



تصميم وتحليل التجارب الزراعية

Design and analysis of agricultural experiments

المحاضرة الاولى - lecture 1

جامعة الانبار \ University Of Anbar

كلية الزراعة - الانتاج الحيواني \ College of Agriculture -Department of Animal resources

(المرحلة الثالثة – The Third Level)

مقدمة عن تصميم وتحليل التجارب

Introduction of Design and analysis of agricultural

الدكتور عماد داود صالح

Dr. Imad Dawood Saleh

بعض المصطلحات المستعملة في تصميم وتحليل التجارب الزراعية

التصميم Design

هو سلسلة من الخطوات التي تتبع لتنفيذ التجربة لغرض جمع البيانات المتعلقة بالمشكلة المراد دراستها واعداده في جداول مناسبة لتحليلها إحصائياً والوصول إلى إستنتاجات يمكن الإستفادة منها وتعميمها.

التحليل Analysis

هو عملية إجراء بعض الإختبارات الإحصائية لغرض الحصول على نتائج دقيقة يمكن مناقشتها وتفسيرها منطقياً وعلمياً لإتخاذ قرار صحيح في تقييم التجربة.

التجربة Experiment

هي وسيلة لدراسة العوامل التي تؤثر على ظاهرة معينة للحصول على نتائج جديدة أو التأكيد أو نفي نتائج قديمة حصل عليها من تجارب سابقة.

الوحدة التجريبية Experimental Unit

هي أصغر جزء في التجربة تطبق فيها معاملة واحدة لغرض قياس تأثيرها.

المعاملات Treatments

هي مجموعة الظروف أو المواد التجريبية المتغيرة المراد قياس تأثيرها، وقد تكون المعاملات عدة مستويات مختلفة لعامل واحد مثل عدة تراكيز لمنظم نمو معين أو قد تكون من عدة مستويات لأكثر من عامل في توليفات مختلفة.

العامل ومستوياته Factor & Levels

هو المؤثر المتغير المراد قياس تأثيره، أما مستوياته فهي قيم تغير العامل داخل التجربة وقد يكون ذلك التغير عددي مثل ١ و ٢ و ٣ ... الخ أو لوغاريتمي ١٠ و ١٠٠ و ١٠٠٠ ... الخ أو هندسي ٥٠ و ١٠٠ و ٢٠٠ ... الخ مثل عدة تراكيز لمنظم نمو معين.

معاملة المقارنة Control

هي إحدى معاملات التجربة التي لا تنفذ فيها أي من مستويات العامل أو العوامل المتغيرة المراد قياس تأثيرها، وتشرط هذه المعاملة في كل تجربة لتكون النتائج مبنية على أساس المقارنة معها.

التكرار Replication

هو عدد مرات ظهور المعاملة في التجربة، ويفضل زيادة تكرار المعاملات وذلك للأسباب التالية:

١) الحصول على فكرة صحيحة عن تأثير المعاملة وإمكانية تقدير الخطأ التجريبي بدقة عالية.

٢) تقليل القيمة الإحصائية للخطأ التجريبي وبالتالي تزداد كفاءة التجربة.

٣) يساعد على عمل اختبارات المعنوية بدرجة عالية من الدقة.

٤) زيادة مجال تقييم التجربة بتعميم النتائج عند تطبيقها في أكثر من موقع أو لأكثر من عام.

العوامل التي يتوقف عليها عدد التكرارات

١) درجة الدقة المطلوبة فكلما زاد عدد التكرارات زادت درجة الدقة (٩٥%، ٩٩%، ٩٩.٩%).

٢) مقدار التباين بين مواد التجربة، إذ تقل عدد التكرارات كلما قل التباين وزاد التجانس بين مواد التجربة.

٣) الإمكانيات البشرية والمادية المتوفرة للتجربة فزيادة عدد التكرارات يحتاج إلى إمكانيات أكبر.

٤) مساحة وشكل الوحدة التجريبية تتناسب عكسياً مع عدد التكرارات.

المكرر (Block) Replicate

هو جزء من التجربة يحتوي على كافة المعاملات التجريبية لمرة واحدة، ويشترط في تنفيذها مايلي:

١) تنفذ عند وجود عامل بيئي متدرج باتجاه واحد غير مسيطر عليه.

٢) تصمم المكررات عمودياً على اتجاه تباين العامل الغير مسيطر عليه.

٣) يجب أن يكون عددها ثلاثة فأكثر لكي تكون درجات الحرية ٢ فأكثر لكي تأخذ دورها الفعال في حساب الخطأ التجريبي.

معامل الاختلاف (C.V.) Coefficient of Variation

هو مقدار الاختلاف بين الوحدات التجريبية أو المعاملات المختلفة في التجربة، ويقدر للتجارب المختبرية ٥-١٠ وللجارب الحقلية ١٠-٢٠ وإذا زاد عن ذلك فيدل على وجود عدم تجانس بسبب:

١) وجود فارق عالي القيمة بين معاملة المقارنة وبقية المعاملات.

٢) وجود فارق عالي القيمة بين تكرارات أو مكررات معاملة أو أكثر.

٣) وجود قيم شاذة أو متطرفة Extreme Data لمعاملة أو أكثر.

٤) ارتفاع قيمة الخطأ التجريبي.

تعد قيمة C.V. معيار لإظهار التباين داخل البيانات فعند إجراء تحليل التباين وعدم ظهور فروق معنوية يتم النظر الى قيمة C.V. فاذا كانت بالحدود المسموح بها فهذا يعني أن النتائج سليمة سواء كانت معنوية أو غير معنوية، أما إذا لم تظهر فروق معنوية بين المعاملات وأن C.V. عالي فهذا يدل على وجود خطأ تجريبي عالي سواء كان من الباحث نفسه أو من المواد التجريبية، ويفضل الأخذ بنظر الاعتبار قيمة C.V. قبل إجراء تحليل التباين لمعرفة مدى تجانس البيانات .
وتقدر قيمة النسبة المئوية لمعامل الاختلاف من قسمة التباين على المتوسط كما في المعادلة:

$$C.V = \frac{\sqrt{MSe}}{\bar{X}} \times 100\%$$

الخطأ التجريبي Experimental Error

هو الفرق بين وحدتين تجريبيتين أخذت المعاملة نفسها، وترجع قيمته الى:

(١) وجود تباين في المواد التجريبية مثل مدة الصلاحية أو اختلاف المنشأ ... الخ.

(٢) تباين ناتج عن عدم تماثل تنفيذ التجربة مثل إستراك عدة أشخاص في تنفيذ التجربة.

(٣) عدم وجود عزل أو مسافة أمنة بين المعاملات مما يؤدي الى إختلاط التأثيرات.

ويمكن التقليل من قيمة الخطأ التجريبي بإتباع مايلي:

(١) إستعمال التصميم المناسب.

(٢) توزيع المعاملات عشوائياً وضمان وجود عزل أو مسافة أمنة بين المعاملات.

(٣) إستعمال العدد المناسب من التكرارات أو المكررات.

(٤) تماثل طريقة تنفيذ المعاملات وتجانس المواد التجريبية.

(٥) حذف تكرار أو مكرر المعاملة التي تحمل قيمة إحصائية شاذة وإعتبارها قيمة مفقودة Missing Value ليستخرج قيمتها البرنامج الإحصائي أو إستبدالها مباشرة بمتوسط المعاملة.

إختبار الفرضيات Hypothesis Testing

توجد هنالك نوعان من الفرضيات لحل مشكلة ما هما:

(١) فرضية العدم Null Hypothesis (H0) تنص على عدم وجود فروق معنوية بين المعاملات.

٢) الفرضية البديلة (Alternative Hypothesis (Ha) تنص على وجود فروق معنوية بين المعاملات، وإستناداً على الإختبارات يتم قبول فرضية ورفض الفرضية الأخرى الأمر الذي يؤدي الى الوقوع في أحد الأخطاء الأتية:

١) الخطأ من النوع الأول Error Type 1 هو رفض فرضية العدم في حال تكون هي الفرضية الصحيحة وبعد أكبر أهمية من الخطأ من النوع الثاني لأنه يؤدي الى تبني نتائج غير صحيحة.

٢) الخطأ من النوع الثاني Error Type 2 هو قبول فرضية العدم في حال تكون هي الفرضية الخاطئة.

مستوى المعنوية Significant Level

هو درجة الإحتمال التي ترفض بها فرضية العدم عندما تكون هي الفرضية الصحيحة بمعنى الوقوع في الخطأ من النوع الأول Error Type 1، وفي معظم الأحوال يتم إختبار مستوى المعنوية عند ١% أو ٥% وهذا يعني أنه في حالة تكرار تجربة معينة ١٠٠ مرة فإن إحتمال أن تكون القرارات خاطئة مرة واحدة عند مستوى المعنوية ١% وخمسة مرات مستوى المعنوية ٥%.

المصادر

- ١- تصميم وتحليل التجارب الزراعية \ د. خاشع محمود الراوي و د. عبد العزيز محمد خلف الله / جامعة الموصل ١٩٨٠.
- ٢- تصميم وتحليل التجارب الزراعية \ د. فاضل مصلح المحمدي \ عمان الاردن ٢٠٠٤.



