربة للإجابة على ذلك، وبالرجوع إلى الجدول (4 – 1) ظلل المعالجات التي في القطاع (1) لاحظ أنه في المساحة المظللة أن التفاعل ABCD له كل الإشارات الموجبة في القطاع (1) التي هي نتيجة إدماج القطاعات مع التفاعل ABCD، ولاحظ كذلك أن تأثير A هو

$$A = ab + ac + ad + ab + cd - (1) - bc - bd - cd$$

وتأثير AB و CD على التوالي هو

$$AB = abcd + ab + (1) + cd - ac - ad - bc - bd$$
$$CD = abcd + cd + (1) + ab - ac - ad - bc - bd$$

لاحظ أن تأثير AB و CD متساويان لذلك فلا نستطيع التمييز بين AB و CD في القطاع الأول، ويدعى التأثيران أو أكثر اللذان لهما قيم عددية متشابهة بالمترادفات (Aliases)، ولا يمكننا التعبير عنها بشكل منفصل. وعند استخدام ABCD كمصدر تقسيم في الجدول نحصل على المترادفات التالية

$$A = BCD \quad , \quad AB = CD \quad , \quad B = ACD \quad , \quad AC = BD$$
$$C = ABD \quad , \quad AD = BC \quad , \quad D = ABC$$

[41] - هكس ، تشارلز ، خماس ، قيس سبع ، (1973) ، " المفاهيم الأساسية في تصميم التجارب"

[42] - عبد المنعم ، ثروت محمد ، (2004) ، " تصميم وتحليل التجارب " ، مرجع سابق 399

وبسبب هذا الإدماج عندما يجرى جزء من التجربة فإنه يجب التأكد من المترادفين واحدهما غير موجود بشكل أكيد إذا أريد أن يكون هذا التصميم ذا قيمة. ويجب ملاحظة أن علامة (=) لا تعني تساوي التأثيرات ولكن تعني عدم إمكانية تقدير كل منهما مستقلاً عن الآخر.

إذا أجرى القطاع الثاني من التجربة بدلاً من القطاع الأول، عندئذ تكون قيمة المقارنة A كالتالي:

$$A = a + abc + abd + acd - b - c - d - bcd$$

وقيمة المقارنة BCD هي:

$$BCD = - a - abc - abd - acd + b + c + d + bcd$$

والتي تعطي نفس قيمة A ماعدا الإشارة وعلى ذلكA مترادفة مع BCD وفي هذه الحالة يكون :

$$A = - BCD \quad , \quad AB = - CD \quad , \quad B = - ACD \quad , \quad AC = - BD$$

$$C = - ABD \quad , \quad AD = - BC \quad , \quad D = - ABC$$

وهناك أسلوب سريع لإيجاد المترادفين لأي تأثير في تكرار جزئي لتجربة عاملية 2^K، هذا الأسلوب هو ضرب التأثير بالحدود في التقابل، المعامل 2. وبإتباع هذا الأسلوب نحصل على المترادفات الآتية:

$$A = A.1 = A.ABCD = A^2BCD = BCD$$
$$B = B.1 = B.ABCD = AB^2CD = ACD$$
$$C = C.1 = C.ABCD = ABC^2D = ABD$$
$$D = D.1 = D.ABCD = ABCD^2 = ABC$$
$$AB = AB.1 = AB.ABCD = A^2B^2CD = CD$$
$$AC = AC.1 = AC.ABCD = A^2BC^2D = BD$$
$$AD = AD.1 = AD.ABCD = A^2BCD^2 = BC$$

$$AB = AB.1 = AB.ABCD = A^2B^2CD = CD$$

$$AC = AC.1 = AC.ABCD = A^2BC^2D = BD$$

$$AD = AD.1 = AD.ABCD = A^2BCD^2 = BC$$

ولتقسيم معالجات تجربة عاملية 2^5 إلى جزاءين نستخدم الطريقة المبسطة التي ترتكز على فردية أو زوجية الحروف التي ترمز للمعالجات، ويكون التقسيم باستخدام علاقة التقسيم ABCDE=1 كالأتي:[43]

1 = +ABCDE : abcde abc abd abe acd ace ade bcd
bce bde cde a b c d
1 = - ABCDE : abcd abce abde acde bcde ab ac ad
ae bc bd be cd ce de (1)

ويعتبر التصميم 2^{3-1} بسيطاً وغير تطبيقياً وكذلك الحال بالنسبة للتصميمات 2^{4-1} و 2^{5-1}، وهذا لأنها لا تترك درجات حرية كافية للخطأ التجريبي وبالتالي فلا يجوز استخدامها إلا في حالة توفر تقدير للخطأ التجريبي من تجارب سابقة.

[43] - الطاهر ، محمد محمد ، (1994) ، تصميم وتحليل التجارب ، مرجع سابق ، ص314.

3 -12: سلسلة التجارب العاملية الجزئية: Sequences of Fract. Fact Experiments[44]

في التجارب الأولية يكون هنالك العديد من العوامل تحت الدراسة لذلك فإن استخدام التجارب العاملية الجزئية يؤدي إلى تقليل التكلفة وتحسين كفاءة التجربة خاصة إذا ما نفذت التكرارات الجزئية على مرحلتين، فمثلاً بالنسبة للتجربة العاملية 2^4 تنفذ أولاً تجربة جزئية بثمان معالجات في تصميم 2^{4-1}، ثم تحلل نتائج هذه التجربة وعلى ضوئها تحدد أهم المعالجات لتي تنفذ ثانياً، ولتجنب مشاكل التحليل الإحصائي ينفذ الجزء الثاني بالمعالجات الثمان المتبقية، وبالتالي تصبح لدينا تجربة عاملية كاملة بتكرار واحد كامل، ونكون قد فقدنا التفاعل الرباعي ABCD فقط الذي أدمج بين القطاعين.

لذلك فالميزة الأساسية لاستخدام سلسلة من التجارب العاملية الجزئية 2^{K-1} هي تمكين الباحث من وقفة تأمل أولية حول نتيجة الجزء الأول، أي نصف المكرر، والقيام ببعض التعديلات الممكنة مثل إضافة وحذف بعض العوامل أو إضافة بعض مستويات عامل معين أو تغيير أو تعديل الاستجابة ...الخ). كل ذلك مع فقدان تأثير عاملي واحد وهو التفاعل ABC.....K الذي أدمج مع القطاعين.

3 – 13 : التحليل لتجربة عاملية 2^K [45]

يمكن الحصول على مجموع المربعات للتأثيرات باستخدام نفس الطرق المستخدمة في التجارب العاملية الكاملة. فعلى سبيل المثال يمكن استخدام جدول الإشارات لحساب

---

[44] - المرجع السابق ، ص316.

[45] - عبد المنعم ، ثروت محمد ، (2004) ، " تصميم وتحليل التجارب " ، مرجع سابق ، ص.ص400-401.

مجموع المربعات فمثلاً لتجربة عاملية 2^K فإن مجموع المربعات للعامل A يحسب من الصيغة التالية:

$$SS_a = \frac{(\text{A المقارنة})^2}{n2^{k-1}} \quad \ldots\ldots\ldots (28-3)$$

والتأثير الرئيسي للعامل A يحسب من الصيغة التالية:

$$\text{تأثير } A = \frac{\text{A المقارنة}}{n2^{k-1}} \quad \ldots\ldots\ldots (29-3)$$

حيث n عدد مرات تكرار التجربة العاملية 2^K بنصف تكرار.

جدول رقم (3 - 7) تحليل التباين لتجربة عاملية 2^4 بنصف تكرار

S.O.F	Df
A(BCD)	1
B(ACD)	1
C(ABD)	1
D(BCD)	1
AB(CD)	1
AC(BD)	1
AD(BC)	1
الخطأ	8(n - 1)
الكلي	8n – 1

المصدر:عبد المنعم، ثروت محمد، مرجع سابق.

يتضح من جدول رقم (3-7) أن التأثيرات الرئيسية مترادفة مع التفاعلات ذات الرتبة الثالثة والتفاعلات ذات الرتبة الثانية مترادفة مع تفاعلات أخرى من نفس الرتبة، أي ترادف

تبادلياً . ولذلك لا يمكن الحصول على تقدير لتأثير التفاعل AB خالياً CD وبالعكس أيضاً وكذلك لأي زوج مشابه أخر.

3 – 14:استخدام القطاعات في التجارب العاملية الجزئية:[[46]][47]

Blocking in Fractional Factorial Experiments

قد يتطلب نصف التكرار في بعض التجارب العاملية العديد من الوحدات التجريبية، بحيث يصبح هو أيضاً من الصعب تنفيذه في قطاع واحد وتحت ظروف متجانسة، وبالتالي يتحتم على الباحث توزيع معالجات نصف التكرار على قطاعات متجانسة للحفاظ على دقة التجربة، وتتم هذه العملية بواسطة الاستعانة بكل من التجزئة (Fractionation) والإدماج (Confounding)معاً في نفس التجربة.

لنفترض أن لدينا تجربة عاملية 2^6، أي تحتوي على 64 معالجة، فنبدأ أولاً بتقسيم هذا العدد إلى نصفين عن طريق علاقة التقسيم ABCDEF = 1 ، حيث يحتوي القطاع الأول على 32 معالجة ولها الإشارة الموجبة للتفاعل (+) في جدول الإشارات أي القطاع الذي يحتوي على المعالجات التي لها عدد زوجي من الحروف بالإضافة إلى المعالجة (1)، والقطاع الثاني يحتوي على 32 معالجة ولها الإشارة السالبة (-) للتفاعل في جدول الإشارات أي المعالجات التي لها عدد فردي من الحروف، وبفرض أننا اخترنا القطاع الأول كما هو موضح في جدول(4–3).

[46] - الطاهر ، محمد محمد ، (1994) ، " تصميم وتحليل التجارب " ، مرجع سابق ، ص.ص317- 318.

[47] - عبد المنعم ، ثروت محمد ، (2004) ، " تصميم وتحليل التجارب " ، مرجع سابق ، ص.ص407-408.

جدول (3 – 8) القطاع الأول من تجربة عاملية 2^6 حسب الإشارة الموجبة (+) للتفاعل ABCDEF

(1)	Ab	Ac	Bc
abef	ef	de	Df
acde	acdf	abdf	Acef
bcdf	bcde	bcef	abde
ae	af	ad	bd
df	be	ce	cf
cd	abcd	abcf	abce
abcdef	cdef	bdef	adef

المصدر:عبد المنعم، ثروت محمد، مرجع سابق.

بفرض أن المعالجات الناتجة من نصف تكرار والتي عددها 32 معالجة يراد توزيعها على قطاعين وذلك لصعوبة تنفيذ التجربة العاملية 2^6 بنصف تكرار في قطاع واحد. لذلك سوف نختار علاقة تقسيم أخرى غير التي استخدمت في تقسيم المعالجات إلى نصفي تكرار وسوف تكون علاقة التقسيم الثانية وتفاعلاتها العامة مدمجة مع القطاعات وبالتالي لا نستطيع تقديرها. بفرض أننا اخترنا التفاعل ABC لإدماجه مع القطاعات، فإن التفاعل (ABC)(ABCDEF) = DEF سوف يدمج أيضاً مع القطاعات، وباستخدام العلاقة $L = X_1 + X_2 + X_3$ وذلك للمقياس 2 سيتم توزيع المعالجات إلى قطاعين كما هو موضح في شكل (4 – 2) حيث المعالجات في القطاع الأول تحقق العلاقة $L = 0$ والمعالجات في القطاع الثاني تحقق العلاقة $L = 1$

شكل (3 – 2) تقسيم نصف تكرار تجربة عاملية 2^6 إلى قطاعين

القطاع الثاني (L = 1)				القطاع الأول (L = 0)			
Bd	Ad	Af	ae	bc	Ac	ab	(1)
cf	ce	be	bf	df	de	ef	abef
abce	abcf	abcd	cd	acef	abdf	acdf	acde
adef	bdef	cdef	abcdef	abde	bcef	bcde	bcdf

المصدر:عبد المنعم، ثروت محمد ، مرجع سابق.

وعند تحليل نتيجة التجربة سوف نجد أن التأثيرات الرئيسية مترادفة مع التفاعلات ذات الرتبة الخامسة والتفاعلات ذات الرتبة الثانية مترادفة مع التفاعلات ذات الرتبة الرابعة والتفاعلات ذات الرتبة الثالثةمترادفة تبادلياً كما يلي:

التأثير	المترادف
ABC	DEF
ABD	CEF
ABE	CDF

والزوج ABC = DEF سوف يدمج مع القطاعات .

جدول (3 – 9) تحليل التباين لنصف تكرار تجربة عاملية 2^6 في قطاعين

S.O.V	Df
Block	1
Main effects	6
2-factor In.	15
Error	9
المجموع	31

المصدر:عبد المنعم، ثروت محمد، مرجع سابق.

