

استخدام بعض الطرائق اللامعلمية في ظل عدم تجانس تباين بيانات التجربة العاملية (دراسة تطبيقية في مجال الطب البيطري)

أ. كمال علوان خلف المشهداني
الباحثة هديل عماد ناصر
جامعة بغداد / كلية الادارة والاقتصاد

**The Use Of Some non-Parametric Methods In The
Absence Of Homogeneity Of The Variation Of The
Data For The Factorial Experiment (Application IN
Veterinary Medicine)**

**Prof. Kamal Alwan AL-Mashhadani Hadeel Imad Nasir
Uni. of Baghdad/ College of Administration & Economics**

تاریخ قبول النشر 2018/5/9

تاریخ استلام البحث 2018/3/20

المستخلص:

في هذا البحث أردنا دراسة التجارب العاملية بهدف اختبار معنوية التأثيرات للعوامل الرئيسية والتفاعل بين مستويات العوامل في آن واحد و يكون اختبار معنوية التأثيرات من طريق تحليل التباين (ANOVA) الذي يتطلب أن تكون بيانات التجربة مستوفية لشروط تحليل التباين وفي حالة عدم استيفاء بيانات التجربة لشرط تحليل التباين وهو عدم تجانس التباين (وهو واحد من شروط أو فروض تحليل التباين) يجعل نتائج الاختبارات التي يتم الحصول عليها غير دقيقة ولا يمكن الاعتماد عليها لذا يتم اللجوء إلى أساليب أو طرائق أخرى للحد من الورق في هذا الخطأ ومن الطرق التي تعطي نتائج دقيقة لمثل هذه الحالة هي الطرق الامثلية وهناك ثمة طرائق لا معلمية لتحليل بيانات التجربة العاملية ومنها:

(Puri&Sen , Inverse Normal Transformation (INT) and Van Der Waerden) التي تم تطبيقها على بيانات تجربة حقيقة فتم الحصول عليها من كلية الطب البيطري جامعة بغداد حيث تم اختبار البيانات ووجد أنها تفتقد لشرط تجانس التباين للعينات . وتوصل إلى الحصول على المعنوية لمعظم التأثيرات عند تطبيق الطرق الامثلية.

الكلمات المفتاحية: التجربة العاملية، تحليل التباين ANOVA، الاختبار المعملي F، الاختبارات الامثلية.

Abstract:

In this search we wanted to study the factorial experiments in order to test the significance of the effects of the main factors and the interaction between the levels of the factors at the same time , the test of the effects of significant of factors and interactions is by analysis of variance (ANOVA) requires that the experimental data meet the requirements of the variance analysis, but if the data does not meet the variance requirement, the heterogeneity requirement (one of the conditions or assumptions of the variance analysis) we obtained inaccurate and unreliable results, so it resorting to methods or other methods to reduce falling into this error and that give accurate results for this case are the methods nonparametric there are several nonparametric methods to analysis factorial experiment data: (Puri And Sen, Inverse Normal Transformation (INT) and Van Der Waerden) and applied to real data of the experiment obtained from the college of Veterinary Medicine University of Baghdad, where after testing data we found It suffers from the problem of heterogeneity .Then it found that the applying the non-parametric methods, the significant for some effects was obtained.

KeyWords: Factorial Experiment, ANOVA Analysis, Parametric Test F, Nonparametric Tests.

المبحث الأول

1-1 المقدمة

يتم تحليل بيانات التجربة العاملية كما هو معلوم من طريق الاختبار المعلمي F (تحليل التباين) إلا أن تحليل التباين (ANOVA) يكون مقيداً بشروط عديدة (فروض) وهي (التوزيع الطبيعي للبيانات، وتجانس تباينات العينات، واستقلالية الأخطاء وغيرها) وان أي خرق أي عدم تحقق لإحدى الشروط (الفروض) يجعل من تحليل التباين (ANOVA) غير مجيء بحيث أن النتائج التي سوف يتم الحصول عليها من تحليل بيانات التجربة تكون غير دقيقة ومن ثم لا يمكن الاعتماد على مثل هذه النتائج لذا فان في حالة فقدان البيانات لشرط (فرض) عدم تجانس التباين للعينات لا يمكن الاعتماد على نتائجها عند تطبيق الاختبار المعلمي (ANOVA) عليها لذا نلجأ إلى أساليب وطرق أخرى لتقادي الواقع بمثل هذه المشكلة وهي الاختبارات (الطرق) اللامعلمية إذ تعد بديلاً عن الطرق المعلمية كونها تمتاز بسهولة التطبيق ولا يتطلب استخدامها معرفة توزيع المجتمع الذي سحبت منه عينة الدراسة وثمة طرق عديدة لامعلمية لتحليل بيانات التجربة العاملية التي تفتقد لإحدى شروط تحليل التباين ومن هذه الطرق: (Puri & Sen, Inverse Normal Transformation (INT), and Van Der Waerden)

وتطبيقاتها على بيانات تجربة حقيقة.