تصميم وتحليل التجارب الزراعية

Design and analysis of agricultural experiments

المحاضرة الثانية - the second lecture

جامعة الأنبار \ University Of Anbar

كلية الزراعة - الانتاج الحيواني \ College of Agriculture -Department of Animal resources

(المرحلة الثالثة – The Third Level)

تخطيط التجارب

planning of experiments

الدكتور عماد داود صالح

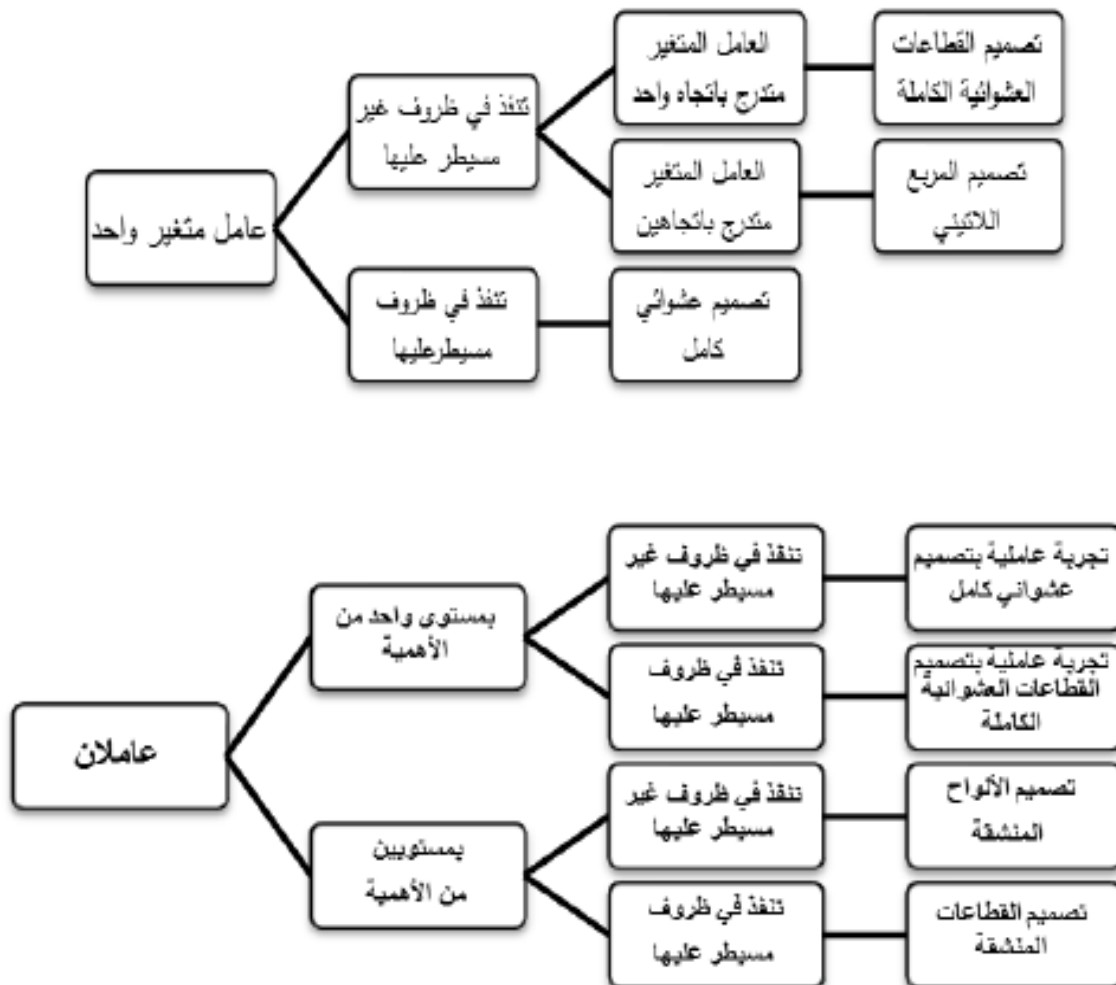
Dr. Imad Dawood Saleh

تخطيط التجربة

هي عملية تحديد مكان وزمان التجربة وجدولة المواد والأعمال التجريبية والتوزيع العشوائي لمستويات العامل المتغير (المعاملات) على الوحدات التجريبية المتجانسة وإن الخطوة الأولى الأكثر أهمية في تخطيط التجربة تعتمد على اختيار التصميم التجريبي المناسب للتجربة إذ إن قيمة النتائج العلمية التي يتوصل إليها الباحث ترتبط ارتباطاً وثيقاً بدقة وصحة التصميم التجريبي المعتمد لإختبار الفرضيات والإحتمالات موضوع التجربة، كما أن الإجراءات العلمية والعملية الصحيحة في معالجة البيانات واستخلاص النتائج تم إختبار درجة موثوقيتها عاملاً مهماً في تحديد إمكانية اعتماد نتائج التجربة أو التوصية بها، لذلك فإن تخطيط التجربة وتعيين التصميم المناسب لها يجب أن يتم وفق إتباع خطوات منطقية متسلسلة تؤدي بالنهاية إلى تعيين التصميم التجريبي المناسب لمعطيات البحث، وبالإجابة على الأسئلة الآتية وتتبع المخطط الهيكلي التالي لشجرة تصاميم بعض التجارب الزراعية:

1. عدد العوامل المتغيرة المرغوب في دراسة تأثيرها؟
2. هل توجد أفضلية أو ترتيب في أهمية دراسة تأثير تلك العوامل؟
3. ماهي طبيعة ظروف التجربة، هل ستنفذ التجربة في ظروف مسيطر عليها (في المختبر مثلاً) أو في ظروف غير مسيطر عليها (في الحقل)؟

شجرة تصاميم بعض التجارب الإحصائية





فمثلاً أراد أحد الباحثين تنفيذ دراسة لمعرفة النسبة المئوية للبقايا السامة لخمس أنواع من المبيدات في تربة البيت الزجاجي؟

لكي يتمكن الباحث من تنفيذ تجربته عليه أن يجيب على التساؤلات الآتية:

١. عدد العوامل المتغيرة المرغوب في دراسة تأثيرها؟

الجواب// في التجربة أعلاه يوجد عامل متغير واحد هو البقايا السامة للمبيدات وأما مستوياته فهي خمسة أنواع من المبيدات وبذلك يكون لديه خمسة معاملات هي t_1, t_2, t_3, t_4, t_5 .

٢. هل توجد أفضلية أو ترتيب في أهمية دراسة تأثير تلك العوامل؟

الجواب// لا توجد أفضلية لأن التجربة ذات عامل واحد.

٣. ماهي طبيعة تنفيذ التجربة، هل ستنفذ التجربة في ظروف بيئية مسيطر عليها أم غير مسيطر عليها؟

الجواب// تنفذ التجربة في تربة البيت الزجاجي وهي ظروف مسيطر عليها. ويتبع المخطط الهيكلي وفق تلك الأجوبة نجد أن التصميم التجريبي المناسب للتجربة هو التصميم العشوائي الكامل CRD. وهكذا بالنسبة لبقية التصميم والتجارب الأخرى.

ومن الجدير بالذكر يجب تحديد المساحة التجريبية الكلية اللازمة لتنفيذ التجربة ففي مثالنا أعلاه يمكن تخصيص مساحة 1 م^2 لكل وحدة تجريبية تنفذ فيها معاملة واحدة وبذلك تكون الحاجة إلى خمسة وحدات تجريبية لتنفيذ المعاملات مرة واحدة وفي حال تكرار كل معاملة أربع مرات فستكون:

$$\text{المساحة التجريبية الكلية} = 4 \times 5 = 20 \text{ م}^2$$

بعدها يتم تخطيط مرتسم للمساحة التجريبية الكلية ويفضل إضافة مساحات إضافية لممرات الخدمة أو السواقي في حال الحاجة إليها على أن لا تستقطع تلك المساحات من المساحة التجريبية الكلية ثم تقسم الى 20 وحدة تجريبية متجانسة تماماً توزع فيها المعاملات التجريبية بطريقة عشوائية تماماً ثم يشرع بتنفيذ المخطط في البيت الزجاجي كما مبين أدناه:

t_5	t_2	t_1	t_4	t_3
t_3	t_1	t_4	t_2	t_5

ممر خدمات رئيسي

t_1	t_2	t_5	t_4	t_3
t_3	t_1	t_4	t_5	t_2

كما لا يفوت الباحث توفير المستلزمات والمواد التجريبية اللازمة وجدولة الأعمال التجريبية لإنجاز خطة البحث على أكمل وجه ممكن لغرض تقليل الخطأ التجريبي والحصول على نتائج جيدة.

- ١- تصميم وتحليل التجارب الزراعية \ د. خاشع محمود الراوي و د. عبد العزيز محمد خلف الله / جامعة الموصل ١٩٨٠.
- ٢- تصميم وتحليل التجارب الزراعية \ د. فاضل مصلح المحمدي \ عمان الاردن ٢٠٠٤.



تصميم وتحليل التجارب الزراعية

Design and analysis of agricultural experiments

المحاضرة الثالثة - lecture 3

جامعة الأنبار \ University Of Anbar

كلية الزراعة - الانتاج الحيواني \ College of Agriculture -Department of Animal resources

(المرحلة الثالثة – The Third Level)

التصميم العشوائي التام

Completely Randomized Design

الدكتور عماد داود صالح

Dr. Imad Dawood Saleh

التصميم العشوائي الكامل

Completely Randomized Design (CRD)

يعد التصميم العشوائي الكامل من أبسط وأسهل التصميمات التجريبية تخطيطاً وتحليلاً، ويستعمل غالباً عندما تكون الوحدات التجريبية متجانسة أي أن الاختلافات بينها ضئيلة جداً ويجب أن توزع مستويات العامل المتغير (المعاملات) المراد دراسة تأثيرها على تلك الوحدات التجريبية بطريقة عشوائية كاملة أي بدون نظام محدد.

مميزات التصميم

- (١) أن تكون الوحدات التجريبية متجانسة أي الاختلافات بينها ضئيلة.
- (٢) أن توزع المعاملات توزيعاً عشوائياً تاماً داخل الوحدات التجريبية ذات العامل الواحد.
- (٣) يجرى في الظروف المسيطر عليها (تربة + مناخ) كالمختبر والبيوت الزجاجية وغيرها.
- (٤) درجة حرية الخطأ التجريبي في هذا التصميم أكبر منها في أي تصميم آخر بنفس العدد الكلي من الوحدات التجريبية مما يؤدي إلى زيادة دقة التجربة وخفض قيمة التباين للخطأ.
- (٥) سهولة تنفيذ التصميم والتحليل الإحصائي في حالة تساوي أو اختلاف عدد المكررات.
- (٦) قلة التأثير النسبي لغياب بعض الوحدات التجريبية بالمقارنة مع التصميمات الأخرى.
- (٧) يتضمن جدول تحليل التباين ما يلي:

ANOVA Table

S.O.V	df	SS	MS	F cal.
treats	t-1	$SS_t = \frac{\sum xi^2}{r} - C.F$	$= \frac{SS_t}{df_t}$	$= \frac{MS_t}{MS_e}$
Error	(t × r)-1	$SS_e = SS_T - SS_t$	$= \frac{SS_e}{df_e}$	
Total	df _T - df _t	$SS_T = \sum x^2 - C.F$		

مثال:

أجريت تجربة في البيت الزجاجي لمعرفة تأثير أربعة تراكيز من مبيد Polo هي (٠، ٥٠، ١٠٠، و ١٥٠ ملغم/لتر)^١ لمكافحة من الباقلاء الأسود وكانت نتائج حاصل النبات غم. نبات^٢ كما يلي:
المطلوب :

* هل هنالك تأثير معنوي في استعمال مبيد Polo؟

treat.	R1	R2	R3	R4	R5	$\sum xi$	Mean
t1	24	52	45	55	58	234	46.8
t2	92	115	64	66	33	370	74
t3	98	100	45	95	84	422	84.4
t4	88	150	172	157	162	729	145.8
$\sum yi$	302	417	326	373	337	1755	

الحل:

(١) تجرى عملية جمع تكرارات كل معاملة لإستخراج $\sum xi$ ثم يقسم على عدد التكرارات لإستخراج Mean (المتوسط) والتحقق من صحة مجموع المجاميع بالمطابقة بين $\sum xi$ عمودياً و $\sum yi$ أفقياً.