بفرض أنه من الصعب تنفيذ نصف تكرار في قطاعين بست عشر وحدة تجريبية فبإمكان الباحث تنفيذه في أربعة قطاعات بثمان وحدات تجريبية في كل قطاع، ويتطلب ذلك اختيار علاقة تقسيم أو تفاعل لإدماجه مع القطاعات مما ينتج عنه فقدان في إمكانية تقدير كل التفاعلات التي استخدمت في التقسيم وتفاعلاتها العامة. فمثلاً لو اخترنا التفاعل ABD لإدماجه بين القطاعات سنحصل على التفاعلات التالية:

$$(ABD)(ABCDEF) = CEF$$

$$(ABD)(ABC) = CD$$

$$(ABD)(DEF) = ABEF$$

مدمجة أيضا مع القطاعات وبالتالي لا نستطيع تقديرها، ولكن تبقى باقي التأثيرات خالية من الإدماج، ونلاحظ هنا أن تفاعل من ذات الرتبة الثانية CD مدمج مع القطاعات، وهذا قد يكون غير مرغوب فيه ولكن ليس ممكناً تجنبه عند تنفيذ الخطوات السابقة، أذن باستخدام علاقة التقسيم $L = X_1 + X_2 + X_4$ للمقياس 2 نقسم أولاً معالجات القطاع الأول التي في شكل (4 - 2) إلى قطاعين كما هو موضح في الشكل (4-3) وذلك بوضع المعالجات التي تحقق الشرط أن $L = 0$ في القطاع *1 والمعالجات التي تحقق الشرط أن $L = 1$ في القطاع **1 ثم نقسم معالجات القطاع الثاني التي في شكل (4-2) إلى قطاعين حيث توضع المعالجات التي تحقق الشرط أن $L = 1$ في القطاع *2 والمعالجات التي تحقق الشرط أن $L = 1$ في القطاع **2 كما هو موضح في شكل(4-3)

شكل (3 – 3) تقسيم نصف تكرار تجربة عاملية 2^6 إلى أربعة قطاعات

القطاع الأول				القطاع الثاني			
القطاع *1		القطاع **2		القطاع *2		القطاع **2	
(1)	ab	Ac	bc	ae	Af	Ad	Bd
abef	ef	de	df	bf	be	ce	cf
acde	acdf	abdf	acef	cd	abcd	abcf	**ab**ce
bcde	bcdf	bcef	abde	abcdef	cdef	bdef	adef

المصدر:عبد المنعم، ثروت محمد، مرجع سابق.

أن وضع نصف تكرار لتجربة عاملية 2^6 في أربعة قطاعات ولكل قطاع 8 معالجات وبفرض إهمال التفاعلات ذات الرتبة الثالثة فما فوق فإنه يمكن تقدير كل التأثيرات الرئيسية والتفاعلات ذات الرتبة الثانية ماعدا التفاعل CD والذي سوف يدمج مع القطاعات.

جدول (3 – 10) تحليل التباين لنصف تكرار تجربة عاملية 2^6 في أربعة قطاعات

S.O.V	Df
Block	3
Main effects	6
2-factor In.	14
Error	8
المجموع	31

المصدر:عبد المنعم، ثروت محمد، مرجع سابق.

3 - 15: ربع تكرار لتجربة عاملية 2^k

يعتمد بناء ربع تكرار لتجربة عاملية 2^k على توزيع المعالجات التي عددها 2^k على أربعة قطاعات، وهذا يؤدي إلى التضحية أو إدماج تفاعلين وتفاعلهم العام، أي إدماج ثلاث تفاعلات، واحد من القطاعات الأربعة يمكن استخدامها في إجراء التجربة، كل تأثير سوف يكون له ثلاث مترادفات.

بفرض إجراء ربع تكرار لتجربة عاملية 2^6 وبفرض أننا قررنا إدماج التفاعلين , ACEF BDEF بين القطاعات فإن التفاعل (ACEF)(BDEF) = ABCD سوف يدمج أيضاً بين القطاعات، باستخدام العلاقتين L1 = X1+ X3 + X5+ X6 و L2 = X2+ X4 + X5+ X6 وباختيار المعالجات التي تحقق الشرط أن L1 = 0 و L2 = 0 (للمقياس2) نحصل على القطاع الثاني والذي يمثل ربع تكرار لتجربة عاملية 2^6.

$\{(1), abcd, ef, abcdef, cde, cdf, abe, abf, acef, bdef, ac, bd, adf, ade, bcf, bce\}$

المترادفات للتأثيرات الرئيسية ستكون:

$$A = CEF = ABDEF = BCD \quad , \quad D = ACDEF = BEF = ABC$$
$$B = ABCEF = DEF = ACD \quad , \quad E = ACF = BDF = ABCDE$$
$$C = AEF = BCDEF = ABD \quad , \quad F = ACE = BDE = ABCDF$$

وكل واحدة من المترادفات السابقة بدرجة حرية واحدة.

والمترادفات للتفاعلات ذات الرتبة الثانية ستكون كالأتي:

$$AB = BCEF = ADEF = CD \quad , \quad AF = CE = ABDE = BCDF$$
$$AC = EF = ABCDEF = BD \quad , \quad BE = ABCF = DF = ACDE$$
$$AD = CDEF = ABEF = BC \quad , \quad BF = ABCE = DE = ACDF$$
$$AE = CF = ABDF = BCDE \quad ,$$

وكل واحدة من المترادفات السابقة بدرجة حرية واحدة. هنا نلاحظ أن بعض التفاعلات ذات الرتبة الثانية مترادفة تبادلياً ، والمتبقي درجتي حرية توزع على المجاميع التالية:

$$ADF = CDE = ABE = BCF \quad , \quad ABF = BCE = ADE = CDF$$

3-16 قياس الكفاءة النسبية للتكرار الجزئي:

يتم حساب الكفاءة النسبية للتكرار الجزئي مقارنة مع التكرار الكامل وفقاً للصيغة الآتية :

$$R.E = \frac{(df_1+1)(df_2+3)S_2^2}{(df_1+3)(df_2+1)S_1^2} * 100\% \qquad .....(30-3)$$

حيث أن:

S_1^2 متوسط مربع الخطأ التجريبي للتكرار الجزئي

S_2^2 متوسط مربع الخطأ التجريبي للتكرار الكامل

df_1 درجة حرية الخطأ للتجربة في التكرار الجزئي

df_2 درجة حرية الخطأ للتجربة في التكرار الكامل

الـــــفـصل الـــــــرابـع

الـجـانـب الـتـطـبـيـقـي

4 – 1 تمهيد

4-2 تجربة الدراسة

4 – 3 تعريف متغيرات الدراسة

4 -4 وصف متغيرات الدراسة:

4-5 اختبار تجانس التباين للتجربة العاملية في التكرار الكامل

4 – 6 تطبيق تصميم التجربة العاملية في التكرار الكامل 2^6

4-7 اختبار تجانس التباين للتجربة العاملية في نصف تكرار

4 – 8 تطبيق تصميم التجربة العاملية الجزئية بنصف تكرار 2^{6-1}

4-9 اختبار تجانس التباين للتجربة العاملية في ربع تكرار

4 – 10 تطبيق تصميم التجربة العاملية الجزئية بربع تكرار 2^{6-2}

4-1 تمهيد:

يتضمن هذا الفصل الجانب التطبيقي والذي من خلاله سوف نقوم بتطبيق الأسس النظرية والأدبيات المتعلقة بالدراسة التي تم التطرق إليها في الفصول السابقة وفي هذا الفصل نقوم أولاً بتحليل التجربة العاملية الكاملة 2^k بالتركيز على التأثيرات الرئيسية والتفاعلات الثنائية ثم نقوم بتصميم وتحليل تجربة عاملية بنصف تكرار وكذلك بناء تجربة عاملية جزئية بربع تكرار وتحليل البيانات الناتجة عن هذا التصميم ، وأخيراً مقارنة النتائج التي حصلنا عليها من خلال التصاميم العاملية الجزئية بنصف تكرار وربع تكرار مع نتائج التصميم العاملي الكامل للتجربة العاملية 2^k وذلك من خلال الأساليب الإحصائية التي تؤيد الكفاءة كمقدار متوسط الخطأ التجريبي والكفاءة النسبية وقيم F إضافة إلى معامل الاختلاف. وسوف نعتمد في تحليل بيانات الدراسة على برامج التحليل الإحصائي SPSS Minitab.

4-2 تجربة الدراسة:

الأثر البيئي والجيني والغذائي على طول فترات النضج للقمح في السودان.

الهدف من التجربة دراسة العوامل التي تؤثر على طول فترات النضج للقمح. أجريت التجربة في محطة أبحاث الحديبة الزراعية بولاية نهر النيل في موسمي 2015-2016 و 2016-2017 لعدد من عوامل الدراسة ومستوياتها. وتمت معالجة البيانات لتناسب هذه الدراسة وذلك بدراسة ستة عوامل ولكل عامل مستويين، مستوى عالي ومستوى منخفض.

3-4 تعريف متغيرات الدراسة:

إن البيانات التي اعتمدت عليها الدراسة في التطبيق العملي تتمثل في الأتي:

أولاً: المتغيرات المستقلة:

تتكون من ست عوامل وكل عامل له مستويين

الموسم A (2015 – 2016 ويرمز له بـ S_1 و 2016 –2017 ويرمز له بـ S_2).

مكان الزراعة B (نهر النيل ويرمز لها بـ N والجزيرة ويرمز لها بـ G).

تاريخ الزراعة C (نوفمبر ويرمز له بـ NO وديسمبر ويرمز له بـ DC) .

نوع القمح D (أمام ويرمز له بـ AMAM وكنتور ويرمز له بـ CON).

النيتروجين E (40كجم ويرمز له بـ N_1 و80 كجم ويرمز له بـ N_2).

الفسفورF (40 كجم ويرمز له بـ P_1 و80 كجم ويرمز له بـ P_2).

ثانياً: المتغير التابع Y: طول فترة النضج لمحصول القمح في السودان بالأيام.

4-4 وصف متغيرات الدراسة:

جدول رقم (4-1) يوضح بعض المقاييس الوصفية للتأثيرات الرئيسية للتجربة

العامل Factor	المستوى Level	الوسط الحساب Mean	الانحراف المعياري Std.Deviation	أقل قيمة Minimum	أكبر قيمة Maximum
A	S_1	87.896	9.43061	74	108
	S_2	95.406	10.68652	80	117
B	N	88.146	9.18578	74	106
	G	95.156	11.06472	79	117
C	NO	95.906	11.22786	80	117

	DC	87.396	8.30533	74	103
D	CON	83.792	4.96284	74	90
	AMAM	95.510	9.06467	85	117
E	N_1	91.646	10.79667	74	117
	N_2	91.656	10.72707	74	116
F	P_1	91.615	10.78729	74	117
	P_2	91.688	10.73637	74	116
Y		91.651	10.73372	74	117

المصدر :إعداد الباحث من مخرجات برنامج SPSS

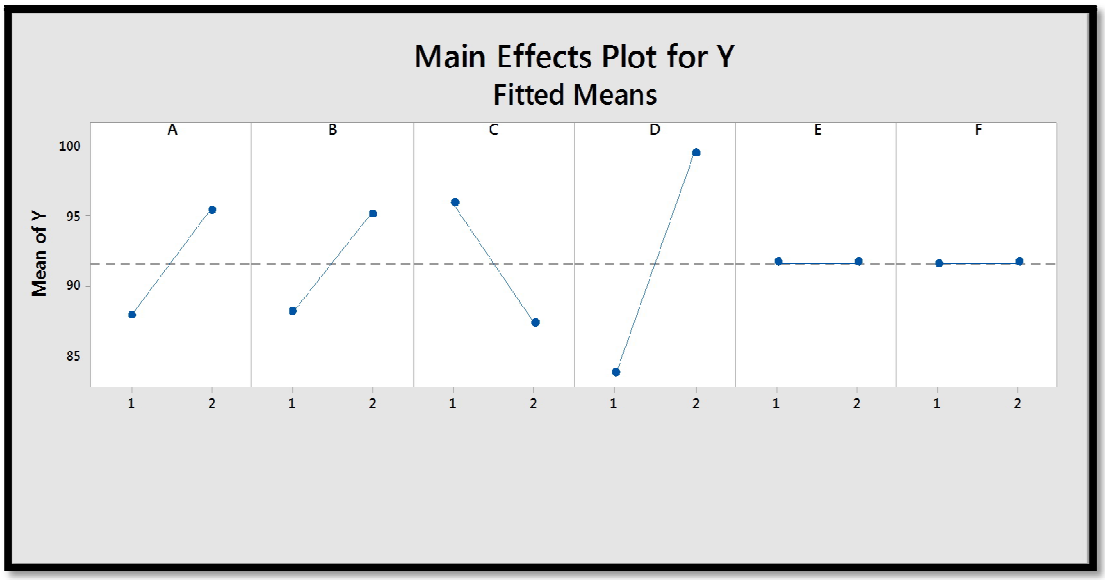
يتضح من الجدول (4-1) أعلاه الأتي:

أن الوسط الحسابي للمستوى الأول والمستوى الثاني من العامل A بلغ (87.896) و(95.406) وأن قيمة الانحراف المعياري بلغت (9.43061) و(9.43061) على التوالي، وأن اقل قيمة للمستوى الأول 74 وأكبر قيمة(108) كما أن أقل قيمة للمستوى الثاني (80) وأكبر قيمة له (117). كما بلغ الوسط الحسابي للمستوى الأول والمستوى الثاني من العامل B (88.146) و(95.156) على التوالي. كما بلغ الوسط الحسابي للمستوى الأول والمستوى الثاني من العامل C (95.906) و(87.396) على التوالي. كما بلغ الوسط الحسابي للمستوى الأول والمستوى الثاني من العامل D (83.792) و(95.510) على التوالي، وأن اقل قيمة للمستوى الأول (74) وأكبر قيمة (90) كما أن أقل قيمة للمستوى الثاني (85) وأكبر قيمة له (117). كما بلغ الوسط الحسابي للمستوى الأول والمستوى الثاني من العامل E (91.646) و(91.656) على التوالي، وأن اقل قيمة للمستوى الأول (74) وأكبر قيمة (117) كما أن أقل قيمة للمستوى الثاني (74) وأكبر

قيمة له (116). كما بلغ الوسط الحسابي للمستوى الأول والمستوى الثاني من العامل F (91.615) و(91.688) على التوالي، وأن اقل قيمة للمستوى الأول (74) وأكبر قيمة (117) كما أن أقل قيمة للمستوى الثاني (74) وأكبر قيمة له (116). كما بلغ الوسط الحسابي للاستجابة Y (91.651) وأن قيمة الانحراف المعياري بلغت (10.73372)، وأن اقل قيمة للاستجابة (74) وأكبر قيمة (117). يتضح مما سبق أن هنالك فروق بين مستويات العوامل (A,B,C,D)، بينما لا يوجد فروق بين مستويات العوامل (E,F).

