تحليل التباين للتجارب العاملية المتداخلة ذات المراحل الثلاثة مع القياسات المكررة على مرض الثلاسيميا في واسط

أ.م.د قيس سبع خماس

طالب الماجستير :حيدر رائد طالب (*)

كليه الادارة والاقتصاد / جامعه بغداد

المستخلص

الهدف من هذا البحث هو معالجة تحليلية للتجارب العاملية المتداخلة لثلاث مراحل بوجود القياسات المتكررة وبناء الأنموذج الرياضي الخطي لهذه التجارب الذي يعتمد عليه التحليل وكذلك تطبيق هذه التجارب في الجانب الصحي. وهذه التجربة متمثلة بوجود ثلاثة عوامل متداخلة ، اذ ان العامل الثالث متمثل بالوحدات التجريبية (Experimental units) وتأخذ القياسات المتكررة أو المعالجات للوحدات التجريبية ، وتعامل المعالجات (القياسات المتكررة) على أنها عامل رابع وهذا العامل يكون متفاعلاً مع سائر العوامل الاخرى ولهذا أصبحت التجربة الناتجة هي تجربة عاملية متداخلة. ولقد تم تحليل هذه التجربة بالطرائق المعلمية المتمثلة باختبار (F) وذلك بعد التحقق من شروط تحليل التباين والطرائق اللامعلمية البديلة المتمثلة بتحويل الرتب للبيانات (Rank Transformation) التي تجعل شروط تحليل التباين متحققة لأن التحويل الى الرتب يجعل البيانات متجانسة على الاكثر وطبيعية.

Abstract

The objective of this research is an analytical treatment of Nested-Factorial Experiments for three stages of repeated measurements and build a linear mathematical model for these experiments upon which the analysis as well as the application of these experiments in the health sector. This experiment represented by the presence of three Nested factors and the third factor represented experimental units (Subjects) taken as repeated measurements or treatments for experimental units and treated treatments (repeated measurements) as a factor fourth, this factor will be interactive with the rest of the other factors which resulting from the Nested-Factorial Experiments.

(*) جزء مستل من رسالة ماجستير للباحث الثاني .

1-*this experiment has been analyzing by the parametric methods, F,test after verification of the conditions of analysis of variance .*

2-*Also, the nonparametric methods has been used after converting the data into ranks (Rank Transformation) that make conditions analysis of variance achieved because the transfer to the ranks makes the data homogeneous and normality at the mosty .*

المبحث الاول : منهجيه البحث

١-١ المقدمة **Introduction**

تصاميم القياسات المتكررة هو أسلوب يستعمل في تصاميم التجارب التي تؤخذ قياساتها بصورة متكررة لكل وحدة تجريبية وعادة ما يكون هناك ارتباط بين المشاهدات داخل الوحدة التجريبية. وتستعمل تصاميم القياسات المتكررة لزيادة دقة التجارب وذلك للتخلص من الفروقات بين الوحدات التجريبية أو تقليلها لتقدير تأثيرات المعالجات و الخطأ التجريبي. وهذا النوع من التصاميم مفيد جداً عندما تكون الوحدات التجريبية محددة و هذا النوع من تحليل و تصميم التجارب يكون واسع الانتشار ولاسيما في علم النفس (السيكولوجي) وفي التجارب التحليلية و البحوث التربوية.

٢-١ هدف البحث **Research of aim**

ان الهدف من هذا البحث هو بحث تحليل التجارب العاملية المتداخلة بوجود القياسات المكررة للحالة المعلمية و اللامعلمية ثم تطبيق الطرائق على مرضى الثلاسيميا الكبرى لمحافظة واسط اذ اعطي نوعان من العلاج ضمن مدد زمنية مكررة.

٣-١ فروض البحث

يستخدم هذا التحليل لاختبار الفرضيه :

$$H_0 = T_1 = T_2 = \dots = T_r \qquad . . . (1)$$

ان تحليل التباين لتجارب القياسات المتكررة يتطلب توفر الشروط التاليه[1][2][5]:

١. **<u>التأثيرات الرئيسة التجميعية</u>** : وتعني بان التأثيرات العوامل يضاف بعضها الى بعضه الآخر لتحديد قيم المشاهدات.