1-2 مشكلة البحث

لاختبار معنوية التأثيرات الرئيسية، والتفاعل والبساطة لعوامل التجربة العاملية يتم ذلك من طريق الاختبار المعلمي تحليل التباين (ANOVA) المعتاد وكما هو معروف بان تحليل التباين (ANOVA) يكون مقيداً بعدة شروط (فروض) التي يجب بأن تتحقق في بيانات التجربة ولكن ثمة مشكلة تكمن في حالة عدم تحقق البيانات لشرط عدم تجانس التباين للعينات مما يجعل تطبيق (ANOVA) على مثل هذه البيانات غير مجيء فلا يعطي نتائج دقيقة ولا يمكن الاعتماد على مثل هذه النتائج.

1-3 هدف البحث

يهدف البحث إلى استخدام طرائق إحصائية (اختبارات لامعلمية) بديلة عن الطرق المعلمية لتحليل بيانات تجربة عاملية تعاني من مشكلة عدم تجانس تباينات العينات.

المبحث الثاني: الجانب النظري

1- التجارب العاملية [1,2,5,16,18]

تعد التجربة العاملية مهمة وذات استخدام واسع في مجالات عديدة كالمجال الصناعي والزراعي والطبي وغيرها وذلك للتمكن من اختبار معنوية تأثير العوامل الرئيسية للتجربة والتفاعل والتأثيرات البسيطة لمستويات العوامل في أن واحد أي لا يهمل أي تأثير في التجربة. وتمتاز التجربة العاملية بمزايا عديدة مما يجعلها أكثر التجارب كفاءة وهي:

- 1- الكفاءة العالية في تزويدنا بالمعلومات عن كافة العوامل المدروسة في التجربة والتفاعلات أي اختبار معنوية التأثيرات الرئيسية والتفاعل بين مستويات العوامل المختلفة.
- 2- إن اختبار معنوية التأثيرات جميعها في آن واحد يسهم في التقليل في الوقت والجهد والكلفة.

إلا أنه على الرغم من المزايا المذكورة أعلاً فإن التجربة العاملية لا تخلو من المآخذ فعندما يكون حجم التجربة كبيراً بازدياد عدد العوامل يصبح إجراء التجربة (التحليل الإحصائي للبيانات) مكلفاً وأكثر تعقيداً مما يؤدي إلى صعوبة تنفيذ التجربة العاملية الكبيرة في حقل أو معمل ما.

2- التأثيرات الرئيسية للتفاعلات والتأثيرات البسيطة [4]

إن التأثيرات الرئيسية (Main Effects) للعوامل تعرف على أنها التغير في الاستجابة نتيجة للتغيير في مستوى العامل الرئيس. وتعرف التفاعلات (Interactions) على أنها التداخل بين مستويات العوامل أي الاستجابة لعامل ما تحت تأثير المستويات المختلفة للعوامل الأخرى مع بعضها. ويحدث التفاعل عندما تتغير الاستجابة (Response) لعامل ما أو لعوامل عديدة بتأثيرها في بعض الدراسة. وأخيراً يعرف التأثير البسيط (Simple Effect) للعامل على أنه الفرق في الاستجابة بين مستويات عامل عند مستوى معين للعامل الآخر.

3- تحليل التباين (ANOVA) [10]

يستخدم تحليل التباين (ANOVA) في اختبار ما إذا كان ثمة فروق معنوية بين متوسطات كل متغير من متغيرات الدراسة أي يهتم في تحديد مصادر الاختلاف بين المجموعات.

2-3- الفروض الأساسية لتحليل التباين

أن تحليل التباين يكون مقيداً بشروط عديدة (فروض) يجب أن تتحقق وهي:

أولاً: التأثيرات الأساسية تجتمعية

ثانياً: استقلالية الأخطاء العشوائية

ثالثاً: التوزيع الطبيعي للأخطاء

رابعاً: تجانس العينات أو المجموعات [6,11]

أحد شروط تحليل التباين هو تجانس تباين العينات ويعني أن تكون الاختلافات العشوائية داخل العينات متجانسة (أي تكون متساوية بالنسبة للعينات المختلفة) وهذه النقطة لها أهمية في المساعدة في الحصول على تباين واحد لجميع العينات أو المجموعات. وتوجد عدة اختبارات إحصائية للتأكد من الافتراض منها اختبار بارتليت (Bartlett) واختبار كوكران (Cochran).

4-2 الاختبار المعلمي (احصاء F) [3,17,20]

تعد الأساليب (الاختبارات) الإحصائية المعملية واحدة من أهم التطبيقات المهمة في علم الإحصاء حيث تمتاز بميزات عديدة منها:

- 1- تستخدم الأساليب المعملية في حالة العينات الكبيرة.
- 2- يكون الاختبار المعلمي أكثر دقة وكفاءة من الإحصاءات الأخرى.
- 3- تستخدم الأساليب المعملية في حالة استيفاء البيانات لشروط (فرض) تحليل التباين .ANOVA

وعلى الرغم من الميزات المذكورة أعلاه إلا أن الأساليب المعملية لا تخلو من المآخذ ومنها:

- 1- تعد الأساليب المعملية أكثر صعوبة من الإحصاءات الأخرى إذ تعتمد على فرضيات كثيرة تحتاج لفهمها.
- 2- يتم تطبيق الأساليب المعملية على نوعية بيانات محدودة لكونها تتطلب أن تكون بيانات حقيقة وعددية.