وللمزيد من وصف التجربة يبين شكل (4-1) متوسطات عوامل التجربة وتأثيراتها الرئيسية مع مستوياتها الدنيا والعليا.

شكل رقم (4-1) متوسطات عوامل التجربة وتأثيراتها الرئيسية مع مستوياتها الدنيا والعليا.

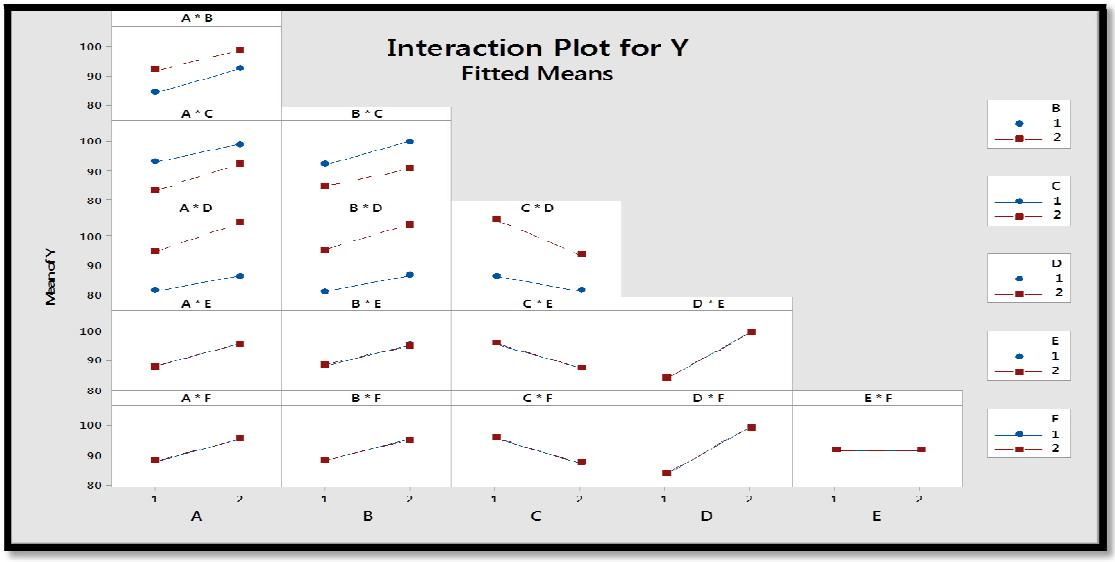


المصدر: إعداد الباحث من مخرجات برنامج Minitab.

ويلاحظ من الشكل (4-1) أيضاً أن هنالك فروق بين مستويات العوامل A,B,C,D بينما لايوجد فروق بين مستويات E&F.

كما يوضح الشكل التالي التفاعلات من الدرجة الثانية الخاصة بالعوامل مع مستوياتها الدنيا والعليا.

شكل رقم (4-2) يوضح التفاعلات من الدرجة الثانية الخاصة بالعوامل مع مستوياتها الدنيا والعليا.



المصدر: إعداد الباحث من مخرجات برنامج Minitab.

يتضح من الشكل (4-2) أن هنالك فروق بين التفاعلات الثنائية (A*B , A*C , B*C , A*D , B*D , C*D) ويلاحظ أن التفاعلات التي بها فروق ناتجة من تفاعلات التأثيرات الرئيسية التي بها فروق أيضاً ، بينما لا توجد فروق بين تسعة من التفاعلات التي تحتوى على التأثيرات الرئيسية التي ليس بها فروق الثنائية وهي:

.(A*E,B*E,C*E,D*E,A*F,B*F,C*F,D*F,E*F)

4-5 اختبار تجانس التباين للتجربة العاملية في التكرار الكامل:

لتحليل بيانات التجربة لابد من التأكد من شرط تجانس التباين لأنه شرط أساسي من شروط تحليل التباين.

فرض العدم H_0 : التباين متجانس

الفرض البديل H_1 : التباين غير متجانس

الجدول (4-2) يوضح اختبار ليفين Levene's Test لتجانس التباين في التكرار الكامل

	Test	
Method	Statistic	P-Value
Multiple comparisons	—	1.000
Levene	0.26	1.000

المصدر: إعداد الباحث من مخرجات برنامج Minitab.

يتضح من نتيجة اختبار ليفين لتجانس التباين أن قيمة إحصائية Levene بلغت 0.26 وأن مستوى المعنوية P-Value بلغ 1 وهي قيمة أكبر بكثير من مستوى المعنوية 0.05 المعتمدة لهذه الدراسة عليه نقبل فرض العدم القائل بان التباين متجانس.

4-6 تطبيق تصميم التجربة العاملية في التكرار الكامل 2^6:

تم تصميم التجربة العاملية الكاملة باستخدام برنامج Minitab، والنتائج موضحة في ملحق رقم (1) والذي يلخص جميع المعالجات في التكرار الكامل وعددها 64 معالجة تحتوي على التأثيرات الرئيسية والتفاعلات بين العوامل المدخلة في التجربة، ومن خلال الملحق رقم (1) يمكننا عمل جدول الإشارات لتصميم التجربة العاملية 2^6 في قطاع واحد كما هو معطى في الجدول (4-3).

جدول رقم (4-3) يمثل جدول الإشارات لتصميم تجربة عاملية 2^6

exp.number	A	B	C	D	E	F	Treatments
1	1	-1	1	-1	-1	-1	Ac
2	-1	1	1	1	1	-1	Bcde
3	1	1	1	1	-1	1	Abcdf
4	-1	-1	-1	1	-1	1	Df
5	-1	1	-1	1	-1	-1	Bd
6	1	-1	1	1	-1	1	Acdf
7	1	1	-1	-1	-1	1	Abf
8	-1	1	1	1	-1	-1	Bcd
9	-1	1	1	-1	-1	-1	Bc
10	-1	-1	-1	-1	1	1	Ef
11	-1	-1	-1	1	-1	-1	D
12	1	-1	-1	-1	-1	1	Af
13	1	-1	1	1	1	1	Acdef
14	-1	1	1	-1	1	-1	Bce
15	-1	1	-1	-1	1	1	Bef
16	-1	-1	1	-1	-1	1	Cf
17	-1	-1	-1	1	1	1	Def
18	1	1	-1	1	-1	1	Abdf
19	1	-1	1	1	-1	-1	Acd
20	1	1	1	1	1	-1	Abcde
21	1	1	1	-1	-1	1	Abcf
22	1	1	-1	-1	-1	-1	Ab
23	1	-1	-1	1	-1	-1	Ad
24	-1	-1	1	1	-1	1	Cdf
25	1	1	-1	1	1	1	Abdef
26	-1	-1	-1	-1	1	-1	E
27	1	-1	1	1	1	-1	Acde
28	1	-1	1	-1	-1	1	Acf
29	1	1	-1	1	-1	-1	Abd
30	1	1	1	-1	1	1	Abcef
31	-1	1	-1	-1	1	-1	Be
32	-1	1	-1	1	1	-1	Bde
33	-1	1	1	-1	-1	1	Bcf
34	1	1	1	-1	-1	-1	Abc
35	1	1	1	-1	1	-1	Abce
36	1	-1	-1	1	-1	1	Adf

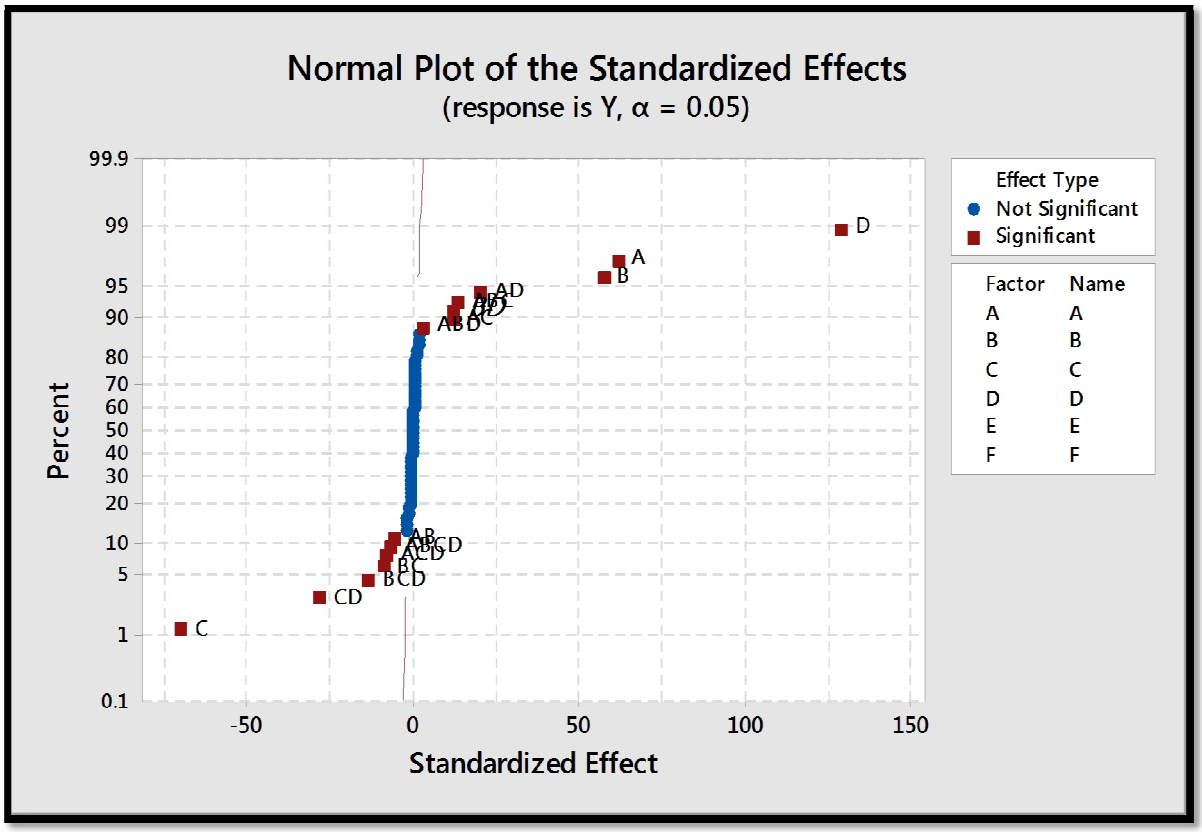
37	-1	1	1	-1	1	1	Bcef
38	1	1	1	1	-1	-1	Abcd
39	-1	1	1	1	1	1	Bcdef
40	1	1	-1	1	1	-1	Abde
41	-1	1	1	1	-1	1	Bcdf
42	-1	-1	1	1	1	-1	Cde
43	1	-1	1	-1	1	1	Acef
44	-1	-1	1	-1	-1	-1	C
45	-1	-1	-1	1	1	-1	De
46	-1	-1	1	1	1	1	Cdef
47	1	1	-1	-1	1	1	Abef
48	1	-1	1	-1	1	-1	Ace
49	1	-1	-1	1	1	1	Adef
50	-1	-1	1	1	-1	-1	Cd
51	-1	-1	-1	-1	-1	-1	I
52	-1	-1	1	-1	1	1	Cef
53	1	-1	-1	-1	1	1	Aef
54	1	-1	-1	-1	1	-1	Ae
55	-1	-1	1	-1	1	-1	Ce
56	-1	1	-1	-1	-1	1	Bf
57	1	1	1	1	1	1	Abcdef
58	-1	-1	-1	-1	-1	1	F
59	1	-1	-1	1	1	-1	Ade
60	-1	1	-1	-1	-1	-1	B
61	1	1	-1	-1	1	-1	Abe
62	-1	1	-1	1	1	1	Bdef
63	1	-1	-1	-1	-1	-1	A
64	-1	1	-1	1	-1	1	Bdf

المصدر: إعداد الباحث – مستخلص من مخرجات برنامج Minitab

يلخص الجدول رقم (4-3) جميع المعالجات في التكرار الكامل وعددها 64 معالجة تحتوي على التأثيرات الرئيسية والتفاعلات بين العوامل المدخلة في التجربة، حيث الإشارة السالبة (-) لتمثيل المستوى المنخفض أو الحالة العادية للعامل والإشارة الموجبة (+) لتمثيل المستوى المرتفع أو التغير في حالة العامل.

4-6-1 تحليل التجربة العاملية في التكرار الكامل 2^6:

الشكل (4-3) يوضح التمثيل البياني باستخدام ورق الاحتمال الطبيعي للتجربة في التكرار الكامل.