٢. **<u>التوزيع العشوائي المستقل والطبيعي للخطأ التجريبي</u>** : ان هذا الشرط يفترض بان الاخطاء تتوزع بصورة عشوائية ومستقلة وبمتوسط مقداره صفر وتباين قيمته (σ^2) أي ان :

$$e_{ij} \sim NID\ (0, \sigma^2) \qquad \dots \quad (2)$$

٣. **<u>تجانس التباين</u>** : وهذا الشرط يعني ان تكون الاختلافات العشوائية متساوية داخل المجموعات متجانسة وبالتالي تكون الاختلافات العشوائية متساوية بالنسبة للعينات المختلفة مما يساعد على الحصول على تباين مختزل لجميع المجموعات.

٤. **<u>عدم وجود ارتباط بين الوسط الحسابي والتباين.</u>**

٥. **<u>الكروية</u>** : وهذا الشرط يعني ترتيب الوحدات التجريبية ترتيبا ًلا يغير في نتائج التجريبه وكذلك يعني ان ارتباط أي اثنين من المعالجات هو نفسه لكل زوج من المعالجات وشرط الكروي يدل على ان لا توجد تفاعل بين عامل الوحدات التجريبية و المعالجات (القياسات المتكررة).

٤-١ عينة البحث

طبقت هذه الدراسة على بيانات جمعت من مستشفى الكوت_ مركز الثلاسيميا في واسط من مرضى مصابين بفقر دم البحر الأبيض المتوسط من نوع بيتا أو ما يسمى بالثلاسيميا الكبرى ، وكان عدد المشاهدات (160) حيث تمثلت بمجموعتين (دوائتين) وكل مجموعة شملت (20) مريضاً (10من ذكور،10 من الاناث) وإعطاء العلاج بأربع مدد زمنية متساوية كل فترة زمنية استغرقت 30 يوم .

١-5 الاستعراض المرجعي Literature Review

من أهم المؤلفات الاحصائية و الدراسات التي تناولت تصاميم تجارب القياسات المتكررة والتي يمكن ان نشير الى بعضها : درس (BOX)[9] في عام (1954) م طرائق تحليل تصاميم القياسات المتكررة ، وفي عام (1981) م اقترح الباحث (Shaffer)[18] أنموذجاً مختلطاً لتحليل التباين لتصاميم القياسات المتكررة وفي عام (1985) م قام (Wel.L.J and Johnnson.V.E)[24] بدراسة الاختبارات المعتمدة للقياسات المكررة غير التامة في عام (1990) م نشر(Potvin.C , Lechowicz.M.J and Tardif.S)[17] بحثاً يتضمن طرائق عدة للتحليل الإحصائي لتجارب القياسات المتكررة ، وفي عام (1993) م قام كل من (Carriere.K.C and Reinsel.G.C)[10] بمقارنة المعالجات لتصاميم القياسات المتكررة لمدتين. وكذلك دراسة الكفاءة للتصاميم المتزنة وبافتراض تأثير الوحدات التجريبية ثابتة و عشوائية . في عام (1994) م نشر (Carricre.K.C)[11] بحث ناقش فيه تحليل البيانات بالقياسات المتكررة غيرالتامة وقام ايضاً بتقدير معلمات الأنموذج للقياسات المتكررة بطريقة الإمكان الأعظم في ظل افتراض وجود التوزيع الطبيعي متعدد المتغيرات ، في عام (1997) م نشر الباحث (Minke.A)[6] بحثاً يتم فيه استعراض بعض الطرائق لتحليل تصاميم التجارب للقياسات المتكررة و لمتغير واحد Univariate ومتعدد متغيرات Multivariate وقام بمقارنة جدول ANOVA لمتغير واحد و الانحدار Regression وكذلك ناقش الافتراضات اللازمة لأجراء الاختبارات وكذلك الافتراض الكروي (Sphericity) ، في العام نفسه قام (David.M.G)[12] ببناء النماذج اللاخطية لبيانات القياسات المتكررة ، وفي عام (1999) تناول كل من (Brunner E., Puri M. L., Munzul.U)[7] اختبار الرتب للتصاميم العاملية مع القياسات المتكررة ، في عام (2001) م تناول كل من الباحثين(Lin.D.Y and Ying.Z)[16] تحليل الانحدار اللامعلمي و شبه المعلمي لبيانات طولية ، وفي العام نفسه قام كل من الباحثين (Weinberg J.M and Lagakos S.W)[23] بمقارنة الكفاءة النسبية بين اختبارات الرتب والاختبارات التقليدية لبيانات القياسات المتكررة ، وفي عام (2004) م تناول الباحثون(Singer.J.M , Poleto.F.Z and Rosa.P)[22] مقارنة بين التحليل المعلمي والتحليل اللامعلمي للبيانات المصنفة مع قياسات متكررة باستعمال الخطأ من النوع الأول و قوة الاختبار للمقارنة بين الأسلوبين ، وفي عام (2007) م قام

