جمهورية العراق
وزارة التعليم العالي والبحث العلمي
جامعة كربلاء – كلية الادارة والاقتصاد
قسم الاحصاء

مقارنة بين بعض الاختبارات المعلمية و اللامعلمية في القطاعات العشوائية الكاملة (دراسة تطبيقية)

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

تقدمت بها الطالبة

سندس علي محمد عبيس

بإشراف

أ . م . د . جاسم ناصر حسين

1439هـ كربلاء 2018 م

الخلاصة :

تُعد الفرضيات التي يضعها الباحث وامكانية اثبات صحتها من الامور المهمة التي تتناولها البحوث العلمية وتظهر أهميتها في التجارب ذات الدور الفاعل في التقدم العلمي والتكنولوجي كما ان للإحصاء وتصميم التجارب بصفة خاصة دورا رئيسا في تلك البحوث والدراسات المتعلقة باختبار الفرضيات ضمن تصميم وتحليل التجارب. إذ يرتبط مفهوم اختبار الفرضيات بمفهوم الاستدلال الاحصائي والذي يبدأ بتقدير المعلمات العائدة لمجتمع الدراسة بالاعتماد على عينة تسحب من المجتمع المدروس ثم اختبار الفرضيات عن تقدير هذه المعلمات ومدى مطابقتها لمعلمات المجتمع . وطريقة الاختبار هذه تدعى بالاختبارات المعلمية التي تستند إلى عدة فروض هي نفسها الفروض الخاصة بتحليل التباين (التوزيع الطبيعي , تجانس التباين , الاستقلال بين المتغيرات) , وفي ظل انتهاك احد هذه الفروض نلجأ الى نوع آخر من الاختبارات تدعى بالاختبارات اللامعلمية او اختبارات التوزيع الحر ومن هنا انصب هدف هذه الرسالة بتقديم دراسة لمقارنة الاختبارات المعلمية مع اللامعلمية في تصميم القطاعات الكاملة العشوائية عن طريق استعمال اسلوب تحليل التباين الثنائي وتم استعمال اختبار F ليمثل الاختبارات المعلمية واختبار فريدمان وكود ليمثل الجانب اللامعلمي . أما فيما يخص الجانب التطبيقي فقد تم الحصول على بيانات واقعية في الجانب الصحي تمثلت بعينة حجمها(540) حالة من حالات الاسقاط إذ تم دراسة اربعة عوامل رئيسة هي (وزن الطفل , مدة الحمل , عمر الأم , مهنة الام) وتم ترتيب هذه المتغيرات حسب مستوياتها لغرض دراسة تأثير كل عاملين معا على حالات الاسقاط واستطعنا تكوين ستة تجارب هي عبارة عن توافيق العوامل الاربعة وتم اختبار فروض تحليل التباين وتبين انتهاك فرض التوزيع الطبيعي للعوامل الاربعة واختبار تجانس التباين باعتماد اختبار ليفين وقد اظهرت النتائج اختلاف معنوية تجانس تباينات العوامل من تجربة الى اخرى , اما نتائج اختبار F فقد اظهر اختلافات في معنوية العوامل من تجربة الى اخرى مما استدعى اجراء مقارنات متعددة باستعمال طريقة دنكن لتلك العوامل المعنوية وقد اظهرت النتائج اختلاف نتائج المقارنات المتعددة للتجارب المدروسة. اما فيما يخص نتائج الاختبارات اللامعلمية فريدمان وكود فقد اظهرت نتائج هذه الاختبارات معنوية الفروق للمعالجات , كذلك القطاعات عند اختبار تأثيرها أظهرت معنوية القطاعات ولجميع التجارب.

قائمة المحتويات

التسلسل	الموضوع	الصفحة
الفصل الأول:	منهجية البحث والاستعراض المرجعي	14-1
1-1	المقدمة	1
2-1	أهمية البحث	3
3-1	مشكلة البحث	3
4-1	هدف البحث	4
5-1	فرضية البحث	4
6-1	الحدود الزمانية والمكانية للبحث	5
7-1	الاستعراض المرجعي	5
الفصل الثاني:	الجانب النظري الاختبارات الاحصائية لتصميم القطاعات العشوائية الكاملة	43-15
1-2	تمهيد	15
2-2	أساسيات تصميم التجارب	15
1-2-2	التكرار	16
2-2-2	التعشية (العشوائية)	16
3-2-2	التحكم في الوحدات التجريبية	17
3-2	تصميم القطاعات الكاملة العشوائية	17
4-2	تحليل التباين	20
5-2	الفروض الاساسية الواجب توفرها في تحليل التباين	23
1-5-2	التأثيرات الاساسية تجميعية	23
2-5-2	تجانس تباين العينات المختلفة	23
3-5-2	الاستقلال بين العينات	24
4-5-2	التوزيع العشوائية المستقل والطبيعي للخطأ التجريبي	25
6-2	الاختبارات الاحصائية	25

1-2-6	الاختبارات المعلمية	27
اولاً	اختبار فيشر المعلمي (F)	28
ثانياً	اختبار دنكن للمدى المتعدد	31
2-6-2	الاختبارات اللامعلمية	32
اولاً	اختبار فريدمان	33
ثانياً	المقارنات المتعددة في اختبار فريدمان	37
ثالثاً	اختبار كود	38
رابعاً	المقارنات المتعددة في اختبار كود	40
خامساً	المقارنة بين اختبار فريدمان و اختبار كود	41
سادساً	اختبار تأثير القطاعات في الاختبارات اللامعلمية	42
الفصل الثالث :	**الجانب التطبيقي**	100-44
1-3	التمهيد	44
2-3	تحليل البيانات بالطريقة المعلمية	45
1-2-3	التجربة الأولى	45
اولاً	اختبار فروض تحليل التباين	46
ثانياً	التحليل الإحصائي	49
ثالثاً	المقارنات المتعددة	51
2-2-3	التجربة الثانية	58
اولاً	اختبار فروض تحليل التباين	54
ثانياً	التحليل الإحصائي	56
ثالثاً	المقارنات المتعددة	57
3-2-3	التجربة الثالثة	61
اولاً	اختبار فروض تحليل التباين	62
ثانياً	التحليل الإحصائي	63
ثالثاً	المقارنات المتعددة	64
4-3-2	التجربة الرابعة	68
اولاً	اختبار فروض تحليل التباين	68

ثانياً	التحليل الإحصائي	68
ثالثاً	المقارنات المتعددة	69
5-2-3	التجربة الخامسة	70
اولاً	اختبار فروض تحليل التباين	70
ثانياً	التحليل الإحصائي	71
ثالثاً	المقارنات المتعددة	72
6-2-3	التجربة السادسة	73
اولاً	اختبار فروض تحليل التباين	74
ثانياً	التحليل الإحصائي	75
ثالثاً	المقارنات المتعددة	75
3-3	تحليل البيانات بالطريقة اللامعلمية	77
1-3-3	تحليل التباين الثنائي بطريقة فريدمان	77
اولاً	اختبار الفرضيات	77
ثانياً	المقارنات المتعددة لاختبار فريدمان	78
2-3-3	تحليل التباين الثنائي بطريقة كود	84
اولاً	اختبار الفرضيات	84
ثانياً	المقارنات المتعددة لاختبار كود	85
4-3	أختبار تأثير القطاعات للاختبارات اللامعلمية	90
1-4-3	تحليل التباين الثنائي بطريقة فريدمان	90
2-4-3	اختبار الفرضيات	90
3-4-3	المقارنات المتعددة لاختبار فريدمان	91
4-4-3	تحليل التباين الثنائي بطريقة كود	93
5-4-3	اختبار الفرضيات	93
6-4-3	المقارنات المتعددة لاختبار كود	94
6-3	عرض ومناقشة نتائج الطريقة المعلمية واللامعلمية	97
1-6-3	نتائج الطريقة المعلمية	97
2-6-3	نتائج الطريقة اللامعلمية	99

الفصل الرابع :	الاستنتاجات والتوصيات	
1-4	الاستنتاجات	100
2-4	التوصيات	102
	المصادر	
اولاً	المصادر العربية	
ثانياً	المصادر الاجنبية	
	الملاحق	

قائمة الأشكال

التسلسل	اسم الشكل	الصفحة
1-3	يوضح المدرج التكراري الذي يمثل توزيع البيانات لعامل فترة الحمل	45
2-3	يوضح المدرج التكراري الذي يمثل توزيع البيانات لعامل وزن الطفل	45
3-3	يوضح المدرج التكراري الذي يمثل توزيع البيانات لعامل عمر الأم	52
4-3	يوضح المدرج التكراري الذي يمثل توزيع البيانات لعامل مهنة الأم	65

قائمة الجداول

رقم الجدول	اسم الجدول	الصفحة
1-2	توزيع مشاهدات متغير الاستجابة في تصميم القطاعات الكاملة العشوائية	18
2-2	مكونات جدول تحليل التباين الثنائي	22
3-2	رتب المشاهدات في تحليل التباين الثنائي لاختبار فريدمان	33
1-3	حالات الاسقاط حسب مستويات المتغيرين فترة الحمل ووزن الطفل	44
2-3	نتائج اختبار كلومجروف –سميرنوف لعامل مدة الحمل ووزن الطفل	44
3-3	نتائج اختبار ليفين لعامل مدة الحمل ووزن الطفل	46
4-3	نتائج اختبار مربع كآي للاستقلال بين المتغيرين فترة الحمل ووزن الطفل	47
5-3	نتائج تحليل التباين الثنائي لتصميم القطاعات الكاملة العشوائية لبيانات للتجربة الاولى	47
6-3	قيم المدى المعنوي SSR	49
7-3	قيم المدى المعنوي الأصغر L.S.R	49
8-3	مقارنة الفروقات بين المتوسطات والمعيارL.S.R لعامل وزن الطفل	50
9-3	حالات الاسقاط حسب مستويات المتغيرين ووزن الطفل وعمر الأم	51
10-3	نتائج اختبار كلومجروف –سميرنوف لعامل عمر الأم	51
11-3	نتائج اختبار ليفين لعامل وزن الطفل وعمر الأم	52
12-3	نتائج اختبار مربع كآي للاستقلال بين المتغيرين ووزن الطفل وعمر الأم	53
13-3	نتائج تحليل التباين الثنائي لتصميم القطاعات الكاملة العشوائية للتجربة الثانية	54
14-3	قيم المدى المعنوي SSR	55
15-3	قيم المدى المعنوي الأصغر L.S.R	55
16-3	مقارنة الفروقات بين المتوسطات والمعيارL.S.R لعامل عمر الأم	55
17-3	قيم المدى المعنوي SSR	56
18-3	قيم المدى المعنوي الأصغر L.S.R	57
19-3	مقارنة الفروقات بين المتوسطات والمعيارL.S.R لعامل وزن الطفل	57

20-3	حالات الاسقاط حسب مستويات المتغيرين فترة الحمل وعمر الأم	58
21-3	نتائج اختبار ليفين لعامل مدة الحمل وعمر الام	59
22-3	نتائج مربع كآي لاختبار الاستقلال بين المتغيرين فترة الحمل وعمر الأم	59
23-3	نتائج تحليل التباين الثنائي لتصميم القطاعات الكاملة العشوائية للتجربة الثالثة	60
24-3	قيم المدى المعنوي SSR	61
25-3	قيم المدى المعنوي الأصغر L.S.R	61
26-3	مقارنة الفروقات بين المتوسطات والمعيارL.S.R لعامل فترة الحمل	62
27-3	قيم المدى المعنوي SSR	62
28-3	قيم المدى المعنوي الأصغر L.S.R	63
29-3	مقارنة الفروقات بين المتوسطات والمعيارL.S.R لعامل عمر الأم	63
30-3	حالات الاسقاط حسب مستويات المتغيرين مهنة الام وعمر الام	64
31-3	نتائج اختبار كلومجروف –سميرنوف لعامل مهنة الام	65
32-3	نتائج اختبار ليفين لعامل مهنة الام و عمر الأم	66
33-3	نتائج مربع كآي لاختبار الاستقلال بين المتغيرين مهنة الام وعمر الام	66
34-3	نتائج تحليل التباين الثنائي لتصميم القطاعات الكاملة العشوائية للتجربة الرابعة	67
35-3	قيم المدى المعنوي SSR	68
36-3	قيم المدى المعنوي الأصغر L.S.R	68
37-3	مقارنة الفروقات بين المتوسطات والمعيارL.S.R لعامل مهنة الأم	69
38-3	حالات الاسقاط حسب مستويات المتغيرين مهنة الام ووزن الطفل	70
39-3	نتائج اختبار ليفين لعامل مهنة الام ووزن الطفل	70
40-3	نتائج كاي تربيع للاستقلالية	71
41-3	قيم المدى المعنوي SSR	72
42-3	قيم المدى المعنوي الأصغر L.S.R	72
43-3	مقارنة الفروقات بين المتوسطات والمعيار L.S.R لعامل مهنة الأم	73
44-3	بيانات تأثير المتغيرين مهنة الأم –مدة الحمل على متغير الاستجابة حالات الاسقاط	73
45-3	نتائج اختبار ليفين لعامل مهنة الأم ومدة الحمل	74

46-3	نتائج اختبار كاي تربيع للاستقلالية	74
47-3	قيم المدى المعنوي SSR	75
48-3	قيم المدى المعنوي الأصغر L.S.R	76
49-3	مقارنة الفروقات بين المتوسطات والمعيار L.S.R لعامل مهنة الأم	76
50-3	نتائج التحليل الثنائي المرتب لاختبار فريدمان	77
51-3	رتب بيانات التجربة الاولى	79
52-3	مقارنة الفروق لمجاميع رتب المعالجات مع المعيارCV	80
53-3	رتب بيانات التجربة الثانية	81
54-3	مقارنة الفروق لمجاميع رتب المعالجات مع المعيارCV	81
55-3	رتب بيانات التجربة الثالثة	82
56-3	مقارنة الفروق بين رتب المعالجات مع المعيار الاختبارCV	82
57-3	الرتب لبيانات التجربة الرابعة	83
58-3	مقارنة الفروق بين رتب المعالجات مع المعيار الاختبارCV	84
59-3	نتائج تحليل التباين الثنائي لاختبار كواد	84
60-3	مقارنة الفروق بين رتب المعالجات مع المعيار الاختبارF_C	86
61-3	مقارنة الفروق بين رتب المعالجات مع المعيار الاختبارF_C	87
62-3	مقارنة الفروق بين رتب المعالجات مع المعيار الاختبار F_C	88
63-3	مقارنة الفروق بين رتب المعالجات مع المعيار الاختبار F_C	90
64-3	نتائج التحليل الثنائي المرتب لفريدمان	91
65-3	مقارنة الفروق بين مجاميع الرتب للقطاعات مع المعيار الاختبارCV	92
66-3	مقارنة الفروق بين مجاميع الرتب للقطاعات مع المعيار الاختبار CV	93
67-3	نتائج تحليل التباين الثنائي المرتب بطريقة كود	94
68-3	مقارنة الفروق بين مجاميع الرتب للقطاعات مع معيار الاختبار F_C	95
69-3	مقارنة الفروق بين مجاميع الرتب للقطاعات مع معيار الاختبار F_C	96

الفصل الاول

منهجية البحث والاستعراض المرجعي

1-1 المقدمة Introduction

من المعروف ان المكانة التي يحتلها اي علم من العلوم ترتبط ارتباطاً وثيقاً بمدى تأثير ذلك العلم في المجتمع وكما نعلم ان علم الاحصاء قد دخل في مجالات تطبيقية واسعة ,يتم عن طريقها استعمال النظريات والاساليب والتحليلات الاحصائية للبيانات المختلفة. ونظرا لسعة الجوانب النظرية وامكانية تطبيقها يمكن القول إن علم الاحصاء اصبح الآن يضم اتجاهات يمكن ان نسميها فروع لهذا العلم, ومنها الفرع المسمى تصميم وتحليل التجارب الذي لا يمكن صرف النظر عن اهميته لدوره التطبيقي الواضح والمؤثر في مجالات عدة (الزراعية والصحية والصناعية .....الخ). اذ يهتم الكثير من الباحثين بهذا الموضوع الذي يقوم على اساس التجريب عن طريق اقامة التجارب وتنفيذها بتصاميم مختلفة بهدف دراسة معنوية تأثير عامل واحد او عدة عوامل, او بهدف وصف مشكلة, أو اتخاذ قرارات عن فرضية معينة بتأكيدها أو رفضها, او بهدف اختيار أفضل المعالجات والعوامل المؤثرة في وحدات التجربة واستغلال مواردها أمثل استغلال, او لغرض الحصول على نتائج قريبة من واقع المجتمع الذي سحبت منه الوحدات التجريبية . وهنالك انواع كثيرة من التصاميم منها تصميم تام التعشية (Complete Randomized Design) , تصميم القطاعات الكاملة العشوائية (Complete Randomized Block Design) , تصميم المربع اللاتيني (Latin Square Design) ,و تصميم التجارب العاملية (Factorial Experiments Design) .... الخ . يسعى الباحثون عن طريق تنفيذ التجارب بهذه التصاميم إلى معرفة أي من التصاميم يسهم في تقليل تباين الخطأ ويساعد في اختزاله, لذلك يلجأ الباحث الى اجراءات كثيرة لغرض تقليل الخطأ التجريبي ومن بين هذه الاجراءات هي تقسيم او تجميع وحدات التجربة الى مجاميع بحيث تكون الوحدات في المجموعة الواحدة متجانسة فيما بينها, مثل هذا التصميم يسمى تصميم القطاعات الكاملة العشوائية (CRBD) والذي يكون ملائماً لأسلوب تحليل التباين الثنائي اذ نلحظ في كثير من التجارب العلمية التي يتم اجراؤها يقوم الباحث بإيجاد جدول تحليل التباين وفقاً للتصميم الملائم للتجربة وبصورة عامة فان تحليل التباين يعتمد على

عدة افتراضات هي (التوزيع الطبيعي , تجانس التباين , الاستقلالية) وهذه الفروض خاصة بنوع من الاختبارات الاحصائية التي تسمى بالاختبارات المعلمية (Parametric Tests) وهي احد انواع الاساليب الاحصائية الاستدلالية التي تهتم بالكشف والاستدلال عن معلمات المجتمع اعتماداً على ما يتوفر لدى الباحث من بيانات خاصة بالعينة المأخوذة من المجتمع .وأحد هذه الاختبارات هو اختبار F الذي يستعمل في تحليل التباين الثنائي كذلك حساب قيمة F لغرض قبول فرضية العدم او رفضها , إذ تشير فرضية العدم H_0 الى تساوي المتوسطات للمعالجات او ان تأثير المعالجات متساوي. فإذا كانت قيمة احصاءة الاختبار (F) المحسوبة في جدول تحليل التباين غير معنوية هذا يدل على ان الفروق بين متوسطات المعالجات ليست فروقا جوهرية وبذلك نقبل فرضية العدم القائلة بان متوسطات المعالجات متساوية . اما اذا كانت النتيجة معنوية فهذا يدل على ان بعض الفروق بين متوسطات المعالجات اوكلها معنوية وغير متساوية ولكن هذا الاختبار لا يبين لنا اي من هذه الفروق او من هي المعالجة التي كانت السبب في هذا الفرق , لذلك نلجأ الى اسلوب يدعى المقارنات المتعددة لمعرفة اي المعالجات مختلفة عن الاخريات , وتوجد عدة طرائق لاختبار المقارنات المتعددة Multiple- Comparison منها اختبار دنكن متعدد الحدود Duncan Multiple Range Test. وفي حالة انتهاك احد فروض تحليل التباين فقد اقترحت اختبارات بديلة لتحليل التباين بالطريقة المعلمية وهذه الاختبارات تسمى بالاختبارات اللامعلمية (Nonparametric Tests) يتميز هذا النوع من الاختبارات بانه لا يتطلب افتراضات او معلومات عن توزيع المجتمع الذي سحبت منه العينة اي انها اختبارات حرة التوزيع Distribution Free Testing. وفي ضوء ما تقدم تم استعمال تصميم القطاعات الكاملة العشوائية (CRBD),في هذه الرسالة والذي يناسب تحليل التباين الثنائيTwo-way ANOVA لذلك قمنا بمناقشة هذا التصميم بصورة دقيقة ابتداءا من الانموذج الرياضي وماذا تعني كل معلمة من معلمات الانموذج وتوضيح مزاياه وعيوبه ومصادر تباينه وكيفية تطبيقه وتحليل نتائجه وتوضيح الاختبارات المعلمية الخاصة به والمتمثلة باختبار F لتحليل التباين الثنائي, واختبار دنكن متعدد الحدود كأسلوب للمقارنات المتعددة . اما بخصوص الاختبارات اللامعلمية فقد تم استعمال عدة اختبارات لا معلمية تناسب اسلوب تحليل التباين الثنائي منها: اختبار فريدمان Friedman Test, واختبار كود Quade Test, , كذلك استعمال المقارنات المتعددة لكل منهما. وتم ايضا اقتراح طريقة لاختبار تأثير القطاعات في الاختبارات اللامعليمة ولغرض تطبيق هذه الاختبارات الاحصائية تم استعمال العديد من البرامج الاحصائية منها برنامج (StatXact-11) الذي يتميز بدقة حساباته و بمرونة تسمح في تحديد

مستوى المعنوية الحقيقي للاختبارات بنوعيها اتجاه واحد واتجاهين, وبرنامج Mintab-16 , وبرنامج SPSS18 .

ولتوضيح مضمون هذا البحث فقد تم تقسيمه الى اربعة فصول ضم الفصل الأول منهجيه البحث والاستعراض المرجعي أما الثاني فقد ضم الجانب النظري المتعلق بالاختبارات الاحصائية في جانب تصميم القطاعات العشوائية الكاملة و الثالث فقد ضم الجانب التطبيقي وقد استعملت بيانات حقيقية تمثلت بالجانب الصحي وأحتوى الرابع على الاستنتاجات والتوصيات التي توصلت لها الباحثة عن طريق تحليل البيانات والتوصيات التي جاءت فيها.

2-1 أهمية البحث The importance of Research

تكمن أهميه البحث في جانبيه النظري والتطبيقي بوجود طرائق بديلة لاختبار البيانات عند عدم توافر شروط تحليل التباين.

3-1 مشكلة البحث The problem Research

تتمثل مشكلة البحث في ان تحليل التباين الثنائي في تصميم القطاعات الكاملة العشوائية يتطلب توفر بعض الخصائص والفروض في البيانات لغرض استعمال الاختبارات المعلمية للحكم على التجربة واتخاذ القرار المناسب .وفي حالة عدم توفر هذه الفروض او واحد منها ما البديل للاختبارات المعلمية التي تصبح غير مناسبة للحكم على التجربة ومن هنا جاء هذا البحث في اختيار الاسلوب الاحصائي الملائم في حالة عدم تحقق احد الشروط والافتراضات الاساسية لإجراء الاختبارات المعلمية وهي شرط التوزيع الطبيعي للبيانات وتجانس التباينات والاستقلالية بين المتغيرات او العوامل لذلك استعملت بعض الاختبارات اللامعلمية واجراء المقارنة بين المعلمية واللامعلمية في حالة انتهاك احد هذه الافتراضات .

4-1 هدف البحث The Goal Research

ان الهدف من هذه الدراسة هو مقارنة الاختبارات المعلمية مع الاختبارات اللامعلمية في تصميم القطاعات الكاملة العشوائية عن طريق استعمال اسلوب تحليل التباين الثنائي او ذو الاتجاهين.

5-1 فرضيات البحث The Assumptions of Research

ان الفرضيات الاساسية التي يعتمد عليها البحث هي الفرضيات الآتية :

اولا- الفرضيات المتعلقة بتحليل التباين :

أ- اختبار التوزيع الطبيعي

فرضية العدم : البيانات تتبع التوزيع الطبيعي .

الفرضية البديلة: البيانات لا تتبع التوزيع الطبيعي.

ب- اختبار تجانس التباينات

فرضية العدم : التباينات متجانسة.

الفرضية البديلة: التباينات غير متجانسة.

ج- اختبار الاستقلالية

فرضية العدم : لا توجد علاقة بين المتغيرين.

الفرضية البديلة: توجد علاقة بين المتغيرين.

ثانيا- الفرضية التي تخص دراسة تأثير القطاعات:

فرضية العدم : لا توجد فروق معنوية بين متوسطات القطاعات

الفرضية البديلة :على الأقل واحد منهم مختلف.

ثالثا- الفرضية التي تخص دراسة تأثير المعالجات:

فرضية العدم : لا توجد فروق معنوية بين متوسطات المعالجات

الفرضية البديلة : على الاقل واحد منهم مختلف.

رابعا- الفرضية التي تتعلق باختبار المقارنات المتعددة:

H_0 : المتوسط للمعالجة i = المتوسط للمعالجة j.

H_1 : *المتوسط للمعالجة* i ≠ *المتوسط للمعالجة* j.

H_0 : المتوسط للقطاع i = المتوسط للقطاع j.

H_1 : المتوسط للقطاع i ≠ المتوسط للقطاع j.

6-1 مكان وزمان اجراء البحث The Time and Place of Research

المكان: شملت عينة البحث المريضات الراقدات اللاتي تعرضن لحالات الاسقاط في دائرة صحة بابل.

الزمان: حالات الاسقاط التي حدثت خلال عام 2015 .

1- 7 الاستعراض المرجعي Literature review

لقد تم وضع الاساس للمفاهيم والقواعد الخاصة بتصميم وتحليل التجارب عام 1925 باستثناء بعض التجارب التي كانت تدعى بالمعقدة مثل التجارب العاملية Complex Experiment حتى عام 1926 إذ قام العالم فشر Fisher بوصفها كتجربة عاملية , وقد اتبع من بعده العديد من العلماء هذه التسمية[42]. وتصنف التجارب الى العديد من التصاميم منها تصميم القطاعات الكاملة العشوائية والتي تم تحليلها باستعمال عدة اختبارات منها اختبارات معلمية واخرى لامعلمية وفي مجال الاختبارات المعلمية تم استعمال صيغة تحليل التباين واختبار F .

في عام (1999) : قدم الباحث (Hanus) [40] بحثا هدفه تقدير الفعالية النسبية لتحضيرين قياسي واختباري في تجارب التوازي الخطي المتعدد وتحديد الفعالية النسبية في التجارب التي فيها جرع التحضيرات باستعمال تصاميم القطاعات الكاملة العشوائية والتصميم من هذا النوع يكون مع مجموعتين من المعالجات المجموعة الاولى (تقارن الجرع من التحضير القياسي) والمجموعة الثانية (تقارن الجرع من التحضير الاختباري) وقد استعملت هذه التصاميم في بناء التجارب الحياتية .

وفي عام (2005):قام (التحافي وآخرون) [18] بأجراء تجربة في احد بساتين العنب الخاصة بمحافظة بابل لدراسة تأثير اضافة مستويات مختلفة من الكبريت الرغوي في بعض صفات التربة

الكيميائية حول الكرمات و تم استعمال تصميم القطاعات الكاملة العشوائية (CRBD) وشملت التجربة (6) معاملات بثلاثة مكررات (كرمة واحدة للمكرر) وقد استعمل الكبريت الرغوي بنسبة (90%) اضيفت للتربة. واظهرت نتائج جدول تحليل التباين الثنائي ANOVA وقيمة الاختبار المعلمي F ان اضافة الكبريت الرغوي للتربة ادت الى خفض درجة حراره تفاعل التربة حول الكرمات وقد وصل اقصى انخفاض بعد 65 يوما من الاضافة عند المستوى 750غم / كرمة, اذ بلغت قيمة ال PH 7.5 كما بلغت 7.56 عند المستوى 500غم /كرمة في حين كانت 7.82 في معاملة المقارنة كما ازداد التوصيل الكهربائي (EC) و الكبريتات المستخلصة من التربة بزيادة مستويات الكبريت الرغوي .

وفي عام (2006): قام الباحث (فارس وآخرون)[24] بتصميم جدول مقارن لتحديد جنس الجنين واختبار مدى نجاحه وذلك عن طريق تطبيق عدد من الاختبارات المعلمية تمثلت باختبارF في جدول تحليل التباين و اللامعلمية تمثلت باختبار حسن المطابقة Test of Goodness of fit واختبار الاقتران Test of Associationوقد شملت عينة البحث (65) ولادة من الولادات لتطبيق الطريقة الاولى المعتمدة على اجراءات علاجية وقائية تتبع قبل حصول الحمل و (1487) من ولادات مستشفى البتول التعليمي في الموصل لتطبيق الطريقة الثانية المتبعة في البحث لفحص المخطوطة الصينية وتصميم الجدول المذكور. وقد اثبت الفريق البحثي المكون من (احصائي وكيماوي وطبيبة نسائية) وبعد البحث والتقصي العميق عن طريق التجارب السريرية والاختبارات النظرية والتطبيقية وعدد من العقاقير الطبية ان المخطوطة الصينية اثبتت نجاحاً يفوق (85%) وتم التوصل الى طريقتين لتحديد جنس الجنين قبل بدء الحمل وبنسبة نجاح عالية التطبيق. وقد استعمل الاختبار المعلمي F لاختبار معنوية جنس المولود مع عمر الأم وتاريخ الحمل .

وفي عام (2007) : قام (محمد وآخرون)[6] بأجراء تجربة في بستان المشمش داخل حقل كرده ره شه التابع لكلية الزراعة جامعة صلاح الدين اربيل, إذ استعملت عازقتان هما لسان العصفور والمشط القرصي مع سرعتين 4 و6 كم / ساعة وبثلاث اعماق (5-8سم) و(8-12سم) و(12-15سم) وتأثير هذه العوامل على الصفات المكننية وهي نسبة الانزلاق ونسبة القضاء على الادغال والصفات النباتية وهي الزيادة في الطول الشجرة والزيادة في طول الفرع الرئيسي للشجرة وعدد ثمار الشجرة الواحدة باستعمال تصميم القطاعات الكاملة العشوائية لتحليل التباين الثنائي لاختبار (F) المعلمي واظهرت النتائج الاحصائية في تأثير العازقات في الصفات المدروسة بان المشط القرصي قد تفوق معنويا في

جميع الصفات على لسان العصفور وفي تأثير العازقات مع السرع مع الاعماق في الصفات المدروسة بان المعاملة بالمشط القرصي مع السرعة الثانية مع العمق الثاني قد حققت اعلى مكافحة للأدغال (24, 85 %) واعلى عدد للثمار للشجرة الواحدة (530). ان المشط القرصي اكثر ملائمة من لسان العصفور, وان المشط القرصي ملائم اكثر للعمل في البساتين من لسان الحفار[

وفي عام (2008) : قام (الحياني وعبد اللطيف [21] بأجراء تجربة على اشجار البرتقال صنف محلي مطعمة على اصل النارنج البذري بعمر 22 سنة مزروعة تحت اشجار النخيل في احد البساتين في مدينة بعقوبة بهدف معرفة تأثير مستوى ملوحة التربة في بعض الصفات الفيزيائية والكيميائية للثمار اذ جرى اختيار الاشجار من ثلاث مواقع ذات مستويات ملوحة مختلفة (1.67, 3.11, 6.42 ديسمنز/م , على الترتيب) باستعمال تصميم القطاعات الكاملة العشوائية لاختبار F المعلمي في جدول تحليل التباين الثنائي ودرست الاختلافات بين المعاملات باستعمال اختبار اقل فرق معنوي(LSD) وقد اظهرت النتائج ان زيادة ملوحة التربة تؤدي الى انخفاض متوسط وزن الثمار (غم) وكذلك متوسط وزن العصير في الثمرة (غم) بصورة معنوية, فضلا عن انخفاض النسبة المئوية للعصير ولكن بصورة غير معنوية بينما نجد ان هذه الزيادة في ملوحة التربة ادت الى زيادة الحموضة الكلية للثمار فضلا عن النسبة المئوية للمواد الصلبة الذائبة الكلية (T.S.S) وبشكل معنوي.

وفي عام (2009) : قامت الباحثة (انتصار) [5] بأجراء تجربة لاختبار تأثير الرش بالبو راكس في صفات العنقود والحبات للعنب صنف بلاك مونيكا اذ استعمل البو راكس مصدراً للبورون وقد استعمل تصميم القطاعات الكاملة العشوائية وكان عدد الكرومات الكلية المستعملة في التجربة 18 كرمة اذ مثلت كل كرمة وحدة تجريبية واحدة وبثلاث مكررات اي (ثلاثة كرمات لكل معاملة).وبينت نتائج التحليل الاحصائي لجدول تحليل التباين الثنائي Two way Anovaونتيجة الاختبار المعلمي F ان الرش بالبورون سبب زيادة وزن و حجم الحبات معنوياً وزيادة وزن العنقود وطولة وقطره وعدد الحبات في العنقود فضلاً عن زيادة عدد البذور بالحبة كذلك زيادة نسبة المواد الصلبة الذائبة الكلية وقلة نسبة الحموضة .

وفي عام (2010) قدم (Abdel واخرون)[32]بحثاً يتناول دراسة كفاءة زيت الزعتر (Antitoxicant) لمنع او تقليل التأثيرات السلبية لتناول غذاء لوث مع (Aflatoxin) على شكل مرحلتين مختلفتين باستعمال 18 خروف ذكر مصري وتم استنتاج أنّ هناك توقف في عمل الكبد

معنوي وان 10mg للكيلوغرام من الغذاء كان كافياً لأضعاف الاداء للحيوان والحاق اضرار بالكبد في ذكور الخراف وزيت الزعتر يمكن ان يعد مضاد طبيعي للخراف ويمكن ان يرعى الغنم من غذاء ملوث بأفلاتوكسين عندما يستعمل كغذاء وحيد وتم استعمال F-Test عن طريق تحليل التباين والاختلافات بين الخراف اختبرت باستعمال اختبار مدى دنكان المتعدد (multiple range test Duncans)وكل الاختلافات تعد معنوية احصائياً عند ($p<0.05$).