(٢) حساب معامل التصحيح Correction Factor

$$C.F. = \frac{(\sum xi)^2}{n} \quad n = r \times t$$

$$= \frac{(1755)^2}{5 \times 4} = 154001.3$$

(٣) حساب مجموع المربعات الكلية Sum Square of Total

$$SS_T = \sum x^2 - C.F$$

$$= (24)^2 + (52)^2 + \dots + (162)^2 - 154001.3 = 37353.7$$

(٤) حساب مجموع مربعات المعاملات Sum Square of treatments

$$SS_t = \frac{\sum xi^2}{r} - C.F$$

$$= \frac{(243)^2 + \dots + (729)^2}{5} - 154001.3 = 26235$$

(٥) حساب مجموع مربعات الخطأ التجريبي Sum Square of Error

$$SS_e = SS_T - SS_t$$

$$= 37353.7 - 26235 = 11118.8$$

(٦) حساب درجات الحرية Degree of Freedom للمعاملات والخطأ التجريبي

$$df_t = t - 1 = 4 - 1 = 3$$

$$df_T = (t \times r) - 1 = (4 \times 5) - 1 = 19$$

$$df_e = df_T - df_t = 19 - 3 = 16$$

(٧) حساب متوسط المربعات Mean Square للمعاملات والخطأ التجريبي

$$MS_t = \frac{SS_t}{df_t} = \frac{26238}{3} = 8744.98$$

$$MS_e = \frac{SS_e}{df_e} = \frac{11118.8}{16} = 694.9$$

(٨) يعد جدول تحليل التباين (ANOVA Table)

S.O.V	df	SS	MS	F cal.	F tab.
treats	3	26235	8744.98	10.26	3.24
Error	16	11118.8	694.9		
Total	19	37353.75			

(٩) استخراج القيمة المحسوبة لفقر F. calculated

$$F_{cal} = \frac{MS_t}{MS_e} = \frac{8744.98}{694.9} = 10.26$$

(١٠) استخراج قيمة فقر الجدولية F table من جدول F-values يتقاطع df_e في المحور العمودي وفق مستوى الإحتمالية (مثل ٠.٠١ أو ٠.٠٥) ودرجات الحرية للمعاملات df_t في المحور الأفقي، فإذا كانت قيمة F cal. المحسوبة أكبر من الجدولية (F tab. < F cal.)، إذن توجد فروق معنوية أي ترفض نظرية العدم H_0 (القائلة بعدم وجود فروق معنوية) وقبول النظرية البديلة H_a (القائلة بوجود فروق معنوية) في التجربة باستعمال مبيد Polo.

المصادر

١- تصميم وتحليل التجارب الزراعية \ د. خاشع محمود الراوي و د. عبد العزيز محمد خلف الله / جامعة الموصل ١٩٨٠.

٢- تصميم وتحليل التجارب الزراعية \ د. فاضل مصلى المحمدي \ عمان الاردن ٢٠٠٤.



تصميم وتحليل التجارب الزراعية

Design and analysis of agricultural experiments

المحاضرة الرابعة - lecture 4

جامعة الانبار \ University Of Anbar

كلية الزراعة - الانتاج الحيواني \ College of Agriculture -Department of Animal resources

(المرحلة الثالثة – The Third Level)

التصميم العشوائي التام و اختبار اقل فرق معنوي

Completely Randomized Design and Least Significant Difference (LSD)

الدكتور عماد داود صالح

Dr. Imad Dawood Saleh

التصميم العشوائي الكامل (CRD) في حالة عدم تساوي المكررات

وتفسير رموزه كما في الانموذج السابق.

جدول تحليل التباين للتصميم (ANOVA Table).

S.O.V. مصادر الاختلاف	d.f. درجات الحرية	S.S. مجموع المربعات	M.S. متوسط المربعات	F. Value قيمة f المحسوبة
Treat. المعاملة	t-1	$\sum Y_i^2$ $SSt = \frac{\sum R_i^2}{t} - CF$	SSt $MSt = \frac{SSt}{t-1}$	$F = \frac{MSt}{MSe}$
Experimental Error. الخطأ التجريبي	$\sum ri - t$	$SSe = SST - SSt$	SSe $MSe = \frac{SSe}{\sum ri - t}$	
Total الكلية	$\sum ri - 1$	$SST = \sum Y_{ij}^2 - CF$	-----	

علما أن : معامل الاختلاف يحسب كما يلي في حالة عدم تساوي المكررات.

$$CF = \frac{(\sum Y_i)^2}{\sum ri}$$

حيث $\sum ri$: هو عدد المشاهدات (المكررات) في التجربة.

مثال: في تجربة شملت أربع معاملات أستخدم فيها فيتامين (E) لدراسة تأثير نسبة الفيتامين (0 , 5 , 10 , 15 %) في العليقة على معدل الزيادة الوزنية في الدجاج المحلي وتم الحصول على البيانات التالية:

المعاملات	الزيادة الوزنية (Y _{ij})	المجموع Y _i .	عدد المشاهدات ri (المكررات)
1	10 , 15 , 20 , 22	67	4
2	10 , 12 , 13 , --	35	3
3	7 , 7 , 8 , 10	32	4
4	14 , 12 , --- , ---	26	2
		المجموع الكلي Y _{..} 160 -	$\sum ri = 13$

الحل:

يتم حساب معامل التصحيح أولاً:

$$CF = \frac{(Y_{..})^2}{\sum r_i} = \frac{(160)^2}{13} = 1969.6$$

ثم مجموع مربعات المعاملات (SSt): ((مهم جداً)).

$$SSt = \frac{\sum Y_{i.}^2}{r_i} - CF = \frac{(67)^2}{4} + \frac{(35)^2}{3} + \frac{(32)^2}{4} + \frac{(26)^2}{2} - 1969.6$$

$$SSt = 153.81$$

يتم حساب مجموع المربعات الكلية (SST):

$$SST = \sum Y_{ij}^2 - CF$$

$$SST = 10^2 + \dots + 12^2 - 1969.6$$

$$SST = 261.23$$

يتم حساب مجموع مربعات الخطأ (SSe):

$$SSe = SST - SSt$$

$$SSe = 261.23 - 153.81$$

$$SSe = 107.41$$

ومن النتائج السابقة يمكن حساب متوسط مربعات كل من المعاملات والخطأ وكما يلي:

متوسط مربعات المعاملات (MSt):

$$MSt = \frac{SSt}{t-1} = \frac{153.81}{4-1} = \frac{153.81}{3} = 51.27$$

متوسط مربعات الخطأ (MSe):

$$MSe = \frac{SSe}{\sum r_i - t} = \frac{107.41}{13-4} = \frac{107.41}{9} = 11.93$$

ومن خلال متوسط مربعات المعاملة والخطأ يمكن حساب قيمة F وكما يلي:

$$F = \frac{MSt}{MSe} = \frac{51.23}{11.93} = 4.30$$

ومن ثم يتم تكوين جدول تحليل التباين لتحليل البيانات

جدول تحليل التباين للتصميم: (ANOVA Table).

S.O.V.	d.f.	S.S.	M.S.	F. Value
مصادر الاختلاف	درجات الحرية	مجموع المربعات	متوسط المربعات	قيمة F المحسوبة
Treat. المعاملة	$t-1 = 4-1 = 3$	$SSt = 153.81$	$MSt = 51.27$	$F = \frac{51.27}{11.9} = 4.30$
Experimen tal Error. الخطأ التجريبي	$\sum ri-t = 13-4 = 9$	$SSe = 107.41$	$MSe = 11.93$	
Total الكلية	$\sum ri-1 = 13-1 = 12$	$SST = 261.23$	-----	

تُقارن قيمة F المحسوبة (Calculated) وهي (4.30) مع قيمة F الجدولية (Tabulated) من جداول F وفق درجات حرية المعاملة (3) ودرجات حرية الخطأ (9) ، نجد أن F المحسوبة أعلى من الجدولية لذلك فإن تأثير المعاملة (الفيتامين) على معدل الزيادة الوزنية فإذا كانت المحسوبة أعلى من الجدولية فإن تأثير المعاملة معنويًا في الصفة المدروسة، وإذا كانت قيمة F المحسوبة أقل من الجدولية فإن تأثير المعاملة في نسبة الدهن غير معنوي (Non-significant) : ففي المثال السابق التأثير غير معنويًا على مستوى (P<0.05).

الاختبارات المقترحة بعد إجراء التجربة.

1- اختبار أقل فرق معنوي.

:(Least Significant Difference – LSD)

يستعمل لمقارنة الفروق المعنوية بين أي متوسطين في التجربة.

خطوات تطبيق الاختبار:

أ- حساب الانحراف القياسي بين متوسط أي معاملتين في التجربة ، مما يلي

2MSe

----- = الانحراف القياسي بين متوسط اي معاملتين

r

علما ان 2 ثابت كوننا نقارن بين متوسط كل معاملتين.

MSe : متوسط مربعات الخطأ (يتم الحصول عليه من جدول تحليل التباين).

r: عدد المشاهدات (المكررات) في كل معاملة.

ب- نستخرج قيمة t من جداول t (منشورة في نهاية أي كتاب لتصميم وتحليل التجارب).

على درجات حرية الخطأ فقط ومستوى معنوية % 5 أو % 1.

ج- نستخرج قيمة LSD من حاصل ضرب الخطوتين السابقتين، أي وفق القانون الآتي:

2MSe

LSD= ----- X t

r

د- نأخذ الفرق بين متوسطين أي معاملتين في التجربة ونقارنه مع قيمة LSD ، فإذا

كان الفرق بين المتوسطين أعلى من الـ LSD فهو معنوي ونلاحظ مستوى المعنوية.

مثال: أجري تجربة لدراسة تأثير خمسة أنواع من العلائق في معدل الزيادة الوزنية لدى

العجول وقد شملت كل معاملة خمس عجول (البيانات موضحة في الجدول الآتي).