فلو فرضنا إن لدينا تجربة عاملية منفردة وفق تصميم Tam التعشية (Completely Randomized Design) (CRD) بهدف اختبار معنوية التأثيرات الرئيسية والتفاعل والتأثيرات البسيطة والتجربة بعاملين العامل الأول A وله مستويات عددها a والعامل الثاني B عدد مستوياته b وخصص لكل معالجة عاملية L من القطع (الوحدات) فان الاستجابات في هذه التجربة العاملية AXB يمكن أن يعبر في الجدول رقم (1) كما يأتي:

جدول رقم (1)

يبين الاستجابات في التجربة العاملية $a \times b$ وفق تصميم CRD

		1	2	...	j	...	b					
1	y_{111}	y_{121}	...	y_{1j1}	y_{1b1}					
	y_{112}	y_{122}	...	y_{1j2}	y_{1b2}					
					
		y_{12k}	...	y_{1jk}	y_{1bk}					
						
	y_{11k}	y_{12n}	...	y_{1jn}	y_{1bk}					
	...	$y_{12..}$...	$y_{1j..}$	$y_{1b..}$					
					
i	y_{i11}	y_{i21}	...	y_{ij1}	y_{ib1}					
	y_{i12}	y_{i22}	...	y_{ij2}	y_{ib2}					
					
	y_{i1k}	y_{i2k}	...	y_{ijk}	y_{ibk}					
					
	y_{i1n}	y_{i2n}	...	y_{ijn}	y_{ibn}					
a	$y_{a1..}$	$y_{a2..}$...	$y_{aj..}$	$y_{ab..}$					
	y_{a11}	y_{a21}	...	y_{aj1}	y_{ab1}					
	y_{a12}	y_{a22}	...	y_{aj2}	y_{ab2}					
					
	y_{a1k}	y_{a2k}	...	y_{ajk}	y_{abk}					
					
	y_{a1n}	y_{a2n}	...	y_{ajn}	y_{abn}					
	$y_{a1..}$	$y_{a2..}$...	$y_{aj..}$	$y_{ab..}$					
	y_{1j1}	$y_{1..}$	$y_{2..}$...	$y_{j..}$...	$y_{b..}$					

وان الأنماذج الرياضي يعبر عنه في الصيغة الآتية:

$$y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_{ij} + \varepsilon_{ijk}$$

حيث أن:

$$i = 1, 2, \dots, a, j = 1, 2, \dots, b, k = 1, 2, \dots, n$$

a : تمثل عدد مستويات تأثير العامل A ، b تمثل عدد مستويات تأثير العامل B .

n : تمثل عدد التكرارات، y_{ijk} تمثل الاستجابة للقطعة (الوحدة) التجريبية الواحدة.

μ : تمثل تأثير المتوسط الكلي، α_i تمثل تأثير مستوى i^{th} للعامل A ، β_j تمثل تأثير مستوى j^{th} للعامل B ، γ_{ij} تمثل تأثير التفاعل بين مستوى i^{th} للعامل A ومستوى j^{th} للعامل B ، وان $\varepsilon_{ijk} \sim (0, \sigma^2)$ يمثل الخطأ العشوائي للقطعة التجريبية k والواقعة تحت تأثير المعالجة العاملية المكونة من المستوى i للعامل A والمستوى j للعامل B .

وان مجموع المربعات تحسب كالتالي:

$$\begin{aligned} SS_{treat.} &= \frac{\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b y_{ij.}^2}{n} - \frac{y_{...}^2}{abn}, \quad SS_A = \frac{\sum_{i=1}^a y_{i..}^2}{nb} - \frac{y_{...}^2}{abn}, \quad SS_B = \frac{\sum_{j=1}^b y_{.j.}^2}{na} - \frac{y_{...}^2}{abn} \\ SS_{AB} &= \frac{\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b y_{ij.}^2}{n} - \frac{\sum_{i=1}^a y_{i..}^2}{nb} - \frac{\sum_{j=1}^b y_{.j.}^2}{na} + \frac{y_{...}^2}{abn}, \\ SS_{total} &= \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^n y_{ijk}^2 - \frac{y_{...}^2}{abn} \end{aligned}$$

وأخيرا يمكن حساب SS_E من طريق الصيغة:

أما درجات الحرية فتكون:

درجات الحرية الكلية $abn - 1$: A للعامل الرئيس وللعامل الرئيس B : $1 - 1$ وللتتفاعل بين العوامل $(a - 1)(b - 1)$.

وبذلك يمكن ايجاد درجة الحرية للخطأ عن طريق:

$$ab(n - 1) = abn - 1 - (ab - 1) = abn - ab = ab(n - 1)$$

ان احصاء الاختبار F لاختبار معنوية تأثير العامل الرئيس A والعامل الرئيس B

$$F_A = \frac{MS_A}{MS_E} = \frac{\frac{SS_A}{a-1}}{\frac{SS_E}{ab(n-1)}} \quad , \quad F_B = \frac{MS_B}{MS_E} = \frac{\frac{SS_B}{b-1}}{\frac{SS_E}{ab(n-1)}}$$

وللتتفاعل:

$$F_{AB} = \frac{MS_{AB}}{MS_E} = \frac{\frac{SS_{AB}}{(a-1)(b-1)}}{\frac{SS_E}{ab(n-1)}}$$