وفي عام (2011)**:** قام الباحث علي [25] بأجراء تجربة نفذت في حقول المعهد التقني/ الموصل / موقع النمرود باستعمال تصميم القطاعات الكاملة العشوائية واختبار F لاختبار معنوية الصفات المدروسة لدراسة تأثير خمسة مواعيد زراعة (15نسيان, 1ماس, 15مايس, حزيران ,15حزيران) وثلاثة طرق زراعة (مروز, سطور, نثر) لمحصول السمسم في الموسم الزراعي (2002). اظهرت النتائج فروقات عالية المعنوية لمواعيد الزراعة لجميع الصفات وكذلك لطرق الزراعة ماعدا وزن الف بذرة, حيث سجل اعلى حاصل للبدور ووزن الف بذرة معنويا عند موعد الزراعة على مروز اظهرت الزراعة في الموعد1 ماس وفي سطور انخفاضا معنويا في ارتفاع اول علبة وزيادة معنوية في حاصل البذور.

في عام 2012: قام (مجول وآخرون) [22] بأجراء تجربة نفذت حسب تصميم القطاعات الكاملة العشوائية في مركز ابحاث بابل لمعرفة تأثير الاسمدة العضوية والمتمثلة في سماد المجاري والسماد العضوي Humic acid في تحسين صفات البطيخ المرتبطة بالحاصل. وقد اضيف سماد المجاري بمستويين هما T_3 و T_4 وبمقدار 10 و20 طن , كما رش حامض الهيومك ورقيا وبمستويين 2 و4 مل/لتر فضلا عن معاملة المقارنة من دون اي اضافة ومعاملة التسميد الكيمياوي حسب الموصي به وتم استعمال اختبار (F-Test) لتحليل التباين واظهرت النتائج التفوق المعنوي لسماد المجاري بمستوياته على بقية المعاملات في صفات عدد الازهار الانثوية والذكرية وعدد العقد قبل اول زهرة مؤنثة وتفوقت معاملة المجاري T_3 معنويا على بقية المعاملات في عدد الافرع لكل نبات في حين لم تختلف معاملات سماد المجاري معنويا عن معاملة المقارنة والسماد الكيمياوي الموصي بها في نسبة الكلوروفيل .الا ان معاملة سماد المجاري T_4 تفوقت معنويا على بقية المعاملات في نسبة سكر الفركتوز.

وفي عام (2013): قام الباحثان (الصافي والخفاجي) [17] بإجراء تجربة نفذت في محطة بستنة الهندية محافظة كربلاء التابعة للشركة العامة للبستنة والغابات لدراسة تأثير معاملة اقلام الطعوم

بتراكيز مختلفة من منظم النمو BA(0,75,150)ملغم /لتر ورش الشتلات بالمحلول المغذي بالتراكيز (0,2.5,5غم/لتر) في نمو شتلات الاجاص صنف هوليود المطعمة على شتلات المشمش البذري. نفذت التجربة وفق تصميم القطاعات الكاملة العشوائية وبثلاث مكررات, وتم استعمال اختبار F المعلمي لاختبار الصفات المدروسة وتلخصت النتائج بتفوق معاملة تغطيس اقلام الطعوم بالبنزيل ادنين بتركيز (150غم /لتر) ومعاملة الرش بالسماد الورقي بتركيز5غم/لتر والتداخل بينهما معنويا في جميع الصفات النمو الخضري ومحتوى الاوراق من النتروجين والفوسفور والحديد والزنك.

وفي عام (2014): قام (الشطي وآخرون)[19] بإجراء تجربة تضمنت تجفيف اسماك الكارب الطازجة بثلاث انواع من المجففات هي المجفف الشمسي تحت التفريغ المصنع محليا والمجفف الكهربائي تحت التفريغ والتجفيف الشمسي الطبيعي لدراسة تأثيرها في الصفات الحسية والفيزيائية لها قبل وبعد التجفيف استعمل تصميم القطاعات الكاملة العشوائية لتحليل البيانات وتم استعمال اختبار F المعلمي لاختبار معنوية الصفات المدروسة و تمت دراسة كل من الصفات الحسية والصفات الفيزيائية المتمثلة بالنشاط المائي ونسبة التشرب ومعامل التشرب ونسبة التجفيف واظهرت النتائج ان النشاط المائي ازداد معنويا مع زيادة المحتوى الرطوبي للأسماك المملحة وغير المملحة ولطرائق التجفيف جميعها ولم تظهر اختلافات معنوية بين طرائق التجفيف بلغت نسبة التشرب , ومعامل التشرب , ونسبة التجفيف 1.4370, 1.6574, 3.5141 للأسماك المملحة المجففة بالمجفف الشمسي تحت التفريغ على التوالي. وبلغت الاسماك غير المملحة1.3001, 1.4689, 3.7235 على الترتيب. أما من الناحية الحسية فقد بينت نتائج التحليل الاحصائي وجود فروق معنوية لتأثير طرائق التجفيف على الاسماك المملحة وغير المملحة المجففة بطرائق تجفيف مختلفة.

وفي نفس العام قام (الدوري)[4] بنشر بحثه عن تجربة في مشتل الفاكهة التابع لكلية الزراعة/جامعة تكريت خلال موسم النمو (2012) على شتلات المشمش صنف لبيب المطعمة على اصل المشمش البذري, لمعرفة تأثير الرش الورقي بالنتروجين وبعض مصادر الحديد في صفات النمو الخضري لتلك الشتلات . وقد نفذت التجربة حسب تصميم القطاعات الكاملة العشوائية (RCBD) بثلاثة مكررات ,باستعمال اختبارFلتحليل التباين الثنائي و تضمنت التجربة تسع معالجات تمثل تداخل الرش بمستويين من النتروجين (0.2 و 0.4% N) على شكل يوريا والحديد بتركيز 100 ملغم/لتر من اربعة مصادر (كبريتات الحديدوز وكلوريد الحديدوز وكربونات الحديديك وكبريتات الحديديك) فضلا عن معالجة المقارنة, رشت الشتلات مرتين خلال الموسم بفاصل زمني قدره شهر واحد. واظهرت نتائج تحليل

التباين وقيمة اختبار Fان المعالجة T_2 (0.2% N + كبريتات الحديدوز) ادت الى زيادة معنوية في المساحة الورقية الكلية (3799.3 سم^2) وعدد الافرع الجديدة (12.33) وطولها (39.11 سم) , بينما المعاملة T_6 (0.4%N+ كبريتات الحديدوز) ادت الى زيادة معنوية في ارتفاع الشتلة (32سم) وعدد الافرع (14.83).

وفي عام (2015): قام الباحثان (العبيدي والسامرائي) [12] لدراسة تأثير مستويات مختلفة من حامض الساليسلك في صبغات التمثيل الضوئي للذرة الصفراء تحت الاجهاد الملحي نفذت التجربة بأصيص في البيت الزجاجي التابع لقسم علوم التربة والموارد المائية في كلية الزراعة جامعة بغداد في تربة مزيجة طينية غرينية كتجربة قطاعات كاملة عشوائية لتصميم التجارب العاملية بثلاث مكررات وتم استعمال اختبارF المعلمي وتضمنت استعمال ثلاث مستويات ملوحة لماء الري هي 0.5 و5 و9.5 ديسي سيمنز.م-1 وخمسة تراكيز لحامض الساليسلك هي (0, 250 , 500 , 1000, 1500)ايكرومول/لتر) . اظهرت النتائج ان الاجهاد الملحي تسبب في انخفاض معنوي في تركيز صبغات التمثيل الضوئي (كلوروفيلa, كلوروفيل b, والكاروتين) في حين ان الرش بحامض الساليسلك تسبب في زيادة معنوية للصبغات المذكورة آنفاً لاسيما تحت الاجهاد الملحي.

وفي عام (2016): قام (سالم واخرون)[8] بأجراء تجربة باستعمال تصميم القطاعات الكاملة العشوائية وبثلاث مكررات لمقارنة خصائص نمو وحاصل اصناف الطماطة (Lycopersicon esculentum Mill) تحت ظروف الزراعة المحمية واجريت التجربة في مشروع ابحاث الطماطة في الغالبية , محافظة ديالى خلال الموسمين 2015-2016. وكانت التجربة تتكون من اربعة اصناف هي : ماجدة, نيوتن, GS12, Defnis وأظهرت النتائج ان أعلى طول للنبات 196.6سم , أعلى طول للجذر 21.8سم وأعلى وزن للثمار273.3غم وأعلى وزن كلي للثمار 1670.3غم في صنف ماجدة ووجد ان الحد الاقصى في عدد الفروع والاوراق والعناقيد والثمار 38.1 ,403.6 ,11.4 ,37.5 على الترتيب في صنف GS12 بينما وجد اعلى وزن خضري وجذري 753.9, 35.6 غم على التوالي . وادنى اصابة بمرض اللفحة المبكرة 4.6% في صنف Defnis, وكان صنف نيوتن حساس للإصابة بفيروس تجعد واصفرار اوراق الطماطة 21.6% في حين كانت الاضافة الاخرى مقاومة للإصابة بهذا المرض.

وفي العام نفسه قامت الباحثة نازك [29] بأجراء تجربة نفذت في الظلة الخشبية التابعة لقسم البستنة وهندسة الحدائق في كلية الزراعة ابي غريب جامعة بغداد للموسم 2010-2011 ضمن تصميم القطاعات الكاملة العشوائية وبثلاث مكررات بإضافة نسبة10% من حجم التربة سماد عضوي متكون من مخلفات الابقار والدواجن المتحللة وخليط 1:1 من السمادين الى التربة وتغطية التربة بغطاء البولي اثلين الاسود ومقارنة ذلك بالسماد الكيميائي التقليدي وعدم التغطية بهدف دراسة تأثير ذلك في نمو وانتاج الشليك صنف هابل واظهرت نتائج الدراسة لاختبارF تفوق النباتات المسمدة بالسماد العضوي المتكون من نسب متساوية من سمادي مخلفات الابقار والدواجن عند تغطية التربة في عدد الاوراق والمساحة الورقية والمددات وعدد نباتات وعدد نباتات البنت للنبات الواحد ومحتوى الاوراق من الكلورفيل وقد بلغت 37.3ورقة, و145.1سم2 و 8.3 مداد و19.7 نبات بنت للبنات الواحد و168.83ملغم.100غم بالتتابع ان الزيادة المعنوية في مؤشرات النمو الخضري رافقتها زيادة معنوية عالية لذات المعاملة في كل من عدد الثمار 7.67 ووزن الثمرة11.07غم مما ادى الى زيادة معنوية في حاصل النبات الواحد بلغ84.7غم.نبات.

وفي عام (2017): قام الكلابي [7] بأجراء تجربة نفذت حسب تصميم القطاعات العشوائية الكاملة خلال مدة من منتصف شهر شباط 2015 ولغاية أيار 2016 في كلية الزراعة / جامعة كربلاء, لدراسة تأثير تراكيز من محلول حامض الجبرليك والتي هي (0 , 150 , 300 ملغم/ لتر) وفترات النقع في محلول حامض الجبرليك بثلاث مدد هي (24 , 48, 72 ساعة) والتظليل بمستويين (بدون تظليل والتظليل 50%) في انبات ونمو شتلات الصنوبر الحلبي(Pinus halepensis mill) اظهرت نتائج جدول تحليل التباين ANOVA وقيم الاختبار المعلمي F تفوق معاملة محلول حامض الجبرليك (300 ملغم /لتر) في نسبة وطاقة وسرعة الانبات وارتفاع الشتلات والمحتوى الرطوبي النسبي للأوراق وتفوق معاملة محلول حامض الجبرليك بتركيز (150ملغم/لتر) معنويا في صفة محتوى الاوراق الطرية من الكلوروفيل الكلي قياساً الى معاملة المقارنة وتفوق معاملة مدة النقع (72 ساعة) معنويا في صفة نسبة وطاقة وسرعة الانبات في حين تفوقت معاملة التداخل الثنائي بين حامض الجبرليك تركيز (150 ملغلم/لتر) ومدة النقع (72 ساعة) في نسبة انبات البذور قياساً الى معاملة المقارنة, كما تفوقت معاملة التداخل بين محلول حامض الجبرليك تركيز (150 ملغم/لتر) ونسبة التظليل (50%) في صفة محتوى الاوراق الطرية من الكلوروفيل الكلي, واظهرت نتائج التداخل الثلاثي بين حامض الجبرليك

(300ملغم/لتر) لمدة 72 ساعة وتحت ظروف التظليل (50%) أعلى معدل معنوي في المحتوى الرطوبي النسبي للأوراق قياساً الى معاملة المقارنة.

وفي عام (2018): قام هاشم [13] بنشر بحثه عن تجربة نفذت في حقل خاص بمنطقة مشروع المسيب التابعة لمحافظة بابل خلال الموسم الصيفي 2016 بهدف دراسة تأثير التغذية الورقية بأربعة تراكيز من البوتاسيوم K(0, 100, 200, 300) ملغم/لتر ماء واربعة تراكيز من الكالسيوم ca (0, 50, 100, 200) ملغم /لتر وتداخلهما في نمو وحاصل الماش. صممت التجربة وفق تصميم القطاعات الكاملة العشوائية كتجربة عاملية وبثلاث مكررات. وتم استعمال اختبار F لاختبار معنوية الصفات المدروسة وبينت النتائج تفوق المستوى 200/kلتر بإعطاء اعلى متوسط لصفة ارتفاع النبات, الوزن الجاف للنبات, عدد القرنات/نبات, عدد البذور قرنة وحاصل البذورغم/ نبات وبلغت (58.33سم,112.23غم, 36.75قرنة/نبات, 6.23 بذرة/ قرنة ,775غم/نبات) على الترتيب في حين تفوق التركيز100ملغم/لتر في صفة وزن 1000بذرة واعطى50.11غم. كذلك لم يلحظ وجود فرق معنوي عند رش الكالسيوم في صفة حاصل البذور النهائي في حين اعطى التداخل للمعاملة k2 مع ca2 اعلى معدل لحاصل البذور بلغ 803.0 غم/نبات

اما في مجال الاختبارات اللامعلمية فقد كان اهتمام الباحثين وبشكل خاص بتلك البحوث والدراسات المتعلقة باختبار الفرضيات ضمن تصميم وتحليل التجارب يعود الى الثلاثينيات[23] .

كانت اولى خطوات هذا الموضوع عام (1937) اذ قام الباحث Friedman [1] بنشر فكرة الاختبار هذه في بحثين الاول عام 1937 في GASA العدد 32 صفحة 675 - 701, والثاني عام 1940 في مجلة Annals العدد 11 صفحة 86 – 92. اذا قام باختبار الفرضيات المتعلقة بمجموعة بيانات لأكثر من عينتين وتوصل الى صيغة اختبار سميت باسمة لتصميم القطاعات الكاملة العشوائية وعند وجود مشاهدة واحدة ضمن كل خلية[47]. وتوصل الى نفس النتيجة في عام 1939 كل من الباحثان Kendall و Babington-Smith [48]

في عام 1954: استطاع كولمجروف- سميرنوف (Kolmogorov- Smirnov) من اعداد صيغة لاختبار الفرضية التي يتم بموجبها تحديد توزيع بيانات المجتمع المحسوبة منه العينة.[46]

وفي عام 1966: وضع الباحث Quade [34] صيغة لتحليل التباين للقطاعات الكاملة العشوائية اذ استعمل الفرق بين اكبر واصغر مشاهدة في كل قطاع مع ايجاد الرتب واستعمل هذه الصيغة لإيجاد

اختبار سمي بأسمة لاختبار فرضيات تحليل التباين الثنائي لهذا التصميم.

وفي عام 1980 : قام الباحث Jerome klotz [44] بتعديل صيغة Friedman لاختبار التصاميم ذات البيانات الوصفية والتي تحتوي على عدد من المكررات في القطاع الواحد.

وفي العام نفسه تمكن كل من الباحثين Mack و Skillings [38] من تطوير صيغة Friedman والوصول الى طريقة احصائية يتم عن طريقها فحص تأثير القطاعات الى جانب المعالجات في تصميم القطاعات الكاملة العشوائية للتجارب ذات تأثير العاملين.

وفي عام 1986: قام الباحثان Brits و Lemmer [46] بوضع اسلوب لتحليل التباين اللامعلمي لتصميم القطاعات الكاملة العشوائية لاختبار تجانس القطاعات والمعالجات معاً عن طريق استعمال اختباري Friedman و kruskal-wallis بصورة مشتركة.

وفي عام 1987: قام الباحث توما [23] بأجراء تطبيق لبعض الاختبارات اللامعلمية على التوزيعات الحرة في مجال تصميم وتحليل التجارب بدلا من الاختبارات المعلمية عند عدم توفر فروض تحليل التباين وتوصل الى ان هذه الاختبارات تكون فعالة في حالة انتهاك احد فروض تحليل التباين الخاصة بالاختبارات المعلمية.

وفي عام 2005: قامت الباحثة الهاشمي [16] باجراء مقارنة لبعض الطرائق المعلمية واللامعلمية لبعض تصاميم القياسات المكررة ولقد تم اقتراح العديد من الاختبارات اللامعلمية منها اختبار Friedman (1937) و(1969) Koch و(1988) Kepner & Robinson في حالة عدم تحقق افتراض التوزيع الطبيعي للبيانات فضلاً عن اختبار F في حالة تحقق شروط تحليل التباين عندما تكون المشاهدات داخل القطاع تفترض لان تكون متساوية الارتباط . ان الغرض من هذا البحث هو تلخيص نتائج دراسة المحاكاة لمقارنة هذه الطرائق فضلاً الى عرض الطريقة المقترحة من لدن الباحثين ومقارنة نتائجها .

في عام 2007: قامت الباحثة (يوسف) [30] بتطبيق بعض الاختبارات اللامعلمية التي تعد العلاج الأمثل لمعالجة البيانات الوصفية لدراسة تأثير اهم العوامل المؤثرة على وزن الطفل حديث الولادة ولعينة حجمها 50 حالة من طبلات الامهات الذين ولدوا في مستشفى العلوية للولادة وتم استعمال اختبار Kruskal Wallis الذي يناسب تحليل التباين الاحادي بالرتب, واختبار كوكران Cochran

الذي يناسب تحليل التباين الثنائي وتم دراسة عدة عوامل منها (عمر الأم , طول مدة الحمل , عدد الولادات السابقة, مستوى تغذية الأم الحامل , اصابة الأم بالأمراض ارتفاع ضغط الدم والسكر). واظهرت النتائج ان تطبيق اختبار كورسكال واليز ان العوامل (عمر الأم , مستوى تغذية الأم , اصابة الأم بالأمراض الضغط والسكر , عدد الولادات السابقة , طول مدة الحمل) لها تأثير معنوي على وزن الطفل حديث الولادة عن طريق تطبيق اختبار كوكران تبين ان مستويات تغذية الأم الحامل لها تأثير معنوي على وزن الطفل حديث الولادة ولجميع الفئات العمرية للام. وان اصابة الأم بأمراض الضغط والسكر لها تأثير معنوي على وزن الطفل حديث الولادة ولجميع فئات عدد الولادات السابقة.

في عام 2009: قام (Garcia et al)[55] بتطبيق لاختبار فريدمان المعدل Friedman Aligned Rank Test الذي يُعد بديلاً لاختبار فريدمان عندما تكون البيانات تمتلك عدداً قليلاً من المعالجات وتكون القطاعات تمتلك حجماً مختلفاً من الفروق فيما بينها.

وهذه كانت أهم المراجع التي تم الحصول عليها وكما لاحظنا ان تطبيق الاختبالات المعلمية واسع جدا مقارنة بالاختبارات اللامعلمية اذا كانت مصادر هذه الاختبارات وتطبيقها محدود, أما بالنسبة لاهم البحوث التي كانت مشابهه الى بحثنا هي رسالة الماجستير للباحث فؤاد توما اذا تناول العديد من الاختبارات اللامعلمية في مجال تصميم وتحليل التجارب في القطاع الزراعي , أما وجه الاختلاف مقارنة ببحثنا اننا استعمالنا جانب المعلمية واللامعلمية في القطاع الصحي وتم المقارنة بين الاختبارات وتمكننا من تطبيق اختبار تأثير القطاعات في الاختبارات اللامعلمية.

الفصل الثاني

الاختبارات الاحصائية لتصميم القطاعات الكاملة العشوائية

2-1:تمهيد

يُعد تصميم وتحليل التجارب من الاساليب الاحصائية المهمة التي ساهمت في التطور لمختلف ميادين البحث العلمي ,ولقد ساهم الاحصائيون في هذا التقدم عن طريق ايجاد العديد من هذه التصميمات. ولتحقيق التقدم العلمي الذي يعتمد على التجارب لابد من ان تصمم هذه التجارب على اسس علمية دقيقة. وترتبط قيمة النتائج العلمية بمدى دقة وصحة التجارب المصممة عن موضوع الدراسة, ومدى استعمال الاساليب العلمية في تحليلها والخطوات المنطقية التي تؤدي الى نتائج دقيقة تساعد الباحث على اتخاذ القرارات المناسبة بقناعة علمية تامة. من جانب آخر تعد التجربة اساس المعرفة ,إذ انها تمثل اداة علمية للوصول الى معرفة حقيقة الاشياء التي نهتم بها في جميع اوجه النشاط الانساني, ويتم الوصول الى هذه المعرفة عن طريق المشاهدة وجمع البيانات وتحليلها واستخلاص اكبر قدر ممكن من المعلومات وبأقل التكاليف. و بناءً على ما تقدم يعرف تصميم التجارب على انه (أحد فروع علم الاحصاء الذي يهتم بتطبيق الطريقة الإحصائية في التجربة العلمية , اذ يشمل تصميم التجارب على التعريف بالتصميمات المختلفة وطريقة تنفيذها وتحليل بياناتها , وذلك للحصول على قرارات علمية بدرجة كافية من الدقة وبأقل تكلفة ممكنة) [28]. كما عرفه المشهداني [26] بأنه (البحث عن طرائق معينة لتخصيص المعالجات أو توزيعها على وحدات تجريبية بحيث يتم التمكن من الحصول على اصغر تقدير للخطأ وعلى تقدير منصف لأثر العوامل المراد بحثها), لذلك فأن هذا العلم يعد احد الفروع المتشعبة عن علم الاحصاء التطبيقي. ويعتمد تصميم التجارب على قواعد واساسيات لابد من توافرها ,اذ انها تعمل على تقليل الخطأ التجريبي وتؤدي الى صحة تقديره ومن ثم تزيد من كفاءة ودقة التجربة. ويمكن توضيح هذه الاساسيات كما في المبحث الآتي.

2-2:اساسيات تصميم التجارب

يشترط في تصميم التجارب أن يعطي تقديرا للخطأ التجريبي مع امكانية تقليله وان يكون بالإمكان القيام بالاختبارات والتقديرات المطلوبة لتحليل التجربة .وهناك ثلاث متطلبات تمثل أُسس تصميم التجارب وهي :

2-2-1: التكرار Replication :

لابد من تكرار المعالجة عدداً من المرات في التجربة وذلك للخروج بقيمة تقديرية للخطأ التجريبي اذ تكون عملية التكرار بحسب الامكانيات المتوافرة ودرجة الدقة المطلوب الوصول اليها .وتكمن اهمية وضرورة التكرار في: [28]

1- امكانية تقدير الخطأ التجريبي

2- تقليل الخطأ التجريبي وذلك عن طريق تصغير الخطأ المعياري (Standard Error) ومن ثَمَّ رفع كفاءة التجربة.

3- امكانية اعطاء قياس دقيق لتأثير المعالجات.

ومن جانب اخر فأن عدد التكرارات التي يمكن ان يحددها الباحث لتنفيذ تجربة ما تعتمد على:[26]

1- درجة الدقة المطلوبة لأنه عند زيادة عدد التكرارات تزداد دقة التجربة.

2- مقدار الاختلافات الموجودة بين القطع التجريبية فاذا كانت الوحدات التجريبية غير متساوية فمن الضروري ان يزداد التكرار في التجربة .

3- نوع التصميم المستعمل إذ أن بعض التصاميم فيها قيودٌ أو شروطٌ لعدد التكرارات يجب الالتزام بها.

4- الامكانيات المتاحة سواء أكانت بشرية أم مادية أم مواد تجريبية.

2-2-2 : التعشية (العشوائية) Randomization:

وتعني طريقة توزيع المعالجات بصفة عشوائية على الوحدات التجريبية بحيث يكون لكل وحدة تجريبية الفرصة نفسها في الحصول على اي معالجة. وتكمن اهمية العشوائية في : [28].

1- ازالة التحيز بحيث لا نُميز معالجة على اخرى لكي نحصل على تقدير غير متحيز للخطأ التجريبي.

2- ضمان استقلالية المشاهدات ومن ثَم ضمان صحة اجراء الاختبارات الاحصائية اللازمة لاختبار

الفرضيات المطروحة.

3- ضمان دقة تقدير الخطأ التجريبي ومن ثَم زيادة كفاءة التجربة.

3-2-2 : التحكم في الوحدات التجريبية Control of experimental units :

يُعد التحكم في الوحدات التجريبية من المتطلبات الاساسية للتصميم الناجح. أيَّ السيطرة على غالبية العوامل والظروف التي تحيط بالتجربة مما يعني تقليل او ازالة تأثير العوامل الخارجية المحيطة بالتجربة والتي لا تدخل ضمن العوامل التي يراد دراسة تأثيرها .وتتلخص فكرة التحكم في تقسيم الوحدات التجريبية الى مجموعات متجانسة تسمى قطاعات ويتم توزيع المعالجات داخلها عشوائياً وتكمن أهمية التحكم في الوحدات التجريبية في : [26]

1- تحسين دقة التجربة عن طريق فصل تباين القطاعات عن الخطأ التجريبي.

2- توسيع مدى تطبيق نتائج التجربة عندما توجد القطاعات في امكنة مختلفة او ازمنة مختلفة.

وهناك العديد من التصاميم تستعمل في التجارب تتفاوت في مدى بساطتها أو تعقيدها و في مميزاتها أو مآخذها. ويتم تحديد نوع التصميم المستعمل من لدن الباحث بما يناسب موضوع البحث و أهدافه ومشكلته. ولغرض دراسة تأثير عاملين في التجربة تم استعمال تصميم القطاعات الكاملة العشوائية.

3-2 تصميم القطاعات الكاملة العشوائية

Completely Randomized Blocks Design (CRBD)

يُعد هذا التصميم من التصميمات الاساسية والاكثر شيوعاَ في ميادين البحث العلمي اذ يتم فيه تقسيم الوحدات التجريبية إلى مجاميع تسمى قطاعات (Blocks) بحيث يكون عدد الوحدات التجريبية داخل كل قطاع مساوية لعدد المعالجات المطلوب دراستها في التجربة أي ان كل قطاع يحتوي على جميع المعالجات ويكون توزيع هذه المعالجات داخل القطاعات توزيعاً عشوائياً ومستقلاً[10]. و يستعمل هذا التصميم في حالة عدم التجانس بين الوحدات التجريبية , وهي حالة شائعة في العديد من التجارب فأنه من الواجب تجميع هذه الوحدات في مجموعات متجانسة تسمى قطاعات ثم نقوم بمقارنة المعالجات داخل القطاعات. والغرض من اجراء هذا التجميع هو لتصغير الاختلاف أو الفرق داخل القطع التجريبية لكل قطاع مما يؤدي الى تصغير الخطأ التجريبي. كما وعرفه المشهداني [26] بأنه (التصميم

الذي يتم فيه تجميع القطع التجريبية في مجموعات او ما تسمى بالقطاعات وهذه المجموعات تتصف بالتجانس ذاتياً أي ان القطع التجريبية التي تشكل القطاع تكون متجانسة او قريبة جداً من حالة التجانس. ويناسب هذا النوع من التصاميم اسلوب تحليل التباين الثنائي الذي يهدف إلى دراسة تأثير متغيرين, احدهما يمثل الصفوف(Rows) وهي القطاعات (Blocks), والآخر يمثل الاعمدة (Columns) وهي المعالجات (Treatments),على المتغير المعتمد (Y_{ij}) وهو متغير الاستجابة (Response Variable). ويستعمل هذا الاسلوب لاختبار الفروق المعنوية بين تأثير المعالجات (T_j)وتأثير القطاعات (B_i) وذلك لكون عدد المستويات اكثر من مستويين. والجدول (2-1), يوضح توزيع مشاهدات متغير الاستجابة في هذا التصميم :

الجدول (2-1):توزيع مشاهدات متغير الاستجابة في تصميم القطاعات الكاملة العشوائية

blocks	Treatment						Total	Means
	1	2	……	j	……	c		
1	Y_{11}	Y_{12}	……	Y_{1j}	……	Y_{1C}	$Y_{1.}$	$\bar{Y}_{1.}$
2	Y_{21}	Y_{22}	…….	Y_{2j}	……	Y_{2C}	$Y_{2.}$	$\bar{Y}_{2.}$
. .	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
i	Y_{r1}	Y_{r2}	……	Y_{rj}	…….	Y_{ic}	$Y_{i.}$	$\bar{Y}_{i.}$
. .	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
r	Y_{r1}	Y_{r2}	……	Y_{rj}	……	Y_{rc}	$Y_{r.}$	$\bar{Y}_{r.}$
Total	$Y_{.1}$	$Y_{.2}$	……	$Y_{.j}$	……	$Y_{.c}$	$Y_{..}$	
Means	$\bar{Y}_{.1}$	$\bar{Y}_{.2}$	……	$\bar{Y}_{.j}$	……	$\bar{Y}_{.C}$		$\bar{Y}_{..}$

اذ ان :

$Y_{..}$: المجموع العام لجميع المشاهدات .

$\bar{Y}_{..}$: المتوسط العام لجميع المشاهدات.

$Y_{i.}$: مجموع القطاع i.

$\bar{Y}_{i.}$:متوسط القطاع i.

Y.j: مجموع المعالجة j .

$\bar{Y}_{.j}$:متوسط المعالجة j.

ويمكن تمثيل المشاهدات في هذا التصميم بالنموذج الخطي الآتي : [31] [33] [39] [45]

$$Y_{ij} = \mu + B_i + T_j + e_{ij} \quad .....(1-2)$$

$$i=1,2,\ldots\ldots, r \quad ; \quad j=1,2,\ldots\ldots,c$$

اذ ان :

μ: المتوسط العام للمجتمع.

Y_{ij}: قيمة المشاهدة للوحدة التجريبية الواقعة تحت تأثير المعالجة j وضمن القطاع i.

B_i: تأثير القطاع i .

T_j: تأثير المعالجة j.

e_{ij}: الخطأ العشوائي للقطعة التجريبية الواقعة تحت تأثير المعالجةj وضمن القطاع i.

من جانب آخر يتمتع هذا النوع من التصاميم بالعديد من الخصائص والمواصفات يمكن تلخيصها فيما يأتي [10].

1- المرونة : لا يوجد قيود على عدد المعالجات التي تستعمل و لا عدد القطاعات مادامت متيسرة.

2- سهولة التحليل: ان التحليل الاحصائي للبيانات باستعمال هذا التصميم يُعد بسيطاً وسهلاً,

3- تقدير قيم المشاهدات المفقودة في حالة فقدان بعض الوحدات التجريبية أو قيم مشاهداتها ويمكن حساب تقديرات لها بسهولة ومن ثم يستمر التحليل الاحصائي كالمفروض عند تصميم التجربة دون ادنى تعقيدات .

4- الكفاءة النسبية العالية ويرجع ذلك لتقسيم وحدات التجربة الى قطاعات تضم وحدات متجانسة لذا تنخفض قيمة الخطأ التجريبي ما يؤدي الى زيادة دقة التجربة.