المعاملة	معدل الزيادة الوزنية (Yij)	المجموع (Yi.)	المتوسط
1	6 , 8 , 7 , 3 , 10	36	7.2
2	9 , 8 , 11 , 11 , 10	49	9.8
3	7 , 5 , 5 , 9 , 4	30	6.0
4	5 , 3 , 4 , 6 , 6	24	4.8
5	8 , 6 , 9 , 9 , 11	43	8.6

وبعد إجراء التحليل الاعتيادي للتجربة لغاية الحصول على جدول تحليل التباين (كما في الامثل السابقة) يكون جدول تحليل التباين كالآتي.

S.O.V.	d.f .	S.S.	M.S.	F. Value
مصادر الاختلاف	درجات الحرية	مجموع المربعات	متوسط المربعات	قيمة f المحسوبة
Treat. المعاملة	4	79.44	19.86	6.90 **
Experimen tal Error. الخطأ التجريبي	20	57.60	<u>2.88</u>	
Total الكلي	24	137.04	----	

أجراء الاختبار (LSD) : بما أن

$$MSe = 2.88 , r = 5$$

وقيمة t من جداول t تساوي 2.08 لذلك :

$$LSD = \frac{2MSe}{r} \times t$$

$$LSD = \frac{2 \times 2.88}{5} \times 2.08 = 2.239$$

الان نأخذ الفرق بين متوسط كل معاملتين زنتارنه مع قيمة LSD ، فإذا كان الفرق بين المتوسطين معنوي نضع عليهما حروف مختلفة ، وإذا كان الفرق غير معنوي نضع عليها حروف موجبة.

مثلا الفرق بين متوسط المعاملتين t2 و t3 يكون

$$9.8 - 6.0 = 3.8$$

وبما أن 3.8 أكبر من 2.239 لذلك فإن الفرق معنوي بين متوسطي المعاملة الثانية والثالثة: وتوضع بالصيغة

متوسط المعاملة الثانية - 9.8 a

متوسط المعاملة الثالثة - 6.0 b

وكذلك بما أن الفرق بين متوسط المعاملة الاولى (7.2) ومتوسط المعاملة الثالثة (6.0) يساوي (1.2) إذن الفرق غير معنوي ، توضع بالصيغة :

متوسط المعاملة الاولى = 7.2 a

متوسط المعاملة الثالثة = 6.0 a

المصادر

- ١ - تصميم وتحليل التجارب الزراعية \ د. خاشع محمود الراوي و د. عبد العزيز محمد خلف الله / جامعة الموصل ١٩٨٠.
- ٢ - تصميم وتحليل التجارب الزراعية \ د. فاضل مصلح المحمدي \ عمان الاردن ٢٠٠٤.



تصميم وتحليل التجارب الزراعية

Design and analysis of agricultural experiments

المحاضرة الخامسة - 5 lecture

جامعة الانبار \ University Of Anbar

كلية الزراعة - الانتاج الحيواني \ College of Agriculture -Department of Animal resources

(المرحلة الثالثة – The Third Level)

اختبار دنكن متعدد المدى

Duncan Multiple Ranges Test

الدكتور عماد داود صالح

Dr. Imad Dawood Saleh

وجد هذا الاختبار عام 1955 من قبل الباحث Duncan ويتميز عن باقي الاختبارات بأنه يأخذ الفروق المعنوية بين المتوسطات مهما كان عددها مرة واحدة .

خطوات إجراء الاختبار :

- يتم أستخراج الانحراف القياسي لاي مشاهدة في التجربة وفق الاتي.

جذر الاتي.

$$S_{yi} = \frac{MSe}{r}$$

- أستخراج قيم SSR من جداول دنكن (موجودة في نهاية كتاب تصميم وتحليل التجارب) وحسب عدد المتوسطات الداخلة في المقارنة.

- أستخراج قيم LSR من المعادلة الاتية (حاصل ضرب الخطوتين السابقتين).

$$LSR = \frac{MSe}{r} \times SSR$$

- يتم ترتيب المتوسطات وقيم LSR تنازليا وبشكل عمودي وكذلك ترتيب المتوسطات تصاعديا وبشكل أفقي وفي كلا الحالتين يترك آخر متوسط. بعد ذلك نأخذ الفرق بين كل متوسطين ونقارنه بقيمة LSR المقابلة لهما ، فإذا كانت قيمة الفرق بين المتوسطين أعلى من قيمة LSR أذن الفرق بين المتوسطين معنوي ، في حين إذا كان الفرق أقل من الـ LSR فهو غير معنوي. وتوضع حروف على المتوسطات كما تم توضيح ذلك أنفا في اختبار LSD.

مثال: تطبيق اختبار دنكن على نفس المثال السابق الذي طبق عليه اختبار .LSD

$$S_{yi} = \frac{MSe}{r} = \frac{2.88}{5} = 0.759$$

	عدد المتوسطات الداخلة في المقارنة			
	2	3	4	5
SSR	2.95	3.09	3.19	3.25
$\frac{MSe}{r}$	0.759			
LSR	2.33	2.35	2.42	2.47

قيم LSR في الجدول ناتجة من ضرب قي SSR في 0.759 .
ولغرض إجراء المقارنة تكون الجدول الآتي:

متوسط المعاملات تتازليا	قيم LSR تتازليا	T4 4.8	T3 6.0	T1 7.2	T5 8.6
T2 : 9.8	2.47	5.0*	3.8*	2.6*	1.2NS
T3 : 8.6	2.42	3.8*	2.6*	1.4	
T1 : 7.2	2.35	2.4*	1.2NS		
T3 : 6.0	2.33	1.2NS			

فمثلا الفرق بين متوسط المعاملة الثانية (9.3) والمعاملة الرابعة (4.8) هو (5.0) كما موضح في الجدول وهذه القيمة أعلى من قيمة LSR المقابلة لها (2.47) لذلك الفرق بين متوسطي المعاملتين الثانية والرابعة معنوي لذا وضعت الإشارة * ولهذا يعطى المتوسط الأعلى a والاقبل b .

مثال:
في دراسة لمعرفة تأثير منظم النمو GA بخمسة تراكيز (٠ و ١٠ و ٢٠ و ٣٠ و ٤٠ ملغم/لتر^١) في معدل عدد القرنات/نبات^١ في البيت الزجاجي فكانت النتائج كما يأتي:

Treat.	R1	R2	R3
t1	12	13	12
t2	16	15	17
t3	20	22	21
t4	21	23	22
t5	26	24	25

المطلوب:
١. هل هنالك تأثير معنوي في استعمال منظم النمو GA عند مستوى احتمال ٠.٠٥؟
٢. بين أي التراكيز أكثر فعالية باستعمال اختبار LSD عند مستوى احتمال ٠.٠٥؟

الحل:

Treat.	R1	R2	R3	$\sum xi$	Mean
t1	12	13	12	37	12.3
t2	16	15	17	48	16
t3	20	22	21	63	21
t4	21	23	22	66	22
t5	26	24	25	75	25
$\sum yi$	95	97	97	289	

$$C.F = 5568 \quad SST = 314.9 \quad SSt = 306.2 \quad SSe = 8.7$$

S.O.V	df	SS	MS	F cal.	F tab.
treat.	4	306.2	76.57	80.08	3.24
Error	10	8.7	0.9		
Total	14	314.9			

$$LSD = \left(\sqrt{\frac{2 \times 0.9}{3}} \right) 2.145 = 1.7$$

LSD = 1.7		t1	t2	t3	t4
treats	Mean	12.3	16	21	22
t5	25	12.7*	9*	4*	3*
t4	22	9.3*	6*	1	0.0
t3	21	8.3*	5*	0.0	
t2	16	3.7*	0.0		

لا يجاد الفروق بطريقة دنكن يكون كالآتي:

$$Syi = \sqrt{\frac{MSe}{r}}$$

$$Syt = \sqrt{\frac{0.9}{3}} = 0.55$$

	عدد المتوسطات الداخلة في المقارنة			
	2	3	4	5
SSR	3.926	4.013	4.033	4.033
Syi	0.55			
LSR	3.376	3.463	3.483	3.483

Mean تتازلي	LSR تتازلي	T1 12.3	T2 16	T3 21	T4 22
T5 25	3.483	12.7*	9*	4*	3
T4 22	3.483	9.7*	6*	1	
T3 21	3.463	8.7*	5*	0	
T2 16	3.376	3.7*	0		

المصادر

- ١- تصميم وتحليل التجارب الزراعية \ د. خاشع محمود الراوي و د. عبد العزيز محمد خلف الله / جامعة الموصل ١٩٨٠.
- ٢- تصميم وتحليل التجارب الزراعية \ د. فاضل مصلح المحمدي \ عمان الاردن ٢٠٠٤.



تصميم وتحليل التجارب الزراعية

Design and analysis of agricultural experiments

المحاضرة السادسة - lecture 6

جامعة الأنبار \ University Of Anbar

كلية الزراعة - الانتاج الحيواني \ College of Agriculture -Department of Animal resources

(المرحلة الثالثة – The Third Level)

تصميم القطاعات العشوائية الكاملة

Randomized Completely Block Design (RCBD)

الدكتور عماد داود صالح

Dr. Imad Dawood Saleh

تصميم القطاعات العشوائية الكاملة

(Randomized Completely Block Design – RCBD)

في هذا التصميم يتم تجميع الوحدات التجرّيبية بمجاميع أو تسمى قطاعات بحيث تكون الوحدات التجرّيبية داخل كل قطاع في التجربة متجانسة ويكون عدد الوحدات التجرّيبية داخل كل قطاع مساويا لعدد المعاملات أو بعبارة أخرى بأنه لا بد من احتواء كل قطاع على جميع المعاملات وأن تحوي كل معاملة جميع القطاعات لذلك سميت بالقطاعات الكاملة وتتوزع المعاملات على الوحدات التجرّيبية داخل كل قطاع عشوائيا وبذلك يتضح أن استعمال هذا التصميم (RCBD) في حالة عدم تجانس الوحدات التجرّيبية وأمكانية مجانستها باتجاه معين (عمودي مثلا وتسمى قطاعات) ، ومن الممكن تطبيقه في حالة وجود قيم مفقود (ناتجة من هلاك حيوان أو نبات أو فقدان عينة في المختبر عائدة لمعاملة معينة في التجربة) وكذلك يعد سهل التطبيق. علما أن هذا التصميم هو أكفأ من التصميم العشوائي الكامل (CRD) وذلك لان جزء من الخطأ يتم سحبه عن طريق أحداث التجانس داخل كل قطاع ، الا ان من أهم عيوب هذا التصميم هو ارتفاع الخطأ في حالة عدم إمكانية أحداث التجانس داخل كل قطاع (أو باتجاه معين) في هذه الحالة يتطلب استعمال تصاميم أخرى لاجراء التحليل.