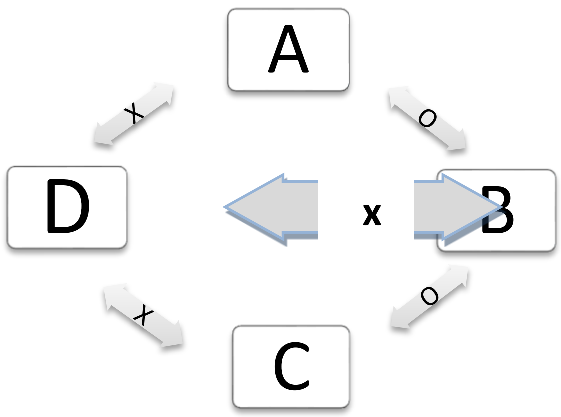
الباحث (Hager.W)[14] باستعراض بعض الصفات المشتركة وبعض الاختلافات بين جدول ANOVA للقياسات المتكررة المعلمي و جدولANOVA لفريدمان Friedman للبيانات الرتيبة اللامعلمية ، وفي عام (2009) م قام الباحث (Bryan.J.J)[8] باستعراض طرائق مختلفة لتحويل الرتب وكذلك اختبار تصاميم القياسات المتكررة مع ألأخذ بالحسبان أشكال مختلفة لمصفوفة التباين والتباين المشترك وأجراء المقارنة بين تحليل التباين الاعتيادي للقياسات المتكررة وتحليل التباين للرتب وذلك باستعمال المحاكاة ، وفي عام(2012) م نشر الباحثان (Shukla.G and Kumar.V)[21] استعمال ثلاث طرائق للتحليل وهي جدول ANOVA للأنموذج الخطي القياسي Liner Standard ANOVA وجدول ANOVA للقياسات المتكررة (Repeated Measures ANOVA), جدول ANOVA للأنموذج المختلط (Mixed Model) والمقارنة بين الطرائق التحليلية الثلاث.

المبحث الثاني : الجانب النظري

١-٢ المقدمة Introduction

في هذا البحث نفترض لدينا تجربة متداخلة من عاملين ، العامل الاول (A) وله (b) من المستويات ، و العامل الثاني (B) وله (q) من المستويات حيث ان مستويات العامل الثاني (B) متداخلة ضمن مستويات العامل الاول (A) وعندها يرمز لهذه العلاقة بالرمز B(A) ويدعى العامل الثاني (B) بالعامل المتداخل Nested Factor والعامل الاول (A) بعامل التداخل (Nested Factor) ثم تأخذ الوحدات التجريبية لكل مستوى من مستويات العامل المتداخل (B) حيث تعد هذه الوحدات التجريبية كعامل ثالث (C) وله (n) من المستويات والتي تكون متداخلة ضمن مستويات كلا العاملين (A) و (B) ويرمز لهذه العلاقة بـــ C(AB) وفي هذه الحالة نحصل على تجربه عامليه متداخلة بثلاث مراحل. وعند أخذ اكثر من استجابة واحده لكل وحدة تجريبية على مدد مختلفة حيث تشكل قياسات متكررة والتي يمكن عدها كعامل رابع (D) وله (r) من المستويات ويكون متقاطع مع مستويات العامل (A) وكذلك متقاطع مع مستويات العامل (B) ضمن مستويات العامل (A) وكذلك متقاطع مع مستويات العامل (C) ضمن مستويات كلا العاملين (A) و (B) وبالتالي سوف تتكون لدينا تجربة عامليه متداخلة بوجود القياسات المتكررة .

كما هو موضح في الشكل الاتي حيث تعني X علاقة تقاطع وتعني o علاقة تداخل



الشكل(1) مخطط لتجربة عامليه متداخلة بوجود قياسات متكررة .

وعلى سبيل المثال لو افترضنا أن $p = 2 \;;\; q = 4 \;;\; n = 2 \;;\; r = 3$

فان مشاهدات التجربة تأخذ الشكل المعطى في الجدول الاتي:

الجدول (1) مخطط لتجربة عامليه متداخلة بوجود قياسات متكررة.