المصدر: إعداد الباحث – مستخلص من مخرجات برنامج Minitab

يلاحظ من الشكل (4-3) أن التأثيرات الرئيسية A,B,C,D تقع بعيداً عن الخط وبالتالي تعتبر تأثيرات مهمة، بينما التأثيرات الرئيسية E&F تقع فوق الخط وبالتالي تعتبر تأثيرات غير مهمة. كما يلاحظ أن التفاعلات بين التأثيرات المهمة أيضاً بعيدة من الخط وبالتالي تعتبر مهمة، كما أن التفاعلات بين التأثيرات غير المهمة تقع فوق الخط وبالتالي فهي غير مهمة.

وللحصول على جدول تحليل التباين تم تحليل بيانات التجربة باستخدام برنامج Minitab كما هو موضح في الجدول (4-4).

جدول رقم (4-4) ملخص تحليل التباين لتصميم تجربة عاملية في التكرار الكامل 2^6

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F	Sig.
Main effects	20403.1	6	3400.5	4765.68	0.000
2-Way Interactions	1147.4	15	76.5	107.20	0.000
3-Way Interactions	326.3	20	16.3	22.86	0.000
4-Way Interactions	36.1	15	2.4	3.37	0.000
5-Way Interactions	0.8	6	0.1	0.19	0.979
6-Way Interactions	0.6	1	0.6	0.88	0.349
Error	91.3	128	0.7		
Total	22005.6	191			

المصدر :إعداد الباحث – مستخلص من مخرجات برنامج Minitab

يتضح من الجدول رقم (4-4) أن القيمة الاحتمالية (Sig) للتأثيرات الرئيسية Main effects والتفاعلات من الدرجة الثانية 2-Way Interactions والدرجة الثالثة-3 Way Interactions والدرجة الرابعة تساوي0.000 وهي أقل من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يقودنا إلي رفض فرض العدم عند مستوى معنوية (5%) والإقرار بالمعنوية الكلية للتأثيرات الرئيسية والتفاعلات الدنيا من الدرجة الثانية والثالثة والتفاعلات من الدرجة الرابعة، كما يتضح عدم معنوية التفاعلات العليا من الدرجة الخامسة والسادسة، لان القيمة الاحتمالية (Sig) لهذه التفاعلات اكبر من 0.05.

جدول رقم (4-5) تحليل التباين لتصميم تجربة عاملية في التكرار الكامل 2^6

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F	Sig.
A	2707.505	1	2707.505	3794.460	0.000
B	2359.005	1	2359.005	3306.051	0.000
C	3476.505	1	3476.505	4872.182	0.000
D	11859.797	1	11859.797	16621.029	0.000
E	0.005	1	0.005	0.007	0.932
F	0.255	1	0.255	0.358	0.551
A * B	20.672	1	20.672	28.971	0.000
A * C	106.505	1	106.505	149.263	0.000
A * D	292.547	1	292.547	409.993	0.000
A * E	0.047	1	0.047	0.066	0.798
A * F	0.005	1	0.005	0.007	0.932
B * C	53.130	1	53.130	74.460	0.000
B * D	109.505	1	109.505	153.467	0.000
B * E	0.255	1	0.255	0.358	0.551
B * F	0.422	1	0.422	0.591	0.443
C * D	563.755	1	563.755	790.080	0.000
C * E	0.422	1	0.422	0.591	0.443
C * F	0.047	1	0.047	0.066	0.798
D * E	0.047	1	0.047	0.066	0.798
D * F	0.005	1	0.005	0.007	0.932
E * F	0.005	1	0.005	0.007	0.932
A * B * C	131.672	1	131.672	184.533	0.000
A * B * D	7.130	1	7.130	9.993	0.002
A * B * E	1.505	1	1.505	2.109	0.149
A * B * F	0.630	1	0.630	0.883	0.349
A * C * D	45.047	1	45.047	63.131	0.000
A * C * E	0.255	1	0.255	0.358	0.551
A * C * F	1.505	1	1.505	2.109	0.149
A * D * E	0.630	1	0.630	0.883	.349
A * D * F	2.297	1	2.297	3.219	0.075

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F	Sig.
A * E * F	1.172	1	1.172	1.642	0.202
B * C * D	128.380	1	128.380	179.920	0.000
B * C * E	0.255	1	0.255	0.358	0.551
B * C * F	0.130	1	0.130	0.182	0.670
B * D * E	1.880	1	1.880	2.635	0.107
B * D * F	0.005	1	0.005	0.007	0.932
B * E * F	1.880	1	1.880	2.635	0.107
C * D * E	0.047	1	0.047	0.066	0.798
C * D * F	0.630	1	0.630	0.883	0.349
C * E * F	1.172	1	1.172	1.642	0.202
D * E * F	0.047	1	0.047	0.066	0.798
A * B * C * D	30.880	1	30.880	43.277	0.000
A * B * C * E	0.130	1	0.130	0.182	0.670
A * B * C * F	1.880	1	1.880	2.635	0.107
A * B * D * E	1.172	1	1.172	1.642	0.202
A * B * D * F	0.422	1	0.422	0.591	0.443
A * B * E * F	0.005	1	0.005	0.007	0.932
A * C * D * E	0.255	1	0.255	0.358	0.551
A * C * D * F	0.130	1	0.130	0.182	0.670
A * C * E * F	0.630	1	0.630	0.883	0.349
A * D * E * F	0.005	1	0.005	0.007	0.932
B * C * D * E	0.047	1	0.047	0.066	0.798
B * C * D * F	0.130	1	0.130	0.182	0.670
B * C * E * F	0.047	1	0.047	0.066	0.798
B * D * E * F	0.255	1	0.255	0.358	0.551
C * D * E * F	0.130	1	0.130	0.182	0.670
A * B * C * D * E	0.130	1	0.130	0.182	0.670
A * B * C * D * F	0.255	1	0.255	0.358	0.551
A * B * C * E * F	0.130	1	0.130	0.182	0.670
A * B * D * E * F	0.005	1	0.005	0.007	0.932
A * C * D * E * F	0.047	1	0.047	0.066	0.798
B * C * D * E * F	0.255	1	0.255	0.358	0.551

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F	Sig.
A * B * C * D * E * F	0.630	1	0.630	0.883	0.349
Error	91.333	128	0.714		
Total	22005.620	191			

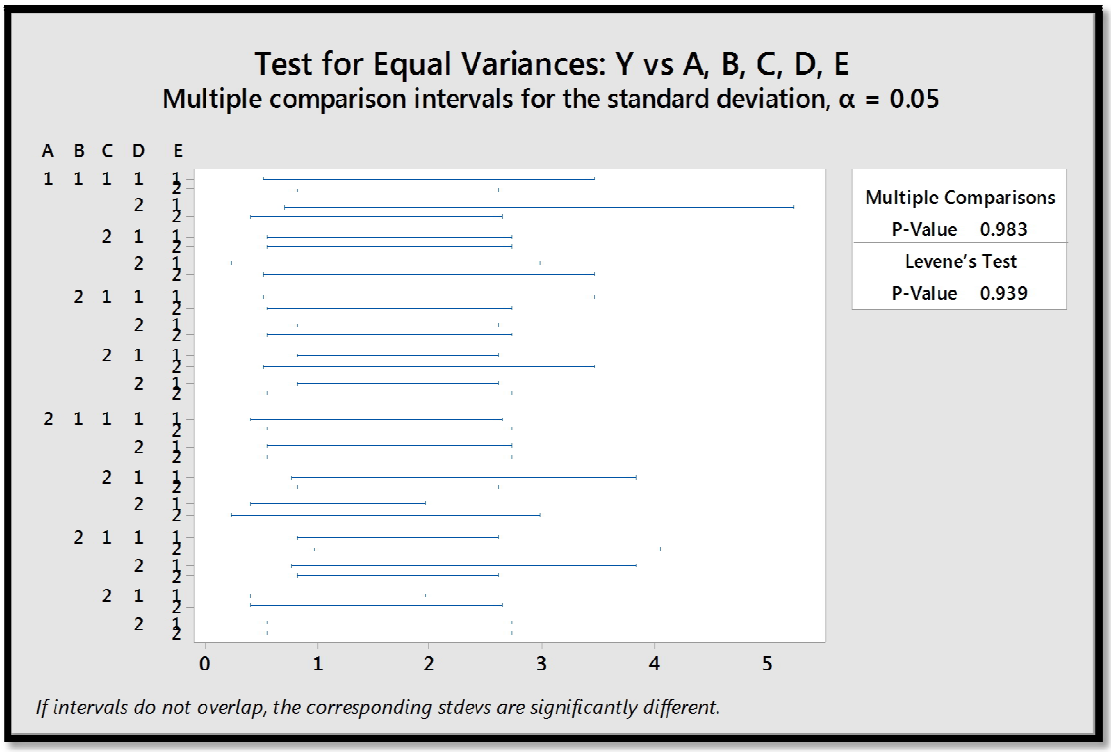
المصدر :إعداد الباحث – مستخلص من مخرجات برنامج Minitab

من الجدول رقم (4-5) الخاص بالتحليل العاملي الكامل للتجربة نلاحظ أن التأثيرات الرئيسية ستة منها A , B ,C ,D معنوية بينما E , F غير معنوية، وأن التفاعلات من الدرجة الثانية عددها 15 منها ستة معنوية وهي A*B , A*C , A*D ,B*C , B*D , C*D) وتسعة عوامل غير معنوية، كما نلاحظ أن جميع التفاعلات المشتركة بين التأثيرات الرئيسية المعنوية عالية المعنوية أي اقل من 0.01، كما نلاحظ أن التفاعلات من الدرجة الثالثة 20 منها أربعة فقط معنوية وهي (ABC, ABD , ACD , BCD) بينما باقي التفاعلات غير معنوية، كما يتضح أن متوسط مربعات الخطأ 0.714.

4-7 اختبار تجانس التباين للتجربة العاملية في نصف تكرار:

بتطبيق اختبار ليفين Levene's Test لتجانس التباين على بيانات تصميم التجربة العاملية الجزئية بنصف تكرار تم الحصول على نتائج هذا الاختبار كما هو موضح بالجدول التالي:

الجدول (4-6) يوضح اختبار ليفين Levene's Test لتجانس التباين في نصف تكرار



المصدر :إعداد الباحث – مستخلص من مخرجات برنامج Minitab

يتضح من نتيجة اختبار ليفين Levene's Test لتجانس التباين أن قيمة P-value بلغت 0.939 وهي قيمة أكبر بكثير من مستوى المعنوية 0.05 المعتمدة لهذه الدراسة عليه نقبل فرض العدم القائل بان التباين متجانس.

8-4 تطبيق تصميم التجربة العاملية الجزئية 2^{6-1} بنصف تكرار:

تم تقسيم معالجات التكرار الكامل 64 معالجة إلى قطاعين حيث تم دمج التفاعل الأعلى رتبة ABCDEF والذي يعتبر مصدر التقسيم ومن خلاله تم تقسيم المعالجات إلى قطاعين وذلك من خلال جدول الإشارات لتصميم تجربة عاملية 2^6، القطاع الأول يحتوى على المعالجات الفردية والثاني المعالجات الزوجية، وليس هنالك فرق في استخدام أي من

القطاعين وعليه تقلصت المعالجات إلى النصف 32 معالجة في القطاع الواحد. ويمكن تكوين جدول الإشارات من الملحق رقم (2) كما يلي:

جدول رقم (4-7) يمثل جدول الإشارات لتصميم تجربة عاملية بنصف تكرار 2^{6-1}

exp.number	A	B	C	D	E	F	Treatments
1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	(I)
2	1	-1	-1	-1	-1	1	Af
3	-1	1	-1	-1	-1	1	Bf
4	1	1	-1	-1	-1	-1	Ab
5	-1	-1	1	-1	-1	1	Cf
6	1	-1	1	-1	-1	-1	Ac
7	-1	1	1	-1	-1	-1	Bc
8	1	1	1	-1	-1	1	Abcf
9	-1	-1	-1	1	-1	1	Df
10	1	-1	-1	1	-1	-1	Ad
11	-1	1	-1	1	-1	-1	Bd
12	1	1	-1	1	-1	1	Abdf
13	-1	-1	1	1	-1	-1	Cd
14	1	-1	1	1	-1	1	Acdf
15	-1	1	1	1	-1	1	Bcdf
16	1	1	1	1	-1	-1	Abcd
17	-1	-1	-1	-1	1	1	Ef
18	1	-1	-1	-1	1	-1	Ae
19	-1	1	-1	-1	1	-1	Be
20	1	1	-1	-1	1	1	Abef
21	-1	-1	1	-1	1	-1	Ce
22	1	-1	1	-1	1	1	Acef
23	-1	1	1	-1	1	1	Bcef
24	1	1	1	-1	1	-1	Abce
25	-1	-1	-1	1	1	-1	De
26	1	-1	-1	1	1	1	Adef
27	-1	1	-1	1	1	1	Bdef
28	1	1	-1	1	1	-1	Abde
29	-1	-1	1	1	1	1	Cdef
30	1	-1	1	1	1	-1	Acde
31	-1	1	1	1	1	-1	Bcde
32	1	1	1	1	1	1	Abcdef

المصدر:إعداد الباحث – مستخلص من مخرجات برنامج Minitab

4-8-1 تحديد المترادفات للتجربة العاملية الجزئية بنصف تكرار:

شكل (4-4) مترادفات التجربة العاملية الجزئية 2^{6-1} بنصف تكرار

Fractional Factorial Design

Factors: 6 Base Design: 6, 32 Resolution: VI
Runs: 32 Replicates: 1 Fraction: 1/2
Blocks: 1 Center pts (total): 0