أما اهم المآخذ على هذا التصميم فتتمثل في وجود اختلافات كبيرة بين الوحدات التجريبية بين القطاعات إذ يؤدي ذلك الى زيادة قيمة الخطأ التجريبي . [10]

وبشكل عام فأن هذا التصميم يستعمل في مجالات متعددة, فقد يكون القطاع عبارة عن مجموعة من الاشخاص المصابين بمرض معين ومن عمر واحد يراد دراسة تأثير عدد من أنواع الادوية في شفاء المرض أو قد يكون القطاع عبارة عن قطعة أرض متجانسة من ناحية درجة الخصوبة ومواصفات التربة ومقسمة الى عدد من القطع (الوحدات) التجريبية بقدر عدد المعالجات التي يراد دراسة تأثيرها في التجربة[26].ويستعمل هذا التصميم في دراسة تأثير عاملين وصفيين على متغير الاستجابة كل منهما يتوزع الى عدة مستويات احدهما يمثل المعالجات (الاعمدة) والآخر يمثل القطاعات (الصفوف) . ولغرض اختبار تأثير كل عامل على متغير الاستجابة او المقارنة بين تأثير مستويات كل عامل على متغير الاستجابة نستخدم اختبار الفرضيات وبما ان المستويات اكثر من مستويين لذلك يستخدم اسلوب احصائي يسمى تحليل التباين والذي سنتعرف عليه كما في المبحث التالي

4-2 تحليل التباين (Analysis of Variance(ANOVA :

يطلق مصطلح تحليل التباين على الطرائق الاحصائية التي تستعمل لتحليل الخطأ ومصادره المعروفة الناتجة عن التجارب, وهو عملية رياضية تعنى بدراسة العلاقة بين متغير كمي تابع مع متغير او عدة متغيرات مستقلة والتي غالباً ما تكون هذه المتغيرات وصفية. و فكرة تحليل التباين تعود للعالم الاحصائي فيشر(Fisher), وتعني اختبار معنوية عدة عوامل (قطاعات ,معالجات ,عينات) دفعة واحدة عن طريق احد الاختبارات الاحصائية, ويمثل تحليل التباين عملية رياضية يجزأ فيها التباين الكلي لمجموعة من البيانات الى مكوناته او مصادره المختلفة وتوضع نتائج التحليل في جدول يسمى جدول تحليل التباين Analysis of Variance Tableاو (ANOVA Table).[9] وهناك عدة طرائق لا جراء تحليل التباين تعتمد على نوع التصميم المستعمل في التجربة وما يناسب دراستنا وبحسب نوع التصميم المستعمل هو تحليل التباين الثنائي (بمعيارين) Two-Way ANOVAوالذي يكون ملائماً لتصميم القطاعات الكاملة العشوائية, وينطوي اسلوب تحليل التباين باتجاهين عند الرغبة في دراسة التأثيرات الرئيسية فقط على تجزئة مجموع المربعات

الكلي الى ثلاث مركبات تمثل [بمجموع مربعات يُعزى للاختلاف بين الصفوف(القطاعات), ومجموع مربعات يُعزى للاختلاف بين الاعمدة (المعالجات), ومجموع مربعات يُعزى للخطأ التجريبي] اي إن: [33]

$$\sum_{i}^{r}\sum_{j}^{c}\left(Y_{ij}-\bar{Y}_{..}\right)^2 = c\sum_{i}^{r}(\bar{Y}_{i.}-\bar{Y}_{..})^2 + r\sum_{j}^{c}\left(\bar{Y}_{.j}-\bar{Y}_{..}\right)^2$$

$$+\sum_{i}^{r}\sum_{j}^{c}\left(Y_{ij}-\bar{Y}_{i.}-\bar{Y}_{.j}-\bar{Y}_{..}\right)^2 \qquad \cdots\cdots (2-2)$$

ويمكن التعبير عن هذه المكونات بالرموز التي تمثلها وكالآتي:

SST=SSR+SSC+SSE

اذ ان :

SST : تمثل مجموع المربعات الكلي (Sum Squares of Total).

SSR : تمثل مجموع مربعات الصفوف (Sum Squares of Rows).

SSC :تمثل مجموع مربعات الاعمدة (Sum Squares of Columns).

SSE: تمثل مجموع مربعات الخطأ (Sum Squares of Error).

ولأغراض عملية الحساب , وبناء جدول تحليل التباين (ANOVA) يمكن استعمال المعادلات الآتية, للحصول على مجموع المربعات الخاص بكل مركبة من المركبات المذكورة آنفاً وعلى الشكل الآتي.[33]

$$SST = \sum_{i=1}^{r}\sum_{j=1}^{c}\left(Y_{ij}-\bar{Y}_{..}\right)^2 = \sum_{i=1}^{r}\sum_{j=1}^{c}Y_{ij}^2 - \frac{Y_{..}^2}{N} \qquad \cdots\cdots (3-2)$$

$$\text{SSC} = \sum_{i=1}^{r}\sum_{j=1}^{c}(\bar{Y}_{i.}-\bar{Y}_{..})^2 = \frac{1}{c}\sum_{i=1}^{r}Y_{i.}^2 - \frac{Y_{..}^2}{N} \qquad \cdots\cdots (4-2)$$

$$\text{SSR} = \sum_{i}^{r}\sum_{j}^{c}\left(\bar{Y}_{.j}-\bar{Y}_{..}\right)^2 = \frac{1}{r}\sum_{j=1}^{c}Y_{.j}^2 - \frac{Y_{..}^2}{N} \qquad \cdots\cdots (5-2)$$

$$\text{SSE} = SST - \text{SSC} - \text{SSR} \qquad \cdots\cdots (6-2)$$

وهذه المكونات يتم وضعها في جدول يسمى جدول تحليل التباين الثنائي كما في الجدول (2-2):

الجدول (2-2):مكونات تحليل التباين الثنائي لتصميم القطاعات الكاملة العشوائية

مصدر الاختلاف Sourc of variation	مجموع المربعات Sum of Squares	درجات الحرية Degree of Freedom	متوسط المربعات Mean of Squares	قيمة (F) المحسوبة F ratio
بين القطاعات (Blocks)	SSR	$V_1 = \text{r} - 1$	MSR=$\frac{SSR}{r-1}$	F_r=$\frac{MSR}{MSE}$
بين المعالجات (Treatments)	SSC	V_3=c-1	MSC =$\frac{SSC}{c-1}$	F_c=$\frac{MSC}{MSE}$
الخطأ التجريبي (Error)	SSE	V_2 =(r-1)(c-1)	MSE=$\frac{SSE}{(r-1)(c-1)}$	
الكلي (Total)	SST	rc-1		

ويستعمل هذا التحليل لاختبار الفرضيات الآتية:

1- الفرضية الخاصة باختبار الفروق او الاختلاف بين المعالجات (الاعمدة):

$$\text{H}_0 = \overline{\text{T}}_1 = \overline{\text{T}}_2 = \cdots\cdots\cdots = \overline{\text{T}}_\text{c} = 0 \qquad \cdots\cdots (7-2)$$

$$\text{H}_1 = \text{at least one of}(\overline{\text{T}}_\text{j}) \neq 0 \qquad \text{j} = 1,2,\ldots,\text{c}$$

2- الفرضية الخاصة باختبار الفروق او الاختلاف بين القطاعات (الصفوف):

$$\text{H}_0 = \overline{\text{B}}_1 = \overline{\text{B}}_2 = \cdots\cdots = \overline{\text{B}}_\text{r} = 0 \qquad \cdots\cdots (8-2)$$

$$\text{H}_1 = \text{at lest one of } (\overline{\text{B}}_\text{i}) \neq 0 \qquad i = 1,2,\ldots,r$$

ولاختبار هذه الفرضيات هناك نوعان من الاختبارات هما الاختبارات المعلمية والاختبارات اللامعلمية ويتم التمييز بينهما اعتمادا على مجموعة من الفروض يمكن توضيحها كما يأتي :

5-2 الفروض الاساسية الواجب توفرها في تحليل التباين

عند اجراء تحليل التباين لابد من التأكد من البيانات من حيث احتوائها على قيم شاذة او عدم استيفائها للفروض اللازمة لإجراء التحليل اذ ان الخلل في هذه الفروض يؤدي الى عدم دقة النتائج ومن ثم ارتفاع مستوى المعنوية للاختبارات تلقائيا وهذا يؤدي الى عدم دقة اتخاذ القرار وهذه الفروض هي [10].

1-5-2التأثيرات الاساسية تجميعية Additivity of the Main Effects : أيً ان تأثير المعالجات والقطاعات والمتوسط العام والتأثيرات الاخرى يضاف بعضها الى البعض الاخر لتحديد قيم المشاهدات في اي وحدة تجريبية, وهذا يعني ان تأثير كل معالجة مستقل عن الاخرى.

2-5-2 تجانس تباين العينات المختلفة Homogeneity of Variances :

هذا الفرض يعني ان تكون الاختلافات العشوائية داخل المجموعات متجانسة ومن ثم تكون هذه الاختلافات متساوية بالنسبة للعينات المختلفة مما يساعد في الحصول على تباين مشترك لجميع المجموعات اي اذا كانت العينات المختلفة تتبع مجتمعات بتباينات مختلفة فأن ذلك يؤدي الى الوصول الى قرارات خاطئة عند اختبار الفرضيات اذ يرتفع مستوى المعنوية تلقائياً وان هذا الفرض يعني ان تكون الاختلافات العشوائية داخل المجموعات متجانسة ومن ثم تكون الاختلافات العشوائية متساوية بالنسبة للعينات المختلفة مما يؤدي إلى الحصول على تباين واحد لجميع المجموعات وتوجد عدة اختبارات لاختبار تجانس التباينات منها اختبار ليفين (Levene) اختبار بارتليت لتجانس التباينات (Bartelett Test of Homogeneity of Variances) واختبار كوكران (Cochran).وتستعمل هذه الاختبارات لاختبار فرضيات تجانس التباين وهي:[3]

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \cdots\cdots = \sigma_k^2 \qquad \cdots\cdots (9-2)$$

$$H_1: \text{at least one of } (\sigma^2) \text{is differ.}$$

اذ ان:

k: تمثل عدد العينات (المجموعات)

3- الاستقلال بين العينات Independence Between Samples : إن وجود علاقة ارتباط بين العينات المختلفة من أهم الأسباب التي تؤدي إلى الإخلال بفرض تجانس التباينات ولهذا يجب التأكد من توفر خاصية الاستقلال في البيانات بين العينات وكذلك بين القطاعات والمعالجات لكي يستمر التحليل بالشكل الصحيح مع العلم أن هذا الفرض ليس ضروريا في حالة عدم توافره بل من الممكن تحويل البيانات بطريقة يصبح فيها هذا الفرض ممكناً ثم نجري عمليات تحليل التباين على البيانات المحولة . وتوجد عدة طرائق لتحويل البيانات منها التحويل اللوغاريتمي (The log Transformation) ويستعمل عندما تكون التأثيرات الاساسية ليست تجميعية بل نسبية أو تضاعفية , وكذلك التحويل الى الجذر التربيعي (Square Root Transformation) الذي يستعمل عندما تكون البيانات عبارة عن اعداد تشير الى حصول بعض الحالات النادرة حيث تميل هذه البيانات في هذه الحالة لان تتبع توزيعاً خاصاً يسمى توزيع بواسون [10]. من جانب آخر يُعد اختبار الاستقلالية من اكثر الاستخدامات الشائعة لتوزيع مربع كآي والغرض منه هو تحديد العلاقة بين متغيرين او ظاهرتين ولكل من المتغيرين مجموعة من المستويات المختلفة وقد يكون المتغيرين وصفيين او احداهما وصفي والاخر كمي. ويمتاز اختبار مربع كآي بانه من الاختبارات شبه المعلمية (Semi-parametric) ويكون من الجانب الايمن دائماً [1]. ولاختبار هذا الفرض نستعمل الفرضية الآتية:[2]

H_0 : المتغيرات مستقلة ..... $(10-2)$

H_1: المتغيرات غير مستقلة

2-5-4 التوزيع العشوائي المستقل للخطأ التجريبي

ان هذا الشرط يفترض بان الاخطاء تتوزع بصورة عشوائية ومستقلة بمتوسط عام مقداره صفر وتباين يساوي σ^2 أي $e_{ij} \approx N(0,\sigma^2)$. ولاختبار هذا الفرض نستعمل الفرضية التالية:[3]

H_0 : البيانات تتبع التوزيع الطبيعي ..... $(11-2)$

H_1: البيانات لا تتبع التوزيع الطبيعي

وفي ضوء ما تقدم يُعد الفروض لتحليل التباين من الاساسيات التي ينبغي ان تتوفر عند تطبيق اي من الاختبارات الاحصائية المستعملة في نطاق البحث وتوفرها او عدم توفر بعضها يميز بين نوعين من الاختبارات الاحصائية .

6-2 : الاختبارات الاحصائية

ان اغلب البحوث والدراسات التي تعتمد على التجارب العلمية تقوم على اساس معرفة صحة الفرضيات التي يفترضها الباحث . اذ ان هذه الفرضيات واختبارها تُعد موضوعاً اساسياً من موضوعات الاستدلال الاحصائي والتي عن طريقها يستطيع الباحث الخروج باستنتاجات تخص المشكلة قيد البحث , وتعرف الفرضية الاحصائية (Statistical Hypothesis) بانها " تصريح أو ادعاء قد يكون (صحيحاً أو خاطئاً) عن معلمة او اكثر لمجتمع احصائي واحد او عدة مجتمعات "[9] ومن اهم الشروط التي ينبغي ان تتوفر بالفرضية الاحصائية[1] :

1- ان تكون صياغة الفرضية بسيطة ومفهومة.

2- ان يكون للفرضية اجابة محددة وواضحة .

3- ان تكون الفرضية منسجمة مع الحقائق التي تم التوصل اليها عن طريق البحث العلمي سواء بالجانب النظري او التطبيقي

4- ان تكون الفرضية قابلة للقياس وتوضح العلاقة بين متغيرات البحث كذلك يجب ان تمتلك الفرضية قوة تفسيرية.

وتصاغ الفرضية الاحصائية في صورة عدم وجود فروق ذات دلالة احصائية في تأثير المعاملات او عدم وجود علاقة ذات دلالة احصائية وفي هذه الحالة تدعى الفرضية بالفرضية الصفرية او فرضية العدم (Null Hypothesis) ويرمز لها بالرمز (H_0) وتعني كلمة Null هنا عدم وجود فرق بين معلمة المجتمع (μ) والقيمة المفترضة , وفي حالة استعمال تحليل التباين تعني عدم وجود فروق بين تأثيرات المعالجات (الاعمدة) او بين تأثيرات القطاعات (الصفوف) وتوضع هذه الفرضية على امل رفضها باحتمال معين او عند مستوى معنوية معين وفي حالة رفض هذه الفرضية يكون لدينا نوعان من الاخطاء خطأ من النوع الأول Type I error ويرمز له بالرمز α أي احتمال رفض الفرضية وهي صحيحة وهو ابسط من خطأ النوع الثاني Type II error ويرمز له بالرمز β ويعني

احتمال قبول الفرضية وهي خاطئة. اما الفرضية البديلة (Alternative Hypotheses) فهي على النقيض من فرضية العدم أي وجود فروق احصائية في تأثير المعاملات ويرمز لها بالرمز (H_1).[1] وفي ضوء ما تقدم يعرف اختبار الفرضية احصائياً بانه اسلوب احصائي يراد به التأكد من قبول الفرضية او عدم قبولها" اذ تعد الاختبارات الاحصائية أحد الفروع الحيوية للإحصاء الاستدلالي (الاستنتاجي), وهي اساليب احصائية تحليلية يتم بموجبها التوصل الى استنتاجات مهمة عن المجتمع الذي جمعت منه البيانات ,والى اتخاذ القرارات اللازمة والتنبؤ بما ستؤول اليه الظاهرة المدروسة مستقبلاً. وتقسم الاختبارات الاحصائية حسب توفر الفروض الخاصة بتحليل التباين الى نوعين من الاختبارات هما:

1- الاختبارات المعلمية

2- الاختبارات اللامعلمية

اذ تكتسب الاختبارات الاحصائية (المعلمية واللامعلمية) جاذبية خاصة لدى العاملين في ميادين البحث العلمي ويكثر الجدال عن افضلية استعمال اي من النوعين في المعالجات الاحصائية المتعددة اذ ان المتداول ان الاختبارات المعلمية هي الاكثر انتشارا بل والادق بنسبة اكبر من اللامعلمية, لكن في حالات خاصة لا نستطيع استعمال هذه الاختبارات فيتم اللجوء الى الاختبارات اللامعلمية .

6-2 – 1 :الاختبارات المعلمية Parametric Tests

يرتبط مفهوم الاختبارات المعلمية بأحد فروع علم الاحصاء المتمثل بالاستدلال الاحصائي (Statistical Inference) الذي يقسم الى قسمين رئيسين هما التقدير (Estimation) واختبار الفرضيات الاحصائية (Testing of Statistical Hypotheses).اذ يطلق مصطلح اختبارات معلمية Parametric Testing على الاختبارات التي تستعمل للاستدلال على معلم من معالم المجتمع اعتماداً على ما يتوفر من بيانات لدى الباحث خاصة بالعينة المأخوذة من هذا المجتمع ويهتم هذا النوع من الاختبارات باتخاذ القرارات الاحصائية المناسبة [51] [52]. ولا يختلف الاحصائيون على ان هناك مجموعة من الافتراضات او الشروط التي يجب توافرها في البيانات لكي نستطيع ان نتعامل معها بالاختبارات المعلمية وهذه الفروض هي نفسها الفروض الخاصة بتحليل التباين وفي حالة اختلال او عدم توفر احد هذه الفروض يتم اللجوء للاختبارات اللامعلمية. من جانب آخر تتمتع الاختبارات المعلمية بالعديد من المزايا مقارنة بالأختبارات اللامعلمية منها [33]: تُعد أكثر انتشاراً ودقة واكثر كفاءة

من الاختبارات اللامعلمية. تستعمل الاختبارات المعلمية في حالة العينات الكبيرة ,الاختبارات المعلمية تستعمل مع مستويات القياس العليا الفترية (Interval) و النسبية (Ratio). من جانب آخر يؤخذ على الاختبارات المعلمية العديد من المآخذ منها : الاختبارات المعلمية تعتمد على فروض وعملية التأكد من هذه الفروض قد تكون صعبة تحتاج لفهمها واستيفائها الي احصائي متخصص .او محدودية نوع البيانات التي يمكن ان تستعمل في الاختبارات المعلمية, وتُعد الاختبارات المعلمية اكثر صعوبة من الاختبارات اللامعلمية.

ومن الجدير بالذكر ان الاختبارات المعلمية هي اقوى وادق و اكثر ثقة في اختبار الفرضيات الاحصائية من الاختبارات اللامعلمية وذلك لانها تعمل على ايجاد الفروق الموجودة في البيانات كونها تتعامل مع الانحرافات المعيارية وهذا ما يجعلها اعلى قدرة في ايجاد الاختلافات ومن ثم فهي اكفأ وأقدر على رفض فرضية العدم من الاختبارات اللامعلمية. ولكن عند اختلال احد شروط الاختبارات المعلمية لا يكون امامنا إلا اللجوء الى الاختبارات اللامعلمية اذ حينها ستكون نتائجها أوثق وادق من الطرائق المعلمية. و في مجال تحليل التباين في تصميم القطاعات الكاملة العشوائية يستعمل اختبار معلمي وحيد للحكم على الفرضيات هو اختبار (F) يمكن توضيحه كالاتي :

اولاً: اختبار فيشر F-TEST

اذ ينسب هذا الاختبار للعالم الاحصائي رونالد فيشر (Ronald A.Fisher) . وهو عبارة عن توزيع مشتق من نسبة توزيعين مستقلين كل منهما عبارة عن توزيع مربع كآي (x^2) مقسوماً على درجة حريته (d. f).[9]

واذا افترضنا ان لدينا المتغير (χ_1^2) كمتغير عشوائي يخضع الى توزيع مربع كآي بدرجات حرية $(n-1)$, اذ ان :

$$\chi_1^2 = \frac{(n-1)S_1^2}{\sigma_1^2} \sim \chi^2_{(n-1)} \qquad \cdots\cdots(12-2)$$

وعليه اذا افترضنا ايضاً ان لدينا المتغير (χ_2^2) كمتغير عشوائي يخضع الى توزيع مربع كآي بدرجات حرية $(m-1)$, اذ ان :

$$\chi_2^2 = \frac{(m-1)S_2^2}{\sigma_2^2} \sim \chi^2_{(m-1)} \quad \cdots\cdots (13-2)$$

فأن النسبة بين المتغيرين المذكورين آنفاً مقسوماً كل منهما على درجة حريته المتمثلة (بدرجة حرية البسط ودرجة حرية المقام) تمثل قيمة اختبار F

$$\mathrm{F} = \frac{\chi_1^2/(n-1)}{\chi_2^2/(m-1)} \quad \cdots\cdots (14-2)$$

$$= \frac{\frac{(n-1)S_1^2}{\sigma_1^2}/(n-1)}{\frac{(m-1)S_2^2}{\sigma_2^2}/(m-1)}$$

$$\therefore \ \mathrm{F} = \frac{S_1^2/\sigma_1^2}{S_2^2/\sigma_2^2} \sim F_{[(n-1),(m-1)]} \quad \cdots\cdots (15-2)$$

وقد قام العالم فيشر بدراسة هذه النسبة وكون جداول خاصة بها وجاء من بعده العالم الاحصائي (George W. Snedecor) الذي كان له الفضل في تطوير هذا الاختبار اذ قام بحساب جداول للنسبة وسماها بجداول F تكريماً لفيشر. وتستعمل إحصاءه اختبارF في اختبار العديد من الفرضيات الاحصائية عن طريق اسلوب تحليل التباين, اهمها تتلخص في :[11]

1- اختبار معنوية عدة عوامل (قطاعات, معالجات , عينات ,مستويات) دفعة واحدة ما سهل العمل كثيرا على العاملين في ميادين البحوث الطبية والزراعية ....الخ.

2- اختبار الفرضيات بشأن تساوي عدد من المتوسطات الحسابية.

$$\mathrm{H}_0 : \mu_1 = \mu_2 = \cdots\cdots\cdots\cdots = \mu_K \quad \cdots\cdots (16-2)$$

H_1: At Least two means are not equal.

و بناءً على ما تقدم ولاختبار الفرضيات (2 − 7) و (2 − 8) التي تتعلق بتحليل التباين الثنائي والتي تمثل تأثير المعالجات وتأثير القطاعات فأن خطوات هذا الاختبار تكون كالاتي :

1- صياغة الفرضيات كما في المعادلات (2 − 7) و(2 − 8).

2- حساب احصاءة الاختبار (F) وحسب الصيغ الاتية:

$$F_r = \frac{MSR}{MSE} \sim \mathrm{F}\ (\alpha, v_1, v_2) \quad \cdots\cdots (16-2)$$

اذ ان:

V_3 =(r-1)(c-1)

V_2=c-1

V_1=r-1

$$F_c = \frac{MSC}{MSE} \sim \mathrm{F}\ (\alpha, v_3, v_2) \quad \cdots\cdots (17-2)$$

اذ ان :

F_r :هي قيمة F المحسوبة و المتعلقة بالقطاعات (الصفوف).

F_c : تمثل قيمة المحسوبة و المتعلقة بالمعالجات (الاعمدة).

MSR: تمثل متوسط مربعات الصفوف (القطاعات).

MSC: تمثل متوسط مربعات للأعمدة (المعالجات).

MSE: تمثل متوسط مربعات الخطأ.

3- تحديد مستوى المعنوية ويكون حسب متطلبات الدقة في اتخاذ القرار وهو أما (0.01) او (0.05) او يمكن اختيار مستوى اعلى من ذلك في حالة الرغبة بدقة اقل في اتخاذ القرار.

4- القرار الاحصائي والذي يكون قبول الفرضية الصفرية (H_0) والتي تقول بأنه لا يوجد اختلاف في تأثير المعالجات او القطاعات او رفض الفرضية الصفرية وذلك بطريقتين : [27]

أ- الطريقة التقليدية ويتم ذلك عن طريق مقارنة قيمة (F) المحسوبة مع قيمتها الجدولية ولمستوى معنوية محدد وهذه تمثل قيمة القطاعات (الصفوف), اما بالنسبة للمعالجات فيتم مقارنة قيمة F المحسوبة المتعلقة بالأعمدة (المعالجات) مع قيمة F الجدولية بدرجتي حرية $F_{(\alpha,v_3,v_2)}$ ولمستوى معنوية محدد.

ب- الطريقة الحديثة وهي مقارنة قيمة (P-value) مع مستوى المعنوية المحدد من لدن الباحث اذ ترفض فرضية العدم (H_0) اذا كانت قيمة P-value اقل من مستوى المعنوية المحدد. وهذه الطريقة تستعمل مع البرامج الاحصائية الجاهزة .

وعندما يكون القرار الاحصائي هو رفض فرضية العدم يتبادر الى الذهن السؤال ماهي المعالجة أو القطاع الذي يكون مختلفاً عن بقية المعالجات او القطاعات لذلك نلجأ لأسلوب المقارنات المتعددة لمعرفة المعالجات والقطاعات التي سببت الرفض و هناك عدة اختبارات تستعمل لهذا الغرض تعتمد على طبيعة ونوعية البيانات ورغبة الباحث في تطبيقها ,منها:

ثانياً: اختبار دنكن للمدى المتعدد Duncan Multiple Range Test :

اول من اقترح هذا الاختبار العالم دنكن Duncan (1951-1955) وهو من أكفأ الاختبارات وأدقها[45].ويُعد هذا الاختبار سهل التطبيق اذ انه يأخذ كل التوافقات الممكنة لأزواج المقارنات اي يأخذ في الحساب عدد متوسطات المعاملات الداخلة في التجربة ,وهو يستعمل مجموعة من المديات المعنوية وكل مدى يعتمد على عدد المتوسطات الداخلة في المقارنة فضلاً عن أن هذا الاختبار من الممكن اجراءه بصرف النظر عن معنوية او عدم معنوية اختبار F . ويستند Duncanإلى قيم (SSR) اختصار(Studentized Significant Range) وإلى قيم المدى المعنوي الأصغر (LSR) اختصارا ل (Least Significant Range) التي ستعتمد في اجراء مقارنة الفروق بين متوسطات المعالجات[37] .ويمكن تلخيص خطوات اجراء هذا الاختبار كما يأتي :[26]

1- تحديد قيمة الخطأ المعياري ($S_{\bar{y}_i}$) وفق الصيغة الآتية :

$$S_{\bar{y}_i} = \sqrt{\frac{s_e^2}{r}} \qquad \cdots\cdots (18-2)$$

اذ ان :

S_e^2 : متوسط مربعات الخطأ (MSE) في جدول تحليل التباين.

r : عدد المكررات (القيم) لكل مجموعة .

2- من جداول دنكن نستخرج قيم (SSR) اعتمادا على درجات حرية الخطأ (v_2) من جدول تحليل التباين. وعدد المتوسطات الداخلة بالمقارنة (r او c) ومستوى المعنوية المطلوب (α).

3- حساب قيم المدى المعنوي الاصغر لمستوى المعنوية 0.05 أو 0.01 و كالاتي:

$$LSR = S_{\bar{Y}_{i.}} \times SSR \quad \cdots\cdots (19-2)$$

4- ترتيب متوسطات المعاملات الداخلة بالمقارنة بشكل تصاعدي .وحساب الفروق المطلقة بين هذه المتوسطات ومقارنتها مع قيم (LSR).

5- نختبر الفروق بين المتوسطات بمقارنة كل فرق من هذه الفروق مع قيمة المدى المعنوي الأصغر (LSR) المقابل له بعد اخذ عدد المتوسطات ضمن المقارنة بنظر الاعتبار فكل فرق بين متوسطين اكبر من قيمة (LSR) المقابل له يُعد فرقا معنويا وهنا يتم تحديد المعالجات التي كانت السبب في رفض الفرضية الصفرية (فرضية العدم). والاختبارات المعلمية هذه يتم اجراؤها تحت افتراض الفروض الاساسية لتحليل التباين التي تم الاشارة اليها في المبحث (2-5) تكون متحققة. وفي حالة عدم تحقق واحد او اكثر من هذه الفروض فأننا نلجأ الى استعمال الاختبارات اللامعلمية لاختبار الفرضيات في حالة تصميم القطاعات الكاملة العشوائية .

2-6- 2 :الاختبارات اللامعلمية Nonparametric tests

يطلق مصطلح اختبارات لا معلمية Nonparametric Tests على الاختبارات التي تستعمل في الحالات التي لا يستطيع فيها الباحث معرفة او حتى افتراض التوزيع الاحتمالي للمجتمع او المجتمعات التي جاءت منها البيانات المراد اختبارها,[50] وتسمى هذه الاختبارات ايضا باسم الاختبارات حرة التوزيع distribution free Testing اي غير المقيدة بالتوزيع الطبيعي[45] .ان الاختبارات اللامعلمية لا تطلب افتراضات او معلومات عن توزيع المجتمع لذا فأنها تُعد اكثر استعمالاً لأنها مناسبة اكثر في حالة الظواهر التي يصعب فيها الحصول على قياسات دقيقة . وتعرف الاختبارات اللامعلمية

على انها نوع من الطرائق الاحصائية التي يمكن استعمالها في التوصل الى نتائج بخصوص المجتمع بغض النظر عن نوع التوزيع الاحتمالي لمجتمع العينة او نوع البيانات التي يمكن الحصول عليها اذ تتناسب مع البيانات الاسمية والرتبية التي لا تستطيع الاختبارات المعلمية التعامل معها. ويتم استعمال الاختبارات اللامعلمية في حالة انتهاك او فقد احد شروط الاختبارات المعلمية اذ لا يكون امامنا الا اللجوء الى الاختبارات اللامعلمية لان حينها ستكون نتائجها أوثق وأدق من الاختبارات المعلمية [1].

وتمتاز الاختبارات اللامعلمية بعدة مزايا مقارنة بالاختبارات المعلمية. ومن أهم هذه المزايا انها تُعد من الطرائق المبسطة وسهلة التطبيق والفهم, وتتميز بقلة الافتراضات المطلوبة: أي أنها لا تحتاج الى افتراضات كثيرة عن توزيع المجتمع الذي سحبت منه العينة وهذه ميزة مهمة لأن مستعمل الطرائق الإحصائية قد لا يعرف ما إذا كانت الافتراضات التي تقوم عليها الاختبارات التي يجريها متحققة في بياناته، أو قد يعرف أن بعضاً منها أوكلها غير متحققة. من جانب آخر بما أن البيانات المستعملة في الاختبارات اللامعلمية تكون عادة مقاسة بمقاييس دنيا مثل المقياس الاسمي (Nominal) أو الترتيبي (Ordinal)، فضلاً عن ذلك فأن معظم الطرائق اللامعلمية لا تتطلب ان يكون حجم العينة كبيراً أو حسابات معقدة لذلك يمكن جمع البيانات وتصنيفها وتحليلها بسرعة أكبر. فمثلاً إذا كانت البيانات ستقاس بالمقياس الاسمي وحجم العينة صغيراً جداً فإن جمع البيانات وتحليلها لن يستغرق سوى القليل من الوقت.[39] ومن المزايا الأخرى للاختبارات اللامعلمية أنها في معظم الحالات لا تتأثر بعدم تحقق الافتراضات التي تقوم عليها والتي هي في الأصل افتراضات ضعيفة وقليلة. هذه الخاصية تمثل ما يطلق عليه في الإحصاء الاستدلالي بالإنجليزية Robustness وتشير لقدرة الأداة الإحصائية للصمود في وجه عدم تحقق افتراض تقوم عليه. كذلك فإن بعض الاختبارات اللامعلمية أقوى more powerful من شبيهاتها المعلمية خاصة في حالة العينات الصغيرة.

من الناحية الأخرى تعاني الاختبارات اللامعلمية من مآخذ ينبغي التنبه لها[57]. ومن هذه المآخذ ان الاختبارات اللامعلمية بصفة عامة اقل قوة من الاختبارات المعلمية عند استيفاء الاختبارات المعلمية لمتطلباتها وافتراضاتها وهذا يعرف بالكفاءة النسبية (Relative Efficiency) للاختبارات اللامعلمية مقارنة بالاختبارات المعلمية لهذا يجب عدم استعمال الاختبارات اللامعلمية عند استيفاء الاختبارات المعلمية لشروطها.

الحسابات فيها قد تصبح بالغة التعقيد إذا كان حجم العينة كبيراً.والاختبارات اللامعلمية مصممة لاختبار الفرضيات ولا يمكن فيها تقدير المعلمات عكس الاختبارات المعلمية. كذلك يمكن معرفة الفروق بين المجتمعات لكن لا يمكن تحديد طبيعة هذه الفروق.قلة الافتراضات وعدم اشتراط عينات كبيرة وسهولة الحسابات المطلوبة في معظم الاختبارات اللامعلمية يشجع الكثير من الباحثين أحياناً على تفضيل الطريقة اللامعلمية رغم وجود طريقة معلمية ذات قوة ودقة أكبر,لا يمكن اختبار التفاعلات (Interaction) الخاصة بانموذج تحليل التباين في الاختبارات اللامعلمية, الا تحت شروط معينة عن النماذج وأهم الاختبارات اللامعلمية الملائمة لاختبار الفرضيات في حالة تصميم القطاعات الكاملة العشوائية هي :

اولاً :اختبار فريدمان The Friedman Test [53] [55] [56] [49] [47] [41]

اقترح هذا الاختبار من لدن العالم (Milton Friedman) عام (1937), وهو طريقة لاختبار وجود ام عدم وجود اختلاف في تأثير المعالجات المختلفة لتصميم القطاعات الكاملة العشوائية وتتلخص فكرة الاختبار في اعطاء المشاهدات رتبا بدلاً من القيم الاصلية[39]

لتكن $R(Y_{ij})$ هي الرتب من 1 الى c وتحدد الى المتغير Y_{ij} داخل القطاع (الصف) (i) وان الرتبة (1) تعطى الى اصغر مشاهدة والرتبة (2) تعطى الى ثاني اصغر مشاهدة وهكذا الى الرتبة c التي تخصص الى اكبر مشاهدة في القطاع (i) وتوزع الرتب على بقية القطاعات بالأسلوب نفسه

[51].والجدول (2-1) يبين كيفية عرض البيانات لتحليل التباين الثنائي لفريدمان ورتبه توضح كما في الجدول (2-3) الآتي:

الجدول(2-3):رتب المشاهدات في تحليل التباين الثنائي لاختبار فريدمان

treat. / Block	1	2	⋯	J	⋯	c
1	$R(Y_{11})$	$R(Y_{12})$	⋯	$R(Y_{1j})$	⋯	$R(Y_{1c})$
2	$R(Y_{21})$	$R(Y_{22})$	⋯	$R(Y_{2j})$	⋯	$R(Y_{2c})$
⋮	⋮	⋮	⋯	⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮	.	⋮	⋮	⋮
r	$R(Y_{r1})$	$R(Y_{r2})$	⋯	$R(Y_{rj})$	⋯	$R(Y_{rc})$
$\sum R_{ij}$	R_1	R_2	⋯	R_j		R_c

و يعد هذا الاختبار امتداد لاختبار الاشارة, ويُعد اختبار فريدمان اسلوباً احصائياً بديلاً عن اسلوب تحليل التباين باتجاهين (Two Way ANOVA) ,الذي يقوم بدراسة الفروق بين متوسطات المجتمعات التي تخضع للتوزيع الطبيعي ويستعمل هذا الاختبار بدراسة مجتمعات متماثلة و مستقلة عن بعضها البعض , لكن لها الشكل نفسه دون التطرق الى نوع التوزيع ,اذ يتم دراسة مشاهدات المجتمعات بوصفها كمعالجات (Treatments) بعد توزيعها على قطاعات (Blocks). ويسمى اختبار فريدمان احيانا بأسلوب تحليل التباين الرتبي باتجاهين (Friedman Two way ANOVA by Ranks) [9],والذي يستعمل لاختبار تأثير المعالجات فقط . وتكون اجراءات هذا الاختبار وفق الخطوات الآتية :

1- صياغة الفرضية الاحصائية للاختبار وتكون كالاتي :

$H_0: T_1 = T_2 = \cdots\cdots = T_c = 0$

$H_1: at\ least\ one\ of (T_i) \neq 0 \qquad \cdots\cdots (20-2)$

2- حساب احصاءة الاختبار حسب الخطوات الاتية :

أ- نقوم بإعطاء رتب (Ranks) للمشاهدات الخاصة بالقطاعات (الصفوف) وبشكل مستقل اذ تعطى الرتبة (1) الى اصغر قيمة مشاهدة والرتبة (2) الى ثاني اصغر مشاهدة وهكذا الى الرتبة c في القطاع i, كما في الجدول (2-3).