Factor A	Factor B	Factor C (Subjects)	Factor D (Repeated Measures)		
			d_1	d_2	d_3
a_1	b_1	1	Y_{1111}	Y_{1112}	Y_{1113}
		2	Y_{1121}	Y_{1122}	Y_{1123}

	b_2	3 4	Y_{1231} Y_{1232} Y_{1233} Y_{1241} Y_{1242} Y_{1243}
a_2	b_3	5 6	Y_{2351} Y_{2352} Y_{2353} Y_{2361} Y_{2362} Y_{2363}
	b_4	7 8	Y_{2471} Y_{2472} Y_{2473} Y_{2481} Y_{2482} Y_{2483}

وبناءً على ما ذكر سابقا يمكن تمثيل هذا النوع من التجارب بالأنموذج الخطي المختلط الاتي:

$$Y_{ijkL} = \mu + A_i + B_{j(i)} + C_{k(ij)} + D_L + AD_{iL} + DB_{Lj(i)} + \mathcal{E}_{kL(ij)} \quad . \ . \ . \ (3)$$

$i=1,2,...,p \quad ; \quad j=1,2,...,q \quad ;$

$k=1,2,...,n \quad ; \quad L=1,2,...,r \quad ;$

حيث أن :

Y_{ijkL} : تمثل قيمة المشاهدة تحت المستوى (i) من العامل الأول (A)والمستوى(j) من العامل الثاني (B) المتداخلة ضمن المستوى (i) من العامل الاول (A) والمستوى (k) من العامل الثالث (C) المتداخل ضمن المستويات (j,i) من العاملين الاول (A) والثاني (B) على التوالي والمستوى (L) من العامل الرابع (D) الذي يمثل القياسات المكررة ، ولها توزيع طبيعي :

$$Y_{ijkl} \sim N\left(E\left(Y_{ijkl}\right), \sigma^2\right)$$

μ : تمثل تأثير المتوسط العام وهي قيمة ثابتة ومجهولة.

A_i : تأثير المستوى (i) من العامل الاول (A).

$B_{j(i)}$: تأثير المستوى (j) من العامل الثاني (B) المتداخل ضمن المستوى (i) من العامل **الأول (A) .**

$C_{k(ij)}$:تأثير المستوى (k) من العامل الثالث (C) المتداخل ضمن كلا المستويات (j,i) من العاملين الأول (A) والثاني (B) على التوالي وهو متغير عشوائي أي ان :- $C_{k(ij)} \sim N(0, \sigma_c^2)$

D_L**:** تأثير المستوى (L) من العامل الرابع (D) الذي يمثل القياسات المكررة.

AD_{iL}: تأثير التفاعل بين المستوى (i) من العامل الأول (A) والمستوى (L) من العامل الرابع (D) .

$DB_{Lj(i)}$: تأثير التفاعل بين المستوى (L) من العامل الرابع (D) والمستوى (j) من العامل الثاني (B) المتداخل ضمن المستوى (i) من العامل الأول (A).

$\mathcal{E}_{kL(ij)}$: تأثير الخطأ العشوائي الناتج من تأثير التفاعل بين المستوى (L) من العامل الرابع (D) والمستوى (k) من العامل الثالث (C) المتداخل تحت كلا المستويات (j,i) من العامل الأول (A) والعامل الثاني (B) على التوالي .

ويمكن الحصول على الطرائق او الصيغ الحسابيه المناسبة لحساب مجاميع المربعات من الجدول الاتي :

الجدول (2) يوضح تحليل التباين لتجارب عامليه متداخلة بوجود القياسات المتكررة.

S . O . V	dF	S .S	M . S	E M S	F
Between(sub.)	$pq_{(i)}n_{(ij)} - 1$	SS_B			
A	$p - 1$	SS_A	$\frac{SSA}{P-1}$	$r\sigma_c^2 + qnr\emptyset_A$	$\frac{MSA}{MSE(B)}$
B(A)	$P(q_{(i)} - 1)$	$SS_{B(A)}$	$\frac{SSB(A)}{P(q_{(i)} - 1)}$	$r\sigma_c^2 + nr\emptyset_B$	$\frac{MSB(A)}{MSE(B)}$
Error(Bet.) =C(AB)	$q_{(i)}(n_{(ij)} - 1)$	$SS_{E(B)}$	$\frac{SSE(B)}{pq_{(i)}(n_{(ij)} - 1)}$	$r\sigma_c^2$	
Within(sub.)	$pq_{(i)}n_{(ij)}(r-1)$	SS_W			
D	$r-1$	SS_D	$\frac{SSD}{r-1}$	$\sigma_{DC}^2 + pqn\emptyset_D$	$\frac{MSD}{MSE(W)}$
AD	$(p-1)(r-1)$	SS_{AD}	$\frac{SSAD}{(p-1)(r-1)}$	$\sigma_{DC}^2 + qn\emptyset_{AD}$	$\frac{MSAD}{MSE(W)}$
DB(A)	$P(r-1)(q_{(i)} - 1)$	$SS_{DB(A)}$	$\frac{SSDB(A)}{P(r-1)(q_{(i)} - 1)}$	$\sigma_{DC}^2 + n\emptyset_{DB}$	$\frac{MSDB(A)}{MSE(W)}$
Error(Within) = C(AB	$pq_{(i)}(r-1)(n_{ij} - 1)$	SS_{Error}	$\frac{SSE(W)}{pq_{(i)}(r-1)(n_{(ij)} - 1)}$	σ_{DC}^2	
Total	$pq_{(i)}n_{(ij)}r-1$	SS_T			