الانموذج الرياضي للتصميم : (Mathematical Model).

$$Y_{ij} = \mu + T_i + P_j + e_{ij}$$

أذ أن :

Y_{ij} : قيمة الملاحظة j العائدة للمعاملة i .

μ : المتوسط العام للصفة المدروسة.

P_j : تأثير القطاع j .

: تأثير المعاملة j .

e_{ij} : الخطأ العشوائي الذي يتوزع توزيعا طبيعيا بمتوسط يساوي صفر وتباين قدره σ^2_e .

مميزات التصميم وعيوبه

يمكن تلخيص المميزات الرئيسية لتصميم القطاعات العشوائية الكاملة بما يلي:

- ١) تنفذ التجارب وفق هذا التصميم في حالة وجود عدم تجانس بين الوحدات التجريبية باتجاه واحد أي وجود عامل بيئي متدرج باتجاه واحد غير مسيطر عليه (مثل تدرج ملوحة التربة باتجاه النهر) وينفذ هذا التصميم في التجارب الحقلية والظلة الخشبية وغيرها.
- ٢) الهدف من التجربة هو دراسة تأثير عامل متغير واحد فقط بعدة مستويات (معاملات).
- ٣) يعد هذا التصميم أكثر دقة من CRD في التجارب الحقلية وذلك بطرح مجموع مربعات الخطأ المتراكم في القطاعات عن الخطأ التجريبي الكلي مما يؤدي إلى خفض قيمة تباين الخطأ وزيادة كفاءة دقة التجربة.
- ٤) يفضل زراعة خطوط حراسة Guardian Lines في التجارب الحقلية حول الوحدات التجريبية لتقليل التغيرات الناتجة عن العوامل البيئية من ظروف المناخ والتربة وفضول العابثين والحيوانات السائبة.
- ٥) يحتوي هذا التصميم على قطاعات Replicates (Blocks) تصمم عمودياً على اتجاه عدم التجانس ويعرف القطاع بأنه عملية توزيع كافة المعاملات في وحدات تجريبية ضمن مجموعة واحدة، وتتميز القطاعات بما يلي:
 1. عدد القطاعات ثلاثة فأكثر لكي تكون درجات الحرية ٢ فأكثر لكي تأخذ دورها الفعال في خفض قيمة الخطأ التجريبي.
 2. عدد الوحدات التجريبية داخل كل قطاع مساوياً لعدد المعاملات المطلوب دراستها في التجربة، أي أن كل قطاع يحتوي على جميع المعاملات وهذا هو معنى القطاعات الكاملة.
 3. توزع المعاملات على الوحدات التجريبية داخل كل قطاع توزيعاً عشوائياً مستقلاً عن بقية القطاعات الأخرى.
 4. عدد الوحدات التجريبية داخل كل قطاع مساوياً لعدد المعاملات المطلوب دراستها، أي أن كل قطاع يضم جميع المعاملات.
 5. زيادة حجم القطاع تؤدي إلى زيادة التباين بين الوحدات التجريبية داخل القطاع مما يقلل من دقة التجربة.
 6. أن يكون التباين بين الوحدات التجريبية داخل القطاع أقل من التباين بين كل الوحدات التجريبية في التجربة لكي تتحقق الغاية من استعمال القطاعات.

وهناك بعض العيوب في هذا النوع من التصميم منها :

1. عدم توفر التجانس بين الوحدات التجريبية داخل القطاع يؤدي إلى زيادة الخطأ التجريبي.
2. تتناقص كفاءة التصميم بزيادة حجم القطاعات أو عدد المعاملات.
3. يعد التصميم العشوائي الكامل أفضل من هذا التصميم في حالة تجانس الوحدات التجريبية.

اسلوب تنفيذ تجربة القطاعات:

(١) تقسم الوحدات التجريبية الى مجموعات تسمى القطاعات.

(٢) تتجانس الوحدات التجريبية داخل كل قطاع.

(٣) تتوزع المعاملات داخل كل قطاع بطريقة عشوائية.

تظهر المعاملة داخل القطاع مرة واحدة.

جدول تحليل التباين للتصميم: (ANOVA Table).

S.O.V. مصادر الاختلاف	d.f. درجات الحرية	S.S. مجموع المربعات	M.S. متوسط المربعات	F. Value قيمة f المحسوبة
Block القطاع	r-1	$\sum Y.j^2$ $SSr = \frac{\sum Y.j^2}{t} - CF$	SSr $MSr = \frac{SSr}{r-1}$	$F = \frac{MSt}{MSe}$
Treat. المعاملة	t-1	$\sum Yi.^2$ $SSt = \frac{\sum Yi.^2}{r} - CF$	SSt $MSt = \frac{SSt}{t-1}$	
Experimental Error. الخطأ التجريبي	(r-1)(t-1)	$SSe = SST - SSr - SSt$	SSe $MSe = \frac{SSe}{t(r-1)}$	
Total الكلي	tr-1	$SST = \sum Yij^2 - CF$	-----	

علما أن :

t: عدد المعاملات في التجربة.

r: عدد المكررات (القطاعات) في التجربة.

وأن CF يمثل معامل التصحيح ويساوي مربع مجموع القيم مقسوما الى عددها والعدد ناتج

من ضرب عدد المعاملات (t) في عدد المكررات (القطاعات) (r).

أي أن :

$$CF = \frac{(Y..)^2}{tr}$$

مثال : أجريت تجربة لدراسة تأثير التسميد بالنيتروجين على حاصل أحد أصناف الطماطة وأستعمل لذلك أربع مستويات من النيتروجين (أربع معاملات) وتم تطبيق التجربة بواقع أربع قطاعات (أربع مكررات) والبيانات كما موضحة في الجدول الآتي:

المعاملات (Ti)	القطاع الاول (r1)	القطاع الثاني (r2)	القطاع الثالث (r3)	القطاع الرابع (r4)	مجاميع المعاملات (Yi.)
1	62	52	47	51	212
2	69	54	50	57	228
3	69	53	57	57	236
4	74	65	54	50	252
Y.j	272	224	208	224	Y.. = 928
مجاميع القطاعات					المجموع الكلي

$$CF = \frac{(Y..)^2}{tr} = \frac{(928)^2}{4 \times 4} = 53824$$

$$SSr = \frac{\sum Y.j^2}{t} - CF$$

$$SSr = \frac{(272)^2 + \dots + (224)^2}{4} - 53824$$

$$SSr = 576$$

$$SSr = \frac{\sum Y_i.^2}{r} - CF$$

$$SSr = \frac{(212)^2 + \dots + (252)^2}{4} - 53824$$

$$SSr = 208$$

$$SST = \sum Y_{ij}^2 - CF = (62)^2 + \text{-----} + (59)^2 - CF$$

$$SST = 884$$

$$SSe = SST - SSR - SSt$$

$$SSe = 884 - 576 - 208$$

$$SSe = 70$$

$$MSR = \frac{SSR}{r-1} = \frac{576}{3} = 192$$

$$MSt = \frac{SSt}{t-1} = \frac{208}{3} = 69.33$$

$$MSe = \frac{SSe}{t(r-1)} = \frac{70}{9} = 7.78$$

يتم تكوين جدول تحليل التباين للتصميم (ANOVA Table).

S.O.V.	d.f.	S.S.	M.S.	F. Value
مصادر الاختلاف	درجات الحرية	مجموع المربعات	متوسط المربعات	قيمة f المحسوبة
Block	r-1 = 4-1 = 3	576	192	$F = \frac{MSt}{MSe}$
Treat.	t-1 = 4-1 = 3	208	69.33	
Experimental Error.	(r-1)(t-1) = (4-1)(4-1) = 9	70	7.78	
Total	tr-1 = 4 x 4 - 1 = 15	884	-----	$F = \frac{69.33}{7.78}$
				7.78
				F = 8.91**

من خلال مقارنة قيمة F المحسوبة (8.91) مع قيمة F الجدولية على درجات حرية المعاملة (3) والخطأ (9) ، نجد أن قيمة F المحسوبة أعلى من الجدولية على مستوى معنوية (0.05) وكذلك (0.01) لذلك فإن تأثير المعاملة (التسميد بالنتروجين) عالي المعنوية في حاصل الطماطة ، أذ سجلت المعاملة الرابعة أقصى متوسط من الحاصل. ملاحظة: نلاحظ من الجدول أعلاه بأن قيمة F تحسب من متوسط مربعات المعاملة ومتوسط مربعات الخطأ.

مثال:

في تجربة لمعرفة تأثير سبعة مستويات من سماد كبريتات الأمونيوم هي (٠.٠ و ٢٥ و ٥٠ و ٧٥ و ١٠٠ و ١٢٥ و ١٥٠) كغم.هكتار^{-١} في عدد سنايل الحنطة نبات^١، وكررت التجربة بأربعة قطاعات في حقول كلية الزراعة وكانت النتائج كما يأتي:

Treats	R1	R2	R3	R4	$\sum y_i$	Mean
t1	1.8	2.3	2.1	1.9	8.1	2.03
t2	1.8	1.9	2.1	2.8	8.6	2.15
t3	2.1	2.3	2.5	2.4	9.3	2.33
t4	2.4	2.5	2.7	2.3	9.9	2.48
t5	2.5	2.8	2.6	2.7	10.6	2.65
t6	2.5	2.4	2.7	2.7	10.3	2.58
t7	2.6	2.7	2.9	2.8	11	2.75
$\sum y_j$	15.7	16.9	17.6	17.6	67.8	

المطلوب:

١. هل هنالك تأثير معنوي للسماد في عدد سنايل الحنطة نبات^١ عند مستوى معنوية ٠.٠٥؟
٢. أجري اختبار DMR و LSD عند مستوى معنوية ٠.٠٥ لتعيين أفضل مستويات السماد؟

الحل:

(١) تجرى عملية جمع تكرارات كل معاملة لإستخراج $\sum x_i$ ثم يقسم على عدد التكرارات لإستخراج Mean (المتوسط) والتحقق من صحة مجموع المجاميع بالمطابقة بين $\sum y_i$ عمودياً و $\sum y_j$ أفقياً.