ولاختبار وجود تأثير بسيط للعامل A خلال مستويات العامل B:

$$F_{(A/B)} = \frac{MSa \text{ for } b_b}{MS_E} = \frac{\frac{SS_{a \text{ for } b_b}}{a-1}}{\frac{SS_E}{ab(n-1)}}$$

ولاختبار وجود تأثير للعامل B خلال مستويات العامل A:

$$F_{(B/A)} = \frac{MSb \text{ for } a_a}{MS_E} = \frac{\frac{SS_{b \text{ for } a_a}}{b-1}}{\frac{SS_E}{ab(n-1)}}$$

وأخيرا تقارن القيم المحسوبة مع الجدولية مع درجات الحرية كل من الخطأ والعوامل وعند مستوى معنوية معين فإذا كانت القيم المحسوبة أكبر من الجدولية عندها تكون تأثيرات العوامل معنوية.

2-5 الاختبارات الإحصائية اللامعلمية [19,13,7]

تعد الأساليب (الاختبارات) اللامعلمية من الاختبارات الشائعة وخاصةً عندما يكون شرط تطبيق الاختبارات المعلمية غير متحقق أي تفقد البيانات لإحدى الشروط أو بعضها (فرض) التوزيع مما يجعل نتائج تطبيق الاختبارات المعلمية غير دقيقة لذا تعد الاختبارات اللامعلمية كبديل أو حل لمثل هذه الحالات.

وتمتاز الأساليب (الاختبارات) اللامعلمية بعدة مزايا وهي كالتالي:

1- سهلة عند التطبيق حيث يتطلب تطبيقها القليل من الفروض عن المجتمع الذي سُحب منه عينة الدراسة.

2- سهلة لفهم على الشخص الذي يستخدمها.

3- تستخدم في حالة عدم معرفة توزيع المجتمع وكذلك عند انتهاءك بعض من شروط تحليل التباين.

4- يعد الإحصاء اللامعلمي أكثر ملائمة لتحليل البيانات (الاسمية والرتبة (المتغيرات النوعية وغيرها).

في حين تقابل المزايا المذكورة أعلاً ببعضًا من مآخذ الاختبارات اللامعلمية:

1- تعد أقل قوة من الاختبارات المعلمية عند استيفاء شروط (فرض) تحليل التباين.

2- يكون تطبيقها أكثر تعقيدا في حالة كون العينات المأخوذة من مجتمع الدراسة كبيرة جدا.

5-1 الطرائق اللامعلمية المستخدمة في تحليل التجارب العاملية

يوجد العديد من الطرائق اللامعلمية التي تستخدم في تحليل التجارب العاملية ومنها:

1- طريقة Puri and Sen [12,15,21]

اقترح كل من اختبار Puri and Sen الذي أطلقوا عليه ايضا (Statistic) للنمذاج الخطية لاختبار الفرضية التي تنص على عدم وجود تأثيرات رئيسة او تفاعل في المخططات باتجاهين.

يعد هذا الاختبار تعديلاً لاختبار Kruskal_Wallis (العينات المستقلة) واختبار Friedman (العينات المعتمدة) ومما هو معروف للاختبارين المذكور انفأً بأنها تقوم على ترتيب مشاهدات المتغير المعتمد أي إعطائه رتبأً فان اختبار إحصاءه L تقوم على ترتيب البيانات الأصلية ايضاً ومن ثم حساب مجاميع المربعات المختلفة لتلك الرتب وأخيراً حساب احصاء PS (احصاء L) التي تأخذ الشكل الآتي:

$$L = (N - 1) \theta$$

حيث إن N تمثل الحجم الكلي للعينة $N = abn$ ، وان $\theta = SS_{(effect)}/SS_{(total)}$

لاختبار معنوية تأثير العامل A فان إحصاءه الاختبار تكون:

$$L_A = (N - 1) \left[\frac{SS_A^R}{SS_T^R} \right]$$

$$SS_T^R = SS_A^R = \frac{\sum_i R_i^2}{nb} - \frac{R^2}{abn} \quad \text{فإن:} \\ \sum_i \sum_j \sum_k R_{ijk}^2 - \frac{R^2}{abn}$$

ونقارن مع القيمة الحرجة للتوزيع χ^2 بدرجة حرية $(a-1)$ كما يأتي:

$$L_A > \chi^2_{(\alpha, a-1)}$$

ولاختبار معنوية التأثير الرئيس للعامل B تكون احصاءة الاختبار:

$$L_B = (N - 1) \left[\frac{SS_B^R}{SS_T^R} \right]$$

$$SS_T^R = \sum_i \sum_j \sum_k R_{ijk}^2 - \frac{R^2}{abn} \quad \text{و} \quad SS_B^R = \frac{\sum_j R_{j.}^2}{na} - \frac{R^2}{abn} \quad \text{فإن :}$$

وتقارن مع قيمة الحرجة χ^2 بدرجة حرية $(b-1)$ كما يأتي :

$$L_B > \chi^2_{(\alpha, b-1)}$$

ولاختبار معنوية التفاعل تكون احصاء الاختبار :

$$L_{AB} = (N - 1) \left[\frac{SS_{AB}^R}{SS_T^R} \right]$$

$$SS_T^R = \sum_i \sum_j \sum_k R_{ijk}^2 - \frac{R^2}{abn} \quad \text{و} \quad SS_{AB}^R = \frac{\sum_i \sum_j R_{ij.}^2}{n} - \frac{\sum_i R_{i..}^2}{nb} - \frac{\sum_j R_{j..}^2}{na} + \frac{R^2}{abn} \quad \text{حيث إن :}$$