وفي ادناه الجدول رقم (٣) الذي يمثل القيم المتوقعة لمتوسط مجموع المربعات للتجارب العاملية المتداخلة بوجود القياسات المتكررة[4].

الجدول (3) اشتقاق (EMS) لتجربه عامليه متداخلة بوجود القياسات المكرره [4] .

	P F i	q F j	n R k	r F L	E M S
$\mathbf{A_i}$	0	q	n	r	$qnr\emptyset_A + r\sigma_c^2$
$\mathbf{B_{j(i)}}$	1	0	n	r	$nr\emptyset_B + r\sigma_c^2$
$\mathbf{C_{k(ij)}}$	1	1	1	r	$r\sigma_c^2$
$\mathbf{D_L}$	P	q	n	0	$pqn\emptyset_D + \sigma_{DC}^2$
$\mathbf{AD_{iL}}$	0	q	n	0	$qn\emptyset_{AD} + \sigma_{DC}^2$
$\mathbf{DB_{Lj(i)}}$	1	0	n	0	$n\emptyset_{DB} + \sigma_{DC}^2$
$\boldsymbol{\varepsilon_{kL(ij)}}$	1	1	1	0	σ_{DC}^2

ان حيث

$$SS_T = \sum_{i=1}^{p}\sum_{j=1}^{q}\sum_{k=1}^{n}\sum_{L=1}^{r}\left(Y_{ijkL} - \bar{Y}_{....}\right)^2$$

$$= \sum_{i=1}^{p}\sum_{j=1}^{q}\sum_{k=1}^{n}\sum_{L=1}^{r}\left(Y_{ijkL} - \bar{Y}_{ijk.} + \bar{Y}_{ijk.} - \bar{Y}_{....}\right)^2$$

$$= \sum_{i=1}^{p}\sum_{j=1}^{q}\sum_{k=1}^{n}\sum_{L=1}^{r}\left(Y_{ijkL} - \bar{Y}_{ijk.}\right)^2 + r\sum_{i=1}^{p}\sum_{j=1}^{q}\sum_{k=1}^{n}\left(\bar{Y}_{ijk.} - \bar{Y}_{....}\right)^2$$

$$+ 2\sum_{i=1}^{p}\sum_{j=1}^{q}\sum_{k=1}^{n}\sum_{L=1}^{r}\left(Y_{ijkL} - \bar{Y}_{ijk.}\right)\left(\bar{Y}_{ijk.} - \bar{Y}_{....}\right)$$

$$= \sum_{i=1}^{p}\sum_{j=1}^{q}\sum_{k=1}^{n}\sum_{L=1}^{r}\left(Y_{ijkL} - \bar{Y}_{ijk.}\right)^2 + r\sum_{i=1}^{p}\sum_{j=1}^{q}\sum_{k=1}^{n}\left(\bar{Y}_{ijk.} - \bar{Y}_{....}\right)^2 + 2(0)$$

$$= SS_{Within} + SS_{Between}$$

وذلك بسبب أن

$$\sum_{i=1}^{p}\sum_{j=1}^{q}\sum_{k=1}^{n}\sum_{L=1}^{r}\left(Y_{ijkL}-\overline{Y}_{ijk.}\right)\left(\overline{Y}_{ijk.}-\overline{Y}_{....}\right)$$

$$=\sum_{i=1}^{p}\sum_{j=1}^{q}\sum_{k=1}^{n}\left(\overline{Y}_{ijk.}-\overline{Y}_{....}\right)\left[\sum_{L=1}^{r}\left(Y_{ijkL}-\overline{Y}_{ijk.}\right)\right]=0$$