(٢) حساب معامل التصحيح Correction Factor

$$C.F. = \frac{(\sum Y_{..})^2}{tr}$$
$$= \frac{(67.8)^2}{4 \times 7} = 164.17$$

(٣) حساب مجموع المربعات الكلية Sum Square of Total

$$SS_T = \sum Y_{ij}^2 - C.F.$$
$$= (24)^2 + (52)^2 + \dots + (162)^2 - 164.17 = 166.98 - 164.17 = 2.81$$

(٤) حساب مجموع مربعات المعاملات Sum Square of treatments

$$SS_t = \frac{\sum y_i^2}{r} - C.F.$$
$$= \frac{(8.1)^2 + \dots + (11)^2}{4} - 164.17 = \frac{663.52}{4} - 164.17 = 1.71$$

(٥) حساب مجموع مربعات القطاعات (المكررات) Sum Square of Replicates

$$SS_r = \frac{\sum y_j^2}{t} - C.F.$$
$$= \frac{(15.7)^2 + \dots + (17.6)^2}{4} - 164.17 = \frac{1151.16}{7} - 164.17 = 0.35$$

(٦) حساب مجموع مربعات الخطأ التجريبي Sum Square of Error

$$SS_e = SS_T - SS_t - SS_r$$
$$= 2.81 - 1.71 - 0.35 = 0.75$$

(٧) حساب درجات الحرية Degree of Freedom للمعاملات والخطأ التجريبي

$$df_t = t - 1 = 7 - 1 = 6$$
$$df_r = r - 1 = 4 - 1 = 3$$
$$df_T = (t \times r) - 1 = (7 \times 4) - 1 = 27$$
$$df_e = df_T - df_t - df_r = 27 - 6 - 3 = 18$$

(٨) حساب متوسط المربعات Mean Square للمعاملات والخطأ التجريبي

$$MS_r = \frac{SS_r}{df_r} = \frac{0.35}{3} = 0.12$$

$$MS_t = \frac{SS_t}{df_t} = \frac{1.71}{6} = 0.29$$

$$MS_e = \frac{SS_e}{df_e} = \frac{0.75}{18} = 0.04$$

$$F_{cal} = \frac{MS_t}{MS_e} = \frac{0.29}{0.04} = 7.25$$

(9) يعد جدول تحليل التباين (ANOVA Table) Analysis of Variance

S.O.V	df	SS	MS	F cal.	F tab.
Blocks	3	0.35	0.12		
treats	6	1.71	0.29	7.25	2.66
Error	18	0.75	0.04		
Total	27	2.81			

بما أن قيمة F table تساوي 2.66 وهي أقل من قيمة F cal. وهي 7.25 (F tab. < F cal.)، إذن توجد فروق معنوية أي ترفض نظرية العدم H_0 (القائلة بعدم وجود فروق معنوية) وقبول النظرية البديلة H_a (القائلة بوجود فروق معنوية) في التجربة باستعمال سماد كبريتات الأمونيوم.

* ولحساب قيمة L.S.D. يتم استخراج قيمة t من جدول t-values بدلالة قيمة df_e (١٨) في المحور العمودي ومستوى الإحصائية في المحور الأفقي والتي تساوي ٢.١٠١ وبالرجوع للمثال السابق يكون:

$$LSD = 2.101 \left(\sqrt{\frac{2 \times 0.04}{4}} \right) = 0.3$$

ثم يعد جدول للمقارنة بين المتوسطات كما يلي:

LSD = 0.3		t1	t2	t3	t4	t6	t7
Treats	Mean	2.03	2.15	2.33	2.48	2.58	2.65
t7	2.75	0.75*	0.6*	0.42*	0.27	0.17	0.1
t5	2.65	0.62*	0.5*	0.32*	0.17	0.07	0.0
t6	2.58	0.55*	0.43*	0.25	0.1	0.0	
t4	2.48	0.45*	0.33*	0.15	0.0		
t3	2.33	0.3*	0.18	0.0			
t2	2.15	0.12	0.0				

t7 = ***

t5 = ***

t6 = **

t4 = **

t3 = *

يبين إختبار LSD تفوق معنوي لمعاملي السماد t7 و t5 على باقي المعاملات وأعطنا أعلى المتوسطات في عدد السنايل نبات^١ بلغ ٢.٧٥ و ٢.٦٥ سنبله نبات^١ على التتابع بالمقارنة مع أقل متوسط لمعاملة المقارنة (بدون سماد) التي أعطت ٢.٠٣ سنبله نبات^١.

ولإجراء اختبار Duncan يتم إستخراج قيمة SSR من جدول SSR-Duncan بدلالة قيمة df_e (١٨) ومستوى الإحتمالية ٠.٠٥ في المحور العمودي وعدد المعاملات ٧ في المحور الأفقي كما في الجدول:

$$S_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{MSe}{r}} = \sqrt{\frac{0.04}{4}} = 0.1$$

$$LSR = S_{\bar{x}} \times SSR$$

SSR	2.97	3.12	3.21	3.27	3.32	3.35
$S_{\bar{x}}$	0.1					
LSR	0.297	0.312	0.321	0.327	3.32	0.335

ثم إعداد جدول للمقارنة بين المتوسطات كما يلي:

LSR		0.297	0.312	0.321	0.327	3.32	0.335
Treats	Means	t1	t2	t3	t4	t6	t5
		2.03	2.15	2.33	2.48	2.58	2.65
t7	2.75	0.75*	0.6*	0.42*	0.27	0.17	0.1
t5	2.65	0.62*	0.5*	0.32*	0.17	0.07	0.0
t6	2.58	0.55*	0.43*	0.25	0.1	0.0	
t4	2.48	0.45*	0.33*	0.15	0.0		
t3	2.33	0.3*	0.18	0.0			
t2	2.15	0.12	0.0				

وتكون نتيجة الإختبار كمايلي:

*المتوسطات التي تشترك بالحرف نفسه لا يوجد بينها فرق معنوي حسب اختبار مستوى احتمال ٠.٠٥

Treats	Means
t7	2.75a
t5	2.65a
t6	2.58ab
t4	2.48ab
t3	2.33bc
t2	2.15cd
t1	2.03d

المصادر

- ١ - تصميم وتحليل التجارب الزراعية \ د. خاشع محمود الراوي و د. عبد العزيز محمد خلف الله / جامعة الموصل ١٩٨٠.
- ٢ - تصميم وتحليل التجارب الزراعية \ د. فاضل مصلح المحمدي \ عمان الاردن ٢٠٠٤.



تصميم وتحليل التجارب الزراعية

Design and analysis of agricultural experiments

المحاضرة السابعة - 7 lecture

جامعة الانبار \ University Of Anbar

كلية الزراعة - الانتاج الحيواني | College of Agriculture -Department of Animal resources

(المرحلة الثالثة – The Third Level)

تقدير القيمة المفقودة والكفاءة النسبية

Estimating The Missing Value And Relative Efficiency

الدكتور عماد داود صالح

Dr. Imad Dawood Saleh

تقدير القيمة المفقودة في حالة القطاعات العشوائية الكاملة (Missing Value)

عند فقد قيمة أحد المعاملات من إحدى القطاعات يمكن استخراج القيمة المفقودة باستعمال القانون الآتي:

$$M.V. = \frac{(t \times Y_i) + (r \times Y_j) - Y_{..}}{(t - 1)(r - 1)}$$

$M.V.$ = القيمة المفقودة.

t = عدد المعاملات r = عدد القطاعات.

Y_i = مجموع المشاهدات المتبقية للمعاملة المفقودة.

Y_j = مجموع المشاهدات المتبقية في قطاع المعاملة المفقودة.

$Y_{..}$ = مجموع مجاميع المعاملات.

مثال: أجريت تجربة باستعمال تصميم القطاعات العشوائية الكاملة وكانت بعض المشاهدات مفقودة لسبب ما، أحسب قيمة تلك القيم المفقودة؟

Treats	R1	R2	R3	R4	Yi
t1	6.7	6.4	---	6.4	19.5
t2	6.5	6.6	6.8	6.5	26.4
t3	6.3	6.2	6.4	6.5	25.2
Yj	19.5	19.2	13.2	19.2	71.1

$$M.V. = \frac{(3 \times 19.5) + (4 \times 13.2) - 71.1}{(3 - 1)(4 - 1)} = 6.7$$

الكفاءة النسبية لتصميم القطاعات العشوائية الكاملة مقارنة مع التصميم العشوائي الكامل

Relative Efficiency between RCBD & CRD

يمكن التعبير عن ذلك بالمعادلة الآتية:

$$R.E. \% = \frac{(r-1)MSr + r(t-1)MSe}{(rt-1)MSe} \times 100$$

مثال:

تم تحليل بيانات تجربة لمقارنة تأثير أربع مستويات من سماد اليوريا في متوسط حاصل نبات زهرة الشمس، كان التصميم التجريبي هو تصميم القطاعات العشوائية الكاملة بواقع خمس قطاعات وكانت النتائج بعد التحليل كما في الجدول الآتي، وأراد الباحث التأكد من ملائمة التصميم المستعمل في التجربة.

S.O.V.	d.f.	S.S.	M.S.	F. cal.
Block	4	21.46	5.36	
Treat	3	134.45	44.83	20.46**
Error	12	26.26	2.19	
Total	19	182.17		

$$R.E. \% = \frac{(5-1)5.36 + 5(4-1)2.19}{(5 \times 4 - 1)2.19} \times 100 = 131\%$$

وهذه النتيجة تعني ان تصميم القطاعات اكثر كفاءة من تصميم العشوائي الكامل بنسبة ٣٠ بالمئة اي ان استعمال ١٣٠ مكرر بتصميم العشوائي الكامل يعطي نفس النتيجة لتصميم القطاعات عند استخدام ١٠٠ مكرر بمعنى اخر ان التكلفة تكون اكبر باستعمال تصميم العشوائي الكامل مقارنة بتصميم القطاعات.

المصادر

- ١ - تصميم وتحليل التجارب الزراعية \ د. خاشع محمود الراوي و د. عبد العزيز محمد خلف الله / جامعة الموصل ١٩٨٠.
- ٢ - تصميم وتحليل التجارب الزراعية \ د. فاضل مصلح المحمدي \ عمان الاردن ٢٠٠٤.



تصميم وتحليل التجارب الزراعية

Design and analysis of agricultural experiments

المحاضرة الثامنة - lecture 8

جامعة الأنبار \ University Of Anbar

كلية الزراعة - الانتاج الحيواني \ College of Agriculture -Department of Animal resources

(المرحلة الثالثة – The Third Level)

تصميم المربع اللاتيني

Latin Square Design (L.S.)