ب - في حالة وجود قيم مكررة نستخرج المعدل لرتب هذه القيم.

ت - نحسب مجموع الرتب (R_j) لكل معالجة (عمود), كما في الجدول (2-3).

ث - نحسب قيمة احصاءة الاختبار وفق الصيغة الاتية :

$$x^2_T = \left(\frac{12}{cr(r+1)}\right)\left(\sum_{j=1}^{c} R_j^2\right) - 3c(r+1) \qquad \ldots\ldots (21-2)$$

اذ ان :

c: تمثل عدد المعالجات (الاعمدة).

r:تمثل عدد القطاعات (الصفوف).

R_j: تمثل مجموع رتب لكل معالجة (عمود) j.

ان احصاءة الاختبار هذه تستعمل في حالة عدم وجود تكرارات للمشاهدات .

وفي حالة وجود قيم مكررة نستخدم معامل التصحيح لاختبار فريدمان للتصحيح وبالصيغة الاتية:

$$\chi^2_{Tc} = \frac{\chi^2_T}{M} \quad \cdots\cdots (22-2)$$

علماً ان:

$$M = 1 - \frac{\sum Ti}{cr(r^2-1)}$$

$$T_i = \sum t_i^3 - \sum t_i$$

اذ ان :

M: تمثل معامل التصحيح Correct Coefficient.

t_i:عدد المشاهدات التي لها الرتبة نفسها.

X^2_T**:**احصاءة الاختبار المحسوبة قبل التصحيح **.**

3–ايجاد القيمة الجدولية من جداول فريد مان وحسب المعطيات اذا كانت (4 او 3 =r)

و (c= 2, ⋯, 9) نستعمل جداول فريدمان اما اذا كانت (r وc) اكبر من القيم المذكورة آنفاً نقوم باستعمال جداول مربع كآي وحسب درجتي الحرية $(c-1)$ للبسط و$(r-1)(c-1)$ للمقام.

4- القرار الاحصائي : اذا كانت قيمة احصاءة الاختبار المحسوبة اكبر من او تساوي القيمة الجدولية فأننا نرفض فرضية العدم H_0 لمستوى المعنوية (α) والعكس صحيح. وفي حالة كون القرار هو رفض الفرضية الصفرية (فرضية العدم) يكون السؤال ما هي المعالجة المختلفة عن باقي المعالجات في التأثير وللإجابة على هذا السؤال هناك اسلوب يسمى المقارنات المتعددة *Multiple_*

Comparison الذي يستعمل للكشف عن المعالجات المختلفة ويمكن توضيح اجراءات هذا الاختبار وفق الخطوات الآتية :

ثانياً: المقارنات المتعددة في اختبار فريدمان

Multiple- Comparison for use with Friedman test

أ- صياغة الفرضية الاحصائية

$$H_0: T_i = T_j \qquad i \neq j = 1,2,\ldots \qquad \cdots\cdots (23-2)$$

$$H_1: T_i \neq T_j$$

ب- حساب احصاءة الاختبار وفق المتباينة الآتية :

$$|R_i - R_j| \geq \text{CV} \qquad \cdots\cdots (24-2)$$

$$\text{CV} = z_{\bar{\alpha}} \sqrt{\frac{cr(r+1)}{6}}$$

$$\bar{\alpha} = \frac{\alpha}{r(r-1)}$$

اذ ان:

CV: تمثل قيمة احصاءة الاختبار أو معيار المقارنة.

Z: تمثل قيمة Z الجدولية بالاعتماد على مستوى المعنوية $\bar{\alpha}$.

r : تمثل عدد القطاعات (الصفوف).

c : عدد المعالجات (الاعمدة) .

ت – حساب الفرق المطلق $|R_i - R_j|$ بين مجاميع الرتب للمعالجات.

R_i: تمثل مجموع رتب المعالجة i.

R_j: تمثل مجموع رتب المعالجة j .

ث- القرار الاحصائي: يتم مقارنة الفرق المطلق $|R_i - R_j|$ مع دالة الاختبار CVاذا كان الجانب الايسر من المتباينة$|R_i - R_j|$ اكبر من الجانب الايمن CV فأننا نستنتج بوجود الاختلاف بين المعالجتين والعكس صحيح.

ثالثاً:اختبار كود The Quade Test [34] [35] [41] [50] [51] [52] [57]

اقترح هذا الاختبار من لدن العالم الاحصائي كود (1979) وهو اختبار مماثل لاختبار فريدمان ولكن احصائية الاختبار مختلفة بعض الشي وفي اغلب الاحيان يُعد هذا الاختبار اكثر قوة من اختبار فريدمان اذ ان في اختبار كود يتم فيه الأخذ بنظر الاعتبار حساب حجم العينة مما يجعل المعالجات المختلفة اكثر قابلية للمقارنة مع بعضها البعض اذا كانت هناك اختلافات كبيرة بين المعالجات, وعملياً يُعد هذا الاختبار امتداداً لاختبار ولكوكسن لإشارة الرتب.[51] والجدول (2-1) يبين كيفية عرض البيانات لتحليل التباين الثنائي لاختبار كود ورتبه كما في الجدول (2-3).

وتتلخص خطوات الاختبار بالآتي :

1- صياغة فرضية الاختبار كما في المعادلة (2-20).

2- حساب احصاءة الاختبار وفق الخطوات الاتية :

أ- ترتيب المشاهدات في كل قطاع (صف) إذ تعطى اصغر قيمة تمثل بالرقم (1) وثاني اصغر قيمة تمثل بالرقم (2) وهكذا الى c من القيم, ونرمز لرتبة المشاهدة Y_{ij} ب R_{ij}.

ب- نحسب المدى (Range) في كل قطاع (صف) والذي يمثل الفرق بين اكبر واصغر مشاهدة (Y_{ij}) فيه . اذ ان :

المدى(R_i) Range = اكبر قيمة للمشاهدة Y_{ij} – اصغر قيمة للمشاهدة Y_{ij} في الصف i.

ج- نرتب القطاعات حسب قيم المدى تصاعديا (اي من اصغر رقم الى اكبر رقم) . فنعطي القطاع ذي اصغر مدى الرتبة (1) وثاني اصغر قيمة الرقم (2) وهكذا ونرمز للترتيب بالرمز Q_i.

وفي حالة تكرار المشاهدات للمدى نعطي للقطاعات التي لها نفس المدى نفسه متوسط رتبها.

د- نحسب قيمة S_{ij} للرتب في كل قطاع وفق الصيغة الاتية:

$$S_{ij} = \text{Qi} \quad [\ R_{(ij)} - (\text{c} + 1)/2] \qquad \cdots\cdots (24-2)$$

اذ أن :

Qi : تمثل رتبة المدى للقطاع i, (لتكن $Q_1, Q_2 \ldots\ldots Q_r$ هي الرتب التي أعطيت للقطاعات 1, 2, ... , r بالترتيب).

c : عدد المعالجات.

$\frac{(c+1)}{2}$: هي متوسط الرتب* في القطاع i فأن المقدار داخل القوس يقيس الفرق بين رتبة المشاهدة

$R_{(ij)}$الناتجة عن المعالجة j في القطاع i ومتوسط رتب المشاهدات الناتجة عن جميع المعالجات في ذلك القطاع. ولغرض اخذ الأهمية النسبية للقطاع الذي تقع فيه المشاهدة بنظر الاعتبار نضرب المقدار ب (Qi)والتي تمثل ترتيب المدى في كل قطاع .

4 – حساب احصاءة الاختبار تكون وفق الصيغة الآتية :

$$T_c = \frac{(C-1)B}{A-B} \qquad \cdots\cdots (25-2)$$

$$A = \sum_{j=1}^{c} \sum_{i=1}^{r} S_{ij}^2 \qquad \cdots\cdots (26-2)$$

$$B = \frac{1}{r} \sum_{j=1}^{c} S_j^2 \qquad \cdots\cdots (27-2)$$

اذ ان :

T_C: احصاءة اختبار كود.

---

* مجموع الرتب 1,2,…..,c داخل القطاع i هو $\frac{c(c+1)}{2}$ ومن ثم فأن متوسطها هو هذا المقدار مقسوما على عددها c.

A : مجموع المربعات الكلي لكل الرتب.

B:مجموع المربعات لرتب المعالجات .

c: عدد المعالجات.

r: عدد القطاعات.

S_j : مجموع الرتب للمعالجة j .

4- القيمة الجدولية تستعمل جداول F وحسب المعطيات الآتية:

$$F(\propto, c-1, (r-1)(c-1))$$

5- القرار الاحصائي : ترفض فرضية العدم (H_0) اذا كانت :

$$T_c > F_{(\propto)}$$

عندما يكون القرار الاحصائي هو رفض الفرضية الصفرية (H_0) لاختبار كود فأن ذلك يستوجب معرفة اي من المعالجات مختلفة عن الاخريات, ويتم ذلك باستعمال اسلوب المقارنات المتعددة

(Multiple _ Comparison) عن طريق تطبيق الخطوات الآتية :

رابعاً:المقارنات المتعددة في اختبار كود

Multiple- Comparison for use with Quade test

ا- صياغة الفرضية الاحصائية وكالآتي:

$$H_0: R_i = R_j \qquad \cdots\cdots (28-2)$$

$$H_1: R_i \neq R_j$$

2- حساب احصاءة الاختبار وفق الصيغة الآتية:

$$|R_i - R_j| > F_c$$

$$F_c = t_{\left(1-\frac{\alpha}{2},(r-1)(c-1)\right)} \quad CF \qquad \cdots\cdots (29-2)$$

$$\text{CF}=\sqrt{\frac{2c(A-B)}{(c-1)(r-1)}} \qquad \cdots\cdots (30-2)$$

اذ ان :

A : مجموع المربعات الكلي والتي تم تعريفها في المعادلة $(2-26)$

B : مجموع المربعات للمعالجات والتي تم تعريفها في المعادلة $(2-27)$

c : عدد المعالجات.

r : عدد القطاعات.

t : تمثل القيمة الجدولية بالاعتماد على مستوى المعنوية α ودرجة حرية

ب- حساب الفرق المطلق $|R_i - R_j|$ بين مجاميع الرتب للمعالجات .

ج- القرار الاحصائي : يتم مقارنة الفرق المطلق $|R_i - R_j|$ مع إحصاءه الاختبار(F_c) اذ تُعد المعالجة i مختلفة معنويا عن المعالجة j اذا كان الجانب الايسر من المتباينة $|R_i - R_j|$ اكبر من الجانب الايمن (F_c)فأننا نستنتج بوجود الاختلاف بين المعالجتين (i,j) والعكس صحيح.

خامساً:المقارنة بين اختبار كود واختبار فريدمان

اختبار كود يشبه الى حد ما اختبار فريدمان مع بعض الاختلافات منها:[57]

1- عندما يكون عدد المعالجات (C=2) فأن اختبار فريدمان يكون مشابه لأختبار الاشارة بينما اختبار كود يكون مشابه لاختبار اشارة الرتب لولكوكسن.

2- حسب ما اشار اليه Conover يكون اختبار كود اكثر قوة عندما يكون عدد المعالجات $(C< 5)$. بينما اختبار فريدمان يتجه لان يكون اكثر قوة عندما$(C\geq 5)$.

3- اختبار فريدمان يحتاج لان تكون البيانات رتبيه اي يمكن ترتيبها. بينما اختبار كود يحتاج الى بيانات على المقياس النسبي او الفترة لغرض حساب المدى لكل قطاع.

سادساً: اختبار تأثير القطاعات في الاختبارات اللامعلمية [38]

من المعلوم ان في الاختبارات المعلمية يتم اختبار عدة تأثيرات منها تأثير المعالجات وتأثير القطاعات وكذلك التفاعل بين تأثير المعالجات وتأثير القطاعات ان رغب الباحث في ذلك. لكن في الاختبارات اللامعلمية يمكننا اختبار تأثير المعالجات فقط. ومن ثم فأن جميع الاختبارات التي ذكرت في المباحث السابقة تم استعمالها لاختبار تأثير المعالجات (الاعمدة) .ولغرض استعمال هذه الاختبارات في اختبار تأثير القطاعات (الصفوف) اقترح الباحثانMack and Skillings طريقة لقياس تأثير القطاعات وتتلخص هذه الطريقة بتغير اتجاه البيانات وذلك بعكس الصفوف التي تمثل (القطاعات)لتصبح اعمدة التي تمثل (المعالجات) اي تصبح الصفوف اعمدة والاعمدة صفوف وبهذه الطريقة تمكنا من قياس تأثير القطاعات, وقد تم تطبيق هذه الطريقة على بيانات الرسالة في الجانب التطبيقي (العملي) وباستعمال الاختبارات المذكورة في هذا الفصل. ويمكن توضيح اجراءات هذا الاختبار وفق الخطوات الآتية:

1- تغيير اتجاه البيانات

2- صياغة الفرضية الاحصائية

$$H_0: B_1 = B_2 = \cdots\cdots = B_r = 0 \qquad \cdots\cdots (31-2)$$

$$H_1: \text{at lest one of}(B_i) \neq 0$$

3- حساب احصاءة الاختبار وهي واحدة من الاختبارات اللامعلمية السابقة .

4- القرار الاحصائي كما في خطوات الاختبارات اللامعلمية السابقة.

الفصل الثالث

الجانب التطبيقي

1-3 التمهيد

تم في الفصل السابق مناقشة بعض الاختبارات المعلمية واللامعلمية في تصميم القطاعات العشوائية الكاملة وفي هذا الفصل سيتم تطبيق هذه الاختبارات على بيانات حقيقية مختلفة ومقارنة النتائج التي تم الحصول عليها من كل طريقة معلمية مع الاختبارات الاخرى في الطريقة اللامعلمية وبيان افضل طريقة التي تعطي نتائج اكثر معنوية وقد تم الاستعانة بعدة مجموعات احصائية للتحليل منها البرنامج الاحصائي (statXact vr.11) والحزمة الاحصائية (Spss18) والبرنامج الاحصائي (Mintab vr.16) وقبل الدخول في تفاصيل هذا الفصل سوف نتحدث بشكل مختصر عن مصدر البيانات التي تم اعتمادها في هذه الرسالة اذ اعتمدت الرسالة في تحليل وتطبيق الاختبارات الاحصائية (المعلمية واللامعلمية) على بيانات في الجانب الصحي تمثلت بعينة حجمها (540) حالة من حالات الاسقاط لدى النساء في دائرة صحة بابل لسنة 2015 اذ جمعت البيانات من سجلات المريضات الراقدات في دائرة صحة بابل وتم اخذ عدة عوامل (متغيرات) تم ترتيبها وهذه المتغيرات هي (عمر الأم, وزن الطفل, مدة الحمل, مهنة الأم) . وتم ترتيب هذه المتغيرات حسب مستوياتها لغرض دراسة تأثير كل عاملين معا على حالات الاسقاط , وسيكون لدينا 6 تجارب وهي عبارة عن توافيق العوامل الاربعة ورتبت هذه المتغيرات بالشكل الآتي :

ا- التجربة الاولى :هي دراسة تأثير المتغيرين (مدة الحمل – وزن الطفل) على حالات الاسقاط . وفي ما يخص المتغير الاول مدة الحمل فأن عدد ايام الحمل الطبيعي هو(270) يوماً, اما المتغير الثاني وزن الطفل فأن الوزن الطبيعي للأطفال حديثي الولادة يتراوح بين (3-3.5) كغم وتم ترتيب المتغيرين على شكل فئات والتكرارات تمثل حالات الاسقاط حسب مستويات كل متغير كما في الجدول (3-1).

ب- التجربة الثانية :دراسة تأثير المتغيرين (عمر الأم- وزن الطفل) على حالات الاسقاط. ورتب متغير عمر الأم ووزن الطفل على شكل فئات والتكرارات تمثل حالات الاسقاط حسب مستويات كل متغير كما في الجدول (3-9).

ت- التجربة الثالثة: هي دراسة تأثير المتغيرين (مدة الحمل- عمر الأم) على حالات الاسقاط

ورتب هذان المتغيران على شكل فئات والتكرارات تمثل حالات الاسقاط حسب مستويات كل متغير كما في الجدول (3-20).

ث- التجربة الرابعة: دراسة تأثير المتغيرين (مهنة الأم- عمر الأم) على حالات الاسقاط. ورتب هذان المتغيران على شكل فئات والتكرارات تمثل حالات الاسقاط حسب مستويات كل متغير كما في الجدول (3-30).

ج- التجربة الخامسة: دراسة تأثير المتغيرين (مهنة الأم – وزون الطفل) على حالات الاسقاط . ورتب هذان المتغيران على شكل فئات والتكرارات تمثل حالات الاسقاط حسب مستويات كل متغير كما في الجدول (3-38).

ح- التجربة السادسة: دراسة تأثير المتغيرين (مهنة الأم- مدة الحمل) على حالات الاسقاط . ورتب هذان المتغيران على شكل فئات والتكرارات تمثل حالات الاسقاط حسب مستويات كل متغير كما في الجدول (3-44).وتم تحليل هذه التجارب بتطبيق الاختبارات الاحصائية المعلمية و اللامعلمية عليها وهي كما يلي:

3-2 تحليل البيانات بالطريقة المعلمية

3-2-1التجربة الاولى: تمثل دراسة تأثير المتغيرين مدة الحمل ووزن الطفل حسب مستويات كل منهما على متغير الاستجابة حالات الاسقاط والجدول (3-1) يوضح بيانات هذه التجربة.

اولاً: اختبار فروض تحليل التباين

الخطوة الاولى في تحليل هذه البيانات عن طريق تحليل التباين وتطبيق الاختبارات المعلمية عليها هو اختبار الفروض الخاصة بتحليل التباين المذكورة في الفصل الثاني (التوزيع الطبيعي , تجانس التباين , الاستقلالية) واختبار الفرضيات الخاصة بكل فرض من هذه الفروض .

الجدول (3-1) : حالات الاسقاط حسب مستويات المتغيرين مدة الحمل ووزن الطفل

مدة الحمل (اسبوع) / وزن الطفل (غم)	اقل من 25	30-25	35-30	اكثر من35
اقل من 1000	1	9	7	1
2000-1000	4	43	34	14
3000-2000	3	43	89	92
4000-3000	1	12	31	118
5000-4000	0	2	4	26
6000-5000	0	0	0	6

1- اختبار التوزيع الطبيعي حسب الخطوات الآتية:

أ- صياغة الفرضية الاحصائية كالآتي :

H_0: البيانات تتبع التوزيع الطبيعي ⋯⋯ $(1-3)$

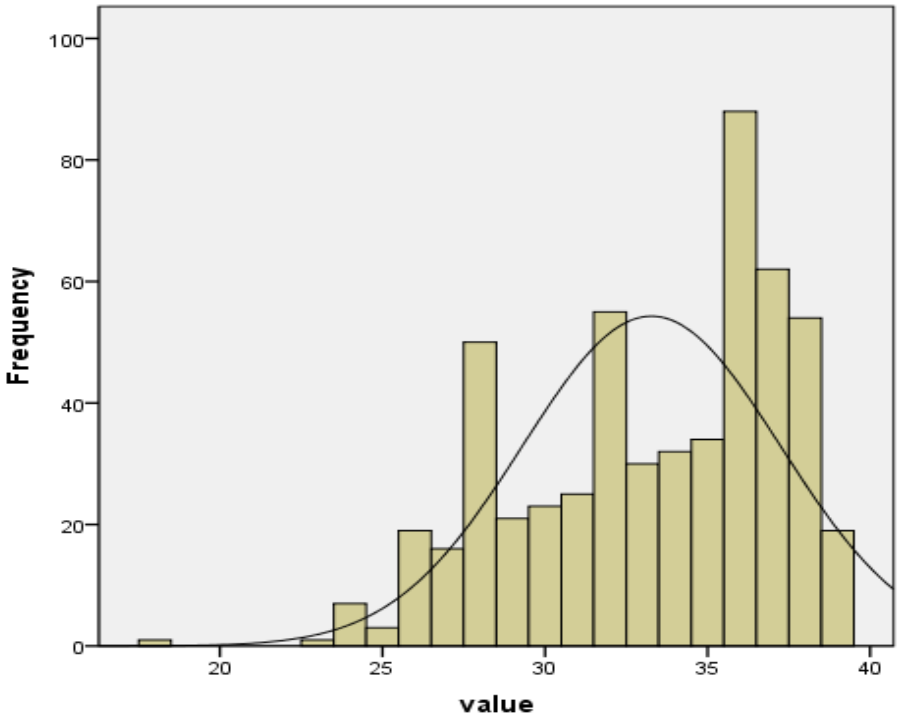
H_1: البيانات لا تتبع التوزيع الطبيعي

ب- تم اختبار هذا الفرض للبيانات الاصلية لكل عامل من عوامل التجربة بشكل منفصل والعوامل التي تم اختبارها للتجربة الاولى هي (مدة الحمل , وزن الطفل) وباستعمال اختبار كلومجروف – سيمرنوف Kolmogorov-Smirnov والبرنامج (Spss18) تم التوصل للنتائج الموضحة في الجدول (3-2):

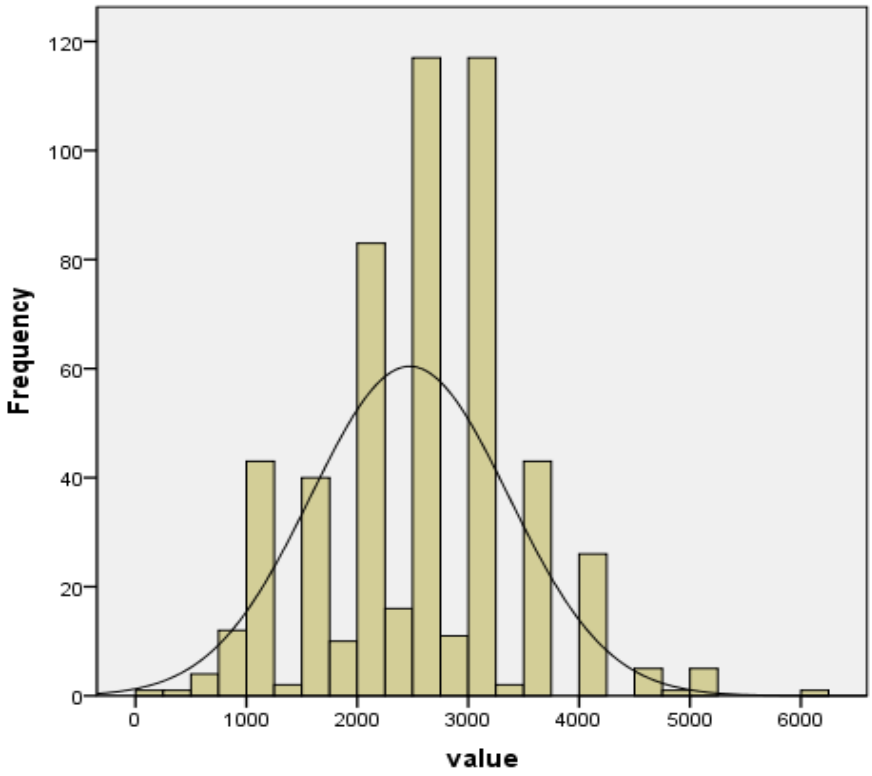
الجدول (3-2): نتائج اختبار كلومجروف_ سيمرنوف لعامل مدة الحمل ووزن الطفل

العامل	احصاءة الاختبار	عدد المشاهدات	P-value الاحتمال
مدة الحمل	0.167	540	0.00001
وزن الطفل	0.120	540	0.0000

ج – نلحظ من النتائج في الجدول (3-2) ان قيمة P-value لكلا العاملين اقل من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني رفض فرضية العدم التي تشير الى ان البيانات تتبع التوزيع الطبيعي وقبول الفرضية البديلة التي تشير الى ان البيانات لا تتبع التوزيع الطبيعي. والشكل (3-1) و(3-2) يؤكد هذه النتيجة.



الشكل (3-1) : يوضح المدرج التكراري الذي يمثل توزيع البيانات لعامل مدة الحمل.



الشكل (3-2) : يوضح المدرج التكراري الذي يمثل توزيع البيانات لعامل وزن الطفل.

نلحظ من الشكل (3-1) و(3-2) ان منحنى التوزيع للبيانات لا يتبع التوزيع الطبيعي.

2- اختبار تجانس التباينات للعاملين مدة الحمل ووزن الطفل كالآتي:

أ- صياغة الفرضية الاحصائية :

H_0: التباينات متجانسة ..... $(2-3)$

H_1: التباينات غير متجانسة

ب- تم استعمال اختبار ليفين Levene Test لاختبار فرض تجانس التباينات لمستويات العامل الاول مدة الحمل كذلك العامل الثاني وزن الطفل وتم الاختبار باستعمال البرنامج الاحصائي (Mintab17) وكانت النتائج كما في الجدول (3-3):

الجدول (3-3):نتائج اختبار Levene Test لعامل مدة الحمل ووزن الطفل

العامل	احصاءة الاختبار	الاحتمال(P-value)
مدة الحمل	2.27	0.111
وزن الطفل	2.27	0.091

ج- تبين النتائج في الجدول (3-3) ان قيمة الاحتمال P-value لكلا العاملين مدة الحمل ووزن الطفل كانت اكبر من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني قبول فرضية العدم التي تشير الى تجانس التباينات لمستويات هذين العاملين.

3- اختبار استقلال المتغيرين مدة الحمل ووزن الطفل حسب الخطوات الاتية:

أ- صياغة الفرضية الاحصائية :

H_0: لا توجد علاقة بين المتغيرين ..... $(3-3)$

H_1: توجد علاقة بين المتغيرين

ب- تم استعمال اختبار مربع كآي لاختبار فرض الاستقلال بين المتغيرين مدة الحمل ووزن الطفل و باستعمال البرنامج (statXact vr.11) وكانت النتائج الموضحة في الجدول (3-4) :

الجدول (3-4): نتائج اختبار مربع كآي للاستقلالية

احصاءة الاختبار	درجات الحرية (df)	الاحتمال P-value
144.7	15	9.094E-010

ج- تبين النتائج في الجدول (3-4) ان قيمة الاحتمال P-value =9.094E-010 اقل من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني رفض فرضية العدم التي تنص على عدم وجود علاقة بين المتغيرين مدة الحمل ووزن الطفل وقبول الفرضية البديلة التي تشير الى وجود علاقة بين المتغيرين .

ثانياً : التحليل الاحصائي

تم تحليل البيانات وفق تصميم القطاعات الكاملة العشوائية وباستعمال اسلوب تحليل التباين الثنائي

المعلمي على الرغم من ان الفرضيات الاساسية لتحليل التباين غير متوفرة في البيانات وذلك لتوضيح أثر هذه الفرضيات على التحليل . وحسب الخطوات الآتية:

1- صياغة الفرضيات الاحصائية الخاصة لاختبار تأثير القطاعات والمعالجات كما وردت في الفصل الثاني (الجانب النظري) في المعادلتين (2-7) و(2-8)

2- حساب احصاءة الاختبار لاختبار F عن طريق بناء جدول تحليل التباين وبتطبيق الصيغ الواردة في الجدول (2-2) اذ جرى حساب مجاميع المربعات لمصادر التباين باستعمال البرنامج الاحصائي الجاهز (Spss18) وتم التوصل للنتائج في الجدول وكالاتي:

الجدول(3-5) : نتائج تحليل التباين الثنائي للقطاعات الكاملة العشوائية لبيانات التجربة الاولى

مصدر الاختلاف Sourc of variation	مجموع المربعات Sum of Squares	درجات الحرية Degree of Freedom	متوسط المربعات Mean of Squares	قيمة (F) المحسوبة F ratio	Sig.
بين القطاعات SSR	9895.500	5	1979.100	2.993	.045
بين المعالجات SSC	5389.333	3	1796.444	2.717	.082
الخطأ التجريبي SSE	9919.167	15	661.278		
الكلي SST	25204.00	23			

اظهرت نتائج الجدول (3-5) لتحليل التباين الثنائي لتصميم القطاعات الكاملة العشوائية عن معنوية الفروق بين تأثير القطاعات (الصفوف) والتي تمثل المتغير وزن الطفل وذلك لان قيمة P-value=0.45 كانت أقل من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني رفض فرضية العدم والقبول بالفرضية البديلة اي توجد فروق معنوية جوهرية لتأثير عامل وزن الطفل في متغير الاستجابة حالة الاسقاط . أما فيما يخص المتغير مدة الحمل الذي يمثل المعالجات (الاعمدة) اظهرت النتائج عن عدم معنوية هذا العامل لان قيمة P-value=0.082 اكبر من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني قبول فرضية العدم اي لا توجد فروق معنوية لتأثير عامل مدة الحمل في متغير الاستجابة حالات الاسقاط. وهذا يعني انه يمكننا استعمال اسلوب المقارنات المتعددة لمعرفة اي معالجة من المعالجات (فئات مدة الحمل)او اي قطاع من القطاعات (فئات وزن الطفل)مختلفة والتي سببت هذا الرفض وهنا سيتم استعمال هذا الاسلوب في حالة المتغير وزن الطفل فقط لان تم رفض فرضية العدم لمعرفة اي القطاعات سببت هذا الرفض.

ثالثاً :المقارنات المتعددة

في هذه الفقرة سنوجز نتائج التحليل للأخطاء المعيارية وبالاعتماد على تطبيق طريقة اختبار دنكان للمدى المتعدد Duncan Multiple Range Test الواردة في الفصل الثاني (الجانب النظري) حسب الخطوات الآتية:

أ- صياغة الفرضية الاحصائية:

$$H_0: \mu_i = \mu_j \qquad \cdots\cdots (5-3)$$

$$H_1: \mu_i \neq \mu_j$$

اذ ان:

μ_i: يمثل متوسط القطاع i.

μ_j: يمثل متوسط القطاع j.