$$SS_W=\sum_{i=1}^{p}\sum_{j=1}^{q}\sum_{k=1}^{n}\sum_{L=1}^{r}\left(Y_{ijkL}-\overline{Y}_{ijk.}\right)^2$$

$$=\sum_{i=1}^{p}\sum_{j=1}^{q}\sum_{k=1}^{n}\sum_{L=1}^{r}\left(Y_{ijkL}-\overline{Y}_{ijk.}-\overline{Y}_{....}+\overline{Y}_{....}-\overline{Y}_{i..L}+\overline{Y}_{i..L}-\overline{Y}_{ij.L}\right.$$

$$\left.+\overline{Y}_{ij.L}-\overline{Y}_{ij..}+\overline{Y}_{ij..}-\overline{Y}_{...L}+\overline{Y}_{...L}-\overline{Y}_{i...}+\overline{Y}_{i...}\right)^2$$

$$=\sum_{i=1}^{p}\sum_{j=1}^{q}\sum_{k=1}^{n}\sum_{L=1}^{r}\left(Y_{ijkL}-\overline{Y}_{ijk.}-\overline{Y}_{ij.L}+\overline{Y}_{ij..}\right)^2$$

$$+\sum_{i=1}^{p}\sum_{j=1}^{q}\sum_{k=1}^{n}\sum_{L=1}^{r}\left(\overline{Y}_{ij.L}-\overline{Y}_{ij..}-\overline{Y}_{i..L}+\overline{Y}_{i...}\right)^2$$

$$+\sum_{i=1}^{p}\sum_{j=1}^{q}\sum_{k=1}^{n}\sum_{L=1}^{r}\left(\overline{Y}_{i..L}-\overline{Y}_{i...}-\overline{Y}_{...L}+\overline{Y}_{....}\right)^2$$

$$+\sum_{i=1}^{p}\sum_{j=1}^{q}\sum_{k=1}^{n}\sum_{L=1}^{r}\left(\overline{Y}_{...L}-\overline{Y}_{....}\right)^2$$

$$=SS_D+SS_{AD}+SS_{DB(A)}+SS_{DC(AB)}$$

$$SS_B=r\sum_{i=1}^{p}\sum_{j=1}^{q}\sum_{k=1}^{n}\left(\overline{Y}_{ijk.}-\overline{Y}_{....}\right)^2$$

$$=r\sum_{i=1}^{p}\sum_{j=1}^{q}\sum_{k=1}^{n}\left(\overline{Y}_{ijk.}-\overline{Y}_{....}-\overline{Y}_{i...}+\overline{Y}_{i...}-\overline{Y}_{ij..}+\overline{Y}_{ij..}\right)^2$$

$$=r\sum_{i=1}^{p}\sum_{j=1}^{q}\sum_{k=1}^{n}\left(\overline{Y}_{i...}-\overline{Y}_{....}\right)^2+r\sum_{i=1}^{p}\sum_{j=1}^{q}\sum_{k=1}^{n}\left(\overline{Y}_{ij..}-\overline{Y}_{i...}\right)^2$$

$$+r\sum_{i=1}^{p}\sum_{j=1}^{q}\sum_{k=1}^{n}\left(\overline{Y}_{ijk.}-\overline{Y}_{ij..}\right)^2+2\,(0)=SS_A+SS_{B(A)}+SS_{C(AB)}$$

$$[1] = \frac{Y^2_{....}}{pqnr} = C.F \qquad [2] = \sum_{i=1}^{p}\sum_{j=1}^{q}\sum_{k=1}^{n}\sum_{L=1}^{r} Y^2_{ijkL}$$

$$[3] = \frac{\sum_{i=1}^{p} Y^2_{i...}}{nqr} \qquad [4] = \frac{\sum_{j=1}^{q} Y^2_{.j..}}{npr}$$

$$[5] = \frac{\sum_{k=1}^{n} Y^2_{..k.}}{pqr} \qquad [6] = \frac{\sum_{L=1}^{r} Y^2_{...L}}{npq}$$

$$[7] = \frac{\sum_{i=1}^{p}\sum_{j=1}^{q} Y^2_{ij..}}{nr} \qquad [8] = \frac{\sum_{i=1}^{p}\sum_{k=1}^{n} Y^2_{i.k.}}{qr}$$

$$[9] = \frac{\sum_{i=1}^{p}\sum_{L=1}^{r} Y^2_{i..L}}{nq} \qquad [10] = \frac{\sum_{j=1}^{q}\sum_{k=1}^{n} Y^2_{.jk.}}{pr}$$