الدكتور عماد داود صالح

Dr. Imad Dawood Saleh

تصميم المربع اللاتيني

Latin Square Design (L.S.)

يتم في هذا التصميم تجميع الوحدات التجريبية باتجاهين هما صفوف (Rows) وأعمدة (Columns) لغرض أحداث التجانس باتجاهين ، أذ لم يكفي مجانستها باتجاه واحد كما حصل في تصميم القطاعات ، وفي تصميم المربع اللاتيني يتم توزيع المعاملات على الوحدات التجريبية أو بالعكس وبصورة عشوائية لغرض إعطاء كل وحدة تجريبية نفس الفرصة ، ويعد هذا التصميم سهل التطبيق كما هو الحال في التصميمين RCBD و CDR . وان تصميم المربع اللاتيني يعد أدق (أكفاً) من التصميمين RCBD و CDR . الا أن من أهم محددات هذا التصميم هي زيادة نسبة الخطأ في حالة استعمال أقل من ثلاث معاملات أو صفوف أو أعمدة وكذلك يصبح التحليل معقداً في حالة زيادة عدد المعاملات أو الصفوف أو الأعمدة عن ثمانية.

مميزات التصميم

- ١) تجميع الوحدات التجريبية غير المتجانسة باتجاهين هما الصفوف Rows والأعمدة Columns لغرض أحداث التجانس باتجاهين، أذ لا يكفي مجانستها باتجاه واحد كما في تصميم القطاعات العشوائية الكاملة وذلك لوجود أكثر من عاملين متدرجين مختلفي الاتجاه.
- ٢) توزع المعاملات على الوحدات التجريبية أو بالعكس بصورة عشوائية لغرض إعطاء كل وحدة تجريبية نفس الفرصة.
- ٣) عدد المعاملات يساوي عدد الصفوف ويساوي عدد الأعمدة.
- ٤) تصميم المربع اللاتيني سهل التطبيق كما هو الحال في تصميم RCBD و CDR، بل يعد أدق وأكبر كفاءة منهما.
- ٥) إن أهم محددات هذا التصميم هي زيادة نسبة الخطأ في حالة استعمال أقل من ثلاث معاملات ويصبح التحليل معقداً في حالة زيادة عدد المعاملات عن ثمانية.

استعمالاته

- (١) يستعمل عند عدم تجانس الوحدات التجريبية .
- (٢) زيادة كفاءة التجربة حيث يتم تقسيم الوحدات التجريبية في الاتجاهين (صفوف واعمدة).

صفاته

(١) عدد المعاملات = عدد الصفوف = عدد الاعمدة.

(٢) عدد القطاعات التجريبية الكلية = مربع عدد المعاملات.

(٣) تظهر المعاملة مرة واحدة في كل صف او عامود.

عيوب التصميم

(١) لا يستعمل اذا زاد عدد عن 10 مما يؤدي الى زيادة حجم التجربة ويتبعه في ذلك زيادة قيمه الخطا التجريبي .

(٢) اذا قلت المعاملات عن 5 تقل درجات الحرية للخطا التجريبي .

ملاحظة : في تصميم المربع اللاتيني يكون عدد المعاملات مساويا لعدد الصفوف ومساويا لعدد الاعمدة (t = r = c) حيث t تمثل المعاملات و r هي الصفوف و c تمثل الاعمدة . لذلك المربع اللاتيني يكون 3 x 3 أو 4 x 4 أو 5 x 5 وهكذا.

الانموذج الرياضي للتصميم : (Mathematical Model).

$$Y_{ij}(k) = \mu + \chi_i + \beta_j + T_i + e_{ij}(k)$$

أذ أن :

$Y_{ij}(k)$: قيمة المشاهدة.

μ : المتوسط العام للصفة المدروسة.

χ_i : تأثير الصفوف i .

β_j : تأثير الاعمدة j .

T_i : تأثير المعاملة k .

$e_{ij}(k)$: الخطأ العشوائي الذي يتوزع توزيعا طبيعيا بمتوسط يساوي صفر وتباين قدره σ^2

Analysis of Variance (ANOVA Table)

S.O.V	df	SS	MS	F cal.
Rows	$r - 1$	$= \frac{\sum r_i^2}{r} - C.F$	$= \frac{SS_r}{df_r}$	$= \frac{MS_r}{MS_e}$
Columns	$r - 1$	$= \frac{\sum c_i^2}{r} - C.F$	$= \frac{SS_c}{df_c}$	$= \frac{MS_c}{MS_e}$
treats	$r - 1$	$= \frac{\sum x_i^2}{r} - C.F$	$= \frac{SS_t}{df_t}$	$= \frac{MS_t}{MS_e}$
Error	$(r - 1)(r - 2)$	$= SS_T - SS_t - SS_r - SS_c$	$= \frac{SS_e}{df_e}$	
Total	$r^2 - 1$	$= \sum Y_{ijke}^2 - C.F$		

$$df(\text{error}) = df(T) - df(R + C + t)$$

مثال \ أجريت تجربة لمقارنة كمية انتاج الحليب لأربعة سلالات من الابقار بأعمار مختلفة مع انظمة تغذية مختلفة والبيانات في الجدول توضح كمية الحاصل بالكغم للوحدة التجريبية.
 (١) حلل بيانات التجربة وفق جدول تحليل التباين عند مستوى احتمال ٠.٠٥ ؟
 (٢) حدد أفضل السلالات إنتاجاً؟

الحل \

Treats		Columns				$\sum Y_i$	$\sum t_i$	Means
		C1	C2	C3	C4			
Rows	R1	t1 4	t2 3	t3 4	t4 1	12	t1 21	5.25
	R2	t2 5	t3 2	t4 3	t1 6	16	t2 16	4.0
	R3	t3 4	t4 2	t1 5	t2 5	16	t3 14	3.5
	R4	t4 6	t1 6	t2 3	t3 4	19	t4 12	2.0
$\sum Y_j$		19	13	15	16		$Y_{..} = 63$	

$$C.F. = \frac{(Y_{..})^2}{n} \quad n = r \times t$$

$$= \frac{(63)^2}{4 \times 4} = 240.06$$

(2 حساب مجموع مربعات الصفوف Sum Square of Rows

$$SS_c = \frac{\sum Y_i^2}{r} - C.F$$

$$= \frac{(12)^2 + \dots + (19)^2}{4} - 240.06 = 6.19$$

(3 حساب مجموع مربعات الأعمدة Sum Square of Columns

$$SS_r = \frac{\sum Y_j^2}{r} - C.F$$

$$= \frac{(19)^2 + \dots + (16)^2}{4} - 240.06 = 4.69$$

(4 حساب مجموع مربعات المعاملات Sum Square of treatments

$$SS_t = \frac{\sum ti^2}{r} - C.F$$

$$= \frac{(21)^2 + \dots + (12)^2}{4} - 240.06 = 11.19$$

(5 حساب مجموع المربعات الكلية Sum Square of Total

$$SS_T = \sum Y_{ijk}^2 - C.F$$

$$= (4)^2 + (3)^2 + \dots + (4)^2 - 240.06 = 32.94$$

(6 حساب مجموع مربعات الخطأ التجريبي Sum Square of Error

$$SS_e = SS_T - SS_t - SS_r - SS_c$$

$$= 32.94 - 11.19 - 6.19 - 4.69 = 10.87$$

(7 حساب درجات الحرية Degree of Freedom للمعاملات والخطأ التجريبي

$$df_t = t - 1 = 4 - 1 = 3$$

$$df_r = r - 1 = 4 - 1 = 3 \quad df_c = r - 1 = 4 - 1 = 3$$

$$df_T = r^2 - 1 = 16 - 1 = 15 \quad df_e = (r-1)(t-1) = (4-1)(4-1) = 9$$

(8) حساب متوسط المربعات Mean Square للمعاملات والقطاعات والخطأ التجريبي

$$MS_r = \frac{SS_r}{df_r} = \frac{6.19}{3} = 2.06$$

$$MS_c = \frac{SS_c}{df_c} = \frac{4.69}{3} = 1.56$$

$$MS_t = \frac{SS_t}{df_t} = \frac{11.19}{3} = 3.73$$

$$MS_e = \frac{SS_e}{df_e} = \frac{10.87}{6} = 1.81$$

(9) إستخراج القيمة المحسوبة لفشر F. calculated

$$F_{cal} = \frac{MS_t}{MS_e} = \frac{3.73}{1.81} = 2.06$$

(10) يعد جدول تحليل التباين Analysis of Variance (ANOVA Table)

S.O.V	df	SS	MS	F cal.	F tab.
Rows	3	6.19	2.06		
Columns	3	4.69	1.56		
Treats	3	11.19	3.73	2.06	4.76
Error	6	10.87	1.81		
Total	15	32.94			

بما أن قيمة F table تساوي ٤.٧٦ وهي أكبر من قيمة F cal. وهي 2.06 (F tab. > F cal.)، إذن لا توجد فروق معنوية أي تقبل نظرية العدم H_0 (القائلة بعدم وجود فروق معنوية) وترفض النظرية البديلة H_a (القائلة بوجود فروق معنوية) بين أصناف السمسم.

المصادر

١- تصميم وتحليل التجارب الزراعية \ د. خاشع محمود الراوي و د. عبد العزيز محمد خلف الله / جامعة الموصل ١٩٨٠.

٢- تصميم وتحليل التجارب الزراعية \ د. فاضل مصلح المحمدي \ عمان الاردن ٢٠٠٤.



تصميم وتحليل التجارب الزراعية

Design and analysis of agricultural experiments

المحاضرة التاسعة - 9 lecture

جامعة الأنبار \ University Of Anbar

كلية الزراعة - الانتاج الحيواني \ College of Agriculture -Department of Animal resources

(المرحلة الثالثة – The Third Level)

الكفاءة النسبية لتصميم المربع اللاتيني

Relative Efficiency of Latin Square Design (L.S.)