Design Generators: F = ABCDE

Alias Structure

I + ABCDEF

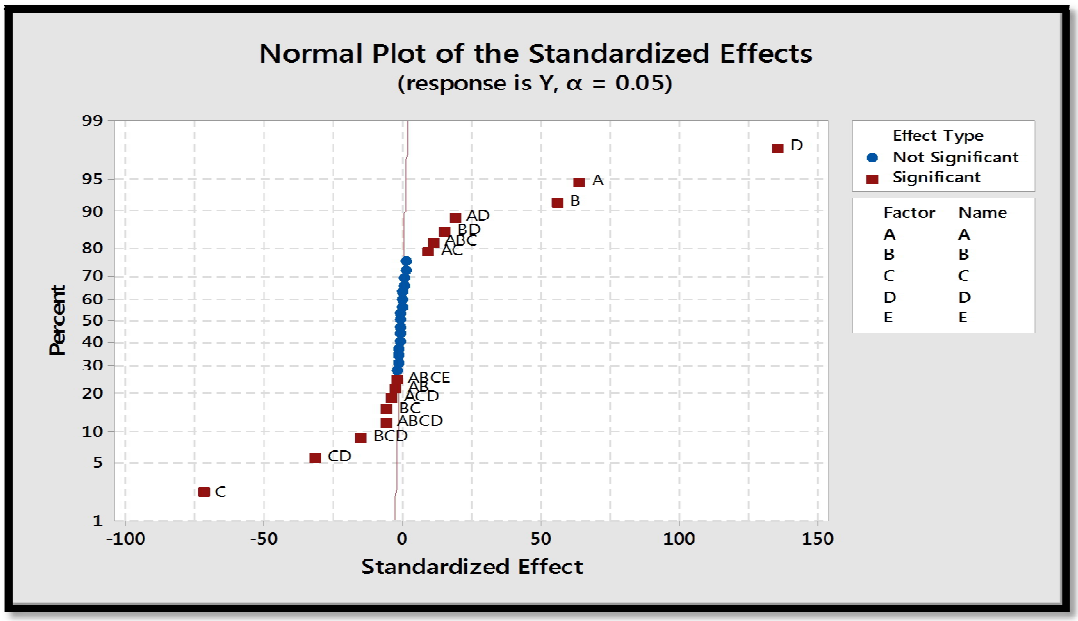
A + BCDEF
B + ACDEF
C + ABDEF
D + ABCEF
E + ABCDF
F + ABCDE
AB + CDEF
AC + BDEF
AD + BCEF
AE + BCDF
AF + BCDE
BC + ADEF
BD + ACEF
BE + ACDF
BF + ACDE
CD + ABEF
CE + ABDF
CF + ABDE
DE + ABCF
DF + ABCE
EF + ABCD
ABC + DEF
ABD + CEF
ABE + CDF
ABF + CDE
ACD + BEF
ACE + BDF
ACF + BDE
ADE + BCF
ADF + BCE
AEF + BCD

المصدر :إعداد الباحث – مستخلص من مخرجات برنامج Minitab

ومن خلال نتائج تصميم التجربة الجزئية بنصف تكرار في الشكل (4-4) يلاحظ أن التأثيرات الرئيسية مترادفة مع التفاعلات من الدرجة الخامسة وأن التفاعلات الثنائية مترادفة مع التفاعلات من الدرجة الرابعة وأن التفاعلات الثلاثية مترادفة تبادلياً ، كما يتضح انه تم دمج العامل F لأنه يكافي العوامل ABCDE وعليه سيتم تجاهل تفاعلات ومترادفات العامل F وضمها لبند البواقي بجدول تحليل التباين.

4-7-2 تحليل التجربة العاملية الجزئية 2^{6-1} بنصف تكرار:

الشكل (4-5) يوضح التمثيل البياني باستخدام ورق الاحتمال الطبيعي للتجربة في نصف تكرار



المصدر: إعداد الباحث – مستخلص من مخرجات برنامج Minitab

يلاحظ من الشكل (4-5) أن التأثيرات الرئيسية A,B,C,D تقع بعيداً عن الخط وبالتالي تعتبر تأثيرات مهمة، بينما التأثير الرئيسيE يقع فوق الخط وبالتالي يعتبر تأثير غير مهم.

كما يلاحظ أن التفاعلات بين التأثيرات المهمة أيضاً بعيدة من الخط وبالتالي تعتبر مهمة، بينما التفاعلات المشتركة مع التأثير E تقع فوق الخط وبالتالي فهي غير مهمة.

وسيتم تحليل بيانات التجربة السابقة بنصف تكرار وذلك للمقارنة مع تحليل التجربة بالتكرار الكامل كما في جدول (4-8).

جدول رقم (4-8) ملخص تحليل التباين لتجربة عاملية جزئية بنصف تكرار 2^{6-1}

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F	Sig.
Main effects	20402.8	5	4080.6	6130.42	0.000
2-Way Interactions	1146.9	10	114.7	172.3	0.000
3-Way Interactions	316.8	10	31.7	47.59	0.000
4-Way Interactions	32.5	5	6.5	9.76	0.000
5-Way Interactions	0.1	1	0.1	0.20	0.659
Error	106.5	160	0.7		
Total	22005.6	191			

المصدر: إعداد الباحث – مستخلص من مخرجات برنامج Minitab

من الجدول رقم (4-8) الخاص بالتحليل العاملي لتجربة عاملية جزئية بنصف تكرار 2^{6-1} نلاحظ أن القيمة الاحتمالية (Sig) للتأثيرات الرئيسية Main effects والتفاعلات من الدرجة الثانية 2-Way Interactions والدرجة الثالثة 3-Way Interactions والدرجة الرابعة تساوي 0.000 وهي أقل من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يقودنا إلي رفض فرض العدم عند مستوى معنوية (5%) والإقرار بالمعنوية الكلية للتأثيرات الرئيسية والتفاعلات الدنيا من الدرجة الثانية والثالثة، كما يتضح عدم معنوية التفاعلات العليا من الدرجة الرابعة والخامسة، لان القيمة الاحتمالية (Sig) لهذه التفاعلات اكبر من 0.05، كما يتبين من الجدول بأن مجموع مربعات الخطأ ودرجة الحرية للخطأ زادت في التصميم الجزئي بنصف تكرار وأصبحت 106.5 و 160 على التوالي، بينما كانت في

التكرار الكامل 91.3 و 128 وذلك نتيجة لدمج العامل F وتفاعلاته ضمن الخطأ، بينما درجة الحرية الكلية 191 بقيت كما هي وكذلك مجموع المربعات الكلي 22005.6

جدول رقم (4-9) تحليل التباين لتجربة عاملية بنصف تكرار 2^{6-1}

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F	Sig.
A	2707.505	1	2707.505	4067.613	0.000
B	2359.005	1	2359.005	3544.045	0.000
C	3476.505	1	3476.505	5222.919	0.000
D	11859.797	1	11859.797	17817.535	0.000
E	0.005	1	0.005	0.008	0.930
A * B	20.672	1	20.672	31.056	0.000
A * C	106.505	1	106.505	160.008	0.000
A * D	292.547	1	292.547	439.507	0.000
A * E	0.047	1	0.047	0.070	0.791
B * C	53.130	1	53.130	79.820	0.000
B * D	109.505	1	109.505	164.515	0.000
B * E	0.255	1	0.255	0.383	0.537
C * D	563.755	1	563.755	846.956	0.000
C * E	0.422	1	0.422	0.634	0.427
D * E	0.047	1	0.047	0.070	0.791
A * B * C	131.672	1	131.672	197.817	0.000
A * B * D	7.130	1	7.130	10.712	0.001
A * B * E	1.505	1	1.505	2.261	0.135
A * C * D	45.047	1	45.047	67.676	0.000
A * C * E	0.255	1	0.255	0.383	0.537
A * D * E	0.630	1	0.630	0.947	0.332
B * C * D	128.380	1	128.380	192.872	0.000
B * C * E	0.255	1	0.255	0.383	0.537
B * D * E	1.880	1	1.880	2.825	0.095
C * D * E	0.047	1	0.047	0.070	0.791
A * B * C * D	30.880	1	30.880	46.393	0.000
A * B * C * E	0.130	1	0.130	0.196	0.659
A * B * D * E	1.172	1	1.172	1.761	0.186
A * C * D * E	0.255	1	0.255	0.383	0.537
B * C * D * E	0.047	1	0.047	0.070	0.791
A * B * C * D * E	0.130	1	0.130	0.196	0.659
Error	106.500	160	0.666		
Total	22005.620	191			

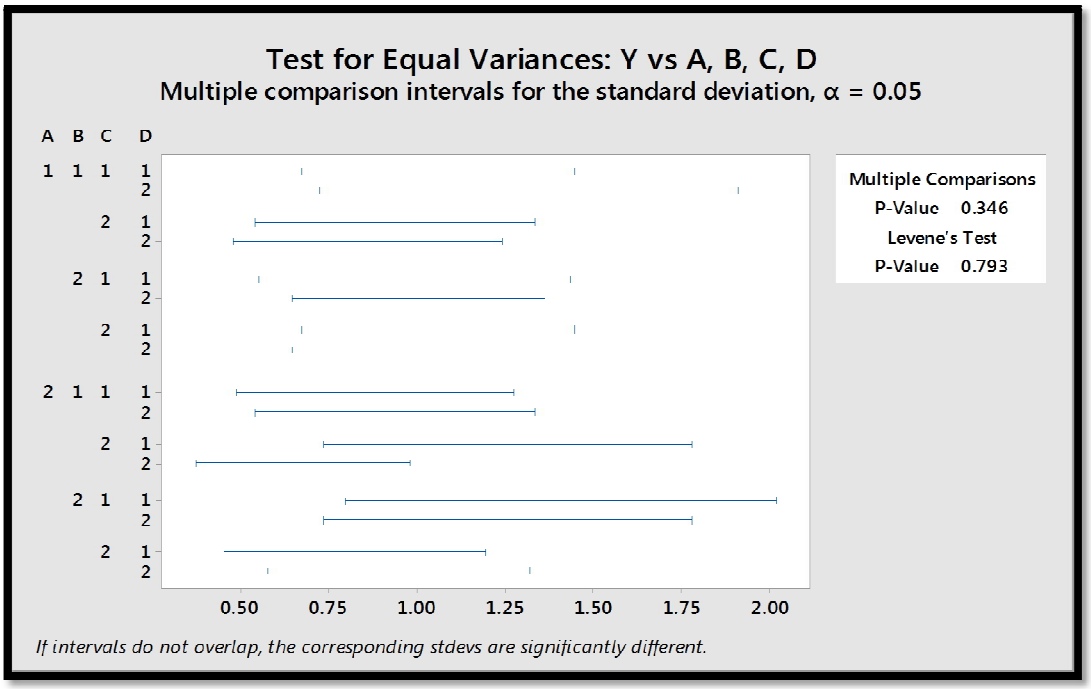
المصدر: إعداد الباحث – مستخلص من مخرجات برنامج Minitab

من الجدول رقم (4-9) الخاص بالتحليل العاملي لتجربة عاملية جزئية بنصف تكرار $\mathbf{2^{6-1}}$ نلاحظ أنه تم دمج العامل F لأنه يكافي العوامل ABCDE وعليه تم ضم تفاعلات العامل F لبعضها ضمن البواقي، وبذلك فقدنا تأثير التفاعلABCDE ، عليه أصبحت التأثيرات الرئيسية خمسة منها A , B C ,D معنوية بينما E غير معنوي، وان التفاعلات من الدرجة الثانية عددها 10 منها ستة معنوية وهي A*B , A*C , A*D (B*C , B*D , C*D,) وأربعة عوامل غير معنوية، كما نلاحظ أن جميع التفاعلات المشتركة بين التأثيرات الرئيسية المعنوية عالية المعنوية أي اقل من 0.01، كما نلاحظ أن التفاعلات من الدرجة الثالثة 10 منها أربعة فقط معنوية وهي (ABC, ABD , ACD , BCD) بينما باقي التفاعلات غير معنوية، **مما سبق** يتضح أن هنالك تطابق بين التكرار الكامل والتكرار الجزئي بنصف تكرار في نتيجة التأثيرات الرئيسية والتفاعلات المهمة من حيث المعنوية، كما يتضح أن التفاعلات الغير معنوية تقلصت في التكرار الجزئي بنصف تكرار مقارنة مع التكرار الكامل من تسعة إلى أربعة في التفاعلات الثنائية ومن ستة عشر إلى ستة في التفاعلات الثلاثية، كما يلاحظ أن قيمة متوسط مربعات الخطأ انخفضت من 0.714 في التكرار الكامل إلى 0.7 في التكرار الجزئي بنصف تكرار.

4-9 اختبار تجانس التباين للتجربة العاملية في ربع تكرار:

بتطبيق اختبار ليفين Levene's Test لتجانس التباين على بيانات تصميم التجربة العاملية الجزئية بربع تكرار تم الحصول على نتائج هذا الاختبار كما هو موضح بالجدول التالي:

الجدول (4-10) يوضح اختبار ليفين Levene's Test لتجانس التباين في ربع تكرار



المصدر :إعداد الباحث – مستخلص من مخرجات برنامج Minitab

يتضح من نتيجة اختبار ليفين لتجانس التباين أن قيمة P-value بلغت 0.793 وهي قيمة أكبر بكثير من مستوى المعنوية 0.05 المعتمدة لهذه الدراسة عليه نقبل فرض العدم القائل بأن التباين متجانس.