وتقارن مع القيمة الحرجة χ^2 بدرجة حرية $(a-1)(b-1)$ كما يلي :

$$L_{AB} > \chi^2_{(\alpha, (a-1)(b-1))}$$

وللتأثير البسيط للعامل A خلال مستويات العامل B :

$$L_{(A/B)} = (N - 1) \left[\frac{SS_{(A/B)}^R}{SS_T^R} \right]$$

$$SS_{(A/B)}^R = \frac{\sum_i R_{ij.}^2}{n} - \frac{R_{j..}^2}{na} \quad \text{فإن :}$$

وتقارن مع القيمة الحرجة χ^2 بدرجة حرية $(a-1)$ كما يأتي :

$$L_{(A/B)} > \chi^2_{(\alpha, a-1)}$$

وللتأثير البسيط للعامل B خلال مستويات العامل A :

$$L_{(B/A)} = (N - 1) \left[\frac{SS_{(B/A)}^R}{SS_T^R} \right]$$

حيث إن :

$$SS_{(B/A)}^R = \frac{\sum_j R_{ij.}^2}{n} - \frac{R_{i..}^2}{nb}$$

وتقارن مع القيمة الحرجة χ^2 بدرجة حرية $(b-1)$ كما يأتي:

$$L_{(B/A)} > \chi^2_{(\alpha, b-1)}$$

بعد حساب الإحصاءات ومقارنتها مع قيم χ^2 الجدولية فإذا كانت القيم الجدولية أصغر من المحسوبة يعني وجود تأثيرات معنوية.

2-5-2 طريقة التحويل الطبيعي المعكوس المستند إلى الرتبة

(Rank Inverse Normal Transform) [8,9,15] (RINT)

تتضمن طريقة RINT تحويل البيانات الأصلية إلى رتب ثم تحول تلك الرتب إلى احتمالات واستعمال الدالة الطبيعية التراكمية العكسيّة لتحويل هذه الاحتمالات إلى شكل طبيعي تقريباً حيث تسمى بالدرجات الطبيعية التي تكون:

$$Y_i = \phi^{-1} (R_i / (n + 1))$$

فإن R_i تمثل رتب المتغير المعتمد ، n تمثل عدد المشاهدات (حجم العينة) و ϕ^{-1} تمثل معكوس دالة التوزيع التراكمي وبعد حساب الدرجات الطبيعية (normal scores) يطبق تحليل التباين ANOVA عليها لاختبار معنوية العوامل كما في الجدول (2) الآتي:

جدول رقم (2)

تحليل التباين لاختبار معنوية العوامل

Source of variation	ss	Mean square	F
Main effect	$SS_A^{INT} = \frac{\sum_i RINT_{i..}^2}{nb} - \frac{RINT_{...}^2}{abn}$	$MS_A(INT) = \frac{SS_A^{INT}}{a-1}$	$F_A^{INT} = \frac{MS_A(INT)}{MS_E(INT)}$
Main effect	$SS_B^{INT} = \frac{\sum_i RINT_{i..}^2}{na} - \frac{RINT_{...}^2}{abn}$	$MS_B(INT) = \frac{SS_B^{INT}}{b-1}$	$F_B^{INT} = \frac{MS_B(INT)}{MS_E(INT)}$
Interaction effect AB	$SS_{AB}^{INT} = \frac{\sum_i \sum_j RINT_{ij.}^2}{n} - \frac{\sum_i RINT_{i..}^2}{nb} - \frac{\sum_j RINT_{j..}^2}{na} + \frac{RINT_{...}^2}{abn}$	$MS_{AB}(INT) = \frac{SS_{AB}^{INT}}{ab(n-1)}$	$F_{AB}^{INT} = \frac{MS_{AB}(INT)}{MS_E(INT)}$
A for b_1	$SS^{RINT}_{a \text{ for } b_1} = \frac{\sum_i RINT_{i1.}^2}{n} - \frac{RINT_{1..}^2}{na}$	$MS_{(A/B)}(RINT) = \frac{SS^{RINT}_{a \text{ for } b_1}}{(a-1)}$	$MS_{a \text{ for } b_1}(RINT) / MS_E(RINT)$
⋮	⋮	⋮	⋮
A for b_b	$SS^{RINT}_{a \text{ for } b_b} = \frac{\sum_i RINT_{i1.}^2}{n} - \frac{RINT_{1..}^2}{na}$	$MS_{(A/B)}(RINT) = \frac{SS^{RINT}_{a \text{ for } b_b}}{(a-1)}$	$MS_{a \text{ for } b_b}(RINT) / MS_E(RINT)$
B for a_1	$SS^{RINT}_{b \text{ for } a_1} = \frac{\sum_j RINT_{1j.}^2}{n} - \frac{RINT_{1..}^2}{nb}$	$MS_{(B/A)}(RINT) = \frac{SS^{RINT}_{b \text{ for } a_1}}{(b-1)}$	$MS_{b \text{ for } a_1}(RINT) / MS_E(RINT)$
⋮	⋮	⋮	⋮
B for a_a	$SS^{RINT}_{b \text{ for } a_a} = \frac{\sum_j RINT_{1j.}^2}{n} - \frac{RINT_{1..}^2}{nb}$	$MS_{(B/A)}(RINT) = \frac{SS^{RINT}_{b \text{ for } a_a}}{(b-1)}$	$MS_{b \text{ for } a_a}(RINT) / MS_E(RINT)$

فإن $RINT$ هي الدرجات الطبيعية للرتب.