الدكتور عماد داود صالح

Dr. Imad Dawood Saleh

الكفاءة النسبية لتصميم المربع اللاتيني بالمقارنة مع التصميمين CRD و RCBD
Relative Efficiency between L.S & CRD & RCBD

(١) مقارنة L.S مع CRD باستعمال المعادلة التالية:

$$R.E. \% = \frac{MSr + MSc + (r - 1)MSe}{(r + 1)MSe} \times 100$$

مثال: إذا كانت بيانات تجربة مصممة وفق المربع اللاتيني كما يلي:

S.O.V	df	SS	MS	F cal.
Rows	4	13601	3400	
Columns	4	6144	1536	
Treats	4	4156	1039	0.98
Error	12	12668	1056	
Total	24	36569		

$$R.E. \% = \frac{3400 + 1536 + (5 - 1)1056}{(5 + 1)1056} \times 100 = 145\%$$

(٢) مقارنة L.S مع RCBD

بافتراض أن الأعمدة هي القطاعات تستعمل المعادلة الآتية:

$$R.E. \% = \frac{MSc + (r - 1)MSe}{r (MSe)} \times 100$$

$$R.E. \% = \frac{1536 + (5 - 1)1056}{5(1056)} \times 100 = 109\%$$

المصادر

- ١ - تصميم وتحليل التجارب الزراعية \ د. خاشع محمود الراوي و د. عبد العزيز محمد خلف الله / جامعة الموصل ١٩٨٠.
- ٢ - تصميم وتحليل التجارب الزراعية \ د. فاضل مصلح المحمدي \ عمان الاردن ٢٠٠٤.



تصميم وتحليل التجارب الزراعية

Design and analysis of agricultural experiments

المحاضرة العاشرة - 10 lecture

جامعة الأنبار \ University Of Anbar

كلية الزراعة - الانتاج الحيواني \ College of Agriculture -Department of Animal resources

(المرحلة الثالثة – The Third Level)

التجارب العاملية

Factorial Experiments

الدكتور عماد داود صالح

Dr. Imad Dawood Saleh

التجارب العاملية

Factorial Experiment.

أن التجارب العاملية تستعمل عند دراسة تأثير أكثر من عامل واحد في صفة معينة ، مثل دراسة تأثير السلالة والموسم في صفة إنتاج الحليب وهذه التجارب تطبق بالتصاميم السابقة (CRD و RCBD و LS) وهنا يتم استخراج تأثير كل عامل ومن ثم تأثير التداخل بين العوامل المدروسة (أن التداخل يعتبر مهم جدا ، أذ أنه يعطي أفضل توليفة بين العوامل المدروسة) ، وهذه التجارب تحتاج الى دقة في التطبيق ، كما أن زيادة عدد مستويات العوامل المدروسة يزيد من صعوبة التحليل. فمثلا عند دراستنا تأثير السلالة (عواسي ، حمداني ، عرابي) والموسم (الشتاء ، الربيع ، الصيف ، الخريف) أي أن العامل الاول فيه ثلاث مستويات والعامل الثاني فيه أربعة مستويات لذلك يطلق على هذه التجربة (3 X 4) .

مميزات وعيوب التجارب العاملية:

- (1) تنفذ التجارب العاملية لتقييم التأثيرات المفردة والمشاركة لأثنين أو أكثر من العوامل بتقدير تأثير كل عامل لوحده وتأثير التداخل بينها في الصفات المدروسة وبذلك يمكن تقليل الكلفة والوقت اللازمين لدراسة تلك العوامل كل على إنفراد بتجربة مستقلة.
- (2) تضم التجربة جميع التوافقات بين عدة مستويات لعدد من العوامل المراد دراسة تأثيرها في صفات معينة وبذلك يمكن إكتشاف التداخلات وتقديرها.
- (3) تنفذ هذه التجارب لدراسة تأثير عاملين أو أكثر على المستوى نفسه من الأهمية سيما عند عدم توفر المعلومات الكافية التي توضح سلوك العوامل المفردة أو التداخل بينها في بعض الصفات المدروسة.
- (4) جدول تحليل التباين يحتوي على خطأ تجريبي Experimental Error واحد فقط يختبر به معنوية العوامل المفردة والتداخل بينها على حد سواء.
- (5) يمكن تنفيذ التجربة العاملية وفق التصميم العشوائي والقطاعات العشوائية الكاملة و المربع اللاتيني.

ومن أهم عيوب التجارب العاملية:

- (1) يزداد حجم التجربة بزيادة عدد العوامل الداخلة فيها وبذلك تزداد الحاجة الى عدد أكبر من الوحدات التجريبية وبالتالي صعوبة توفير المادة التجريبية المتجانسة للتصميم المقترح وزيادة قيمة الخطأ التجريبي.
- (2) صعوبة تفسير التداخلات ذات القيم العالية الناتجة عن تأثير تداخل ثلاثة عوامل أو أكثر.

أولاً: تجربة عاملية بتأثير عاملين تطبق بتصميم عشوائي كامل (CRD).
الانموذج الرياضي للتجربة.

$$Y_{ijk} = \mu + A_i + B_j + AB_{ij} + e_{ijk}$$

أذاً :

A_i : تأثير العامل الأول.

B_j : تأثير العامل الثاني.

AB_{ij} : تأثير التداخل بين العاملين.

أما باقي الرموز فهي كما تم تفسيرها آنفاً وفق النماذج الرياضية السابقة.

جدول تحليل التباين للتصميم (ANOVA Table).

S.O.V.	d.f .	S.S.	M.S.	قيم F المحسوبة
مصادر الاختلاف	درجات الحرية	مجموع المربعات	متوسط المربعات	
A العامل الأول	a-1	SSA	MSA	MSA FA = ----- MSe
B العامل الثاني	b-1	SSB	MSB	MSB FB = ----- MSe
AB التداخل بين العاملين	(a-1)(b-1)	SSAB	MSAB	MSAB FAB= ----- MSe
Experimental Error. الخطأ التجريبي	ab(r-1)	SSe	MSe	
Total الكلية	abr-1	SST	-----	-----

علماً أن a يمثل عدد مستويات العامل

و أن b يمثل عدد مستويات العامل

وأن r يمثل عدد المكررات

وأن هنالك ثلاث قيم لـ F

أما القوانين المتعلقة بالحسابات في الجدول فهي كالآتي:

$$CF = \frac{(Y_{...})^2}{abr}$$

$$A = \frac{\sum Y_{i.}^2}{br}$$

$$SSA = A - CF$$

$$B = \frac{\sum Y_{.j}^2}{ar}$$

$$SSB = B - CF$$

$$AB = \frac{\sum Y_{ij.}^2}{r}$$

$$SSAB = AB - A - B + CF$$

$$RAB = \sum Y_{ijk}^2$$

$$SST = RAB - CF$$

$$SSe = RAB - AB$$

ومن ثم أستخرج متوسطات المربعات من قسمة مجموع المربعات لكل مصدر تباين على درجات الحرية لذلك المصدر .

ملاحظة : عندما نستخرج تأثير العامل A نقسم على br

عندما نستخرج تأثير العامل B نقسم على ar

عندما نستخرج تأثير العامل AB نقسم على r

كما في القوانين أعلاه

مع ضرورة التأكد من الاشارات خصوصا عند أستخراج SSAB

مثال: أجريت تجربة لدراسة تأثير السلالة (عواسي ، حمداني) ونوع الولادة (فردية ، توأمية) في الوزن عند الميلاد لدى الحملان ، أوجد تأثير السلالة ونوع الولادة وتداخلهما في الصفة المدروسة والبيانات كما في الجدول الآتي:

المجموع Y_{ij}	الوزن عند الميلاد (Y_{ijk})	نوع الولادة (B)	السلالة (A)
15	5 , 4 , 6	فردية b1	عواسي a1
11	3 , 4 , 4	توأمية b2	عواسي a1
7	2 , 3 , 2	فردية b1	الحمداني a2
10	3 , 3 , 4	توأمية b2	الحمداني a2
المجموع الكلي $43 = Y_{...}$			

أذن المكررات (r) في هذا المثال هي 3

ولتسهيل الحل يفضل تكوين الجدول الآتي من الجدول أعلاه لاستخراج قيم A و B للمكررات الثلاثة في كل توليفة.

B	b1	b2	$Y_{i..}$ مجاميع a
A			
a1	15	11	26
a2	7	10	17
$Y_{.j}$ مجاميع b	22	21	المجموع الكلي $Y_{...} = 43$

$$CF = \frac{(Y_{...})^2}{abr}$$

$$CF = \frac{(43)^2}{2 \times 2 \times 3} = 154.08$$

$$A = \frac{\sum Y_{i.}^2}{br}$$

$$A = \frac{(26)^2 + (17)^2}{2 \times 3} = 160.8$$

$$SSA = A - CF = 160.8 - 154.08 = 6.75$$

$$B = \frac{\sum Y_{.j}^2}{ar}$$

$$B = \frac{(22)^2 + (21)^2}{2 \times 3} = 155$$

$$SSB = B - CF = 155 - 154.08 = 0.083$$

$$AB = \frac{\sum Y_{ij}^2}{r}$$

$$AB = \frac{(15)^2 + \dots + (10)^2}{3} = 165$$

$$SSAB = AB - A - B + CF$$

$$SSAB = 165 - 160.8 - 155 + 154.8$$

$$SSAB = 4.08$$

$$RAB = \sum Y_{ijk}^2 = (5)^2 + \dots + (4)^2$$

$$RAB = 169$$

$$SST = RAB - CF = 14.91$$

$$SSe = RAB - AB = 169 - 165 = 4$$

الآن يتم تكوين جدول تحليل التباين للنتائج وكما يلي:

S.O.V.	d.f.	S.S.	M.S.	قيم F المحسوبة
	درجات الحرية	مجموع المربعات	متوسط المربعات	
A	a-1 = 1	SSA = 6.75	MSA = 6.75	MSA FA = = 13.5** MSe
B	b-1 = 1	SSB = 0.083	MSB = 0.083	MSB FB = = 0.17ns MSe
AB	(a-1)(b-1) (2-1)(2-1) = 1	SSAB = 4.08	MSAB = 4.08	MSAB FAB = = 8.7** MSe
Experimental Error.	ab(r-1) 2 x 2 (3-1) = 8	SSe = 4	MSe = 0.50
Total	abr-1 2 x 2 x 3 - 1 = 11	SST = 14.91

يتبين من قيم \bar{F} المحسوبة في الجدول أعلاه بعد مقارنتها بمثيلاتها الجدولية أن تأثير السلالة وكذلك التداخل بين السلالة ونوع الولادة عالي المعنوية ($P < 0.01$) في وزن الميلاء للحملين في حين لم يكن تأثير نوع الولادة معنويًا في هذه الصفة.

المصادر

- ١ - تصميم وتحليل التجارب الزراعية \ د. خاشع محمود الراوي و د. عبد العزيز محمد خلف الله / جامعة الموصل ١٩٨٠.
- ٢ - تصميم وتحليل التجارب الزراعية \ د. فاضل مصلح المحمدي \ عمان الاردن ٢٠٠٤.