ب- ترتيب المتوسطات لحالات الاسقاط تصاعديا حسب مستويا ت وزن الطفل(القطاعات) كما في الجدول (3-8):

عدد المقارنات $=C_2^6=$ 15 مقارنة

ت- حساب الخطأ المعياري حسب المعادلة (2-18) الواردة في الجانب النظري وكالآتي:

$$S_{\bar{y}_i}=\sqrt{\frac{661.278}{4}}=12.85766 \qquad \cdots\cdots \quad (6-3)$$

ث- من جدول دنكان تم تحديد قيم المدى المعنوي S SR على وفق مستوى المعنوية (0.05) ودرجة حرية الخطأ(20) المأخوذة من الجدول (3-6)والجدول (3-7) يبين هذه القيم :

الجدول (3-6): يمثل قيم المدى المعنوي SSR

R	2	3	4	5	6
S.S.R	3.01	3.16	3.25	3.31	3.36

ح- نحسب قيم المدى المعنوي الاصغر L.S.R بتطبيق المعادلة (2-19) الواردة في الجانب النظري والنتائج موضحة في الجدول (3-7):

الجدول (3-7): قيم المدى المعنوي الاصغر L.S.R

R	2	3	4	5	6
L.S.R	38.70156	40.63021	41.7874	42.5589	43.2017

ج- وباستعمال قيم L.S.R في الجدول (3-7) ومقارنتها مع الفرق الموجب بين المتوسطات ويمكن تحديد الفروق المعنوية التي يكون فيها الفرق الموجب اكبر من المعيار (L.S.R) ,وتم اختبار هذه الفروق وترتيبها في الجدول (3-8):

الجدول (3-8):مقارنة الفروقات بين المتوسطات والمعيار(L.S.R) لعامل وزن الطفل

ترتيب المتوسطات تصاعديا	الفرق بين كل متوسطين بالنسبة لعامل وزن الطفل (di)	المدى المعنوي الاصغر (L.S.R)
$\bar{Y}_6 = 1.5$	$d_1=\bar{Y}_3 - \bar{Y}_6 = 55.25$	43.2017*
$\bar{Y}_1 = 4.5$	$d_2=\bar{Y}_3 - \bar{Y}_1 = 52.25$	42.5589*
$\bar{Y}_5 = 8$	$d_3=\bar{Y}_3 - \bar{Y}_5 = 48.75$	41.7874*
$\bar{Y}_2 = 23.75$	$d_4=\bar{Y}_3 - \bar{Y}_2 = 33$	40.63021
$\bar{Y}_4 = 40.5$	$d_5=\bar{Y}_3 - \bar{Y}_4 = 16.25$	38.70156
$\bar{Y}_3 = 56.75$	$d_6=\bar{Y}_4 - \bar{Y}_6 = 39$	42.5589
	$d_7=\bar{Y}_4 - \bar{Y}_1 = 36$	41.7874
	$d_8=\bar{Y}_4 - \bar{Y}_5 = 32.5$	40.63021
	$d_9=\bar{Y}_4 - \bar{Y}_2 = 16.75$	38.70156
	$d_{10}=\bar{Y}_2 - \bar{Y}_6 = 22.25$	41.7874
	$d_{11}=\bar{Y}_2 - \bar{Y}_1 = 19.25$	40.63021
	$d_{12}=\bar{Y}_2 - \bar{Y}_5 = 15.75$	38.70156
	$d_{13}=\bar{Y}_5 - \bar{Y}_6 = 6.5$	40.63021
	$d_{14}=\bar{Y}_5 - \bar{Y}_1 = 3.5$	38.70156
	$d_{15}=\bar{Y}_1 - \bar{Y}_6 = 3$	38.70156

النتائج في الجدول (3-8) توضح بأن الفرق بين القطاع الثالث الذي يمثل وزن الطفل عندما يتراوح بين (2000-3000) غم والقطاع السادس الذي يمثل وزن الطفل بين (5000-6000) غم معنوي . وكذلك الفرق بين القطاع الثالث الذي يمثل وزن الطفل (2000-3000) غم والقطاع الاول الذي يمثل وزن الطفل عندما يكون اقل من 1000غم , و القطاع الثالث الذي يمثل وزن الطفل (2000-3000) غم والقطاع الخامس الذي يمثل وزن الطفل (4000-5000) غم . ويتضح من النتائج بأن القطاع الثالث والذي يمثل وزن الطفل (2000-3000) غم يشكل عامل اختلاف بالنسبة لباقي الاوزان لأنه يقترب من الوزن الطبيعي للطفل.

3-2-2التجربة الثانية: تمثل دراسة تأثير المتغيرين وزن الطفل وعمر الام حسب مستويات كل منهما على متغير الاستجابة حالات الاسقاط والجدول (3-9) يوضح بيانات هذه التجربة.

الجدول (3-9):حالات الاسقاط حسب مستويات المتغيرين وزن الطفل وعمر الام

وزن الطفل (غم) / عمر الام (سنة)	اقل من 1000	1000 - 2000	2000 - 3000	3000 - 4000	4000 - 5000	5000 - 6000
اقل من 20	2	11	22	18	4	0
25-20	8	30	48	44	6	3
30-25	1	19	62	32	7	1
35-30	5	18	48	27	5	1
40-35	2	11	37	25	6	1
فأكثر-40	0	6	10	16	4	0

اولاً: اختبار فروض تحليل التباين

باتباع كلّ من: الخطوات واختبار الفرضيات, وكذلك استعمال البرامج الاحصائية نفسها في التجربة الاولى تم اختبار فروض تحليل التباين على بيانات التجربة الثانية وكانت النتائج موضحة في الجداول التالية:

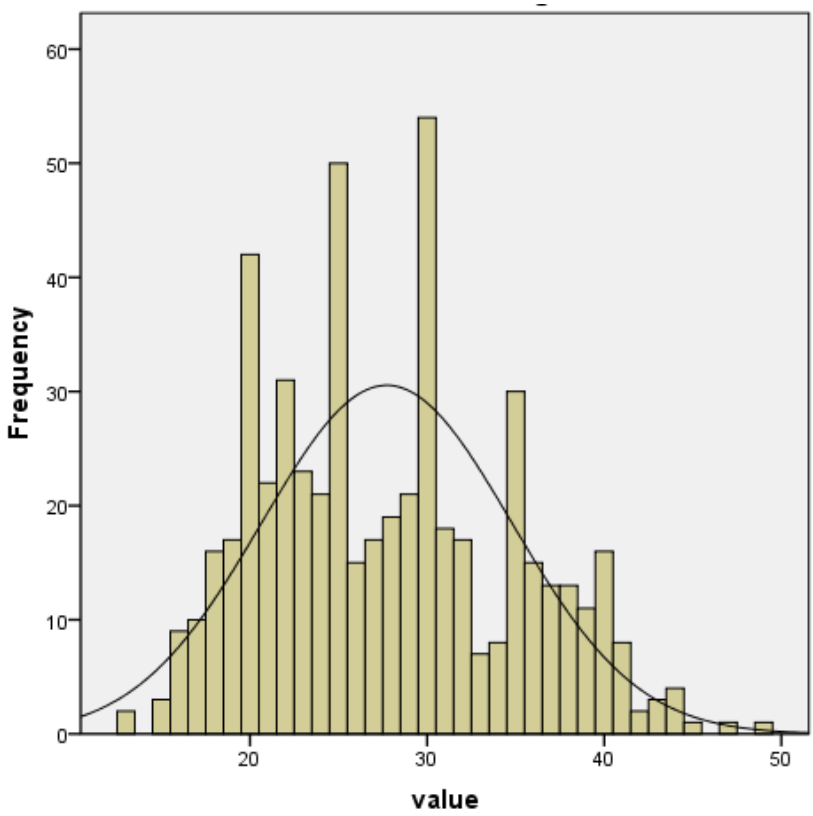
1- اختبار التوزيع الطبيعي .

تم اختبار التوزيع الطبيعي لعامل وزن الطفل في التجربة الاولى وبينت النتائج بأن هذا العامل لا يتبع التوزيع الطبيعي حسب اختبار الفرضية والشكل البياني ,اما بالنسبة لعامل عمر الأم تم اختبار هذا الفرض وكانت النتيجة كما في الجدول (3-10):

الجدول (3-10): نتائج اختبار كلومجروف_ سيمرنوف لعامل عمر الأم

احصاءة الاختبار	عدد المشاهدات	P-value الاحتمال
0.106	540	0.000

نلحظ من النتائج في الجدول (3-10) ان قيمة P-value = 0.0000 اقل من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني رفض فرضية العدم التي تشير الى ان البيانات تتبع التوزيع الطبيعي وقبول الفرضية البديلة التي تشير الى ان البيانات لا تتبع التوزيع الطبيعي. والشكل (3-3) يؤكد هذه النتيجة.



الشكل (3-3) : يوضح المدرج التكراري الذي يمثل توزيع البيانات لعامل عمر الأم.

تبين النتائج في الشكل (3-3) ان منحى التوزيع للبيانات لا يتبع التوزيع الطبيعي.

2- اختبار تجانس التباينات للمتغيرين وزن الطفل وعمر الأم

كما في التجربة الاولى تم ايضا استعمال اختبار ليفين Leven Test للكشف عن تجانس التباينات لمستويات المتغيرين وزن الطفل وعمر الأم وكانت النتائج كما في الجدول (3-11) :

الجدول (3-11):نتائج اختبار Levene Test لعامل وزن الطفل و عمر الأم

العامل	احصاءة الاختبار	الاحتمال (P-value)
وزن الطفل	5.42	0.001
عمر الأم	1.66	0.175

توضح نتائج الجدول (3-11) ان قيمة الاحتمال P-value=0.001 اقل من مستوى المعنوية 0.05

وهذا يعني رفض فرضية العدم التي تشير الى تجانس التباينات وقبول الفرضية البديلة التي تشير الى عدم تجانس التباينات . اما بالنسبة لعامل عمر الام كانت قيمة الاحتمال P-value=0.175 وهي اكبر من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني قبول فرضية العدم التي تشير الى تجانس التباينات لمستويات العامل عمر الأم ورفض الفرضية البديلة التي تشير الى عدم تجانس تباينات .

3- اختبار الاستقلال بين المتغيرين وزن الطفل وعمر الأم.

باتباع الخطوات في التجربة الاولى نفسها تم استعمال اختبار مربع كآي chi- Square وتم اختبار هذا الفرض وكانت نتيجة الاختبار كما موضحة في الجدول (3-12) :

الجدول (3-12) :نتائج مربع كآي لاختبار الاستقلال بين المتغيرين وزن الطفل وعمر الأم

احصاءة الاختبار	درجات الحرية(df)	الاحتمالP-value
25.123	25	0.4555

تبين نتائج الجدول (3-12) ان قيمة الاحتمال0.4555= P-value اكبر من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني قبول فرضية العدم التي تنص على عدم وجود علاقة بين المتغيرين وزن الطفل وعمر الأم ورفض الفرضية البديلة التي تشير الى وجود علاقة بين المتغيرين.

ثانياً: التحليل الاحصائي

يتم تحليل البيانات وفق تصميم القطاعات الكاملة العشوائية, وحسب الخطوات الاتية:

1- صياغة الفرضيات الاحصائية الخاصة لاختبار تأثير القطاعات والمعالجات كما وردت في الفصل الثاني (الجانب النظري) والتي تم اختبارها في التجربة الاولى في المعادلتين (3-7) و(3-8).

2- حساب احصاءة الاختبار لاختبار F عن طريق بناء جدول تحليل التباين وبتطبيق الصيغ الواردة في الجدول (2-2) اذ جرى حساب مجاميع المربعات لمصادر التباين باستعمال البرنامج الاحصائي الجاهز (Spss18) وتم الحصول على النتائج كالاتي:

الجدول(3-13):نتائج تحليل التباين الثنائي لتصميم القطاعات الكاملة العشوائية للتجربة الثانية

مصدر الاختلاف Sourc of variation	مجموع المربعات Sum of Squares	درجات الحرية Degree of Freedom	متوسط المربعات Mean of Squares	قيمة (F) المحسوبة F ratio	Sig.
بين القطاعات SSR	6597.000	5	1319.400	22.418	.000
بين المعالجات SSC	1281.667	5	256.333	4.355	.005
الخطأ التجريبي SSE	1471.333	25	58.853		
الكلي SST	9350.000	35			

اظهرت نتائج الجدول (3-13) لتحليل التباين الثنائي عن معنوية الفروق بين تأثير القطاعات (الصفوف) والتي تمثل فئات المتغير عمر الأم كذلك معنوية الفروق بين تأثير المعالجات (الاعمدة) والتي تمثل فئات المتغير وزن الطفل وذلك لان قيمة P-value=0.000 في حالة القطاعات وفي حالة المعالجات P-value=0.005 كانت أقل من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني رفض فرضية العدم والقبول بالفرضية البديلة اي توجد فروق معنوية جوهرية بين تأثير عامل عمر الأم وعامل وزن الطفل على متغير الاستجابة حالات الاسقاط . وهذا يمكننا من استعمال اسلوب المقارنات المتعددة لمعرفة اي المعالجات (فئات عمر الأم) واي القطاعات (فئات وزن الطفل)مختلفة عن الاخريات والتي سببت هذا الرفض.

ثالثاً: المقارنات المتعددة

في هذه الفقرة سنوجز نتائج التحليل للأخطاء المعيارية وبالاعتماد على تطبيق طريقة دنكان للمدى المتعدد Duncan Multiple Range Test الواردة في الجانب النظري وحسب الخطوات الاتية:

أ- صياغة الفرضية كما وردت في التجربة الاولى في المعادلة (3-5).

ب ترتيب متوسطات حالات الاسقاط تصاعديا حسب فئات (عمر الأم) كما في الجدول (3-16) :

عدد المقارنات هو عبارة عن التوافيق لعدد المستويات 15= C_2^6

ب- *حساب قيمة* الخطأ المعياري حسب الصيغة (2-18) الواردة بالجانب النظري وكالآتي:

$$S_{\bar{y}_i} = \sqrt{\frac{58.853}{6}} = 3.132$$

ت- من جدول دنكان تم تحديد قيم المدى المعنوي SSR على وفق مستوى المعنوية (0.05) ودرجة حرية الخطأ (25) والجدول (3-14) يبين هذه القيم:

الجدول (3-14): قيم المدى المعنوي SSR

R	2	3	4	5	6
S.R	2.29	3.07	3.15	3.22	3.28

ث- نحسب قيم المدى المعنوي الاصغرL.S.R بتطبيق المعادلة (2-19) الواردة في الجانب النظري والنتائج كما موضحة في الجدول (3-15):

الجدول (3-15): قيم المدى المعنوي الاصغر L.S.R

R	2	3	4	5	6
L.S.R	7.17228	9.61524	9.8658	10.08504	10.27296

ج- وباستعمال هذه القيم ومقارنتها مع الفرق الموجب بين المتوسطات كما في الجدول (3-19) يمكن تحديد الفروق المعنوية التي يكون فيها الفرق الموجب اكبر من المعيار (L.S.R):

الجدول (3-16) مقارنة الفروقات بين المتوسطات والمعيار(L.S.R) لعامل عمر الام

ترتيب المتوسطات تصاعديا	الفرق بين كل متوسطين بالنسبة لعامل عمر الام (di)	المدى المعنوي الاصغر (L.S.R)
$\bar{Y}_6 = 6$	$d_1=\bar{Y}_2 - \bar{Y}_6 = 17.17$	10.27296*
$\bar{Y}_1 = 9.5$	$d_2=\bar{Y}_2 - \bar{Y}_1 = 13.67$	10.08504*
$\bar{Y}_5 = 13.67$	$d_3=\bar{Y}_2 - \bar{Y}_5 = 9.5$	9.8658
$\bar{Y}_4 = 17.33$	$d_4=\bar{Y}_2 - \bar{Y}_4 = 5.84$	9.61524
$\bar{Y}_3 = 20.33$	$d_5=\bar{Y}_2 - \bar{Y}_3 = 2.84$	7.17228
$\bar{Y}_2 = 23.17$	$d_6=\bar{Y}_3 - \bar{Y}_6 = 14.33$	10.08504*
$\bar{Y}_6 = 6$	$d_7=\bar{Y}_3 - \bar{Y}_1 = 10.83$	9.8658*
	$d_8=\bar{Y}_3 - \bar{Y}_5 = 6.66$	9.61524
	$d_9=\bar{Y}_3 - \bar{Y}_4 = 3$	7.17228
	$d_{10}=\bar{Y}_4 - \bar{Y}_6 = 11.33$	9.8658*
	$d_{11}=\bar{Y}_4 - \bar{Y}_1 = 7.83$	9.61524
	$d_{12}=\bar{Y}_4 - \bar{Y}_5 = 3.66$	7.17228
	$d_{13}=\bar{Y}_5 - \bar{Y}_6 = 7.67$	9.61524
	$d_{14}=\bar{Y}_5 - \bar{Y}_1 = 4.17$	7.17228
	$d_{15}=\bar{Y}_1 - \bar{Y}_6 = 3.5$	7.17228

ح- النتائج في الجدول (3-16) توضح عن طريق مقارنة الفرق المعنوي الاصغر لقيمة (LSR) المذكورة آنفاً مع قيمة الفرق بين اي متوسطين (di) وفي حالة ان يكون الفرق (di) اكبر من قيمة (LSR) فهو معنوي. من هذا يتبين ان المستوى d_1 الذي يمثل الفرق بين القطاع السادس اي عندما يكون عمر الأم اكثر من 40 سنة والقطاع الثاني اي عندما يتراوح عمر الأم بين (20- 25) سنة قد اظهر فروقا معنوية اكثر من البقية والذي يليه يمثل المستوى d_6 و d_2 وd_{10} وd_7 على الترتيب. اذ ان d_6 يمثل الفرق بين القطاع الثالث اي عندما يتراوح عمر الام بين (25-30) سنة والقطاع السادس اي عندما يكون عمر الامر اكثر من 40 سنة, وd_2 تمثل الفرق بين القطاع الاول اي عندما يكون عمر الأم أقل من 20 سنة والقطاع الثاني عندما يتراوح عمر الأم بين (20-25) سنة , وd_{10} تمثل الفرق بين القطاع الرابع اي عندما يتراوح عمر الأم (30-35)سنة , والقطاع السادس اي عندما يكون متوسط عمر الأم اكثر من 40 سنة, وd_8 تمثل الفرق بين القطاع الاول عندما يكون عمر الأم أقل من 20 سنة والقطاع الثالث عندما يتراوح (25-30) سنة.

ونستعمل الخطوات نفسها في حالة القطاعات لمقارنة متوسطات المعالجات (وزن الطفل) وكالآتي:

أ- ترتيب المتوسطات لحالات الاسقاط تصاعديا حسب فئات وزن الطفل كما في الجدول (3-19):

عدد المقارنات هو عبارة عن عدد التوافيق لعدد المستويات15= C_2^6

ب- ومن ثم حساب قيمة الخطأ المعياري حسب الصيغة (2-18) الواردة بالجانب النظري وكالآتي:

$$S_{\bar{y}_i} = \sqrt{\frac{58.853}{6}} = 3.132$$

ت- من جدول دنكان يتم تحديد قيم المدى المعنوي SSR وفق مستوى المعنوية (0.05) ودرجة حرية الخطأ (25)و المأخوذ من جدول تحليل التباين و الجدول (3-17) يبين هذه القيم:

الجدول (3-17): قيم المدى المعنوي SSR

R	2	3	4	5	6
S.S.R	2.29	3.07	3.15	3.22	3.28

ث- نحسب قيم المدى المعنوي الاصغرL.S.R بتطبيق المعادلة (2-19) الواردة في الجانب النظري والنتائج كما موضحة في الجدول (3-18):

الجدول(3-18): قيم المدى المعنوي الاصغر L.S.R

R	2	3	4	5	6
L.S.R	7.1722	9.6152	9.8658	10.0850	10.2729

ج- ومن ثم نقارن الفروق الموجبة بين متوسطات المعالجات مع قيم المدى المعنوي الاصغر كما في الجدول (3-19):

الجدول (3-19): مقارنة الفروقات بين المتوسطات والمعيار(L.S.R) لعامل وزن الطفل

ترتيب المتوسطات تصاعديا	الفرق بين كل متوسطين بالنسبة لعامل وزن الطفل (di)	المدى المعنوي الاصغر (L.S.R)
$\bar{Y}_6 = 1$	$d_1=\bar{Y}_3 - \bar{Y}_6 = 36.83$	10.27296*
$\bar{Y}_1 = 3$	$d_2=\bar{Y}_3 - \bar{Y}_1 = 34.83$	10.08504*
$\bar{Y}_5 = 5.33$	$d_3=\bar{Y}_3 - \bar{Y}_5 = 32.5$	9.8658*
$\bar{Y}_2 = 15.833$	$d_4=\bar{Y}_3 - \bar{Y}_2 = 21.997$	9.61524*
$\bar{Y}_4 = 27$	$d_5=\bar{Y}_3 - \bar{Y}_4 = 10.83$	7.17228*
$\bar{Y}_3 = 37.83$	$d_6=\bar{Y}_4 - \bar{Y}_6 = 26$	10.08504*
$\bar{Y}_6 = 1$	$d_7=\bar{Y}_4 - \bar{Y}_1 = 24$	9.8658*
	$d_8=\bar{Y}_4 - \bar{Y}_5 = 21.67$	9.61524*
	$d_9=\bar{Y}_4 - \bar{Y}_2 = 11.167$	7.17228*
	$d_{10}=\bar{Y}_2 - \bar{Y}_6 = 14.833$	9.8658*
	$d_{11}=\bar{Y}_2 - \bar{Y}_1 = 12.833$	9.61524*
	$d_{12}=\bar{Y}_2 - \bar{Y}_5 = 10.503$	7.17228*
	$d_{13}=\bar{Y}_5 - \bar{Y}_6 = 4.33$	9.61524
	$d_{14}=\bar{Y}_5 - \bar{Y}_1 = 2.33$	7.17228
	$d_{15}=\bar{Y}_1 - \bar{Y}_6 = 2$	7.17228

ح- النتائج في الجدول (3- 19) توضح عن طريق مقارنة الفرق المعنوي الاصغر لقيمة (LSR) المذكورة آنفاً مع قيمة الفرق بين اي متوسطين (di). ان جميع الفروق لمتوسطات فئات وزن الطفل اظهرت فروق معنوية عدا الفرق بين المعالجة الخامسة التي تمثل فئات وزن الطفل عندما يتراوح بين (4000-5000)غم والمعالجة السادسة تمثل فئات وزن الطفل عندما يتراوح (5000-6000)غم كانت

غير معنوية, كذلك الفرق بين المعالجة الخامسة التي تمثل فئات وزن الطفل عندما يتراوح بين (4000-5000)غم والمعالجة الاولى التي تمثل فئات وزن الطفل عندما تكون اقل من 1000غم , كذلك الفرق بين المعالجة السادسة التي تمثل فئات وزن الطفل عندما تتراوح بين (5000-6000)غم والمعالجة الاولى عندما تكون فئات وزن الطفل اقل من 1000غم.

3-2-3 التجربة الثالثة : تمثل دراسة تأثير المتغيرين مدة الحمل وعمر الام حسب مستويات كل منهما على متغير الاستجابة حالات الاسقاط والجدول (3-20) يوضح بيانات هذه التجربة.

الجدول (3-20): حالات الاسقاط حسب مستويات المتغيرين مدة الحمل وعمر الام

عمر الأم (سنة) / مدة الحمل (اسبوع)	اقل من 20	25-20	30-25	35-30	40-35	اكثر من 40
اقل من 25	0	6	1	1	0	1
30-25	11	24	26	27	16	5
35-30	21	34	40	33	25	12
اكثر من 35	25	75	55	43	41	18

اولاً :اختبار فروض تحليل التباين

باتباع الخطوات واختبار الفرضيات الخاصة بفروض تحليل التباين نفسها كما في التجارب السابقة الاولى والثانية تم التوصل للنتائج الآتية:

1- اختبار التوزيع الطبيعي

تم اختبار هذا الفرض للعاملين مدة الحمل وعمر الأم في التجارب السابقة وتبين ان البيانات لهذين العاملين لا تتبع التوزيع الطبيعي .

2- اختبار تجانس التباينات للمتغيرين مدة الحمل وعمر الأم

تم استعمال اختبار ليفين Leven Test لاختبار فرض تجانس التباينات لمستويات العاملين مدة الحمل وعمر الأم وكانت النتائج كما في الجدول (3-21):

الجدول (3-21):نتائج اختبار Levene Test لعامل مدة الحمل وعمر الأم

العامل	احصاءة الاختبار	الاحتمال (P-value)
مدة الحمل	3.60	0.031
عمر ألأم	0.78	0.580

تبين نتائج الجدول (3-21) ان قيمة الاحتمال P-value=0.031 وهي اقل من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني رفض فرضية العدم التي تشير الى تجانس التباينات .اما بالنسبة لعامل عمر الأم تبين النتائج ان قيمة الاحتمالP-value=0.580 اكبر من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني قبول فرضية العدم التي تشير الى تجانس التباينات لمستويات فئات عمر الأم.

3- اختبار الاستقلال بين المتغيرين مدة الحمل عمر الأم

تم استعمال اختبار مربع كآي chi-square لاختبار الاستقلال بين المتغيرين مدة الحمل وعمر الأم وكانت النتيجة كما موضحة في الجدول (3-22):

الجدول (3-22)نتائج اختبار مربع كآي للاستقلالية

احصاءة الاختبار	درجات الحرية (df)	الاحتمال P-value
17.677	15	0.28

تبين نتائج الجدول (3-22) ان قيمة الاحتمال0.28= P-value اكبر من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني قبول فرضية العدم التي تنص على ان المتغيرات مستقلة ورفض الفرضية البديلة التي تشير الى ان المتغيرات غير مستقلة.

ثانياً :التحليل الاحصائي

يتم تحليل البيانات وفق تصميم القطاعات الكاملة العشوائية. وحسب الخطوات الاتية:

1- صياغة الفرضيات الاحصائية الخاصة لاختبار تأثير القطاعات والمعالجات كما وردت في الفصل الثاني (الجانب النظري) وفي التجارب السابقة التي تم تحليلها .

2- حساب احصاءة الاختبار لاختبار F عن طريق بناء جدول تحليل التباين وبتطبيق الصيغ الواردة

في الجدول (2-2) اذ جرى حساب مجاميع المربعات لمصادر التباين باستعمال البرنامج الاحصائي الجاهز (Spss18) وتم التوصل للنتائج كما في الجدول (3-23)و كالاتي:

الجدول(3-23) :نتائج تحليل التباين الثنائي لتصميم القطاعات الكاملة العشوائية لبيانات التجربة الثالثة

مصدر الاختلاف Sourc of variation	مجموع المربعات Sum of Squares	درجات الحرية Degree of Freedom	متوسط المربعات Mean of Squares	قيمة (F) المحسوبة F ratio	Sig.
بين القطاعات SSR	5389.333	3	1796.444	23.551	0.000
بين المعالجات SSC	1922.500	5	384.500	5.041	0.007
الخطأ التجريبي SSE	1144.167	15	76.278		
الكلي SST	8456.000	23			

اظهرت نتائج الجدول (3-23) لتحليل التباين الثنائي لتصميم القطاعات الكاملة العشوائية عن معنوية الفروق بين تأثير القطاعات (الصفوف) والتي تمثل المتغيرمدة الحمل كذلك معنوية الفروق بين تأثير المعالجات (الاعمدة) والتي تمثل المتغير عمر الأم وذلك لان قيمة P-value في الحالتين للقطاعات P-value =0.000 والمعالجات P-value =0.007 كانت أقل من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني رفض فرضية العدم والقبول بالفرضية البديلة اي توجد فروق معنوية جوهرية بين تأثير عامل عمر الأم ومدة الحمل على متغير الاستجابة حالات الاسقاط . وهذا يمكننا من استعمال اسلوب المقارنات المتعددة لمعرفة اي معالجة من المعالجات واي قطاع من القطاعات مختلفة عن الاخريات والتي سببت هذا الرفض.

ثالثاً: المقارنات المتعددة

في هذه الفقرة سنوجز نتائج التحليل للأخطاء المعيارية وبالاعتماد على تطبيق طريقة دنكان للمدى المتعدد Duncan Multiple Range Test الواردة في الفصل الثاني (الجانب النظري) وحسب الخطوات الاتية:

أ- صياغة الفرضية الاحصائية كما وردت في التجربة الاولى.

ب- ترتيب متوسطات حالات الاسقاط تصاعديا حسب فئات عامل مدة الحمل كما في الجدول (3-26) عدد المقارنات يكون عبارة عن عدد التوافيق لعدد المستويات هو 6= C_2^4

ت- حساب قيمة الخطأ المعياري حسب الصيغة (2-18) الواردة في الفصل الثاني وكالاتي:

$$S_{\bar{y}_i} = \sqrt{\frac{76.278}{6}} = 3.5655$$

ث- من جدول دنكان تم تحديد قيم المدى المعنوي SSR على وفق مستوى المعنوية (0.05) ودرجة حرية الخطأ(20) المأخوذة من جدول تحليل التباين وتم ترتيب هذه القيم في الجدول (3-24):

الجدول (3-24): قيم المدى المعنوي SSR

R	2	3	4
S.S.R	3.01	3.16	3.25

ج- نحسب قيم المدى المعنوي الاصغرL.S.R وحسب الصيغة (2-19) الواردة في الجانب النظري , وتم وضع النتائج في الجدول (3-25):

الجدول (3-25): قيم المدى المعنوي الاصغرL.S.R

R	2	3	4
L.S.R	10.732155	11.26698	11.587875

ج- باستعمال القيم في الجدول (3-25) ومقارنتها مع الفرق الموجب بين المتوسطات كما في الجدول (3-26) تم تحديد الفروق المعنوية والتي يكون فيها الفرق الموجب أكبر من المعيار (L.S.R).

الجدول (3-26): مقارنة الفروقات بين المتوسطات والمعيار(L.S.R) لعامل مدة الحمل

ترتيب المتوسطات تصاعديا	الفرق بين كل متوسطين بالنسبة لعامل مدة الحمل (di)	المدى المعنوي الاصغر (L.S.R)
$\bar{Y}_1 = 1.5$	$d_1=\bar{Y}_4 - \bar{Y}_1 = 41.33$	11.587875*
$\bar{Y}_2 = 18.17$	$d_2=\bar{Y}_4 - \bar{Y}_2 = 24.66$	11.26698*
$\bar{Y}_3 = 27.5$	$d_3=\bar{Y}_4 - \bar{Y}_3 = 15.33$	10.732155*
$\bar{Y}_4 = 42.83$	$d_4=\bar{Y}_3 - \bar{Y}_1 = 26$	11.26698
	$d_5=\bar{Y}_3 - \bar{Y}_2 = 9.33$	10.732155*
	$d_6=\bar{Y}_2 - \bar{Y}_1 = 16.67$	10.732155*

ح- النتائج في الجدول (3-26) توضح عن طريق مقارنة الفرق لقيمة (LSR) مع قيمة الفرق بين اي متوسطين (di). اظهرت جميع الفروق بين فئات عامل مدة الحمل معنوية هذه الفئات عدا الفرق بين القطاع الثالث الذي يمثل مدة الحمل عندما تتراوح بين (25-30) اسبوعاً والقطاع الاول عندما تكون مدة الحمل اقل من 20 اسبوعاً إذ كانت غير معنوي.. ونستعمل الخطوات نفسها في حالة القطاعات لمقارنة متوسطات المعالجات (فئات عمر الام)

أ- ترتيب متوسطات حالات الاسقاط تصاعديا حسب فئات عامل عمر الأم كما في الجدول (3-29) :

عدد المقارنات يكون عبارة عن التوافيق لعدد المستويات $C_2^6 = 15$ *مقارنة*

ب- حساب قيمة الخطأ المعياري حسب الصيغة (2-18) الواردة في الفصل الثاني:

$$S_{\bar{y}_i} = \sqrt{\frac{76.278}{4}} = 4.3669$$

ت- من جدول دنكان تم تحديد قيم المدى المعنوي SSR على وفق مستوى المعنوية (0.05) ودرجة حرية الخطأ(20) والمأخوذة من جدول تحليل التباين وتم ترتيب النتائج في الجدول (3-27):

الجدول (3-27): قيم المدى المعنوي SSR

R	2	3	4	5	6
S.S.R	3.01	3.16	3.25	3.31	3.36

ث- ونحسب قيم المدى المعنوي الاصغر L.S.R حسب الصيغة (2-19)الواردة بالفصل الثاني وترتيب هذه القيم في الجدول (3-28) كالآتي:

الجدول (3-28): قيم المدى المعنوي الاصغرL.S.R

R	2	3	4	5	6
L.S.R	13.14436	13.79940	14.19242	14.45444	14.67278

ج- ومن ثم نقارن الفروق الموجبة بين متوسطات المعالجات مع قيم المدى المعنوي الاصغر كما في الجدول (3-29) :

الجدول (3-29): مقارنة الفروقات بين المتوسطات والمعيار(L.S.R) عمر الام

ترتيب المتوسطات تصاعديا	الفرق بين كل متوسطين بالنسبة لعامل عمر الام (di)	المدى المعنوي الاصغر (L.S.R)
$\bar{Y}_6 = 9$	$d_1=\bar{Y}_2 - \bar{Y}_6 = 25.75$	14.67278*
$\bar{Y}_1 = 14.25$	$d_2=\bar{Y}_2 - \bar{Y}_1 = 20.5$	14.45444*
$\bar{Y}_5 = 20.5$	$d_3=\bar{Y}_2 - \bar{Y}_5 = 14.25$	14.19242*
$\bar{Y}_4 = 26$	$d_4=\bar{Y}_2 - \bar{Y}_4 = 8.75$	13.79940
$\bar{Y}_3 = 30.5$	$d_5=\bar{Y}_2 - \bar{Y}_3 = 4.25$	13.14436
$\bar{Y}_2 = 34.75$	$d_6=\bar{Y}_3 - \bar{Y}_6 = 21.5$	14.45444*
	$d_7=\bar{Y}_3 - \bar{Y}_1 = 16.25$	14.19242*
	$d_8=\bar{Y}_3 - \bar{Y}_5 = 10$	13.79940
	$d_9=\bar{Y}_3 - \bar{Y}_4 = 4.5$	13.14436
	$d_{10}=\bar{Y}_4 - \bar{Y}_6 = 17$	14.19242*
	$d_{11}=\bar{Y}_4 - \bar{Y}_1 = 11.75$	13.79940
	$d_{12}=\bar{Y}_4 - \bar{Y}_5 = 5.5$	13.14436
	$d_{13}=\bar{Y}_5 - \bar{Y}_6 = 11.5$	13.79940
	$d_{14}=\bar{Y}_5 - \bar{Y}_1 = 6.25$	13.14436
	$d_{15}=\bar{Y}_1 - \bar{Y}_6 = 5.25$	13.14436

والنتائج في الجدول (3-29)توضح عن طريق مقارنة الفرق لقيمة (LSR) مع قيمة الفرق بين اي متوسطين (di). من هذا يتبين ان d_1 الذي يمثل الفرق بين المعالجة السادسة اي عندما يكون عمر الأم اكثر من 40 سنة والمعالجة الثانية عندما يتراوح عمر الأم بين (25-20) سنة قد اظهر فروقا معنوية

اكثر من البقية والذي يليه المستوى d_2 و تمثل الفرق بين المعالجة الاولى عندما يكون عمر الام اقل من 20 سنة والمعالجة الثانية عندما يتراوح عمر الأم بين (20-25) سنة d_3 الذي يمثل الفرق بين المعالجة الثانية عنما يتراوح عمر الام (20-25) سنة والمعالجة الخامسة عندما يتراوح عمر الام بين (35-40) سنة , وd_6 الفرق بين المعالجة السادسة عندما يكون عمر الام اكثر من 40 سنة والمعالجة الثالثة عندما يتراوح عمر الأم بين (25-30) سنة و d_7 الفرق بين المعالجة الاولى عندما يكون عمر الام اقل من 20 سنة والمعالجة الثالثة يتراوح بين (25-30) سنة وd_{10} تمثل الفرق بين المعالجة السادسة عندما يكون عمر الام اكثر من 40 سنة والمعالجة الرابعة عندما يتراوح عمر الأم بين (30-35) سنة .