$$[11] = \frac{\sum_{j=1}^{q}\sum_{L=1}^{r} Y^2_{.j.L}}{np} \qquad [12] = \frac{\sum_{k=1}^{n}\sum_{L=1}^{r} Y^2_{..kL}}{pq}$$

$$[13] = \frac{\sum_{i=1}^{p}\sum_{j=1}^{q}\sum_{k=1}^{n} Y^2_{ijk.}}{r} \qquad [14] = \frac{\sum_{i=1}^{p}\sum_{j=1}^{q}\sum_{L=1}^{r} Y^2_{ij.L}}{n}$$

$$[15] = \frac{\sum_{j=1}^{q}\sum_{k=1}^{n}\sum_{L=1}^{r} Y^2_{.jkL}}{p} \qquad [16] = \frac{\sum_{i=1}^{p}\sum_{k=1}^{n}\sum_{L=1}^{r} Y^2_{i.kL}}{q}$$

وسيكون مجموع المربعات الكلية :

$$SS_T = [2] - [1] = SS_B + SS_W \quad ... \quad (4)$$

مجموع المربعات بين الوحدات التجريبية :

$$SS_B = [13] - [1] = SS_A + SS_{B(A)} + SS_{C(AB)} \quad ... \quad (5)$$

مجموع المربعات داخل الوحدات التجريبية :

$$SS_W = [2] - [13] = SS_D + SS_{AD} + SS_{DB(A)} + SS_{DC(AB)} \quad ... \quad (6)$$

مجموع المربعات للعامل الاول A سيكون :

$$SS_A = [3] - [1] \quad ... \quad (7)$$

مجموع المربعات للعامل الثالث (الوحدات التجريبية) المتداخل ضمن العامل الاول (A) والعامل الثاني **:(B)**

$$SS_{C(AB)} = [13] - [7] \quad ... \quad (8)$$

مجموع المربعات العامل الثاني(B) المتداخل ضمن العامل الاول (A) سيكون :

$$SS_{B(A)} = [7] - [3] \quad ... \quad (9)$$

مجموع مربعات العامل الرابع (القياسات المتكررة) (D) سيكون :

$$SS_D = [6] - [1] \quad ... \quad (10)$$

مجموع مربعات تفاعل بين العامل الاول (A) والعامل الرابع (D) هو :

$$SS_{AD} = [9] - [3] - [6] + [1] \quad ... \quad (11)$$

مجموع مربعات تفاعل بين العامل الرابع (D) والعامل الثاني (B) ضمن العامل الاول (A) هو:

$$SS_{DB(A)} = [14] - [7] - [9] + [3] \quad ... \quad (12)$$

مجموع مربعات الخطأ هو:

$$SS_{Error} = SS_{DC(AB)} = [2] - [13] - [14] + [7] \quad ... \quad (13)$$

ويسمى مثل هذا النوع من التجارب بالتجارب العامليه المتداخلة لثلاث مراحل متزنة اذ ان التجارب المتداخلة المتزنة تعني عدد مستويات العامل المتداخل متساويا ضمن كل مستوى من مستويات العامل المتداخل اي ان مستويات العامل المتداخل (B) متساويا ضمن كل مستوى من مستويات العامل المتداخل (A) وكذالك مستويات العامل المتداخل (C) متساويا ضمن كل مستوى من مستويات العامل المتداخل (B).

٢-٢ الطرائق التحليلية لهذه التجربة

هناك عدة طرق إحصائية لتحليل تصاميم القياسات المكرره منها الطرائق المعلمية والطرائق اللامعلمية وطرق متعدد المتغيرات ، وكل طريقة من الطرائق المذكورة تنفذ على وفق شروط عدة وفي هذا البحث سوف نتطرق الى بعض الطرائق المعلمية و الطرائق اللامعلمية المستعملة في تحليل هذا النوع من التصاميم .