واخيرا تقارن القيم المحسوبة مع الجدولية مع درجات الحرية كل من الخطأ والعوامل عند مستوى معنوية معين فإذا كانت القيم المحسوبة أكبر من الجدولية عندها تكون تأثيرات العوامل معنوية.

3-5-2 طريقة Van Der Waerden [14,15]

اقترح إجراء لاملمي بديل لإجراء Kruskal-Wallis لتحليل التباين ANOVA باتجاه واحد. يبدأ الإجراء مع الرتب أيضاً فيتم ترتيب بيانات العينة جميعها ثم اعطائها رتبأً. ولهذا الاجراء صلة باختبار الدرجات الطبيعية (normal scores test) فيتم تحويل الرتب إلى الدرجات الطبيعية كما في طريقة معكوس التحويل الطبيعي (INT) أي حساب الدرجات الطبيعية:

$$Y_i = \phi^{-1}\left(\frac{R_i}{N + 1}\right)$$

وأخيرا حساب مجموع المربعات كما في طريقة Puri & Sen حساب نسب χ^2 فتعد هذه الطريقة طريقة مشتركة بين (INT + Puri & Sen).

لاختبار معنوية تأثير العامل A فتكون إحصاءة الاختبار:

$$L_A^{INTL} = (N - 1) SS_A^{INT} / SS_T^{INT} \sim \chi^2_{(\alpha, a-1)}$$

ولاختبار معنوية التأثير الرئيسي للعامل B فتكون إحصاءة الاختبار:

$$L_B^{INTL} = (N - 1) SS_B^{INT} / SS_T^{INT} \sim \chi^2_{(\alpha, b-1)}$$

ولاختبار معنوية التفاعل فتكون إحصاءة الاختبار:

$$L_{AB}^{INTL} = (N - 1) SS_{AB}^{INT} / SS_T^{INT} \sim \chi^2_{(\alpha, a-1, b-1)}$$

وللتأثير البسيط للعامل A خلال مستويات العامل B:

$$L_{(A/B)}^{INTL} = (N - 1) SS_{(A/B)}^{INT} / SS_T^{INT} \sim \chi^2_{(\alpha, a-1)}$$

وللتأثير البسيط للعامل B خلال مستويات العامل A:

$$L_{(B/A)}^{INTL} = (N - 1) SS_{(B/A)}^{INT} / SS_T^{INT} \sim \chi^2_{(\alpha, b-1)}$$

حيث ان SS^{INT} هي مجموع المربعات للدرجات الطبيعية.

واخيرا مقارنة إحصاءه الاختبار مع القيمة الحرجة لتوزيع χ^2 مع درجات حرية df_A =

$$df_{(A/B)} = (a - 1), df_{AB} = (a - 1)(b - 1), a - 1, df_B = b - 1,$$

و $df_{(B/A)} = (b - 1)$ فإذا كانت القيمة الجدولية اصغر من المحسوبة تعني أي ان ثمة تأثيرات معنوية.

المبحث الثالث: الجانب التطبيقي

1-3 المقدمة

في هذا المبحث سيتم تطبيق الطرائق التي تم عرضها في الفصل الثاني على تجربة حقيقة لمعرفة أي من هذه الطرائق تحافظ على دقة اختبار وجود التفاعل عند خرق في احدى افتراضات تحليل التباين.

2-3 التجربة

أجريت تجربة عاملية¹ (3X3) وبخمس تكرارات لدراسة التأثير لتركيز عديدة من عقار الأمبسلين A (Ampicillin) (وهو عقار ينتمي الى مجموعة البيتا لاكتام وهي مضادات حيوية واسعة ويمكن وصفها لعلاج الالتهاب الرئوي وامراض الجهاز التنفسى وأمراض الجهاز التناسلى والهضمى حيث له القابلية على هدم أو تثبيط بناء جدران الخلايا البكتيرية) تراكيز عديدة من مستخلص الشاي الأخضر B (Theaflavin) وما ينتج من الآثار عند زيادة التراكيز لكلاهما على بكتيريا Stenotrophomonas maltophilia المعزولة من مرضى الجهاز التنفسى والذين تراوحت اعمارهم بين (15-45) سنة وكذلك حساب التأثير بعد مزج العقارين AB معا وبتركيز متسلسلة لكل منهما اي معرفة تأثير التداخل الدوائي (وهي حالة تحدث عندما يعطى عقارين في وقت واحد او عقار مع مادة غذائية او مستخلص نباتي ممكنا ان تؤثر على فعالية العقار الاول عندما يتم ادخالهم معا الى الجسم في وقت واحد).