4-2-3 التجربة الرابعة : دراسة تأثير المتغيرين مهنة الأم – وعمر الأم حسب مستويات كل منهما على متغير الاستجابة حالات الاسقاط والجدول (3-30) يوضح بيانات هذه التجربة.

الجدول (3-30) : بيانات تأثير المتغيرين مهنة الأم وعمر الأم على حالات الاسقاط .

مهنة الأم / عمر الأم (سنة)	مهن طبية	مهن تعليمية	موظفة	طالبة	ربة بيت
اقل من 20	0	0	2	0	55
25-20	0	1	4	1	133
30-25	0	2	6	1	113
35-30	1	3	3	0	97
40-35	0	0	2	0	80
اكثر من 40	0	0	3	0	33

اولاً:اختبار فروض تحليل التباين

باتباع الخطوات لاختبار فروض تحليل التباين نفسها في التجارب السابقة تم التوصل الى النتائج الاتية:

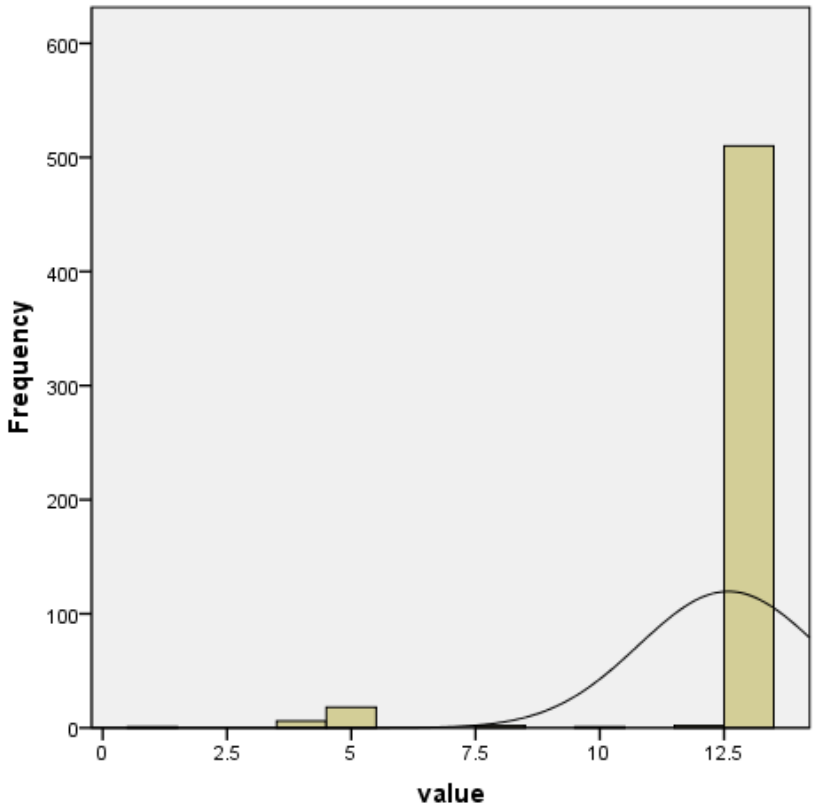
1- اختبار التوزيع الطبيعي.

بالنسبة لعامل عمر الأم تم اختبار فرض التوزيع الطبيعي لهذا العامل في التجارب السابقة أما بالنسبة لعامل مهنة الأم تم اختباره هنا وكانت النتائج كما في الجدول (3-31):

الجدول (3-31): نتائج اختبار كلومجروف_ سيمرنوف لعامل مهنة الأم

احصاءة الاختبار	عدد المشاهدات	P-value الاحتمال
0.536	540	0.000

نلحظ من النتائج في الجدول (3-31) ان قيمة P-value = 0.0000 اقل من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني رفض فرضية العدم التي تشير الى ان البيانات تتبع التوزيع الطبيعي وقبول الفرضية البديلة التي تشير الى ان البيانات لا تتبع التوزيع الطبيعي. والشكل (3-4) يؤكد هذه النتيجة.



الشكل (3-4) : يوضح المدرج التكراري الذي يمثل توزيع البيانات لعامل مهنة الأم.

تبين النتائج في الشكل (3-4) ان منحى التوزيع للبيانات لا يتبع التوزيع الطبيعي.

2- اختبار تجانس التباينات للمتغيرين مهنة الام وعمر الام

كما في التجربة الاولى تم استعمال اختبار ليفين لاختبار تجانس التباينات لمستويات عامل مهنة الأم ومستويات عامل عمر الأم وكانت النتائج كما في الجدول (3-32) :

الجدول (3-32) :نتائج اختبار Levene Test لعامل مهنة الأم و عمر الأم

العامل	احصاءة الاختبار	الاحتمال (P-value)
مهنة الأم	13.33	0.0000
عمر الأم	0.18	0.969

توضح نتائج الجدول (3-32) ان قيمة الاحتمال P-value=0.0000 لعامل مهنة الأم وهي اقل من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني رفض فرضية العدم التي تشير الى تجانس التباينات .

اما العامل عمر الأم تبين ان قيمة الاحتمال P-value= 0.969 وهي اكبر من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني قبول فرضية العدم التي تشير الى ان التباينات متجانسة ورفض الفرضية البديلة التي تشير الى ان التباينات غير متجانسة .

3- اختبار الاستقلال بين المتغيرين مهنة الام وعمر الام

كما في التجربة الاولى تم استعمال اختبار مربع كآي لاختبار فرض الاستقلال وكانت نتيجة الاختبار كما في الجدول (3-33):

الجدول (3-33) : نتائج اختبار مربع كآي للاستقلال بين المتغيرين مهنة الام وعمر الأم

احصاءة الاختبار	درجات الحرية (df)	الاحتمال P-value
15.325	20	0.7575

تبين نتائج الجدول (3-33) ان قيمة الاحتمال0.7575= P-value اكبر من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني قبول فرضية العدم التي تنص على ان المتغيرات مستقلة ورفض الفرضية البديلة التي تشير الى ان المتغيرات غير مستقلة.

ثانياً: التحليل الاحصائي

يتم تحليل البيانات وفق تصميم القطاعات الكاملة العشوائية وباستعمال اسلوب تحليل التباين الثنائي المعلمي حسب الخطوات الآتية.

1- صياغة الفرضيات الاحصائية الخاصة لاختبار تأثير القطاعات والمعالجات كما وردت في الفصل الثاني (الجانب النظري) وهي كما في تحليل التجربة الاولى.

2- حساب إحصاءه الاختبار لاختبار F عن طريق بناء جدول تحليل التباين وبتطبيق الصيغ الواردة في الجدول (2-2) اذ جرى حساب مجاميع المربعات لمصادر التباين باستعمال البرنامج الاحصائي الجاهز (Spss18) وتم التوصل للنتائج في الجدول (3-34) و كالاتي:

الجدول(3-34):نتائج جدول تحليل التباين الثنائي لتصميم القطاعات الكاملة العشوائية للتجربة الرابعة

مصدر الاختلاف Sourc of variation	مجموع المربعات Sum of Squares	درجات الحرية Degree of Freedom	متوسط المربعات Mean of Squares	قيمة (F) المحسوبة F ratio	Sig.
بين القطاعات SSR	1538	5	307.6	1.151	0.367
بين المعالجات SSC	33873.667	4	8468.417	31.691	0.000
الخطأ التجريبي SSE	5344.333	20	267.217		
الكلي SST	40756.000	29			

اظهرت النتائج في الجدول(3-34) لتحليل التباين الثنائي لتصميم القطاعات الكاملة العشوائية عن عدم معنوية الفروق بين تأثير القطاعات (الصفوف) والتي تمثل المتغير عمر الأم وذلك لان قيمة P-value=0.367 وهي اكبر من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني قبول فرضية العدم ورفض الفرضية البديلة اي لا توجد فروق معنوية لتأثير عامل عمر الأم في حالات الاسقاط . اما بالنسبة لعامل مهنة الام والذي يمثل تأثير المعالجات (الاعمدة) اظهرت النتائج عن المعنوية لتأثير هذا العامل لان قيمة P-value=0.0000 أقل من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني رفض فرضية العدم والقبول بالفرضية البديلة اي توجد فروق معنوية جوهرية بين تأثير عامل مهنة الام في متغير الاستجابة حالات الاسقاط . وهذا يمكننا من استعمال اسلوب المقارنات المتعددة لمعرفة اي معالجة من المعالجات مختلفة عن الاخريات والتي سببت هذا الرفض.

ثالثاً:المقارنات المتعددة

في هذه الفقرة سنوجز نتائج التحليل للأخطاء المعيارية وبالاعتماد على تطبيق اختبار دنكان للمدى المتعدد Duncan Multiple Range Test الواردة في الفصل الثاني (الجانب النظري)وحسب الخطوات الآتية**:**

أ- ترتيب متوسطات حالات الاسقاط تصاعديا حسب فئات عامل مهنة الأم كما في الجدول (3-37):

عدد المقارنات يكون عبارة عن التوافيق لعدد المستويات $C_2^5 = 10$

ب- ومن ثم حساب المعيار لقيمة الخطأ حسب الصيغة (2-18) الواردة في الفصل الثاني :

$$S_{\bar{y}_i} = \sqrt{\frac{267.217}{6}} = 6.6735$$

ت-ومن جدول دنكان تم تحديد قيم المدى المعنوي SSR على وفق مستوى المعنوية (0.05) ودرجة حرية الخطأ (20) والجدول (3-35) يبين هذه القيم:

الجدول (3-35): قيم المدى المعنوي SSR

R	2	3	4	5
S.S.R	2.95	3.10	3.18	3.25

ث- نحسب قيم المدى المعنوي الاصغرL.S.R حسب الصيغة (2-19) الواردة في الفصل الثاني ونرتبها كما في الجدول (3-36) :

الجدول (3-36): قيم المدى المعنوي الاصغرL.S.R

R	2	3	4	5
L.S.R	19.686943	20.687974	21.2218572	21.689005

ج- ومن ثم نقارن الفروق الموجبة بين متوسطات المعالجات مع قيم المدى المعنوي الاصغر كما في الجدول (3-37):

الجدول (3-37): مقارنة الفروقات بين المتوسطات والمعيار(L.S.R) لعامل مهنة الام

ترتيب المتوسطات تصاعديا	الفرق بين كل متوسطين بالنسبة لعامل مهنة الام (di)	المدى المعنوي الاصغر (L.S.R)
$\bar{Y}_1 = 0.167$	$d_1=\bar{Y}_5 - \bar{Y}_1 = 85$	21.689005*
$\bar{Y}_4 = 0.333$	$d_2=\bar{Y}_5 - \bar{Y}_4 = 84.834$	21.2218572*
$\bar{Y}_2 = 1$	$d_3=\bar{Y}_5 - \bar{Y}_2 = 84.167$	20.687974*
$\bar{Y}_3 = 3.333$	$d_4=\bar{Y}_5 - \bar{Y}_3 = 81.834$	19.686943*
$\bar{Y}_5 = 85.167$	$d_5=\bar{Y}_3 - \bar{Y}_1 = 3.166$	21.2218572
	$d_6=\bar{Y}_3 - \bar{Y}_4 = 3$	20.687974
	$d_7=\bar{Y}_3 - \bar{Y}_2 = 2.333$	19.686943
	$d_8=\bar{Y}_2 - \bar{Y}_1 = 0.833$	20.687974
	$d_9=\bar{Y}_2 - \bar{Y}_4 = 0.667$	19.686943
	$d_{10}=\bar{Y}_4 - \bar{Y}_1 = 0.166$	19.686943

النتائج في الجدول (3-37) توضح عن طريق مقارنة الفرق لقيمة (LSR) المذكورة آنفاً مع قيمة الفرق بين اي متوسطين (di) وفي حالة ان يكون الفرق (di) اكبر من قيمة (LSR) فهو معنوي. من هذا يتبين ان d_1 الذي يمثل الفرق بين القطاع الاول عندما تمثل مهنة الام مهن طبية والقطاع والخامس عندما تكون مهنة الأم ربة بيت قد اظهرت فروقا معنوية اكثر من البقية والذي يليه المستوى d_2 والذي يمثل الفرق بين القطاع الرابع عندما تكون مهنة الأم طالبة والقطاع الخامس عندما تكون الأم ربة بيت, و d_3 والذي يمثل الفرق بين القطاع الثاني عندما تكون مهنة الأم تعليمية والقطاع الخامس عندما تكون الأم ربة بيت وd_4 يمثل الفرق بين القطاع الخامس عندما تكون الأم ربة بيت والقطاع الثالث عندما تكون الأم موظفة أيّ إن مهنة الأم عندما تكون ربة بيت أظهرت اختلاف معنوي بالنسبة لباقي المهن .

5-2-3 التجربة الخامسة : دراسة تأثير المتغيرين (مهنة الام – ووزن الطفل) حسب مستويات كل منهما على متغير الاستجابة حالات الاسقاط والجدول (3-38) يوضح بيانات هذه التجربة.

الجدول (3-38): حالات الاسقاط حسب مستويات المتغيرين مهنة الأم – ووزن الطفل

مهنة الأم / وزن الطفل (غم)	مهن طبية	مهن تعليمية	موظفة	طالبة	ربة بيت
اقل من 1000	0	0	3	0	15
1000-2000	0	1	2	0	92
2000-3000	0	1	10	2	214
3000-4000	1	4	3	0	154
4000-5000	0	0	2	0	30
5000-6000	0	0	0	0	6

اولاً: اختبار فروض تحليل التباين

باتباع الخطوات لاختبار فروض تحليل التباين نفسها في التجارب السابقة تم التوصل الى النتائج الاتية:

1- اختبار التوزيع الطبيعي.

تم اختبار هذا الفرض لهذين ا لعاملين في التجارب السابقة وبينت النتائج بأن هذين العاملين لا يتبعان التوزيع الطبيعي .

2- اختبار تجانس التباينات للمتغيرين مهنة الأم وزن الطفل

كما في التجارب السابقة تم استعمال اختبار ليفين لاختبار تجانس التباينات لمستويات عامل مهنة الأم ومستويات عامل ووزن الطفل وكانت النتائج كما في الجدول (3-39) :

الجدول (3-39):نتائج اختبار Levene Test لعامل مهنة الأم ووزن الطفل

العامل	احصاءة الاختبار	الاحتمال (P-value)
مهنة الأم	12.04	0.0000
ووزن الطفل	0.60	0.700

توضح نتائج الجدول (3-39) ان قيمة الاحتمال P-value=0.0000لعامل مهنة الأم وهي اقل من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني رفض فرضية العدم التي تشير الى تجانس التباينات وقبول الفرضية

البديلة التي تشير الى عدم تجانس التباينات .اما قيمة الاحتمال P-value= 0.700 لعامل وزن الطفل كانت اكبر من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني قبول فرضية العدم التي تشير الى ان التباينات متجانسة ورفض الفرضية البديلة التي تشير الى ان التباينات غير متجانسة .

3- اختبار الاستقلال بين المتغيرين مهنة الام ووزن الطفل

كما في التجارب السابقة تم استعمال اختبار مربع كآي , لاختبار فرض الاستقلال بين المتغيرين مهنة الام ووزن الطفل وكانت نتيجة الاختبار كما في الجدول (3-40):

الجدول (3-40):نتائج اختبار كاي تربيع للاستقلالية

احصاءة الاختبار	درجات الحرية (df)	الاحتمالP-value
21.049	20	0.3943

تبين نتائج الجدول (3-40) ان قيمة الاحتمال0.3943= P-value اكبر من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني قبول فرضية العدم التي تنص على ان المتغيرات مستقلة ورفض الفرضية البديلة التي تشير الى ان المتغيرات غير مستقلة.

ثانياً: التحليل الاحصائي

يتم تحليل البيانات وفق تصميم القطاعات الكاملة العشوائية. وحسب الخطوات الاتية:

1- صياغة الفرضيات الاحصائية الخاصة لاختبار تأثير القطاعات والمعالجات كما وردت في الفصل الثاني (الجانب النظري) وفي التجارب السابقة التي تم تحليلها .

2- حساب احصاءة الاختبار لاختبار F عن طريق بناء جدول تحليل التباين وبتطبيق الصيغ الواردة في الجدول (2-2) اذ جرى حساب مجاميع المربعات لمصادر التباين باستعمال البرنامج الاحصائي الجاهز (Spss18) وتم التوصل للنتائج في الملحق(1) وكالاتي:

اظهرت نتائج تحليل التباين الثنائي لتصميم القطاعات الكاملة العشوائية عن عدم معنوية الفروق بين تأثير القطاعات (الصفوف) والتي تمثل المتغير وزن الطفل وذلك لان قيمة P-value =0.372 كانت اكبر من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني قبول فرضية العدم.وتبين ايضا معنوية الفروق بين تأثير المعالجات (الاعمدة) والتي تمثل المتغير مهنة الأم وذلك لان قيمة P-value =0.002 كانت أقل من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني رفض فرضية العدم والقبول بالفرضية البديلة اي توجد فروق معنوية جوهرية بين تأثير عامل عمر الأم ومدة الحمل على متغير الاستجابة حالات الاسقاط . وهذا يمكننا من استعمال اسلوب المقارنات المتعددة لمعرفة اي معالجة من المعالجات واي قطاع من القطاعات مختلفة عن الاخريات والتي سببت هذا الرفض.

ثالثاً:المقارنات المتعددة

في هذه الفقرة سنوجز نتائج التحليل للأخطاء المعيارية وبالاعتماد على تطبيق اختبار دنكان للمدى المتعدد Duncan Multiple Range Test الواردة في الفصل الثاني (الجانب النظري)وحسب الخطوات الآتية**:**

أ- ترتيب متوسطات حالات الاسقاط تصاعديا حسب فئات عامل مهنة الأم كما في الجدول (3-43):

ب- ومن ثم حساب المعيار لقيمة الخطأ حسب الصيغة (2-18) الواردة في الفصل الثاني :

الجدول(3-41): قيم المدى المعنوي SSR

R	2	3	4	5
S.R	2.95	3.10	3.18	3.25

ت-ومن جدول دنكان تم تحديد قيم المدى المعنوي SSR على وفق مستوى المعنوية (0.05) ودرجة حرية الخطأ (20) والجدول (3-42) يبين هذه القيم:

الجدول(3-42): قيم المدى المعنوي الاصغرL.S.R

R	2	3	4	5
L.S.R	44.8813	47.1634	48.38052	49.4455

ومن ثم نقارن الفروق الموجبة بين متوسطات المعالجات مع قيم المدى المعنوي الاصغر كما في الجدول (3-43):

الجدول (3-43): مقارنة الفروقات بين المتوسطات والمعيار(L.S.R) لعامل مهنة الام

الفرق بين كل متوسطين بالنسبة لعامل مهنة الام (di)	المدى المعنوي الاصغر (L.S.R)	ترتيب المتوسطات تصاعديا
$d_1=\overline{Y}_5-\overline{Y}_1=85*$	49.4455	$\overline{Y}_5$
$d_2=\overline{Y}_5-\overline{Y}_4=84.834*$	48.38052	$\overline{Y}_1$
$d_3=\overline{Y}_5-\overline{Y}_2=84.167*$	47.1634	$\overline{Y}_4$
$d_4=\overline{Y}_5-\overline{Y}_3=81.834*$	44.8813	$\overline{Y}_2$
$d_5=\overline{Y}_3-\overline{Y}_1=3.166$	48.38052	$\overline{Y}_3$
$d_6=\overline{Y}_3-\overline{Y}_4=3$	47.1634	
$d_7=\overline{Y}_3-\overline{Y}_2=2.333$	44.8813	
$d_8=\overline{Y}_2-\overline{Y}_1=0.833$	47.1634	
$d_9=\overline{Y}_2-\overline{Y}_4=0.667$	44.8813	
$d_{10}=\overline{Y}_5-\overline{Y}_3=0.167$	44.8813	

تبين من نتائج الجدول (3-43) وجود فروق معنوية بين القطاع الاول (مهن طبية)والقطاع الخامس (ربة بيت), والقطاع الرابع (طالبة) والقطاع الخامس (ربة بيت) , والقطاع الثاني (مهن تعليمية) والخامس (ربة بيت) , كذلك القطاع الثالث عندما تكون الأم (موظفة) والقطاع الخامس عندما تكون الام (ربة بيت)

3-2-6 التجربة السادسة: دراسة تأثير المتغيرين مهنة الأم – مدة الحمل حسب مستويات كل منهما على متغير الاستجابة حالات الاسقاط كما في الجدول (3-44)

الجدول (3-44):بيانات تأثير المتغيرين مهنة الأم – مدة الحمل على متغير الاستجابة حالات الاسقاط

مهنة الأم / مدة الحمل (اسبوع)	مهن طبية	مهن تعليمية	موظفة	طالبة	ربة بيت
اقل من 25	0	0	1	0	8
25-30	0	2	2	0	105
35-30	0	0	13	2	150
اكثر من 35	1	4	3	0	248

اولاً:اختبار فروض تحليل التباين

باتباع الخطوات لاختبار فروض تحليل التباين نفسها في التجارب السابقة تم التوصل الى النتائج الاتية:

1- اختبار التوزيع الطبيعي.

تم اختبار فرض التوزيع الطبيعي لهذين العاملين في التجارب السابقة وتبين ان البيانات لا تتبع التوزيع الطبيعي .

2- اختبار تجانس التباينات للمتغيرين مهنة الأم ومدة الحمل

كما في التجارب السابقة تم استعمال اختبار ليفين لاختبار تجانس التباينات لمستويات عامل مهنة الأم ومستويات عامل مدة الحمل وكانت النتائج كما في الجدول (3-45):

الجدول (3-45):نتائج اختبار Levene Test لعامل مهنة الأم ومدة الحمل

العامل	احصاءة الاختبار	الاحتمال (P-value)
مهنة الأم	9.39	0.000
مدة الحمل	0.62	0.654

تبين نتائج الجدول (3-45) ان قيمة الاحتمال P-value=0.000 لعامل مهنة الأم اقل من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني رفض فرضية العدم التي تشير الى تجانس التباينات .اما بالنسبة لعامل مدة الحمل كانت نتيجة الاحتمال P-value=0.654 وهي اكبر من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني قبول فرضية العدم التي تشير الى تجانس التباينات ورفض الفرضية البديلة التي تشير الى عدم تجانس التباينات لمستويات هذا العامل .

3- اختبار الاستقلال بين المتغيرين مهنة الأم ومدة الحمل

كما في التجارب السابقة تم استعمال اختبار مربع كآي , لاختبار فرض الاستقلال بين المتغيرين مهنة الام ومدة الحمل وكانت نتيجة الاختبار كما في الجدول (3-46):

الجدول (3-46) :نتائج اختبار كاي تربيع للاستقلالية

احصاءة الاختبار	درجات الحرية (df)	الاحتمالP-value
24.645	16	0.07633

تبين نتائج الجدول (3-46) ان قيمة الاحتمال P-value=0.07633 اكبر من مستوى المعنوية0.05 وهذا يعني قبول فرضية العدم التي تنص على ان المتغيرات مستقلة ورفض الفرضية البديلة التي تشير الى ان المتغيرات غير مستقلة .

ثانياً: التحليل الاحصائي

باتباع نفس الخطوات في التجارب السابقة واستعمال نفس البرامج الاحصائية اظهرت نتائج تحليل التباين الثنائي لتصميم القطاعات الكاملة العشوائية عن عدم معنوية الفروق بين تأثير القطاعات المتمثلة بالعامل مدة الحمل وذلك لان قيمة P-value=0. 39 وهي اكبر من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني قبول فرضية العدم اي عدم وجود فروق معنوية لتأثير هذا العامل على حالات الاسقاط . وتبين ايضا معنوية الفروق بين تأثير المعالجات (الاعمدة) والتي تمثل المتغير مدة الحمل وذلك لان قيمة P-value P-value =0.005 كانت أقل من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني رفض فرضية العدم والقبول بالفرضية البديلة اي توجد فروق معنوية لتأثير عامل مدة الحمل على متغير الاستجابة حالات الاسقاط . وهذا يمكننا من استعمال اسلوب المقارنات المتعددة لمعرفة اي معالجة من المعالجات واي قطاع من القطاعات مختلفة عن الاخريات والتي سببت هذا الرفض.

ثالثاً: المقارنات المتعددة

في هذه الفقرة سنوجز نتائج التحليل للأخطاء المعيارية وبالاعتماد على تطبيق اختبار دنكان للمدى المتعدد Duncan Multiple Range Test الواردة في الفصل الثاني (الجانب النظري)وحسب الخطوات الآتية**:**

أ- ترتيب متوسطات حالات الاسقاط تصاعديا حسب فئات عامل مهنة الأم كما في الجدول (3-49):

ب- ومن ثم حساب المعيار لقيمة الخطأ حسب الصيغة (2-18) الواردة في الفصل الثاني :

الجدول(3-47): قيم المدى المعنوي SSR

R	2	3	4	5
S.R	3.00	3.15	3.23	3.30

ت-ومن جدول دنكان تم تحديد قيم المدى المعنوي SSR على وفق مستوى المعنوية (0.05) ودرجة حرية الخطأ (20) والجدول (3-48) يبين هذه القيم:

الجدول (3-48): قيم المدى المعنوي الاصغرL.S.R

R	2	3	4	5
L.S.R	61.5384	64.61532	66.256344	67.69224

ومن ثم نقارن الفروق الموجبة بين متوسطات المعالجات مع قيم المدى المعنوي الاصغر كما في الجدول (3-49):

الجدول (3-49): مقارنة الفروقات بين المتوسطات والمعيار(L.S.R) لعامل مدة الام

المدى المعنوي الاصغر (L.S.R)	الفرق بين كل متوسطين بالنسبة لعامل مدة الحمل (di)
67.69224	$d_1=\overline{Y}_5-\overline{Y}_1=127.5*$
66.256344	$d_2=\overline{Y}_5-\overline{Y}_4=127.25*$
64.61532	$d_3=\overline{Y}_5-\overline{Y}_2=126.25*$
61.5384	$d_4=\overline{Y}_5-\overline{Y}_3=123*$
66.256344	$d_5=\overline{Y}_3-\overline{Y}_1=4.5$
64.61532	$d_6=\overline{Y}_3-\overline{Y}_4=4.25$
61.5384	$d_7=\overline{Y}_3-\overline{Y}_2=3.25$
64.61532	$d_8=\overline{Y}_2-\overline{Y}_1=1.25$
61.5384	$d_9=\overline{Y}_2-\overline{Y}_4=1$
61.5384	$d_{10}=\overline{Y}_4-\overline{Y}_1=0.25$

تبين من نتائج الجدول (3-49) وجود فروق معنوية بين القطاع الاول (مهن طبية)والقطاع الخامس (ربة بيت), والقطاع الرابع (طالبة) والقطاع الخامس (ربة بيت) , والقطاع الثاني (مهن تعليمية) والخامس (ربة بيت) , كذلك القطاع الثالث عندما تكون الأم (موظفة) والقطاع الخامس عندما تكون الام (ربة بيت).

اما بخصوص نتائج التجارب الستة فقد اظهرت نتائج التحليل الاحصائي ان النتائج التي كانت في حالة الاختبارات المعلمية لا يمكن الاعتماد عليها لكون التجارب فقدت واحداً و اكثر من فروض تحليل التباين وما يؤكد هذه النتيجة ما حصل في التجربة الرابعة عندما قبلنا الفرضية الصفرية والتي تنص على عدم وجود فروق معنوية بين المعالجات, وعند اجراء المقارنات المتعددة تبين وجود اختلاف او فروق معنوية بين بعض المعالجات وهذا يقودنا الى استعمال الاختبارات اللامعلمية في مثل هذه الحالات كما في المبحث الآتي:

3-3 :تحليل البيانات بالطريقة اللامعلمية

سيتم تطبيق الاختبارات اللامعلمية التي تم ذكرها في الفصل الثاني على البيانات نفسها التي تم تحليلها بالطريقة المعلمية .وبتطبيق الاختبارات اللامعلمية على التجارب السابقة والتي تم تحليلها بالطريقة المعلمية الفقرة (3-2)وباستعمال برنامج StatXact vr.11 تم الحصول على النتائج الموضحة بالجدول (3-68) و(3-81) وكالآتي :

3-3-1: تحليل التباين الثنائي بطريقة فريدمان Friedman Test

كما اوضحنا في الفصل الثاني بأن اختبار فريدمان او ما يسمى بتحليل التباين الثنائي الرتبي يختبر الفرضيات عن تأثير المعالجات (الاعمدة فقط) ومن ثم فأن التجارب الستة تمثل تأثير كل عامل في حالات الاسقاط ويمكن توضيح خطوات هذا الاختبار كالآتي :

اولاً: اختبار الفرضيات

أ- صياغة الفرضية الاحصائية المذكورة في الجانب النظري في المعادلة (2-20).

ب- حساب احصاءة الاختبار المذكورة في الجانب النظري في المعادلة (2-21) اذ تم الحصول على قيمة احصاءة الاختبار ولجميع التجارب وباستعمال برنامج StatXact vr.11 تم الحصول على النتائج الموضحة في الجدول (3-50) وكالآتي :

الجدول (3-50):نتائج التحليل الثنائي المرتب لاختبار فريدمان

التجربة	احصاءة الاختبار	درجة الحرية (d.f)	P-value
التجربة الاولى	8.891	3	0.03078
التجربة الثانية	28.67	5	2.689e-005
التجربة الثالثة	15.15	5	0.009748
التجربة الرابعة	21.85	4	0.0002148
التجربة الخامسة	19.6	4	0.0005978
التجربة السادسة	15.57	4	0.00366

ج- القرار الاحصائي: تبين النتائج في الجدول (3-50) وجود فروق معنوية ذات دلالة احصائية وذلك لان قيمة P-value لجميع التجارب اقل من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني رفض فرضية العدم اي

وجود اختلافات في تأثير المعالجات (الاعمدة) المتمثلة بعامل مدة الحمل في التجربة الاولى وعامل وزن الطفل في التجربة الثانية وعامل عمر الأم في التجربة الثالثة وعامل مهنة الام في التجربة الرابعة والخامسة والسادسة . وعند رفض الفرضية الصفرية (H_0) يتبادر الى الذهن السؤال عن اي معالجة كانت السبب في الفروق او الاختلافات المعنوية , وهذا يقودنا الى استعمال اسلوب المقارنات المتعددة وحسب الخطوات التي تم ذكرها في الفصل الثاني وتم تطبيق هذا الاسلوب على تجارب الرسالة وتم الحصول على النتائج الآتية:

ثانياً: المقارنات المتعددة

1- المقارنات المتعددة للتجربة الاولى

تم استعمال اسلوب المقارنات المتعددة بالخطوات الموضحة في الجانب النظري وتم الحصول على النتائج الآتية:

أ- صياغة الفرضية الاحصائية كما وردت في الجانب النظري في المعادلة (2-23) وهي كالآتي:

$$H_0: R_i = R_j \qquad \cdots\cdots (1-3)$$

$$H_1: R_i \neq R_j$$

ب- حساب احصاءه الاختبار وفق الخطوات الموضحة بالجانب النظري في المعادلة (2-24) وهي كما يأتي:

$$|R_i - R_j| \geq CV \qquad \cdots\cdots (2-3)$$

$$CV = \boldsymbol{Z_{\bar{\alpha}}} \sqrt{\frac{\boldsymbol{cr(r+1)}}{\boldsymbol{6}}} \qquad \cdots\cdots (3-3)$$

$$\bar{\alpha} = \frac{\alpha}{r(r-1)} = \frac{0.05}{6(6-1)} = 0.00166 \simeq 0.002$$

ت- من جدول Z نجد أن قيمة Z للمساحة تحت المنحني (0.002) تساوي ($\boldsymbol{Z_{\bar{\alpha}}}$= 3.090)

$$CV = 3.090 \sqrt{\frac{4\times6(6+1)}{6}} = 16.3507$$

ث- ايجاد الرتب لبيانات التجربة الاولى جدول (3-1) كما في الجدول (3-51)

كذلك حساب الفرق المطلق $|R_i - R_j|$ بين مجاميع الرتب للمعالجات كما في الجدول (3-52)

ج- نقارن الفروق بين مجاميع الرتب للمعالجات لاتخاذ القرار الاحصائي المناسب ا ذ يتم مقارنة هذا الفرق $|R_i - R_j|$ مع دالة الاختبار CV اذا كان الجانب الايسر من المتباينة $|R_i - R_j|$ اكبر من الجانب الايمن CV فأننا نستنتج بوجود الاختلاف بين المعالجتين والعكس صحيح. وتمت مقارنة هذه الفروق كما في الجدول (3-51):

الجدول (3-51):يمثل الرتب لبيانات التجربة الاولى

مدة الحمل (اسبوع) / وزن الطفل (غم)	اقل من 25 (A)	25-30 (B)	30-35 (C)	اكثر من 35 (D)
اقل من 1000	1.5	4	3	1.5
1000-2000	1	4	3	2
2000-3000	1	2	3	4
3000-4000	1	2	3	4
4000-5000	1	2	3	4
5000-6000	2	2	2	4
$R_j = \sum_{i}^{r} r_{ij}$	7.5	16	17	19.5

الجدول (3-52): مقارنة الفروق لمجاميع رتب المعالجات مع المعيار CV

	R_1	R_2	R_3	R_4
R_1	0			
R_2	8.5	0		
R_3	9.5	1	0	
R_4	12	3.5	2.5	0
R_5				
R_6				

ج- القرار الاحصائي : ومن نتائج الجدول (3-52) يتبين عدم وجود فروق معنوية بين رتب المعالجات وذلك لكون جميع هذه الفروق المطلقة كانت اقل من المعيارCV . وهذه النتيجة تعني ان الحسابات كانت ضمن الخطأ المسموح به لأنه تم رفض الفرضية الصفرية وتم اجراء المقارنات المتعددة لمعرفة اي معالجة مختلفة عن الاخريات وتبين انه لا توجد اختلافات بين رتب المعالجات كون الفروق المطلقة لمجاميع رتب المعالجات أقل من المعيار CV.