10-4 تصميم تجربة عاملية جزئية 2^{6-2} في ربع تكرار:

تم تقسيم معالجات نصف التكرار السابق 32 معالجة إلى قطاعين حيث تم دمج التفاعل الأعلى رتبة ABCDE والذي يعتبر مصدر التقسيم ومن خلاله تم تقسيم المعالجات إلى قطاعين وعليه تقلصت المعالجات إلى النصف 16 معالجة في القطاع الواحد، ويمكن استخدام أي من القطاعين ففي كليهما يفقد التأثير الأعلى رتبة ABCDE , ABCDEF كلياً فالتكرار الجزئي يمدنا بمعلومات التأثيرات الرئيسية والتفاعلات الدنيا والتفاعلات ذات

الرتب العليا يمكن تجاهلها وضمها إلى الخطأ التجريبي. ويمكن تكوين جدول الإشارات من خلال الملحق رقم (3) الخاص بتصميم التجربة العاملية بربع تكرار كما يلي.

جدول رقم (4-11) يمثل جدول الإشارات لتصميم تجربة عاملية 2^{6-2} في ربع تكرار

exp.number	A	B	C	D	E	F	Treatments
1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	I
2	1	-1	-1	-1	1	-1	Ae
3	-1	1	-1	-1	1	1	Bef
4	1	1	-1	-1	-1	1	Abf
5	-1	-1	1	-1	1	1	Cef
6	1	-1	1	-1	-1	1	Acf
7	-1	1	1	-1	-1	-1	Bc
8	1	1	1	-1	1	-1	Abce
9	-1	-1	-1	1	-1	1	Df
10	1	-1	-1	1	1	1	Adef
11	-1	1	-1	1	1	-1	Bde
12	1	1	-1	1	-1	-1	Abd
13	-1	-1	1	1	1	-1	Cde
14	1	-1	1	1	-1	-1	Acd
15	-1	1	1	1	-1	1	Bcdf
16	1	1	1	1	1	1	Abcdef

المصدر :إعداد الباحث – مستخلص من مخرجات برنامج Minitab

4-9-1 تحديد المترادفات للتجربة العاملية الجزئية بربع تكرار:

شكل(4-6) تصميم تجربة عاملية جزئية 2^{6-2} في ربع تكرار

Fractional Factorial Design

```
Factors:   6   Base Design:     6, 16   Resolution:   IV
Runs:     16   Replicates:      1   Fraction:    1/4
Blocks:    1   Center pts (total):      0

Design Generators: E = ABC, F = BCD

Alias Structure
I + ABCE + ADEF + BCDF
A + BCE + DEF + ABCDF
B + ACE + CDF + ABDEF
C + ABE + BDF + ACDEF
D + AEF + BCF + ABCDE
E + ABC + ADF + BCDEF
F + ADE + BCD + ABCEF
```

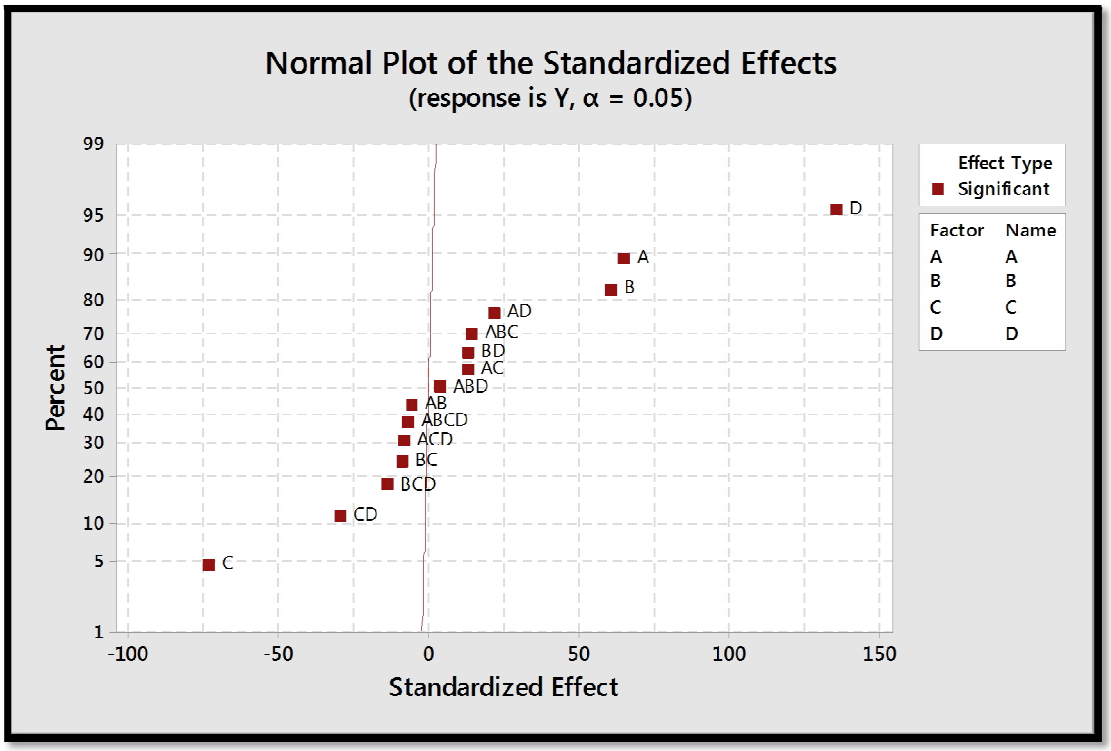
AB + CE + ACDF + BDEF
AC + BE + ABDF + CDEF
AD + EF + ABCF + BCDE
AE + BC + DF + ABCDEF
AF + DE + ABCD + BCEF
BD + CF + ABEF + ACDE
BF + CD + ABDE + ACEF
ABD + ACF + BEF + CDE
ABF + ACD + BDE + CEF

المصدر :إعداد الباحث – مستخلص من مخرجات برنامج Minitab

من خلال نتائج التصميم في الشكل(4-6) يتبين دمج العامل E لأنه يكافي ABC ، وكذلك دمج العامل F لأنه يكافي BCD ويترتب عليه ضم كلا من العاملين E &F ضمن البواقي في جدول تحليل التباين.

5-9-2 تحليل التجربة العاملية الجزئية 2^{6-2} بربع تكرار:

الشكل (4-7) يوضح التمثيل البياني باستخدام ورق الاحتمال الطبيعي للتجربة في ربع تكرار



المصدر :إعداد الباحث – مستخلص من مخرجات برنامج Minitab

يلاحظ من الشكل (4-7) أن التأثيرات الرئيسية A,B,C,D جميعها تقع بعيداً عن الخط وبالتالي تعتبر تأثيرات مهمة. كما يلاحظ أن جميع التفاعلات أيضاً بعيدة من الخط وبالتالي تعتبر مهمة.

وسيتم تحليل بيانات التجربة السابقة بربع تكرار وذلك للمقارنة مع تحليل التجربة بالتكرار الكامل والتجربة العاملية بنصف تكرار كما في جدول (4-12).

جدول رقم (4-12) تحليل التباين لتجربة عاملية بربع تكرار 2^{6-2}

Source	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Main effects	20402.8	4	5100.7	7903.66	.000
2-Way Interactions	1146.1	6	191	295.99	.000
3-Way Interactions	312.2	6	78.1	120.95	.000
4-Way Interactions	30.9	4	30.9	47.85	.000
Error	113.6	176	.6		
Total	22005.6	191			

المصدر :إعداد الباحث – مستخلص من مخرجات برنامج Minitab

من الجدول رقم (4-12) الخاص بالتحليل العاملي لتجربة عاملية بربع تكرار 2^{6-2} نلاحظ أن القيمة الاحتمالية (Sig) للتأثيرات الرئيسية Main effects والتفاعلات من الدرجة الثانية 2-Way Interactions والدرجة الثالثة 3-Way Interactions تساوي 0.000 وهي أقل من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يقودنا إلي رفض فرض العدم عند مستوى معنوية (5%) والإقرار بالمعنوية الكلية للتأثيرات الرئيسية والتفاعلات الدنيا من الدرجة الثانية والثالثة، كما يتبين من الجدول بان مجموع مربعات الخطأ ودرجة الحرية للخطأ زادت في التصميم الجزئي بربع تكرار وأصبحت 113.6 و 176 على التوالي، بينما كانت في التكرار الجزئي بنصف تكرار 106.5 و 160، كما كانت في التكرار

الكامل 91.3 و 128 على التوالي وذلك نتيجة لدمج العامل F&E وتفاعلاتهما ضمن الخطأ، بينما درجة الحرية الكلية 191 بقيت كما هي وكذلك مجموع المربعات الكلي 22005.6.

جدول رقم (4-13) تحليل التباين لتجربة عاملية بربع تكرار 2^{6-2}

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F	Sig.
A	2707.505	1	2707.505	4195.342	0.000
B	2359.005	1	2359.005	3655.333	0.000
C	3476.505	1	3476.505	5386.925	0.000
D	11859.797	1	11859.797	18377.029	0.000
A * B	20.672	1	20.672	32.032	0.000
A * C	106.505	1	106.505	165.032	0.000
A * D	292.547	1	292.547	453.308	0.000
B * C	53.130	1	53.130	82.326	0.000
B * D	109.505	1	109.505	169.681	0.000
C * D	563.755	1	563.755	873.552	0.000
A * B * C	131.672	1	131.672	204.029	0.000
A * B * D	7.130	1	7.130	11.048	0.001
A * C * D	45.047	1	45.047	69.801	0.000
B * C * D	128.380	1	128.380	198.928	0.000
A * B * C * D	30.880	1	30.880	47.850	0.000
Error	113.583	176	.645		
Total	22005.620	191			

المصدر :إعداد الباحث – مستخلص من مخرجات برنامج Minitab

من الجدول رقم (4-13) الخاص بالتحليل العاملي لتجربة عاملية بربع تكرار 2^{6-2} نلاحظ أنه تم دمج العامل E لأنه يكافي العوامل ABC وكذلك العاملF لأنه يكافي العوامل BCD وعليه تم ضم تفاعلات العاملين E,F لبعضها ضمن البواقي، وبذلك فقدنا تأثير التفاعل ABCDEF وABCDE، كما يتضح أن التأثيرات الرئيسية أربعة A , B C ,D جميعها معنوية، وأن التفاعلات من الدرجة الثانية عددها ستة جميعها معنوية وهي A*B ,

(A*C , A*D ,B*C , B*D , C*D)، كما نلاحظ أن جميع التفاعلات المشتركة بين التأثيرات الرئيسية المعنوية عالية المعنوية أي اقل من 0.01 ، كما نلاحظ أن التفاعلات من الدرجة الثالثة 4 جميعها معنوية وهي (ABC , ABD , ACD , BCD). **مما سبق** يتضح أن هنالك تطابق بين التكرار الكامل والتكرار الجزئي بنصف تكرار والتكرار الجزئي بربع تكرار في نتيجة التأثيرات الرئيسية والتفاعلات المهمة من حيث المعنوية، كما يتضح أن التفاعلات الغير معنوية تقلصت في التكرار الجزئي بربع تكرار مقارنة مع التكرار الكامل من تسعة إلى صفر في التفاعلات الثنائية ومن ستة عشر إلى صفر في التفاعلات الثلاثية.

4-11: مقارنة الكفاءة بين تصميم التكرار الكامل والجزئي:

تناولت الدراسة في هذا الجانب الذي يتعلق بالمقارنة بين التصميم العاملي الكامل والتصميم الجزئي الأساليب الإحصائية التي تؤكد كفاءة التصميم كقيم F ومتوسط الخطأ التجريبي والكفاءة النسبية إضافة إلى معاملات الاختلاف.

جدول رقم (4-14) يوضح المقارنة بين قيم F في التكرار الكامل والجزئي

وجه المقارنة	تكرار كامل 2^6		نصف تكرار ر2^{6-1}		ربع تكرار ر2^{6-2}	
	التأثير	قيمة F	التأثير	قيمة F	التأثير	قيمة F
التأثيرات الرئيسية المعنوية	A	3794.460	A	4067.613	A	4195.342
	B	3306.051	B	3544.045	B	3655.333
	C	4872.182	C	5222.919	C	3386.925
	D	16621.029	D	17817.535	D	18377.029
التفاعلات الثنائية المعنوية	A*B	28.971	A*B	31.056	A*B	32.032
	A*C	149.263	A*C	160.008	A*C	165.032
	A*D	409.993	A*D	439.507	A*D	453.308
	B*C	74.460	B*C	79.820	B*C	82.326
	B*D	153.467	B*D	164.515	B*D	169.681
	C*D	790.080	C*D	846.956	C*D	873.552

المصدر:إعداد الباحث – مستخلص من مخرجات برنامج Minitab

يتضح من الجدول رقم (4-14) أن قيمة F في التكرار الجزئي بربع تكرار للتأثيرات الرئيسية والتفاعلات المهمة أكبر من نظيراتها في التكرار الجزئي بنصف تكرار والتكرار الكامل وهذا يدعم أهم فرضيات الدراسة والتي تنص على إن التصميم العاملي الجزئي أكثر كفاءة من التصميم العاملي الكامل في تقدير التأثيرات الرئيسية والتفاعلات الثنائية الهامة ، كما يتضح من الجداول رقم (4-5) و(4-9) و (4-13) أن قيمة متوسط مربعات الخطأ انخفضت من 0.714 في التكرار الكامل إلى 0.7 في التكرار الجزئي بنصف تكرار والى 0.645 في التكرار الجزئي بربع تكرار وهذا برهان أخر على أن كفاءة تصميم التجارب بربع تكرار تفوق نظيراتها في نصف التكرار والتكرار الكامل.