و لاختبار تجانس تباينات البيانات فقد تم احتساب إحصاء كوكران باستخدام البرنامج الإحصائي (MATLAB) وقد أظهرت نتائجها 0.7172 التي تقارن بالقيمة الجدولية مع مستوى معنوية 0.01 والتي تساوي 0.358 $F_{cal} > F_{table}$ لذا ترفض الفرضية التي تنص على تجانس تباينات البيانات لذا فإن البيانات تعانى من مشكلة عدم تجانس تباينات العينات.

¹ التجربة: جامعة بغداد | كلية الطب البيطري | د. عروبة محمد سعيد / (الملحق)

3-3 تحليل التباين المعلمي F (ANOVA)

بالاعتماد على الصيغ في الجانب النظري (المبحث الثاني) تم تكوين جدول تحليل التباين (ANOVA) لاختبار التأثيرات الرئيسية A، B، وتأثير التفاعل AB وأخيراً اختبار التأثير البسيط لكلا العاملين كما في الجدول (3) الآتي:

جدول رقم (3)

تحليل التباين (ANOVA)

S.O.V	D.F	S.S	M.S	F _{cal}	F _{tab}
A	2	186.8284	93.4142	131.0362	5.18
B	2	62.5618	31.2809	43.8791	5.18
AB	4	48.8356	12.2089	17.1259	3.38
a at b ₁	2	177.4453	88.7227	124.4551	5.18
a at b ₂	2	40.4853	20.2427	28.3953	5.18
a at b ₃	2	17.7333	8.8667	12.4377	5.18
b at a ₁	2	7.3120	3.6560	5.1284*	5.18
b at a ₂	2	25.6853	12.8427	18.0150	5.18
b at a ₃	2	78.4000	39.2000	54.9875	5.18
Error	36	25.6640	0.7129		

نلاحظ من الجدول المذكور انفأً بأن كل من التأثير للعامل الرئيس A و B والتفاعل وكذلك التأثيرات البسيطة تكون معنوية عند مستوى معنوية 0.01 عدا التأثير البسيط للعامل B خال المستوى الأول للعامل A يكون غير معنوي.

5-3 الطائق اللامعمية

فيما يأتي تطبيق لاختبارات (الطائق) اللامعمية لاختبار معنوية تأثيرات العوامل باستخدام البرنامج الإحصائي (MATLAB) والنتائج كما في الجدول (4) الآتي:

جدول رقم (4)

نتائج تحليل التجربة

Effects	Puri & Sen (F_{cal})	Puri & Sen (F_{tab})	INT(F_{cal})	INT(F_{tab})	Van Der Waerden (F_{cal})	Van Der Waerden (F_{tab})
A	10.1551	9.21	11.1754	5.39	9.6995	9.21
B	9.6127	9.21	9.1421	5.39	7.9347	9.21
AB	13.8410	13.28	6.1889	4.02	10.7430	13.28
a at b_1	12.2314	9.21	0.0136	5.39	0.7899	9.21
a at b_2	7.4892	9.21	0.0136	5.39	0.0118	9.21
a at b_3	4.2755	9.21	22.6294	5.39	19.6408	9.21
b at a_1	2.3452	9.21	21.1339	5.39	18.3429	9.21
b at a_2	8.3441	9.21	0.0013	5.39	0.0011	9.21
b at a_3	12.7244	9.21	0.3845	5.39	0.3338	9.21

الجدول المذكور انفاً يبين معنوية التأثيرات الرئيسية للعوامل والتفاعل بين العوامل لجميع الطرائق الامثلية، أما التأثيرات البسيطة للعوامل فكان بعضها غير معنوية لجميع الطرائق عند مستوى معنوية 0.01.

المبحث الرابع: الاستنتاجات والتوصيات

1-4 الاستنتاجات

توصل الى ان تطبيق تحليل التباين (ANOVA) المعملي يؤدي الى اختلاف في قيم F فقد تبين عند تطبيق تحليل التباين (ANOVA) ظهرت معنوية التأثيرات الرئيسية (عامل الامبليين) والتفاعل للعوامل (الأمبليين ومستخلص الشاي الأخضر) على الرغم من عدم استيفاء البيانات لجميع شروط (فروض) ANOVA حيث اظهرت احصاءه Puri & Sen اللامثلية المعنوية للتأثيرات الرئيسية للعوامل اي تأثير الامبليين ومستخلص الشاي الأخضر على الانسان ، وكذلك لتأثير التفاعل بين مستوياتها و اظهرت احصاءه INT المعنوية للتأثيرات الرئيسية للعوامل وكذلك لتأثير التفاعل بين مستوياتها أما احصاءه Van Der Waerden اظهرت المعنوية فقط لتأثير العامل الرئيسي للعامل A اي تأثير الامبليين على الإنسان.

4-2 التوصيات

- في حالة اخترق فرض تحليل التباين (تجانس البيانات) يوصي الباحث باستخدام الاختبارات (الطرائق) الامثلية مباشرة لأي شكل من أشكال البيانات في حالة اخترق فروض تحليل ANOVA لما تقدمه من نتائج دقيقة.
- يوصى الباحث باستعمال إحصاءات الاختبار الامثلية Puri & Sen , INT لما قدمته من معنوية للتأثيرات الرئيسية للعوامل وللتفاعل للتجربة عند وجود المشكلة (مشكلة عدم تجانس بيانات).