2- المقارنات المتعددة للتجربة الثانية

بأتباع خطوات اسلوب المقارنات المتعددة للتجربة الاولى نفسها وبتطبيق صيغ وخطوات هذا الاسلوب على بيانات التجربة الثانية تم الحصول على النتائج الآتية:

أ- صياغة الفرضية الاحصائية كما في الصيغة$(3-1)$

ب- حساب احصاءة الاختبار كما في الصيغة (3-2)

$$\bar{\alpha} = 0.00166 \simeq 0.002$$

ت- من جدول Z نجد أن قيمة Z للمساحة (0.002) تساوي $(\boldsymbol{z_{\bar{\alpha}}}= 3.090)$

CV=20.0254

ث- حساب الرتب لبيانات التجربة الثانية كما في الجدول (3-53),ومن ثم حساب الفرق المطلق بين مجاميع الرتب للمعالجات ومقارنة كل فرق من هذه الفروق مع معيار الاختبار CV لاتخاذ القرار المناسب وتم مقارنة هذه الفروق وكانت النتائج كما في الجدول(3-54):

الجدول (3-53)الرتب لبيانات التجربة الثانية

وزن الطفل (غم) / عمر الام (سنة)	اقل من 1000 (A)	1000-2000 (B)	2000-3000 (C)	3000-4000 (D)	4000-5000 (E)	5000-6000 (F)
اقل من 20	2	4	6	5	3	1
25-20	3	4	6	5	2	1
30-25	1.5	4	6	5	3	1.5
35-30	2.5	4	6	5	2.5	1
40-35	2	4	6	5	3	1
فأكثر-40	1.5	4	5	6	3	1.5
$R_j = \sum_i^r r_{ij}$	12.5	24	35	31	16.5	7

الجدول (3-54): مقارنة الفروق لمجاميع رتب المعالجات مع المعيار CV

	R_1	R_2	R_3	R_4	R_5	R_6
R_1	0					
R_2	11.5	0				
R_3	22.5*	11	0			
R_4	18.5	7	4	0		
R_5	4	7.5	18.5	14.5	0	
R_6	5.5	17	28*	24*	9.5	0

القرار الاحصائي: نلاحظ من نتائج الجدول (3-54) ان هناك فروقاً معنوية بين مجاميع رتب المعالجات تتمثل بالفرق بين المعالجة الثالثة اي عندما يتراوح وزن الطفل بين (2000-3000)كغم والمعالجة السادسة عندما وزن الطفل يتراوح بين (5000-6000)كغم قد اظهرت اكبر فرق معنوي والتي تليها بين الرابعة (3000-4000)كغم والسادسة (5000-6000) كغم والتي تليها المعالجة الاولى عندما يكون وزن الطفل اقل من 1000والثالثة عندما يتراوح وزن الطفل (2000-3000)كغم.

3- المقارنات المتعددة للتجربة الثالثة

باتباع الخطوات في اختبار وتطبيق الصيغ نفسها تم الحصول على النتائج الآتية:

$\bar{\alpha} = 0.00416 \simeq 0.004$

من جدول Z نجد أن قيمة Z للمساحة (0.004) تساوي ($\boldsymbol{z_{\bar{\alpha}}}$= 2.576)

CV= 11.5202

حساب الرتب لبيانات التجربة الثالثة كما في الجدول (3-55),ومن ثم حساب الفرق المطلق بين مجاميع الرتب للمعالجات ومقارنة كل فرق من هذه الفروق مع معيار الاختبار CV لاتخاذ القرار المناسب وتم مقارنة هذه الفروق وكانت النتائج كما في الجدول(3-56):

الجدول (3-55): يمثل الرتب لبيانات التجربة الثالثة

عمر الام (سنة) / مدة الحمل (اسبوع)	اقل من 20 (A)	25-20 (B)	30-25 (C)	35-30 (D)	40-35 (E)	اكثر من 40 (F)
اقل من 25	1.5	6	4	4	1.5	4
30-25	2	4	5	6	3	1
35-30	2	5	6	4	3	1
اكثر من 35	2	6	5	4	3	1
$R_j = \sum_i^r r_{ij}$	7.5	21	20	18	10.5	7

الجدول (3-56): مقارنة الفروق بين رتب المعالجات مع معيار الاختبارCV

	R_1	R_2	R_3	R_4	R_5	R_6
R_1	0	13.5*	12.5*	10.5	3	0.5
R_2		0	1	3	10.5	14*
R_3			0	2	9.5	13*
R_4				0	7.5	11
R_5					0	3.5

تبين نتائج الجدول (3-56) عن وجود فروق معنوية ذات دلالة احصائية بين الفروق المطلقة لرتب المعالجات (فئات عمر الأم) تمثلت بالفرق بين المعالجة الاولى عندما يكون عمر الأم أقل من 20 سنة والثانية عندما يتراوح عمر الأم بين (20-25) سنة , كذلك الفرق بين المعالجة الاولى عندما يكون عمر الأم أقل من 20 سنة والمعالجة الثالثة عندما يتراوح عمر الأم بين (25-30) سنة, والفرق بين المعالجة الثانية عندما يتراوح عمر الأم بين (20-25) سنة والمعالجة السادسة عندما يكون عمر الأم أكثر من 40سنة , الفرق بين المعالجة الثالثة عندما يتراوح عمر الأم بين (25-30) سنة والمعالجة السادسة عندما يكون عمر الأم أكثر من 40 سنة لكون الفروق المطلقة كانت اكبر من المعيار CV.

4- المقارنات المتعددة للتجربة الرابعة

باتباع خطوات اسلوب المقارنات المتعددة للتجربة الاولى نفسها والثانية وبتطبيق خطوات هذا الاسلوب على بيانات التجربة الثالثة تم الحصول على النتائج الآتية:

أ- صياغة الفرضية الاحصائية كما في الصيغة$(3-1)$

ب- حساب احصاءة الاختبار كما في الصيغة $(3-2)$

$$\bar{\alpha} = 0.0016 \simeq 0.002$$

ت- من جدول Z نجد أن قيمة Z للمساحة (0.002) تساوي (Z=3.090)

CV=18.2807

ث- نحسب الرتب لبيانات التجربة الرابعة والنتائج موضحة في الجدول (3-57) الآتي:

الجدول (3-57)يمثل الرتب لبيانات التجربة الرابعة

مهنة الام / عمر الأم (سنة)	مهن طبية	مهن تعليمية	موظفة	طالبة	ربة بيت
اقل من 20	2	2	4	2	5
25-20	1	2.5	4	2.5	5
30-25	1	3	4	2	5
35-30	2	3.5	3.5	1	5
40-35	2	2	4	2	5
فاكثر -40	2	2	4	2	5
$R_j = \sum_{i}^{r} r_{ij}$	10	15	23.5	11.5	30

ومن ثم حساب الفرق المطلق بين مجاميع الرتب للمعالجات ومقارنة كل فرق مع معيار الاختبار CV لاتخاذ القرار الاحصائي المناسب كما في الجدول (3-58):

الجدول(3-58): مقارنة الفروق لمجاميع رتب المعالجات مع المعيار CV

	R_1	R_2	R_3	R_4	R_5
R_1	0				
R_2	5	0			
R_3	13.5	8.5	0		
R_4	1.5	3.5	12	0	
R_5	20*	15	6.5	18.5*	0
R_6					

تبين نتائج الجدول (3-58) ان الفرق بين المعالجة الاولى التي تمثل المهن الطبية والخامسة تمثل مهنة ربة البيت ,كذلك الفرق بين المعالجة الرابعة عندما تكون المهنة طالبة والخامسة عندما تكون مهنة الأم ربة بيت قد اظهر فرق معنوي كون الفرق الموجب في كل منهما اكبر من معيار الاختبار cv.

3-3-3: تحليل التباين الثنائي بطريقة اختبار كود Quade Test

اولا: **اختبار الفرضيات حسب الخطوات الآتية:**

1- صياغة الفرضية الاحصائية كما وردت في الفصل الثاني في المعادلة (2-22).

2- حساب احصاءة الاختبار كما وردت في الفصل الثاني في المعادلة (2-23) وتم استعمال البرنامج الاحصائي StatXact vr.11 تم الحصول على النتائج الموضحة بالجدول (3-59) وكالآتي:

الجدول (3-59): نتائج تحليل التباين الثنائي لاختبار كود Quade Test

التجربة	احصاءة الاختبار	درجة الحرية (d.f)	P-value
التجربة الاولى	4.657	3	0.01712
التجربة الثانية	17.87	5	1.52e-007
التجربة الثالثة	6.96	5	0.001511
التجربة الرابعة	12.66	4	2.701e-005
التجربة الخامسة	8.504	4	0.0003534
التجربة السادسة	6.058	4	0.003641

تبين النتائج في الجدول (3-59) عن وجود فروق معنوية ذات دلالة احصائية وذلك لان قيمة

P-value لجميع التجارب اقل من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني رفض فرضية العدم اي وجود اختلافات في تأثير المعالجات (الاعمدة) المتمثلة بمستويات مدة الحمل في التجربة الاولى ومستويات وزن الطفل في التجربة الثانية ومستويات عمر الام في التجربة الثالثة ومستويات مهنة الام في التجربة الرابعة والخامسة والسادسة .ولمعرفة اي معالجة من المعالجات التي سببت هذا الرفض نستعمل اسلوب المقارنات المتعددة لجميع التجارب, وتم تطبيق هذا الاسلوب وتم الحصول على النتائج الآتية:

ثانياً: المقارنات المتعددة

1- المقارنات المتعددة للتجربة الاولى:

بتطبيق خطوات اختبار اسلوب المقارنات المتعددة لاختبار كود والواردة في الفصل الثاني في المعادلة (2-24) تم الحصول على النتائج بحسب الخطوات الآتية:

أ- صياغة الفرضية الاحصائية :

$$H_0: R_i = R_j$$

$$H_1: R_i \neq R_j$$

2- حساب احصاءة الاختبار وفق الخطوات الواردة في الجانب النظري بالصورة الآتية :

أ- حساب الصيغ (3-4),(3-5), (3-6), (3-7) الآتية وبإيجاد قيمة Aو B من جدول رتب البيانات للتجربة الاولى نحصل على الآتي:

$$|R_i - R_j| > F_c \qquad \cdots\cdots (4-3)$$

$$F_c = t_{\left(1-\frac{\alpha}{2},(r-1)(c-1)\right)} \quad \text{CF}$$

$$\text{CF}=\sqrt{\frac{2c(A-B)}{(c-1)(r-1)}} \qquad \cdots\cdots (5-3)$$

$$A=\sum_{j=1}^{c}\sum_{i=1}^{r}R_{ij}^{2}=177.5 \quad \cdots\cdots(6-3)$$

$$B=\frac{1}{r}\sum_{j=1}^{c}R_{j}^{2}=163.583 \quad \cdots\cdots(7-3)$$

$$C\ F=\sqrt{\frac{2\times4(177.5-163.583)}{(4-1)(6-1)}}=2.7244$$

ومن ثم نجد قيمة $t_{\left(1-\frac{\alpha}{2},(r-1)(c-1)\right)}$ من جداول t وكالاتي:

$$t(0.975,15)=2.145$$

$$F_c=2.7244*2.145=5.843$$

ب- نحسب الفرق المطلق بين مجاميع رتب المعالجات, و تم مقارنة الفرق المطلق مع إحصاءه الاختبار(F_c) اذ تُعد المعالجة i مختلفة معنويا عن المعالجة j اذا كان الجانب الايسر من المتباينة الواردة في الفصل الثاني اكبر من الجانب الايمن فأننا نستنتج بوجود الاختلاف بين المعالجتين (i , j) والعكس صحيح.وكما في الجدول (3-60):

الجدول (3-60): مقارنة الفروق لرتب المعالجات مع المعيار F_c

	R_1	R_2	R_3	R_4
R_1	0			
R_2	8.5*	0		
R_3	9.5*	1	0	
R_4	12*	3.5	2.5	0

تبين نتائج الجدول (3-60) ان الفرق بين المعالجة الاولى اقل من 25 اسبوعاً والمعالجة الثانية (30-25) اسبوعاً, كذلك الفرق بين الاولى اقل من 25 اسبوعاً والثالثة (35-30) اسبوعاً, والاولى اقل من 25 اسبوعاً والرابعة اكثر من 35 اسبوعاً, قد اظهر وجود فروق معنوية, كون الفرق المطلق في كل منهما اكبر من معيار الاختبار CF. وهذا يعني اختلاف المعالجة الاولى وهي مدة الحمل اقل من 25 اسبوعاً عن باقي المعالجات . وهذا يعني اختلاف المعالجة الاولى وهي مدة الحمل أقل من 25 اسبوعاً عن باقي المعالجات.

2- المقارنات المتعددة للتجربة الثانية

باتباع خطوات اختبار التجربة الاولى نفسها للمقارنات المتعددة لاختبار كود تم الحصول على النتائج الآتية:

أ- صياغة الفرضية الاحصائية كما في التجربة الاولى

ب- حساب احصاءة الاختبار وفق الخطوات الواردة في الفصل الثاني بالصورة الآتية :

ومن ثم حساب الصيغ (3-4),(3-5), (3-6), (3-7) الآتية وبإيجاد قيمة Aو B من جدول رتب البيانات للتجربة الاولى نحصل على الآتي :

A=544.5

B=539.917

$$CF=\sqrt{\frac{2\times6(544.5-539.917)}{(6-1)(6-1)}}=1.4831$$

$$t(0.975,25)=2.064$$

$$F_c=2.064*1.4831=3.061$$

ت- نحسب الفرق المطلق بين متوسطات المعالجات و تم مقارنة الفرق المطلق مع إحصاءه الاختبار (F_c)كما في الجدول (3-61).

الجدول (3-61): مقارنة الفروق لرتب المعالجات مع المعيار F_c

	R_1	R_2	R_3	R_4	R_5	R_6
R_1	0					
R_2	11.5*	0				
R_3	22.5*	11*	0			
R_4	18.5*	7*	4*	0		
R_5	*4	7.5*	18.5*	14.5*	0	
R_6	5.5*	17*	28*	24*	9.5*	0

تبين نتائج الجدول (3-61) وجود فروق معنوية بين جميع رتب المعالجات كون نتائج الفروق المطلقة كانت اكبر من معيار الاختبار CF.وهذا يدل على وجود فروق معنوية ذات دلالة احصائية بين رتب المعالجات المتمثلة التي تمثل مستويات وزن الطفل أثناء الحمل كما في الجدول (3-11)

3-المقارنات المتعددة للتجربة الثالثة

باتباع الخطوات في التجارب السابقة نفسها لاختبار المقارنات المتعددة لاختبار كود تم التوصل للنتائج الآتية:

أ- صياغة الفرضية الاحصائية كما في التجربة الاولى

ب- حساب احصاءة الاختبار وفق الخطوات الواردة في الجانب النظري بالصورة الآتية :

ومن ثم حساب الصيغ (3-4),(3-5), (3-6), (3-7) الآتية وبإيجاد قيمة Aو B من جدول رتب البيانات للتجربة الاولى نحصل على الآتي :

A= 361.5

B= 345.125P

$$CF=\sqrt{\frac{2\times6(361.5-345.125)}{(4-1)(6-1)}}=3.619$$

$$t(0.975,15)=2.145$$

$$F_c=2.145*3.619=7.7628$$

ت- نحسب الفرق المطلق بين مجاميع رتب المعالجات و تم مقارنة الفرق المطلق مع إحصاءه الاختبار (F_c) *كما في* الجدول (3-62):

الجدول (3-62): مقارنة الفروق لمجاميع رتب المعالجات مع المعيار F_c

	R_1	R_2	R_3	R_4	R_5	R_6
R_1	0					
R_2	13.5*	0				
R_3	12.5*	1	0			
R_4	10.5*	3	2	0		
R_5	3	10.5*	9.5*	7.5*	0	
R_6	0.5	14*	13*	11*	3.5	0

تبين نتائج الجدول (3-62) وجود فروق معنوية بين مجايع رتب المعالجات كون نتائج الفروق المطلقة كانت اكبر من معيار الاختبار F_c.عدا الفرق بين المعالجة الاولى عندما يكون عمر الأم اقل من 20 سنة والمعالجة الخامسة عندما يتراوح عمر الام بين (35-40) سنة , والفرق بين المعالجة الاولى عندما يكون عمر الأم اقل من 20 سنة والسادسة عندما يكون عمر الام اكثر من 40 سنة, الفرق بين المعالجة الثانية عندما يتراوح عمر الام بين (20-25) والثالثة عندما يتراوح عمر الام بين (25-30)سنة , والفرق بين المعالجة الثانية عندما يتراوح عمر الام بين (20-25) سنة والرابعة عندما يتراوح عمر الام بين(30-35) سنة , والفرق بين المعالجة الثالثة عندما يتراوح عمر الام بين (25-30) سنة والرابعة عندما يتراوح عمر الام بين (30-35) سنة ,والفرق بين الخامسة عندما يتراوح عمر الام بين (35-40)سنة والمعالجة السادسة عندما يكون عمر الأم اكبر من 40سنة.

4- المقارنات المتعددة للتجربة الرابعة

باتباع خطوات اختبار التجربة الاولى نفسها للمقارنات المتعددة لاختبار كود تم الحصول على النتائج الآتية:

أ- صياغة الفرضية الاحصائية كما في التجربة الاولى

ب- حساب احصاءة الاختبار وفق الخطوات الواردة في الجانب النظري بالصورة الآتية :

ومن ثم حساب الصيغ (3-4),(3-5), (3-6), (3-7) الآتية وبإيجاد قيمة Aو B من جدول رتب البيانات للتجربة الاولى نحصل على الاتية :

A=323

B=318.25

$$CF=\sqrt{\frac{\mathbf{2\times5(323-318.25)}}{\mathbf{(6-1)(5-1)}}}=1.5411$$

$$t(0.975,20)=2.093$$

$$T_c=1.5411*2.093=3.2255$$

ت- نحسب الفرق المطلق بين مجاميع رتب المعالجات و تم مقارنة الفرق المطلق مع إحصاءه الاختبار (F_c) كما في الجدول (3-64).

الجدول(3-63): مقارنة الفروق لمجاميع رتب المعالجات مع المعيار F_c

	R_1	R_2	R_3	R_4	R_5
R_1	0				
R_2	5*	0			
R_3	13.5*	8.5*	0		
R_4	1.5	3.5*	12*	0	
R_5	20*	15*	6.5*	18.5*	0
R_6					

تبين نتائج الجدول (3-63) وجود فروق معنوية ذو دلالة احصائية بين مجاميع رتب المعالجات الموجبة كون الفروق المطلقة بين مجاميع الرتب للمعالجات كانت اكبر من المعيار F_c ولجميع التجارب عدا الفرق بين المعالجة الاولى مهن طبية والرابعة ربة بيت كانت غير معنوية لان الفرق المطلق بين مجاميع الرتب للمعالجتين الاولى والرابعة اقل من معيار الاختبار F_c.

اما بخصوص التجربتين الخامسة والسادسة تم تحليلها ومناقشة نتائجها وتبين انها لم تختلف كثيرا عن التجارب السابقة ونتائجها موضحة في الملحق (1). وكما اوضحنا سابقا ان الاختبارات اللامعلمية المتمثلة في اختبار فريدمان وكود في مضمون هذه الرسالة تقيس اختبار تأثير المعالجات فقط , وفي بحثنا استطعنا اقتراح طريقة لاختبار تأثير القطاعات ايضا وتم تطبيق هذه الطريقة وهي كالآتي :

4- اختبار تأثير القطاعات للاختبارات اللامعلمية

لاختبار تأثير القطاعات على بيانات المدروسة سابقا يتم ذلك عن طريق تغيير اتجاه البيانات للجداول (3-1) , (3-9) , (3-20) , (3-30), (3-38), (3-44) نحصل على النتائج ادناه وكالآتي :

3-4-1 : تحليل التباين الثنائي بطريقة فريدمان

3-4-2 : اختبار الفرضيات

1- صياغة الفرضية الاحصائية كما وردت بالفصل الثاني في المعادلة(2-31) :

2- حساب إحصاءه الاختبار التي وردت في الفصل الثاني في المعادلة (2-21) اذ تم الحصول على قيمة احصاءة الاختبار باستعمال برنامج StatXact vr.11 وكما موضحة في الجدول (3-64):

الجدول (3-64):نتائج التحليل الثنائي للرتب لاختبارفريدمان Friedman Test

التجربة	احصاءة الاختبار	درجة الحرية (d.f)	P-value
التجربة الاولى	14.85	5	0.011
التجربة الثانية	23.27	5	0.0002991
التجربة الثالثة	18	3	0.0004398
التجربة الرابعة	15.07	5	0.01006
التجربة الخامسة	15.2	5	0.00956
التجربة السادسة	11.21	4	0.0243

تبين النتائج في الجدول (3-64) عن وجود فروق معنوية ذات دلالة احصائية وذلك لان قيمة P-value لجميع التجارب اقل من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني رفض فرضية العدم اي وجود اختلافات في تأثير القطاعات (الصفوف) المتمثلة بمستويات عامل وزن الطفل في التجربة الاولى ومستويات عامل عمر الأم في التجربة الثانية والثالثة والرابعة ومستويات عامل وزن الطفل في التجربة الخامسة, و مستويات عامل مدة الحمل في التجربة السادسة على متغير الاستجابة حالات الاسقاط.

3-4-3 : المقارنات المتعددة

1- المقارنات المتعددة للتجربة الاولى

باتباع الخطوات نفسها في اختبار تأثير المعالجات وتطبيق الصيغ نفسها تم الحصول على النتائج الآتية:

$$\bar{\alpha} = 0.00416 \simeq 0.004$$

ت- من جدول Z نجد أن قيمة Z للمساحة (0.004) تساوي ($\boldsymbol{z_{\bar{\alpha}}}$= 2.576)

CV= 11.5202

ومن ثم حساب الفروق المطلقة بين مجاميع الرتب للقطاعات ومقارنة هذه الفروق مع معيار الاختبار CV كما في الجدول (3-65):

الجدول (3-65): مقارنة الفروق بين مجاميع الرتب للقطاعات مع معيار الاختبار CV

	R_1	R_2	R_3	R_4	R_5	R_6
R_1	0					
R_2	9	0				
R_3	11	2	0			
R_4	7	2	4	0		
R_5	1	10	12*	8	0	
R_6	5	14*	16*	12*	4	

تبين نتائج الجدول (3-65) وجود فروق معنوية ذات دلالة احصائية بين الفروق المطلقة لرتب القطاعات (فئات وزن الطفل) الخاصة بالفرق بين القطاع الثاني اي عندما يتراوح وزن الطفل بين 1000-2000والقطاع السادس بين 5000-6000, والفرق بين القطاع الثالث عنما يكون وزن الطفل بين 1000-2000 والقطاع الخامس , والفرق بين القطاع الثالث عندما يتراوح وزن الطفل بين 2000-3000 والسادس عندما يتراوح الوزن بين 5000-6000 , والفرق بين القطاع الرابع عنما يكون وزن الطفل بين 3000-4000 والسادس بين 5000-6000 كذلك الفرق بين القطاع الخامس عنما يكون الوزن للطفل بين 4000-5000 والسادس بين 5000-6000 وذلك لكون جميع الفروق المطلقة لرتب هذه القطاعات كانت اكبر من معيار الاختبار CV.

2-المقارنات المتعددة للتجربة الثانية

باتباع الخطوات نفسها في اختبار تأثير المعالجات وتطبيق الصيغ نفسها تم الحصول على النتائج الآتية:

$\bar{\alpha} = 0.0016 \simeq 0.002$

$\boldsymbol{z_{\bar{\alpha}}}$=3.090

CV=20.025

ومن ثم حساب الفروق المطلقة بين مجاميع الرتب للقطاعات ومقارنة هذه الفروق مع معيار الاختبار CV كما في الجدول (3-66):

الجدول (3-66): مقارنة الفروق بين مجاميع الرتب للقطاعات مع معيار الاختبارCV

	R_1	R_2	R_3	R_4	R_5	R_6
R_1	0					
R_2	19	0				
R_3	15	4	0			
R_4	13.5	5.5	1.5	0		
R_5	6.5	12.5	8.5	7	0	
R_6	6	25*	21*	19.5	12.5	0

تبين نتائج الجدول (3-66) عن عدم وجود فروق معنوية ذات دلالة احصائية بين الفروق المطلقة لرتب القطاعات (فئات عامل عمر الأم) وذلك لكون جميع هذه الفروق كانت اقل من معيار الاختبار CV , عدا الفرق المطلق بين القطاع الثاني عندما يكون عمر الأم يتراوح بين (20-25) سنة والسادس عندما يكون عمر الأم أكثر من 40سنة , وكذلك الفرق بين رتب القطاع الثالث عندما يتراوح عمر الأم بين (25-30) سنة والسادس عندما يكون عمر الأم أكثر من 40سنة .

اما بخصوص التجارب الاخرى تم تحليلها ومناقشة نتائجها في الملحق (2)

3-4-4: تحليل التباين الثنائي بطريقة كود Quade Test

3-4-5 : اختبار الفرضيات

1- صياغة الفرضية الاحصائية كما في المعادلة (2-31) :

2- حساب إحصاءه الاختبار المذكورة في الجانب النظري في المعادلة (2-24) اذ تم الحصول على قيمة احصاءة الاختبار ولجميع التجارب المذكورة باستعمال برنامج StatXact vr.11 وكما موضحة في الجدول (3-67):

الجدول (3-67):نتائج تحليل التباين الثنائي بطريقة كود Quade Test

التجربة	احصاءة الاختبار	درجة الحرية (d.f)	P-value
التجربة الاولى	4.309	5	0.01248
التجربة الثانية	9.59	5	3.324e-005
التجربة الثالثة	21	3	1.26e-005
التجربة الرابعة	4.727	5	0.005182
التجربة الخامسة	4.78	5	0.004909
التجربة السادسة	4.305	4	0.01491

تبين النتائج في الجدول (3-67) عن وجود فروق معنوية ذات دلالة احصائية وذلك لان قيمة P-value لجميع التجارب اقل من مستوى المعنوية 0.05 وهذا يعني رفض فرضية العدم اي وجود اختلافات في تأثير القطاعات (الصفوف) المتمثلة بمستويات عامل وزن الطفل في التجربة الاولى ومستويات عامل عمر الأم في التجربة الثانية والثالثة و الرابعة ومستويات عامل وزن الطفل في التجربة الخامسة ومستويات عامل مدة الحمل في التجربة السادسة على متغير الاستجابة حالات الاسقاط.

3-4-6: المقارنات المتعددة

المقارنات المتعددة للتجربة الاولى

باتباع الخطوات نفسها في اختبار تأثير المعالجات وتطبيق الصيغ نفسها تم الحصول على النتائج الآتية:

A=362.5

B= 344.875

CF= 3.7549

t (0.975,15)=2.145

F_c =3.7549*2.145=8.0543

ومن ثم ومن ثم حساب الفروق المطلقة بين مجاميع الرتب للقطاعات ومقارنة هذه الفروق مع معيار الاختبار F_c كما في الجدول (3-68):

الجدول(3-68): مقارنة الفروق بين مجاميع الرتب للقطاعات مع معيار الاختبار F_c

	R_1	R_2	R_3	R_4	R_5	R_6
R_1	0					
R_2	9	0				
R_3	11	2	0			
R_4	7	2	4	0		
R_5	1	10	12*	8	0	
R_6	5	14*	16*	12*	4	0

تبين نتائج الجدول (3-68) عن وجود فروق معنوية بين الفرق المطلق للقطاع الاول المتمثل بوزن الطفل عندما يكون اقل من 1000غم والقطاع الثاني الذي يمثل وزن الطفل بين (1000-2000) غم , والفرق بين القطاع الاول عندما يكون فيه وزن الطفل اقل من 1000غم والقطاع الثالث وزن الطفل يتراوح فيه (2000-3000)غم , والفرق بين القطاع الثاني الذي يمثل وزن الطفل (1000-2000)غم والقطاع الخامس عندما يتراوح وزن الطفل بين (4000-5000)غم , والفرق بين القطاع الثاني الذي يمثل وزن الطفل عندما يتراوح بين (1000-2000) غم والقطاع السادس عندما يكون وزن الطفل بين (5000-6000) غم , والفرق بين القطاع الثالث عندما يتراوح وزن الطفل (2000-3000)غم والقطاع الخامس الذي يمثل وزن الطفل (3000-4000)غم ,والفرق بين القطاع الثالث الذي يمثل وزن الطفل (2000-3000)غم والقطاع السادس (5000-6000)غم , والفرق بين القطاع الرابع (3000-4000)غم والقطاع السادس (5000-6000)غم.

2- المقارنات المتعددة للتجربة الثانية

باتباع الخطوات نفسها في اختبار تأثير المعالجات وتطبيق الصيغ نفسها تم الحصول على النتائج الآتية

A=541

B= 518.083

CF= 3.3166

t (0.975,25)=2.064

F_c =3.3166*2.064=6.84546

ومن ثم ومن ثم حساب الفروق المطلقة بين مجاميع الرتب للقطاعات ومقارنة هذه الفروق مع معيار الاختبار F_c كما في الجدول (3-69):

الجدول(3-69): مقارنة الفروق بين مجاميع الرتب للقطاعات مع معيار الاختبار F_c

	R_1	R_2	R_3	R_4	R_5	R_6
R_1	0					
R_2	19	0				
R_3	15	4	0			
R_4	13.5	5.5	1.5	0		
R_5	6.5	12.5	8.5	7	0	
R_6	6	25*	21*	19.5	12.5	0

تبين النتائج في الجدول (3-69) عن وجود فروق معنوية ذات دلالة احصائية بين الفروق المطلقة لمجاميع الرتب للقطاعات ولجميع الفروق المطلقة للقطاعات عدا الفرق المطلق بين القطاع الاول عندما يكون عمر الأم اقل من 20 سنة والقطاع الخامس عندما يتراوح عمر الام بين (35-40) سنة , والفرق بين القطاع الاول الذي يمثل عمر الام اقل من 20 سنة والقطاع السادس عندما يكون عمر الام اكثر من 40 سنة , والفرق القطاع الثاني عندما يتراوح عمر الام بين (20-25) سنة والقطاع الثالث الذي يمثل فئة عمر الام بين (25-30) سنة, والفرق بين القطاع الثاني (20-25) سنة والقطاع الرابع (30-35)سنة , والقطاع الثالث (25-30)سنة والقطاع الرابع (30-35) سنة.