كما يمكن أن يكون هنالك وجه أخر من أوجه المقارنة وذلك عبر قياس الكفاءة النسبية للتكرار الجزئي مع التكرار الكامل، وذلك باستخدام الصيغة (3-30).

جدول رقم (4-15) الكفاءة النسبية للتجارب الجزئية مقارنة مع التجربة الكاملة

نوع التصميم	التكرار الكامل	نصف تكرار
نصف تكرار	102.31	1
ربع تكرار	111.16	108

المصدر: إعداد الباحث – مستخلص من مخرجات برنامج Minitab

توضح نتائج الكفاءة النسبية بالجدول رقم (4-15) أن كفاءة التجربة العاملية الجزئية تفوق نظيرتها الكاملة، حيث تزيد كفاءة التجربة العاملية بنصف تكرار بنسبة 2.31% مقارنة مع التكرار الكامل، كما تزيد كفاءة التجربة العاملية بربع تكرار بنسبة 11.16% و 8% مقارنة مع التجربة الكاملة والتجربة العاملية بنصف تكرار على التوالي وهذا ما يعطي

برهان آخر على أن التكرار الجزئي يزيد من كفاءة التجربة. كما تمت المقارنة أيضاً بمعامل الاختلاف، وذلك باستخدام الصيغة (2-14).

جدول رقم (4-16) معاملات الاختلاف في التجارب الكاملة والجزئية

التكرار الكامل	نصف تكرار	ربع تكرار
o.92	0.91	0.86

المصدر :إعداد الباحث – مستخلص من مخرجات برنامج Minitab

تشير نتائج الجدول (4-16) إلى نسب صغيرة لمعامل الاختلاف إلا أن معامل الاختلاف صغير نسبياً في التجارب الكاملة مقارنة مع التجارب العاملية الجزئية مما يعزز تفوق التكرار الجزئي في هذا الجانب.

الفصل الخامس

النتائج والتوصيات

5-1 النتائج

5-2 التوصيات

5-1 النتائج:

بعد معالجة بيانات الدراسة بالطرق والأساليب الإحصائية المناسبة توصلت الدراسة إلى عدة نتائج أهما:

1. التصميم العاملي الكامل أحتوى على 64 معالجة، بينما تقلص عدد المعالجات إلى 32 في التصميم العاملي الجزئي بنصف تكرار والى 16 معالجة في التصميم العاملي الجزئي بربع تكرار.
2. تم الحصول على التفاعلات الثنائية المهمة وتجاهل التفاعلات ذات الرتب العليا وضمها إلى الخطأ التجريبي في التصميم العاملي الجزئي بنصف تكرار والتصميم العاملي الجزئي بربع تكرار.
3. تطابق نتائج تصميم التجربة العاملية في التكرار الكامل وتصميم التجربة العاملية الجزئية بنصف تكرار وتصميم التجربة العاملية الجزئية بربع تكرار من حيث معنوية التأثيرات الرئيسية والتفاعلات الدنيا.
4. استخدام التصاميم العاملية الجزئية بنصف تكرار أو ربع تكرار لم تفقدنا أي بيانات مهمة عن التأثيرات الرئيسية والتفاعلات الثنائية.
5. التفاعلات الغير معنوية تقلصت في التكرار الجزئي بربع تكرار مقارنة مع التكرار الكامل من تسعة إلى صفر في التفاعلات الثنائية ومن ستة عشر إلى صفر في التفاعلات الثلاثية.
6. زيادة درجة حرية الخطأ التجريبي من 128 في التكرار الكامل إلى 160 في التكرار الجزئي بنصف تكرار وإلى 176 في التكرار الجزئي بربع تكرار أدى إلى نقصان

متوسط الخطأ التجريبي من 0.714 في التكرار الكامل إلى 0.7 في نصف التكرار و 0.645 في ربع التكرار.

7. معامل الاختلاف صغير في التحليل العاملي الجزئي مقارنة مع التحليل العاملي الكامل.
8. تزداد الكفاءة النسبية للتجربة عند استخدام التكرار الجزئي مقارنة مع التكرار الكامل.
9. نتائج التحليل العاملي الجزئي بربع تكرار أعطت أعلى دقة في تقدير التأثيرات الرئيسية والتفاعلات الثنائية.
10. تحقق صحة الفرضية الأولى التي تنص على إن استخدام التصميم العاملي الجزئي بنصف تكرار يعطي معلومات كافية عن التأثيرات الرئيسية والتفاعلات الثنائية الهامة.
11. تحقق صحة الفرضية الثانية التي تنص على إن استخدام التصميم العاملي الجزئي بربع تكرار يعطي معلومات كافية عن التأثيرات الرئيسية والتفاعلات الثنائية الهامة.
12. تحقق صحة الفرضية الثالثة التي تنص على إن التصميم العاملي الجزئي أكثر كفاءة من التصميم العاملي الكامل في تقدير التأثيرات الرئيسية والتفاعلات الثنائية الهامة.

5-2 التوصيات:

بناءً على النتائج التي توصلت إليها الدراسة يمكن التوصية بالآتي:

1. استخدام التصميم العاملي الجزئي لإستكشاف العوامل المؤثرة في التجارب العاملية الكبيرة.
2. استخدام التصميم المناسب وطريقة التحليل المثلى بناءً على النتائج الاستكشافية للعوامل المؤثرة .

3. استخدام التكرار الجزئي في التجارب الحقلية والمعملية مع تركيز استخدامه على التجارب المعملية التي تتسم بارتفاع تكلفة إجرائها لان التكرار الجزئي يعمل على تقليل التكلفة مع زيادة الكفاءة النسبية للتجارب.
4. الاستفادة من نتائج التصميم العاملي الجزئي وذلك بإجراء بعض التعديلات الممكنة مثل حذف بعض العوامل غير المهمة في الدراسة أو إضافة عوامل أخرى مهمة وينتج عن ذلك تقليل التكلفة وتحسين كفاءة التجربة.
5. التعامل مع العوامل المهمة المكتشفة في تصميم جديد لإجراء دراسات مستفيضة عليها في تجارب أخرى.
6. عقد الندوات والمؤتمرات العلمية التي من خلالها يتم التعرف على أخر التطورات العلمية لأنها تعتبر وسيلة يتم من خلالها نشر العلم والثقافة الخاصة بتصميم وتحليل التجارب وادخل مفاهيم جديدة تتعلق بالتصميم والتحليل مثل استخدام التكرار الجزئي.
7. زيادة نسبة الإنفاق على البحث العلمي وخاصة التجريبي.
8. عمل دراسة تطبيقية لاستخدام تقنية التكرار الجزئي في التجارب العاملية الكاملة 3^k.

الـمــــــــــــــــــــــــــــــــــراجع

أولاً: المراجع باللغة العربية:

1. الطاهر، محمد محمد، (1994)، "تصميم وتحليل التجارب"، دار المريخ للنشر، الرياض، المملكة العربية السعودية.
2. المشهداني، محمود حسن، خلف، كمال علوان، (1989)، "تصميم وتحليل التجارب"، بغداد.
3. الراوي، خاشع محمود، خلف الله، محمد عبدا لعزيز، "تصميم التجارب الزراعية".
4. البراهيم، فوزية محمد، عبد المنعم، ثروت محمد، (2004)،"تصميم وتحليل التجارب باستخدام برنامج SPSS" كلية العلوم بالدمام.
5. الشرحي، محمد بن محسن،(2009)،"محاضرات في التصميم والتحليل الإحصائي للتجارب البيولوجية"، جامعة الملك سعود، الرياض، المملكة العربية السعودية.
6. الموسوي، صلاح، (2006)، "تصميم وتحليل التجارب"، مصر، دار البداية.
7. أمين، أسامة ربيع، (2007)، "التحليل الإحصائي للبيانات باستخدام برنامج Minitab"، الطبعة الأولى، كلية التجارة، جامعة المنوفية.
8. أمين، أسامة ربيع، (2008)، "التحليل الإحصائي للمتغيرات المتعددة (1) باستخدام برنامج SPSS"، الطبعة الأولى، كلية التجارة، جامعة المنوفية.
9. بخيت، حسين علي، الرفاعي، غالب عوض، (2007)، "تحليل ونمذجة البيانات باستخدام الحاسوب (تطبيق شامل للحزمة SPSS)"، الطبعة الثانية، الأهلية للنشر والتوزيع، المملكة الأردنية، عمان.

10. شويلية، عباس حسين، (1997)،"أسس التجارب الزراعية(تصميم، تحليل، تطبيق)"، الإدارة العامة للمكتبات والنشر، مصر.

11. عبد المنعم، ثروت محمد، (2004)،"تصميم وتحليل التجارب"، مكتبة الانجلو المصرية.

12. فرج، محمد حسن، (2010)، "أسس تصميم وتحليل التجارب"، مطبعة جي تاون، الخرطوم.

13. هكس، تشارلز، خماس، قيس سبع،(1973)،"المفاهيم الأساسية في تصميم التجارب"، مطبعة الجامعة المستنصرية، بغداد، العراق.

14. ابوجرادة، محمد خليفة أبوبكر،(2010)،"تقييم استخدام الديس المعامل باليوريا والديس غير المعامل كمصدر للعلف الخشن لحملان سلالة الاغنام المحلية البربري"، رسالة ماجستير، جامعة الفاتح، ليبيا.

15. الشيخ، عطا عوض عطا، (2011)، "استخدام الإدماج وتأثيره على كفاءة التجربة العاملية"، رسالة دكتوراه في الإحصاء غير منشورة، المكتبة المركزية، جامعة أم درمان الإسلامية.

16. الزهيدي، ميعاد فاضل عليوى، (2014)،"استخدام طرق تصميم وتحليل التجارب في تحسين العمليات الإنتاجية وضبط الجودة"، رسالة دكتوراه في الإحصاء، جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا.

17. حسن، حسام عثمان، (2012)، "التكرار الجزئي لحل مشكلة زيادة عدد المعالجات في التصميم العاملي"، رسالة ماجستير ، جامعة الأزهر، غزة، فلسطين.

18. سليم، بان متى، (2003)، " دراسة تطبيقية لمعرفة تلوث البيئة المائية باستخدام أسلوب تحليل التباين "، المجلة العراقية للبحوث الإحصائية، العدد(2)، جامعة الموصل، العراق.

19. محمد، بشير علي، (2009)، " دراسة تأثير حركة مرور الآلات الزراعية على بعض الخواص الطبيعية والهندسية للتربة على مستويات رطوبة مختلفة"، رسالة ماجستير، جامعة الفاتح، طرابلس، ليبيا.

ثانياً المراجع باللغة الانجليزية:

20. Finny , D. J , (1945) “Experimental design & Statistical Basic” Londan.

21. Elena , J .M & Fernandez , M , (1993) , “ Technical guidelines for field variety trails” FAO plant protection paper 75 , Rome .

22. Jaggi,s . and Batra , P.K , “Confounding in Factorial Experiments and Fractional Factorials “ , Indian Agricultural Statistics Research Institute , New Delhi.

23. Finney , D.J.(1945) , “ The Fractional Replication of Factorial Arrangements , Ann,Eugen.,12,290-301.

24. Eye , Alexander Von ,(2008) , “Fractional Factorial Designs in the Analysis of Categorical Data” , Michigan State University.