المصادر

أولاً: العربية

- الإمام، حمد محمد الطاهر. (1994). تصميم وتحليل التجارب، جامعة الملك سعود - الرياض، دار المريخ للنشر.
- البراهيم، فوزية محمد، عبد المنعم، ثروت محمد. (2004). تصميم وتحليل التجارب باستخدام SPSS. كلية العلوم بالدمام - قسم الرياضيات.
- الخالدي، محمد عمير عامر. (2012). المقارنة بين نتائج بعض اساليب الاحصائية المعلمية والامثلية في ضوء انتهاك افتراض تجانس التباين، رسالة ماجستير في الاحصاء، كلية التربية، جامعة ام القرى.
- الخطيب، حسام عثمان حسن. (2012). التكرار الجزئي لحل مشكلة زيادة عدد المعالجات في التصميم العامل، رسالة ماجستير في الاحصاء التطبيقي، كلية الاقتصاد والعلوم الادارية_جامعة الازهر-غزة.
- عبد الرحمن، عماد غايب. (2012). تصميم تحليل التجارب الزراعية، كلية الزراعة_جامعة تكريت.
- المشهداني، كمال علوان خلف. (2010). تصميم وتحليل التجارب باستخدام الحاسوب، كلية الادارة والاقتصاد، جامعة بغداد، مكتب الجزيرة للطباعة والنشر _الطبعة الاولى.
- يوسف، هيام تحسين. (2007). دراسة لأهم العوامل المؤثرة على وزن الطفل حديث الولادة باستخدام بعض الاختبارات الامثلية، مجلة الادارة والاقتصاد، العدد الخامس والستون.

ثانياً: الأجنبية

- 8- Beasley, T.M., Erickson, S. & Allison, D.B. (2009). Rank-Based Inverse Normal Transformations are Increasingly Used, but are They Merited? *Behavioural Genetics*, 39 (5), pp 380-395.
- 9- Bishara, A.J. & Hittner, J.B. (2012). Testing the Significance of Correlation with non-normal data: comparision of pearson, spearman, transformation, and resampling approaches, *Psychological Methods*, 17,399-417. doi:10.1037190028087.
- 10- Gamast, G. Meyers L.S. & Guarino, A.J. (2008). Analysis of Variance Designs, a Conceptual and Computational Approach with SPSS and SAS.
- 11- Glass, G.V., Pecham, P.D. & Sanders, J.R. (1972). Consequences of Failure TO Meet Assumptions Underlying the Fixed Effects Analyses Of Variance and Covariance, vol 42, no.3.
- 12- Harwell, M.R. (1991). Completely randomized factorial analysis of variance using ranks, *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*.44,383-401.
- 13- Hollander, M. wolfe, D.A. & Chicken, E. (2014). Nonparametric Statistical Methods .3rd edition .wily series in probability and statistics.
- 14- Jobson, J.D. (1991). Applied Multivariate Data Analysis, Springer science + Business Media, LLS, volI: Regression and Experimental Designs with 93 Illustrations in 116 part.
- 15- Luepsen, H. (2016a). The Aligned Rank Transform and discrete Variables - a Warning.URL <http://www.uni-koeln.de/~luepsen/statistik/texte/ART-discrete.pdf>.
- 16- Mee, R.W. (2009). A Comprehensive Guide to Factorial Two-Level Experimentation, springer.
- 17- Montgomery, D.C. (2001). Design and Analysis of Experiments, fifth Edition, ARIZONA STATE UNIVERSITY.
- 18- Oehlert, G. W. (2000). A first course in design and analysis of experiments, New York: W. H. Freeman.
- 19- Rayner, j.c.w. (2016). Introductory nonparametrics.1nd edition, bookboon.com, the ebook company.
- 20- Sheskin, D.J. (2000).Handbook of Parametric and Non-parametric Statistical Procedures, second edition, Baco Raton London New york Washington.D.C.

- 21- Toothaker, L.E. & Newman, D. (1994). Nonparametric Competitors to the Two-Way ANOVA, Journal of Educational and Behavioral Statistics, Vol. 19, No. 3, pp. 237-273.

الملحق

جدول رقم (5)

بيانات تجربة عاملية منفذة بتصميم تام التعشيية لدراسة تأثير ثلاث تراكيز (مستويات) من عقار الأمبسلين (Ampicillin) وثلاث تراكيز (مستويات) عقار مستخلص الشاي الأخضر (Theaflavin) في الإنسان.

Theaflavin concentration $\mu\text{g/ml}$	Ampicillin concentration $\mu\text{g/ml}$		
	3.125	12.5	50
3.125	10.0, 12.0, 10.0, 12.0, 10.0	6.0, 6.0, 6.0, 6.0, 6.2	2.4, 2.4, 2.4 2.4, 2.4,
12.5	7.0, 9.0, 7.0, 1 0.0, 7.0	5.4, 5.4, 5.4, 5.4, 5.4	4.0, 4.0, 4.2, 4.0, 4.0
50	4.0, 6.0, 4.0, 0.8 .0, 4.0	3.0, 3.0, 3.0, 3.0, 3.0	2.8, 2.8, 2.8, 2.8, 2.8