اما بخصوص التجارب الاخرى تم تحليها والنتائج لم تختلف كثيرا عن التجارب الاخرى وللاختصار في عدد الجداول التي تحتوي النتائج تم وضعها في الملحق (2). وفيما يلي مناقشة لأهم النتائج التي تم الحصول عليها عند تطبيق الاختبارات المعلمية واللامعلمية والمقارنة بينهما :

3-6 مناقشة وعرض النتائج للطريقة المعلمية و اللامعلمية

3-6-1:نتائج الطريقة المعلمية

في بداية التحليل للطريقة المعلمية تم اختبار فروض تحليل التباين (اختبار التوزيع الطبيعي , و تجانس التباينات , و الاستقلال) للتجارب المدروسة , اذ تم اختبار فرض التوزيع الطبيعي للبيانات الاصلية وللعوامل الاربعة الرئيسية (مدة الحمل , وزن الطفل , عمر الأم ,مهنة الأم) ,اذ تم اختبار هذا الفرض لكل عامل بشكل منفصل و للبيانات الاصلية اي قبل تصنيفها الى تكرارات وكانت نتيجة اختبار كلومجروف_ سيمرنوف ان البيانات لا تتبع التوزيع الطبيعي لجميع العوامل التي اسهمت في تكوين التجارب الستة .اما بالنسبة للفرض الثاني وهو اختبار تجانس التباينات لمستويات كل عامل من عوامل التجربة الواحدة تم الاختبار باستعمال اختبار ليفين وكانت نتائج الاختبار كالاتي:

اظهرت نتائج اختبار هذا الفرض عدم تجانس التباينات بالنسبة لمستويات العامل وزن الطفل وعامل مدة الحمل في التجربة الاولى , و تجانس التباينات لمستويات العامل وزن الطفل في التجربة الثانية وذلك لتأثير العامل الاخر عليه وهو عمر الأم التي كانت تباييناته غير متجانسة, اما في التجربة الثالثة كانت نتيجة الاختبار ان مستويات العامل مدة الحمل متجانسة أما العامل عمر الأم كانت مستويات تباييناته غير متجانسة , اما فيما يخص العامل مهنة الأم كانت نتيجة اختبار مستوياته هي تجانس التباينات لمستويات هذا العامل في التجربة الرابعة والخامسة والسادسة لتأثره بالعوامل الاخرى التي اسهمت في تركيب هذه التجارب. أما بالنسبة للعامل عمر الام نلحظ عدم تجانس التباينات لمستويات هذا العامل في كل التجارب التي اسهم في تركيبها مما يدل على تأثير هذا العامل في حالات الاسقاط .كذلك نلحظ ان العامل وزن الطفل حافظ على عدم تجانس تباينات مستوياته في التجربة الاولى والخامسة بينما تجانست تباييناته في التجربة الثانية بسبب تأثير العامل الاخر عليه وهو عمر الأم .اما بالنسبة للفرض الاخير وهو فرض الاستقلال بين المتغيرات تم اختبار هذا الفرض باستعمال اختبار مربع كآي للتجارب الستة وكانت النتائج كالآتي:

اظهرت نتائج اختبار هذا الفرض للتجربة الاولى عن وجود علاقة بين المتغيرين مدة الحمل ووزن الطفل على حالات الاسقاط. اما بالنسبة للتجربة الثانية والثالثة والرابعة والخامسة والسادسة كانت نتيجة مربع كاي لاختبار فرض الاستقلال بين المتغيرين هي عدم وجود علاقة بين المتغيرات التي اسهمت في تكوين التجارب المذكورة اي ان المتغيرات مستقلة وهي وزن الطفل وعمر الأم في التجربة

الثانية ,ومدة الحمل وعمر الام في التجربة الثالثة ,و مهنة الام وعمر الام في التجربة الرابعة ووزن الطفل ومهنة الام في التجربة الخامسة ومهنة الام ومدة الحمل في التجربة السادسة اي ان هذه المتغيرات مستقلة في تأثيرها على حالات الاسقاط .

هذا فيما يخص فروض تحليل التباين اما نتائج التحليل الاحصائي للتجارب المدروسة في ظل انتهاك واحد او اكثر من فروض تحليل التباين فقد كانت نتائج وتأثير العوامل الاربعة في متغير الاستجابة وهو حالة الاسقاط كالآتي:

أظهرت نتائج التحليل بالنسبة لعامل مدة الحمل الذي مثل المعالجات في التجربة الاولى والقطاعات لكل من التجربة الثالثة والسادسة عن معنوية وتأثير هذا العامل على حالات الاسقاط في التجربة الثالثة وعدم معنويته اي لا يوجد له تأثير على حالات الاسقاط في التجربة الاولى والتجربة السادسة وهذا يعني ان العوامل الاخرى لكل من التجربة الاولى والسادسة أثرت على معنوية العامل وزن الطفل في حالات الاسقاط .

اما نتائج التحليل بالنسبة لعامل وزن الطفل الذي مثل القطاعات في التجربة الاولى والخامسة والمعالجات في التجربة الثانية فقد اظهرت معنوية هذا العامل في التجربة الاولى والثانية وعدم معنويته في التجربة الخامسة وهذا يدل على تأثير العامل الاخر في هذه التجربة وهو عامل عمر الأم على معنوية هذا العامل.

وفيما يخص العامل عمر الأم الذي يعد من العوامل التي اسهمت في تركيب التجربة الثانية والثالثة والرابعة فقد اظهرت نتائج التحليل عن معنوية هذا العامل في التجربة الثانية والثالثة اي يوجد له تأثير على حالات الاسقاط , وعدم معنويته في التجربة الرابعة نظرا لتأثير العامل الاخر في التجربة وهو عامل مهنة الأم عليه.

كذلك اظهرت نتائج التحليل للعامل مهنة الأم معنوية هذا العامل في كل التجارب التي اسهم في تركيبها وهي الرابعة والخامسة والسادسة وهذا يدل على اهمية وتأثير عامل مهنة الأم في حالات الاسقاط . وعند استعمال اختبار دنكان للمدى المتعدد لمعرفة اي المعالجات التي سببت رفض الفرضية الصفرية بينت نتائج هذا الاختبار ان المستوى الثالث (2000-3000)غم لعامل وزن الطفل في التجربة الأولى والثانية اظهر فرقا معنويا لأنه يقترب من الوزن الطبيعي للطفل , اما نتيجة اختبار دنكان لعامل مدة الحمل فقد اظهرت نتائج مدة الحمل عندما تكون أكثر من 35 اسبوع فرقا معنويا كبيرا في تأثيرها على

حالات الاسقاط . وكانت نتيجة اختبار دنكان لعامل مهنة الأم عندما تكون ربة بيت اظهرت فرق معنوي كبير بالنسبة لباقي المهن في تأثيرها على حالات الاسقاط . اما نتيجة اختبار دنكان لعامل عمر الأم فقد اظهر ان عمر الام عندما يتراوح بين (20-25) سنة اظهر فرقا معنوي كبير في تأثيره على حالات الاسقاط.

3-6-2 نتائج الطريقة اللامعلمية

اولا :نتائج اختبار فريدمان و كود

اظهرت نتائج التحليل الاحصائي للاختبارين اللامعلمين فريدمان وكود ولجميع التجارب وجود فروق معنوية في تأثير المعالجات (الاعمدة) المتمثلة بمستويات عامل مدة الحمل في التجربة الاولى ومستويات عامل وزن الطفل في التجربة الثانية ومستويات عامل عمر الأم في التجربة الثالثة ومستويات عامل مهنة الام في التجربة الرابعة والخامسة والسادسة على متغير الاستجابة حالات الاسقاط . وبخصوص المقارنات المتعددة لهذين الاختبارين فقد اظهرت نتائج المقارنات المتعددة لاختبار فريدمان وجود اختلافات معنوية في تأثير المعالجات التجارب المدروسة عدا التجربة الأولى , اما المقارنات المتعددة التي تخص اختبار كود كانت تتراوح بين وجود وعدم وجود فروق معنوية في تأثير مستويات المعالجات في حالات الاسقاط, هذا فيما يخص نتائج اختبار تأثير المعالجات , اما نتائج اختبار تأثير القطاعات فقد كانت النتائج كالآتي:

ثانيا: نتائج اختبار تأثير القطاعات باستعمال اختبار فريدمان واختبار كود

اظهرت نتائج اختبار تأثير القطاعات باستعمال اختبار فريدمان وكود عن وجود فروق معنوية ذات دلالة احصائية اي وجود اختلافات في تأثير القطاعات (الصفوف) المتمثلة بمستويات عامل وزن الطفل في التجربة الاولى والخامسة ومستويات عامل عمر الأم في التجربة الثانية والرابعة ومدة الحمل في التجربة الثالثة, في متغير الاستجابة حالات الاسقاط.

لوحظ عند المقارنة بين نتائج الاختبارات المعلمية واللامعلمية هو ان نتائج الاختبارات اللامعلمية كانت افضل من نتائج الاختبارات المعلمية. وهذا يعود الى انتهاك الفروض الخاصة بالاختبارات المعلمية اذ اصبحت نتائج هذه الاختبارات اقل دقة مقارنة بنتائج الاختبارات اللامعلمية .

الفصل الرابع

الاستنتاجات والتوصيات

عن طريق دراستنا لموضوع الاختبارات المعلمية واللامعلمية واستعمال احد تصاميم وتحليل التجارب الا وهو تصميم القطاعات الكاملة العشوائية و في ضوء التجارب التي تضمنتها الرسالة تم التوصل الى مجموعة من الاستنتاجات والتوصيات وهي كالآتي:

4-1 الاستنتاجات Conclusions

بعد تطبيق الصيغ الواردة في الفصل الثاني والحصول على نتائج التطبيق في الفصل الثالث فقد جرى التوصل الى الاستنتاجات الاتية:

1- تبين عن طريق نتائج تحليل التباين الثنائي للتجارب ان عدم توفر او انتهاك أحد الفروض الخاصة بتحليل التباين يؤدي الى ظهور اختلافات جزئية في نتائج الاختبارات المعلمية المتمثلة باختبار (F) والاختبارات اللامعلمية المتمثلة باختبار فريدمان واختبار كود المستعملة في تصميم القطاعات الكاملة العشوائية.

2- لقد تبين عن طريق نتائج تحليل التباين للتجارب الستة المدروسة وعند مستوى معنوية 0.05 ان عدم توفر شروط تحليل التباين للبيانات ادى الى ظهور نتائج مختلفة في قيمة الاختبار المعلمي (F) تتراوح بين الرفض والقبول لاختبار الفرضيات الاحصائية التي وضعت من لدن الباحثة لاختبار تأثير القطاعات والمعالجات وهي (فرضية العدم H_0 والفرضية البديلة H_1),إذ أظهرت نتيجة هذا الاختبار معنوية الفروق بين تأثير القطاعات والمعالجات في التجربتين (2 و3) , بينما كانت نتيجة هذا الاختبار لكل من القطاعات والمعالجات تتراوح بين الرفض والقبول في التجارب الاخرى (1 و4 و5 و6). اما فيما يخص الاختبارات اللامعلمية إذ أظهرت نتائج هذه الأختبارات ان نتيجة اختبار تأثير المعالجات وكذلك القطاعات هي رفض فرضية العدم ولجميع التجارب التي تم اختبارها.

3- لوحظ ان نتائج المقارنات المتعددة للطريقتين المعلمية و اللامعلمية وعند مستوى معنوية 0.05 أظهرت نتائج مختلفة , فقد أوضحت المقارنات المتعددة لاختبار فريدمان معنوية المعالجات للتجارب المدروسة , في حين لم تظهر نتيجة الاختبار المعلمي دنكان هذه النتيجة بل كانت نتيجته تتراوح بين وجود وعدم وجود فروق معنوية بين معالجات التجارب المدروسة كذلك الحال بالنسبة

لمقارنات اختبار كود هي الاخرى كانت تتراوح بين معنوية وعدم معنوية المعالجات للتجارب عدا التجربة الثانية إذ اظهرت اختلاف الفروق بين جميع المعالجات .

4- لوحظ عند انتهاك احد فروض الاختبارات المعلمية ولاسيما فرض التوزيع الطبيعي او فرض تجانس التباينات هنا تظهر اهمية اختبار فريدمان لكونه يختبر الفرضيتين H_0 وH_1 بدون الاعتماد على فروض تحليل التباين وعليه يمكن استعماله اسلوبا بديلا لاختبار F المعلمي.

5- عند تطبيق الاختبارات المعلمية واللامعلمية على البيانات الحقيقية أظهرت النتائج ان الاختبارات اللامعلمية كانت أفضل من الاختبارات المعلمية عند انتهاك احد او جميع فروض تحليل التباين.

6- ان النتائج التي تم الحصول عليها من الطريقة المقترحة لاختبار تأثير القطاعات للاختبارات اللامعلمية كانت متوافقة مع نتائج اختبار تأثير المعالجات إذ اظهرت كلا الطريقتين معنوية الفروق لتأثير العوامل (عمر الام , وزن الطفل , فترة الحمل , مهنة الام) في حالات الاسقاط .

7- لوحظ ان العامل مهنة الأم والمتمثل بالمعالجة ربة بيت يُعد من أكثر العوامل تأثيراً في حالات الأسقاط لما اظهره من معنوية في جميع التجارب التي أسهم في تركيبها.

2-4 التوصيات Recommendations

اعتمادا على الاستنتاجات التي توصلت اليها الباحثة نوصي بما يلي :

1- ندعو الدوائر الشفائية في وزارة الصحة بزيادة التوعية الصحية والثقافية لدى الامهات الحوامل للحد من حالات الاسقاط كونها من الحالات المتزايدة في الآونة الاخيرة.

2- نوصي بتجنب المهن الشاقة وساعات العمل المتواصلة لدى الامهات الحوامل لما اظهره عامل مهنة الام من تأثير معنوي على حالات الاسقاط في كل التجارب المدروسة التي اسهم في تركيبها.

3- نوصي باستعمال الاختبارات اللامعلمية في البحوث الطبية وذلك لسهولة حسابها واستعمالها والتوسع في الدراسات المشابهه لتشمل مستشفيات اكبر أو محافظات اكثر لتكون النتائج أفضل واكثر دقة.

4- هنالك حاجة الى تجارب اخرى تخص الجانب الصحي مصممة وفق تصميم القطاعات الكاملة العشوائية فضلاً عن التجارب المدروسة في هذا البحث للوصول الى قرارات نهائية عن دور الاختبارات اللامعلمية واستعمالها كأسلوب بديل عند انتهاك احد فروض الاختبارات المعلمية

اولا: المصادر العربية

- القران الكريم [البقرة :186]

1- القرشي, احسان كاظم شريف, "الطرائق المعلمية والطرائق اللامعلمية في الاختبارات الاحصائية"مطبعة الديواني , بغداد , الطبعة الاولى , 2007.

2- سليمان , اسامة ربيع أمين " التحليل الاحصائي للبيانات باستخدام برنامج Minitab" جامعة المنوفية, القاهرة ,2007.

3- سليمان, اسامة ربيع أمين "التحليل الاحصائي باستخدام برنامج Spss- الجزء الاول- مهارات اساسية اختبارات الفروض الاحصائية- المعلمية واللامعلمية" جامعة المنوفية , القاهرة ,2007 .

4- الدوري , احسان فاضل صالح ," تأثير الرش الورقي بالنتروجين وبعض مصادر الحديد في النمو الخضري لشتلات المشمش صنف لبيب المزروعة في تربة جبسية ", كلية الزراعة جامعة تكريت , مجلة جامعة تكريت للعلوم الزراعية المجلد (14) العدد (2), (2014).

5- مهدي , انتصار حسين ," تأثير استخدام البوراكس كمصدر للبورون في صفات ثمار العنب صنف بلاك مونكا ", كلية التربية , جامعة القادسية, مجلة ابن الهيثم للعلوم الصرفة والتطبيقية المجلد 24 العدد (2) ,(2011).

6- محمد , بهرام خورشيد- طاهر, حسين ظاهر ,امين ,طلعت محمد ," دراسة كفاءة تأثير نوعين من العازقات على مكافحة الادغال والحاصل في بستان المشمش", في حقل كرده ره شه في اربيل , مجلة جامعة كركوك – الدراسات المجلد (2) العدد (1) ,(2007).

7- الكلابي , جاسب خزعل جواد ," تأثير تراكيز وفترات النقع في محلول حامض الجبرليك ونسبة التظليل انبات البذور ونمو شتلات الصنوبر الحلبي في محافظة كربلاء المقدسة ", كلية الزراعة جامعة كربلاء , مجل جامعة كربلاء العلمية – المجلد الخامس عشر – العدد الثاني (2017).

8- سالم , حسين علي سالم – علي ,عباس فاضل- عباس , حافظ عبد العزيز – جلال , محمد عبد الرحيم – جعفر نبيل خزعل , ابراهيم , حسين طلال -عزيز , حيدر فاضل ,"مقارنة خصائص نمو وحاصل أصناف الطماطة تحت ظروف الزراعة المحمية", مديرية زراعة ديالى- وزارة الزراعة.

9- طعمة, حسن ياسين" الاختبارات الاحصائية اسس وتطبيقات "دار صفاء للنشر والتوزيع – عمان , 2011.

10- الراوي . خاشع محمود- خلف الله, عبد العزيز محمد "تصميم وتحليل التجارب الزراعية" ,دار الكتب للطباعة والنشر/ جامعة الموصل ,(1980).

11- الراوي , خاشع محمود" المدخل الى الاحصاء" دار الكتب جامعة الموصل ,1984.

12- العبيدي , زكريا حسين حميد – السامرائي, اسماعيل خليل ابراهيم , " تأثير حامض الساليسلك في صبغات التمثيل الضوئي للذرة الصفراء تحت الاجهاد الملحي , مجلة ديالى للعلوم الزراعية المجلد 7 العدد (2): ص 168-175, 2015.

13- هاشم , زيد جعفر ," تأثير التسميد الورقي بعنصري البوتاسيوم والكالسيوم في نمو وحاصل ومكونات الماش ", جامعة الفرات الاوسط التقنية , المعهد التقني المسيب , مجلة جامعة بابل العلوم الصرفة والتطبيقية والعلوم الهندسية , المجلد (26) العدد (1) , (2018).

14- الاسدي, سعيد جاسم ,فارس ,سندس عزيز" الأساليب الاحصائية في البحوث للعلوم التربوية والنفسية والاجتماعية والادارية والعلمية" دار صفاء للنشر والتوزيع –عمان,2015.

15- بشير, سعد زغلول "دليلك الى البرنامج الاحصائي SPSS " الجهاز المركزي للاحصاء,2003.

16-الهاشمي ,سجى محمد حسين علي "مقارنة بعض الطرائق المعلمية و اللامعلمية لبعض تصاميم القياسات المكررة" ,اطروحة دكتوراه/ جامعة بغداد/ كلية الادارة و الاقتصاد ,(2005)

17- الصافي , صالح عبد الوهاب , الخفاجي ,دعاء حيدر مهدي ," تأثير تغطيس اقلام الطعوم بالبنزل ادنين والرش بالسماد الورقي في نمو شتلات الاجاص صنف هوليود" الكلية التقنية مسيب , مجلة الفرات للعلوم الزراعية المجلد الخامس العدد (4) ص 28-36, (2013).

18- التحافي , سامي علي عبد المجيد- حسن, جبار عباس – داود, داود عبد الله " تأثير اضافة مستويات مختلفة من الكبريت الرغوي في بعض صفات التربة الكيميائية في بساتين العنب " بحث مستل من اطروحة دكتوراه للباحث الاول , جامعة بغداد/كلية الزراعة- المعهد التقني / المسيب, مجلة العلوم الزراعية المجلد 36, العدد (6) ص:23-28 , (2005).

19- الشطي , صباح مالك حبيب-الحلفي , اسعد رحمان سعيد –جعفر, عبد الرضا عاتي," دراسة الصفات الحسية والفيزيائية لأسماك الكارب المجففة بمجفف يعمل بالطاقة الشمسية وتحت التفريغ المصنع محليا ", كلية الزراعة –جامعة البصرة , مجلة جامعة ذي قار للبحوث الزراعية , المجلد (3) العدد (1) , (2014).

20- المجمعي , ضمياء سامي صالح – التميمي , جميل ياسين علي ," تأثير مستخلص الثوم والحديد المخلبي في صفات النمو الخضري لنبات المعدنوس ",كلية الزراعة جامعة تكريت للعلوم الزراعية المجلد 16 العدد 1 , 2016.

21- الحياني , علي محمد عبد- عبد اللطيف , سوسن عبد الله ,"تأثير ملوحة التربة في بعض الصفات الثمرية للبرتقال صنف محلي ", كلية الزراعة جامعة ديالى – كلية الزراعة جامعة بغداد المجلد (31), (2008).

22- مجول ,عباس خضير- عبود, هادي ياس- كسار, حسن ابراهيم ," تأثير التسميد العضوي في تحسين صفات البطيخ " , كلية الزراعة جامعة القاسم الخضراء مركز ابحاث بابل , مجلة الفرات للعلوم الزراعية المجلد (4) العدد (3): ص 12-20, (2012).

23- متي ، فؤاد توما (1987) : تطبيقات لبعض اختبارات التوزيع الحر في مجال تصميم وتحليل التجارب ، رسالة ماجستير مقدمه الى كلية الادارة والاقتصاد / الجامعة المستنصرية.

24- أحمد , فارس غانم – عبد اللطيف, عامر عبد الرحمن - المشهداني , أميرة خلف احمد

" تصميم جدول مقارن لتحديد جنس الجنين " مجلة التربية والعلم , المجلد (18) العدد (1), (2005).

25- علي , قاسم بكتاش ," تأثير طرق ومواعيد الزراعة في حاصل البذور ومكوناته لمحصول السمسم المعهد التقني نينوى الموصل , مجلة جامعة تكريت للعلوم الزراعة , المجلد (11) العدد (4) ,(2011).

26- المشهداني , كمال علوان خلف " تصميم وتحليل التجارب- استخدام الحاسوب "جامعة بغداد, مكتب الجزيرة للطباعة والنشر,(2010).

27- المشهداني ,كمال علوان. عبودي, عماد حازم. عبد الله, سهيل نجم" الاختبارات الاحصائية- تطبيقات محسوبة باستخدام برنامج Spss"شركة بابل للطباعة المحدودة, 2012.

28- الامام ,محمد محمد طاهر" تصميم وتحليل التجارب" , دار المريخ للنشر ,الرياض , المملكة العربية السعودية (2007).

29 - خليل , نازك حقي ," تأثير تغطية التربة والتسميد العضوي في نمو وانتاج الشليك ", كلية الزراعة جامعة بغداد ,مجلة الفرات للعلوم الزراعية المجلد الثامن العدد (2), (2016).

30- يوسف , هيام تحسين " دراسة لأهم العوامل المؤثرة على وزن الطفل حديث الولادة باستخدام بعض الاختبارات اللامعلمية " الجامعة المستنصرية , مجلة الادارة والاقتصاد الاصدار 65 , الصفحات: 72-87,(2007).

ثانيا: المصادر الاجنبية

31- Dean, A. and Voss, D." Design and Analysis of Experiments", Springer-Verlag , New York, Inc. (1999)

32- Abdel-Fattah , Shaaban.M. , Abosrea ,Y.H , Shehata, F.E. , Flourage, M.Rady , Helal,A.D. (2010),"The Efficacy of Thyme Oil as Antitoxicant of Aflatoxin(s) Toxicity in Sheep", Journal of American Science , 948-960.

33- Montgomery, D.C "Design and Analysis of Experiments", Fifth Edition, John Wiley and Sons, Inc. New York, (2001).

34- Quade, D. (1966) , " On analysis of variance for the K-sample problem", the Annals of mathematical statistics , vol.37, P:1747-1758

35-Quade, Dana. "Using weighted rankings in the analysis of complete blocks with additive block effects." *Journal of the American Statistical Association* 74.367 (1979): 680-683

36- Pereira, D.G and Afonso , A. and Medeiros, M, F " Overview of Friedman' S test and post hoc analysis" Taylor and Francis, (2014).

37- Duncan ,D.B ," Multiple Range and Multiple F- Tests" , Biometrics, Vol.11, No.1 (Mar.,1955), pp.1-42.

38- Mack, G.A and skillings, J. (1980), "A Friedman type rank test for main effects in two factor ANOVA" , Journal of the American statistical association, vol.75 ; P:947 – 951

39- Toutenburg ,H.," Statistical Analysis of Designed Experiments", Second Edition, Springer- verlag , New York, Inc ,(2002).

40- Hanus .Z, "The Relative Potency of Two Preparations Applied in The Supplemented Bloke Design With Multivariate Responses", Q*uestiio*, vol. 23, 3, p. 425-436. (1999)

41- Gibbons , J. D and Chakraborti ,S." Nonparametric Statistical Inference ", Fourth Edition . Marcel Dekker , Inc , (2003).

42- Derrac ,J and Garcia, S and Molina, D and Herrera ,F " A practical tutorial on the Use of Nonparametric Statistical Tests as a methodology for comparing evolutionary and Swarm intelligence algorithms " Elsevier B.V.(2011).

43-Clarke, K.A "A Nonparametric Approach to Testing Multiple Competing Models" University of Rochester,(2011)

44- Jerome , K. (1980), " A modified Cochran-Friedman test with missing observations and ordered categorical data", Biometrics, vol. 36, P:665-670.

45- Hinkelmann ,k. and kempthorne , O." Design and Analysis of Experiments", Second Edition, John Wiley and Sons, Inc , (2008).

46- Goodman , L.A" Kolmogorov- Smirnov tests For Psychological Research" Psychological Bulletin, Vol (51). P(160-168).

47- Friedman, M. (1937), "The use of ranks to avoid the assumption of normality implicit in the analysis of variance " , Journal of the American statistical Association, vol.32, P:675-701.

48- kendall , M.G. and Babington – smith. B (1939), "The problem of m rankings", the Annals of Mathematical statistics , vol.10, P: 275-287

49- Hollander, M. (1967), " Rank tests for randomized block when the alternatives have an priori Ordering" , the annals of mathematical statistics, vol.38, P:878 – 883.

50- Sprent , P. "Applied Nonparametric Statistical Methods "1st edition,

Chapman and Hall- London New York ,(1989).

51- Sprent , P. and Smeeton , N.C, "Applied Nonparametric Statistical Methods ", Third Edition, Chapman and Hall- CRC Press LLC, (2001).

52- Sprent , P. and Smeeton , N.C, "Applied Nonparametric Methods ", Taylor and Francis Group , LLC, (2007).

53- Iman, R.L and Davenport, J.M " Approximations of The Critical Region of The Friedman Statistics" communications in Statistics. Marcel Dekker, Inc. A9 (6), p:571-595, (1980)

54- Siegel, S." Nonparametric Statistics For The Behavioral Sciences " The Mcgraw -Hill, Inc, (1956).

55- Garcia , S and Fernandez, A and Luengo ,J and Herrera, F " Advanced nonparametric tests for multiple comparisons in the design of experiments in computational intelligence and data mining: Experimental analysis of power" Elsevier Inc , (2009).

56- Amanchi, S.A" Applied Nonparametric Statistical Tests to compare Evolutionary and Swaram Intellgence Approaches (2014).

57- Conover, W.J.(1999), " Practical Nonparametric Statistics" Third Edition, Wiley, p:373-380.

ملحق رقم (1)

نتائج تحليل التباين الثنائي لتصميم القطاعات الكاملة العشوائية لتجربة الخامسة

مصدر الاختلاف Sourc of variation	مجموع المربعات Sum of Squares	درجات الحرية Degree of Freedom	متوسط المربعات Mean of Squares	قيمة (F) المحسوبة F ratio	Sig.
بين القطاعات (Blocks)	7916.400	5	1583.280	1.140	.372
بين المعالجات (Treatments)	33873.667	4	8468.417	6.098	.002
الخطأ التجريبي (Error)	27775.933	20	1388.797		
الكلي (Total)	69566.000	29			

نتائج تحليل التباين الثنائي لتصميم القطاعات لكاملة العشوائية لتجربة السادسة

مصدر الاختلاف Sourc of variation	مجموع المربعات Sum of Squares	درجات الحرية Degree of Freedom	متوسط المربعات Mean of Squares	قيمة (F) المحسوبة F ratio	Sig.
بين القطاعات (Blocks)	6418.550	3	2139.517	1.092	0.39
بين المعالجات (Treatments)	50854.700	4	12713.675	6.492	0.005
الخطأ التجريبي (Error)	23501.700	12	1958.475		
الكلي (Total)	80774.950	19			

ملحق رقم 2

المقارنات المتعددة لتحليل التباين الثنائي بطريقة فريدمان Friedman Test

يمثل الرتب لبيانات التجربة الخامسة

مهنة الام / وزن الطفل (غم)	مهن طبية	مهن تعليمية	موظفة	طالبة	ربة بيت
اقل من 1000	2	2	4	2	5
1000-2000	1.5	3	4	1.5	5
2000-3000	1	2	4	3	5
3000-4000	2	4	3	1	5
4000-5000	2	2	4	2	5
5000-6000	2.5	2.5	2.5	2.5	5
$\sum R_j$	11	15.5	21.5	12	30

مقارنة الفروق لرتب المعالجات مع المعيار CV

	R_1	R_2	R_3	R_4	R_5	R_6
R_1	0					
R_2	4.5	0				
R_3	10.5	6	0			
R_4	1	3.5	9.5	0		
R_5	19*	14.5	8.5	18	0	

المقارنات المتعددة للتجربة السادسة

يمثل الرتب لبيانات التجربة السادسة

مهنة (الام) / فترة الحمل (اسبوع)	مهن طبية	مهن تعليمية	موظفة	طالبة	ربة بيت
اقل من 25	2	2	4	2	5
25-30	1.5	3.5	3.5	1.5	5
35-30	1.5	1.5	4	3	5
اكثر من 35	2	4	3	1	5
$\sum R_j$	7	11	14.5	7.5	20

مقارنة الفروق لرتب المعالجات مع المعيار CV

	R_1	R_2	R_3	R_4	R_5
R_1	0				
R_2	4	0			
R_3	7.5	3.5	0		
R_4	0.5	3.5	7	0	
R_5	13*	9	5	12.5*	0

المقارنات المتعددة لتحليل التباين الثنائي بطريقة كود Quade Test

مقارنة الفروق لرتب المعالجات مع المعيار CF

	R_1	R_2	R_3	R_4	R_5
R_1	0	4.5			
R_2	4.5*	0			
R_3	10.5*	6*	0		
R_4	1	3.5	9.5*	0	
R_5	19*	14.5*	8.5*	18*	0

اختبار تأثير القطاعات للاختبارات اللامعلمية

المقارنات المتعددة لاختبار فريدمان للتجربة الرابعة والخامسة والسادسة

ومقارنة الفروق بين رتب مع معيار الاختبارCF

	R_1	R_2	R_3	R_4	R_5	R_6
R_1	0					
R_2	12.5*	0				
R_3	13.5*	1	0			
R_4	11*	1.5	2.5	0		
R_5	1	11.5*	12.5*	10*	0	
R_6	1	11.5*	12.5*	10*	0	0

مقارنة الفروق بين مجاميع الرتب للمعالجات مع معيار الاختبار CV

	R_1	R_2	R_3	R_4	R_5	R_6
R_1	0					
R_2	2.5	0				
R_3	11	8.5	0			
R_4	10	7.5	1	0		
R_5	1	3.5	12	11	0	
R_6	4.5	7	15.5*	14.5	3.5	0

المقارنات المتعددة لاختبار كود للتجربة الرابعة والخامسة والسادسة

مقارنة الفروق بين مجاميع الرتب للمعالجات مع معيار الاختبار CV

	R_1	R_2	R_3	R_4	R_5	R_6
R_1	0					
R_2	12.5*	0				
R_3	13.5*	1	0			
R_4	11*	1.5	2.5	0		
R_5	1	11.5*	12.5*	10*	0	
R_6	1	11.5*	12.5*	10*	0	0

مقارنة الفروق بين مجاميع الرتب للمعالجات مع معيار الاختبار CV

	R_1	R_2	R_3	R_4	R_5	R_6
R_1	0					
R_2	2.5	0				
R_3	11*	8.5*	0			
R_4	10*	7.5*	1	0		
R_5	1	3.5	12*	11*	0	
R_6	4.5*	7	15.5*	14.5*	3.5	0

مقارنة الفروق بين مجاميع الرتب للقطاعات مع معيار الاختبارCF

	R_1	R_2	R_3	R_4	R_5	R_6
R_1	0					
R_2	2	0				
R_3	6	7.5	0			
R_4	9.5	10.5	3	0		
R_5	12.5	3.5				
R_6	4	6.5				

Abstract:

The hypotheses assumed by the researcher and the cabability to improve their correction are considered as the important thing that discussed by the scientific research. Thus, their importance apper in the experments which have an important rule in the scientific and technology progress. The statistics and epically The experimental design has a main rule in this research's and study's concerning with hypotheses testing in the design and analysis experiments . The concept of hypotheses testing concerned with the concept of statistical inference which started with estimation of parameters which belong to the population of study depending on the sample from this population , After that test the hypotheses about the estimated parameters and how much are fit to the population parameters . This method of testing is called a parametric testing which are depend on some of assumption same as the assumptions of analysis of variance (Normality, Constant variance , and Independent variables).When we loss one of these assumption we will use another type of testing called nonparametric or Free- distribution testing . Therefore, the main objective of these study to introduce a comparative study between the parametric and nonparametric testing in the randomized complete design by using the two way ANOVA and using F-test to represent the parametric test and Friedman and Quade to represent the nonparametric test. On the other hand, the application consist areal data in the health field, including sample with (540) cases of (Abortion). The aim is to study the effect of four main factors (baby weight, time of pregnancy, age of mother and Mother's job) on the (Abortion), Where we classify each factor into many levels to study the effect of each two factors on (Abortion). Consequently we compose Six experiments which are the combination of these four factors. After that , We test the assumption of ANOVA, Then we find that we loss the

assumption of normality for the factors. When we test the assumption of constant variances by using the levene test, then the results show that the significance of homogenous of variances is differ from experiment to other .The results of F-test show the significance differences of these factors from experiment to other which invite us to conduct the multiple comparisons by using Duncan method . Also, the results of the nonparametric test show the significance differences for treatments and blocks for all experiments.

Ministry of Higher Education &
Scientific Research
The University of Karbala
College of Economics & Administration
Department of Statistic

Compression of some parametric and nonparametric tests in the Randomized complete Blocks (Applied study)

A thesis submitted to the council of the college of Administration &Economics \ University of Karbala as partial fulfillment of the requirements for the degree of Master of Statistics Science

By

Sondos Ali Mohamed Abbis

Supervised by :

Asis. Prof. Dr. Jassim N.Hussain

2018م Karbala 1439 هـ