25. Arbones**,** Enrique , et al , “**:**Use of fractional experiments in the development of a ready to eat puree made from potato and turnip:” , University of Santiago Compostela , Depart ment of Agricultural Engineering, Escuela politecnica Superior , Campus Universitario , 27002 , Lugo, Spain

26. Igore Cretescu , et al , (2013) , “Fractional Factorial Design Study on the Performance of GAC-Enhanced Electrocoagulation Process Involved in Color Removal from Dye Solutions”, ISSN 1996-1944, 6, 2723-2746; doi:10.3390/ma607272

الـمــــــــــــــــــــــــــــــــلاحق

ملحق رقم (1) تصميم تجربة عاملية كاملة 2^6 في تكرار واحد

Full Factorial Design

```
Factors:   6    Base Design:          6, 64
Runs:     64   Replicates:              1
Blocks:    1    Center pts (total):      0
All terms are free from aliasing
```

exp.number	A	B	C	D	E	F
1	1	-1	1	-1	-1	-1
2	-1	1	1	1	1	-1
3	1	1	1	1	-1	1
4	-1	-1	-1	1	-1	1
5	-1	1	-1	1	-1	-1
6	1	-1	1	1	-1	1
7	1	1	-1	-1	-1	1
8	-1	1	1	1	-1	-1
9	-1	1	1	-1	-1	-1
10	-1	-1	-1	-1	1	1
11	-1	-1	-1	1	-1	-1
12	1	-1	-1	-1	-1	1
13	1	-1	1	1	1	1
14	-1	1	1	-1	1	-1
15	-1	1	-1	-1	1	1
16	-1	-1	1	-1	-1	1
17	-1	-1	-1	1	1	1
18	1	1	-1	1	-1	1
19	1	-1	1	1	-1	-1
20	1	1	1	1	1	-1
21	1	1	1	-1	-1	1
22	1	1	-1	-1	-1	-1
23	1	-1	-1	1	-1	-1
24	-1	-1	1	1	-1	1
25	1	1	-1	1	1	1
26	-1	-1	-1	-1	1	-1
27	1	-1	1	1	1	-1
28	1	-1	1	-1	-1	1
29	1	1	-1	1	-1	-1
30	1	1	1	-1	1	1
31	-1	1	-1	-1	1	-1
32	-1	1	-1	1	1	-1
33	-1	1	1	-1	-1	1
34	1	1	1	-1	-1	-1
35	1	1	1	-1	1	-1
36	1	-1	-1	1	-1	1
37	-1	1	1	-1	1	1

38	1	1	1	1	-1	-1
39	-1	1	1	1	1	1
40	1	1	-1	1	1	-1
41	-1	1	1	1	-1	1
42	-1	-1	1	1	1	-1
43	1	-1	1	-1	1	1
44	-1	-1	1	-1	-1	-1
45	-1	-1	-1	1	1	-1
46	-1	-1	1	1	1	1
47	1	1	-1	-1	1	1
48	1	-1	1	-1	1	-1
49	1	-1	-1	1	1	1
50	-1	-1	1	1	-1	-1
51	-1	-1	-1	-1	-1	-1
52	-1	-1	1	-1	1	1
53	1	-1	-1	-1	1	1
54	1	-1	-1	-1	1	-1
55	-1	-1	1	-1	1	-1
56	-1	1	-1	-1	-1	1
57	1	1	1	1	1	1
58	-1	-1	-1	-1	-1	1
59	1	-1	-1	1	1	-1
60	-1	1	-1	-1	-1	-1
61	1	1	-1	-1	1	-1
62	-1	1	-1	1	1	1
63	1	-1	-1	-1	-1	-1
64	-1	1	-1	1	-1	1

المصدر: إعداد الباحث مستخلص من مخرجات برنامج Minitab

ملحق (2) تصميم التجربة العاملية الجزئية 2^{6-1} بنصف تكرار

```
Factors:   6   Base Design:          6, 32   Resolution:   VI
Runs:     32   Replicates:               1   Fraction:    1/2
Blocks:    1   Center pts (total):        0
```

Design Generators: F = ABCDE

exp.number	A	B	C	D	E	F
1	-1	-1	-1	-1	-1	-1
2	1	-1	-1	-1	-1	1
3	-1	1	-1	-1	-1	1
4	1	1	-1	-1	-1	-1
5	-1	-1	1	-1	-1	1
6	1	-1	1	-1	-1	-1
7	-1	1	1	-1	-1	-1

8	1	1	1	-1	-1	1
9	-1	-1	-1	1	-1	1
10	1	-1	-1	1	-1	-1
11	-1	1	-1	1	-1	-1
12	1	1	-1	1	-1	1
13	-1	-1	1	1	-1	-1
14	1	-1	1	1	-1	1
15	-1	1	1	1	-1	1
16	1	1	1	1	-1	-1
17	-1	-1	-1	-1	1	1
18	1	-1	-1	-1	1	-1
19	-1	1	-1	-1	1	-1
20	1	1	-1	-1	1	1
21	-1	-1	1	-1	1	-1
22	1	-1	1	-1	1	1
23	-1	1	1	-1	1	1
24	1	1	1	-1	1	-1
25	-1	-1	-1	1	1	-1
26	1	-1	-1	1	1	1
27	-1	1	-1	1	1	1
28	1	1	-1	1	1	-1
29	-1	-1	1	1	1	1
30	1	-1	1	1	1	-1
31	-1	1	1	1	1	-1
32	1	1	1	1	1	1

المصدر: إعداد الباحث مستخلص من مخرجات برنامج Minitab

ملحق (3) تصميم التجربة العاملية الجزئية 2^{6-1} بربع تكرار

Fractional Factorial Design

```
Factors:   6   Base Design:          6, 16   Resolution:   IV
Runs:     16   Replicates:               1   Fraction:    1/4
Blocks:    1   Center pts (total):        0
```

exp.number	A	B	C	D	E	F
1	-1	-1	-1	-1	-1	-1
2	1	-1	-1	-1	1	-1
3	-1	1	-1	-1	1	1
4	1	1	-1	-1	-1	1
5	-1	-1	1	-1	1	1
6	1	-1	1	-1	-1	1
7	-1	1	1	-1	-1	-1
8	1	1	1	-1	1	-1
9	-1	-1	-1	1	-1	1
10	1	-1	-1	1	1	1

11	-1	1	-1	1	1	-1
12	1	1	-1	1	-1	-1
13	-1	-1	1	1	1	-1
14	1	-1	1	1	-1	-1
15	-1	1	1	1	-1	1
16	1	1	1	1	1	1

المصدر: إعداد الباحث مستخلص من مخرجات برنامج Minitab

ملحق رقم (4) نتائج جدول تحليل التباين للتجربة العاملية في التكرار الكامل

Factorial Regression: Z versus A, B, C, D, E, F

Analysis of Variance

Source	DF	Adj SS	Adj MS	F-Value	P-Value
Model	63	21914.3	347.8	487.49	0.000
Linear	6	20403.1	3400.5	4765.68	0.000
A	1	2707.5	2707.5	3794.46	0.000
B	1	2359.0	2359.0	3306.05	0.000
C	1	3476.5	3476.5	4872.18	0.000
D	1	11859.8	11859.8	16621.03	0.000
E	1	0.0	0.0	0.01	0.932
F	1	0.3	0.3	0.36	0.551
2-Way Interactions	15	1147.4	76.5	107.20	0.000
A*B	1	20.7	20.7	28.97	0.000
A*C	1	106.5	106.5	149.26	0.000
A*D	1	292.5	292.5	409.99	0.000
A*E	1	0.0	0.0	0.07	0.798
A*F	1	0.0	0.0	0.01	0.932
B*C	1	53.1	53.1	74.46	0.000
B*D	1	109.5	109.5	153.47	0.000
B*E	1	0.3	0.3	0.36	0.551
B*F	1	0.4	0.4	0.59	0.443
C*D	1	563.8	563.8	790.08	0.000
C*E	1	0.4	0.4	0.59	0.443
C*F	1	0.0	0.0	0.07	0.798
D*E	1	0.0	0.0	0.07	0.798
D*F	1	0.0	0.0	0.01	0.932
E*F	1	0.0	0.0	0.01	0.932
3-Way Interactions	20	326.3	16.3	22.86	0.000
A*B*C	1	131.7	131.7	184.53	0.000
A*B*D	1	7.1	7.1	9.99	0.002
A*B*E	1	1.5	1.5	2.11	0.149
A*B*F	1	0.6	0.6	0.88	0.349
A*C*D	1	45.0	45.0	63.13	0.000
A*C*E	1	0.3	0.3	0.36	0.551
A*C*F	1	1.5	1.5	2.11	0.149
A*D*E	1	0.6	0.6	0.88	0.349
A*D*F	1	2.3	2.3	3.22	0.075
A*E*F	1	1.2	1.2	1.64	0.202
B*C*D	1	128.4	128.4	179.92	0.000
B*C*E	1	0.3	0.3	0.36	0.551
B*C*F	1	0.1	0.1	0.18	0.670
B*D*E	1	1.9	1.9	2.64	0.107
B*D*F	1	0.0	0.0	0.01	0.932
B*E*F	1	1.9	1.9	2.64	0.107
C*D*E	1	0.0	0.0	0.07	0.798
C*D*F	1	0.6	0.6	0.88	0.349
C*E*F	1	1.2	1.2	1.64	0.202
D*E*F	1	0.0	0.0	0.07	0.798
4-Way Interactions	15	36.1	2.4	3.37	0.000

A*B*C*D	1	30.9	30.9	43.28	0.000
A*B*C*E	1	0.1	0.1	0.18	0.670
A*B*C*F	1	1.9	1.9	2.64	0.107
A*B*D*E	1	1.2	1.2	1.64	0.202
A*B*D*F	1	0.4	0.4	0.59	0.443
A*B*E*F	1	0.0	0.0	0.01	0.932
A*C*D*E	1	0.3	0.3	0.36	0.551
A*C*D*F	1	0.1	0.1	0.18	0.670
A*C*E*F	1	0.6	0.6	0.88	0.349
A*D*E*F	1	0.0	0.0	0.01	0.932
B*C*D*E	1	0.0	0.0	0.07	0.798
B*C*D*F	1	0.1	0.1	0.18	0.670
B*C*E*F	1	0.0	0.0	0.07	0.798
B*D*E*F	1	0.3	0.3	0.36	0.551
C*D*E*F	1	0.1	0.1	0.18	0.670
5-Way Interactions	6	0.8	0.1	0.19	0.979
A*B*C*D*E	1	0.1	0.1	0.18	0.670
A*B*C*D*F	1	0.3	0.3	0.36	0.551
A*B*C*E*F	1	0.1	0.1	0.18	0.670
A*B*D*E*F	1	0.0	0.0	0.01	0.932
A*C*D*E*F	1	0.0	0.0	0.07	0.798
B*C*D*E*F	1	0.3	0.3	0.36	0.551
6-Way Interactions	1	0.6	0.6	0.88	0.349
A*B*C*D*E*F	1	0.6	0.6	0.88	0.349
Error	128	91.3	0.7		
Total	191	22005.6			

Model Summary

S	R-sq	R-sq(adj)	R-sq(pred)
0.844714	99.58%	99.38%	99.07%

ملحق رقم (5) نتائج جدول تحليل التباين للتجربة العاملية في نصف تكرار

Factorial Regression: Y versus A, B, C, D, E

Analysis of Variance

Source	DF	Adj SS	Adj MS	F-Value	P-Value
Model	31	21899.1	706.4	1061.29	0.000
Linear	5	20402.8	4080.6	6130.42	0.000
A	1	2707.5	2707.5	4067.61	0.000
B	1	2359.0	2359.0	3544.05	0.000
C	1	3476.5	3476.5	5222.92	0.000
D	1	11859.8	11859.8	17817.54	0.000
E	1	0.0	0.0	0.01	0.930
2-Way Interactions	10	1146.9	114.7	172.30	0.000
A*B	1	20.7	20.7	31.06	0.000
A*C	1	106.5	106.5	160.01	0.000
A*D	1	292.5	292.5	439.51	0.000
A*E	1	0.0	0.0	0.07	0.791
B*C	1	53.1	53.1	79.82	0.000
B*D	1	109.5	109.5	164.51	0.000
B*E	1	0.3	0.3	0.38	0.537
C*D	1	563.8	563.8	846.96	0.000
C*E	1	0.4	0.4	0.63	0.427
D*E	1	0.0	0.0	0.07	0.791
3-Way Interactions	10	316.8	31.7	47.59	0.000
A*B*C	1	131.7	131.7	197.82	0.000
A*B*D	1	7.1	7.1	10.71	0.001
A*B*E	1	1.5	1.5	2.26	0.135
A*C*D	1	45.0	45.0	67.68	0.000
A*C*E	1	0.3	0.3	0.38	0.537

A*D*E	1	0.6	0.6	0.95	0.332
B*C*D	1	128.4	128.4	192.87	0.000
B*C*E	1	0.3	0.3	0.38	0.537
B*D*E	1	1.9	1.9	2.82	0.095
C*D*E	1	0.0	0.0	0.07	0.791
4-Way Interactions	5	32.5	6.5	9.76	0.000
A*B*C*D	1	30.9	30.9	46.39	0.000
A*B*C*E	1	0.1	0.1	0.20	0.659
A*B*D*E	1	1.2	1.2	1.76	0.186
A*C*D*E	1	0.3	0.3	0.38	0.537
B*C*D*E	1	0.0	0.0	0.07	0.791
5-Way Interactions	1	0.1	0.1	0.20	0.659
A*B*C*D*E	1	0.1	0.1	0.20	0.659
Error	160	106.5	0.7		
Total	191	22005.6			

Model Summary

S	R-sq	R-sq(adj)	R-sq(pred)
0.815858	99.52%	99.42%	99.30%

ملحق رقم (6) نتائج جدول تحليل التباين للتجربة العاملية في ربع تكرار

Factorial Regression: Y versus A, B, C, D

Analysis of Variance

Source	DF	Adj SS	Adj MS	F-Value	P-Value
Model	15	21892.0	1459.5	2261.48	0.000
Linear	4	20402.8	5100.7	7903.66	0.000
A	1	2707.5	2707.5	4195.34	0.000
B	1	2359.0	2359.0	3655.33	0.000
C	1	3476.5	3476.5	5386.93	0.000
D	1	11859.8	11859.8	18377.03	0.000
2-Way Interactions	6	1146.1	191.0	295.99	0.000
A*B	1	20.7	20.7	32.03	0.000
A*C	1	106.5	106.5	165.03	0.000
A*D	1	292.5	292.5	453.31	0.000
B*C	1	53.1	53.1	82.33	0.000
B*D	1	109.5	109.5	169.68	0.000
C*D	1	563.8	563.8	873.55	0.000
3-Way Interactions	4	312.2	78.1	120.95	0.000
A*B*C	1	131.7	131.7	204.03	0.000
A*B*D	1	7.1	7.1	11.05	0.001
A*C*D	1	45.0	45.0	69.80	0.000
B*C*D	1	128.4	128.4	198.93	0.000
4-Way Interactions	1	30.9	30.9	47.85	0.000
A*B*C*D	1	30.9	30.9	47.85	0.000
Error	176	113.6	0.6		
Total	191	22005.6			

Model Summary

S	R-sq	R-sq(adj)	R-sq(pred)
0.803343	99.48%	99.44%	99.39%