٢-٢-١ الطرائق المعلمية parametric Methods

هناك عدة طرق معلميه مستعملة في تحليل مثل هذا النوع من التصاميم وتختلف هذه الطرائق تبعا لعدد مرات الاستجابة للوحدة التجريبية الواحدة ،ومن اهم هذه الطرق المعلمية المستعملة هي :

اولاً: اختبار t في للأزواج[3] **Paired t –test**

اختيار t هو أحد الاختيارات الأحصائيه التي تعتمد على توزيع t ويستعمل لاختبار الفرضيات للعينات غير المستقلة (Independent) وفي تصاميم القياسات المتكررة عندما تشاهد نفس الوحدة التجريبية عند شرطين تجريبيين أو معالجتين. وتعد أبسط حاله لتصميم القياسات المتكررة التي تتضمن تجميع استجابتين للوحدة التجريبية الواحدة كما في حاله المقارنة بين معالجه السيطرة من ناحية والمعالجة قيد البحث من ناحية أخرى. او عندما تجمع البيانات قبل المعالجة وبعدها لمجتمعات معينة وهي التي تسمى في بعض المصادر بـBefore –After Design ولاحتساب مدى كون التغير في السلوك معنوياً عند مدة معينة من الزمن. ويطبق هذا الاختبار على البيانات ذات مقياس مدة Interval/ نسبه (Ratio) تنتخب مشاهدات العينة الواحدة بصوره عشوائية من المجتمع الذي تمثله اذ إن التوزيع الطبيعي هو التوزيع الملائم لبيانات المجتمع الممثله لهذين الشرطين التجريبيين او المعالجتين .

يفترض بالمعالجة في هذه الحالة بان لها تأثيراً تجميعياً (additive) ويمكن ان تكتب الاستجابة للمفردة ith لمعالجه السيطرة والشروط التجريبية كالأتي:

$$X_{i1} = \mu + e_{i1}$$
$$X_{i2} = \mu + \tau + e_{i2} \quad ... \quad (14)$$

حيث إن :

μ : تأثير متوسط العام لكل الوحدات التجريبية .

τ : تأثير الشرط التجريبي .

e_{i1}, e_{i2} : هي حدود الخطأ العشوائي.

الصفة الأساسية لهذا النموذج هي ان الأخطاء العشوائية e_{i1}, e_{i2} للمفردة ith تعامل على أنها مرتبطة.

اذا كانت الأزواج e_{i1}, e_{i2} تتوزع طبقا الى التوزيع الثنائي الطبيعي مع المعلمات .

$$E(e_{i1}) = E(e_{i2}) = 0$$
$$Var(e_{i1}) = \sigma_1^2 \quad , \quad Var(e_{i2}) = \sigma_2^2 \qquad \ldots (15)$$
$$Cov(e_{i1}, e_{i2}) = \rho\, \sigma_1 \sigma_2$$

فلاختبار الفرضية :

$$H_0 : \tau = 0 \qquad \ldots (16)$$
$$d_i = X_{i2} - X_{i1} \qquad \ldots (17)$$

فإذا رمزنا لـ $\bar{d}$, s_d بالمتوسط والانحراف المعياري لهذه الفروقات حيث ان:

$$\bar{d} = \frac{\sum_{i=1}^{n} d_i}{n}$$
$$S_d^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}(d_i - \bar{d})^2}{n-1}$$

فان أحصاة الاختبار للفرضية هي :

$$\tau = \frac{\bar{d}\sqrt{n}}{s_d} \qquad \ldots (18)$$

التي تتوزع توزيع τ بدرجة حرية (n-1)

ثانياً: اختيار F (جدول تحليل التباين ANOVA)

في حاله تصميم القياسات المتكررة التي تتضمن تجميع استجابتين أو أكثر للوحدة التجريبية الواحدة كما هي شائعة الاستعمال في مجال البحوث النفسية والدراسات الطبية والتربوية وعلم الاجتماع. ويتم تحليل هذا النوع من التصاميم بالطرائق المعلميه وذلك باستعمال اختيار F من جدول تحليل التباين وهذا الاختيار يتطلب تحقيق شروط التحليل المتضمنة التوزيع الطبيعي لمشاهدات (للخطأ التجريبي) وتجانس التباينات وكذالك عدم وجود ارتباط بين الوسط (μ) والتباين (σ^2) وأخيراً شرط الكروي وعندما يتوفر هذا الشروط في التجربة يمكن استعمال اختبار F ولكن في تصاميم القياسات المتكررة غالباً لا تتوفر هذه الشروط في التجربة وذالك لوجود الارتباط بين المشاهدات للوحدة التجريبية نفسها مما يجعلنا ان نستخدم الطرق البديلة لتحليل هذا النوع من التصاميم.

وباستعمال هذا التحليل وعند عدم توفر شروط تحليل التباين مما يعطينا نتائج غير دقيقه لذلك نقوم باستعمال الطرائق الاخرى البديلة ويمكن المقارنة بين هذه الطرائق (طرائق المعلميه و اللامعلمية) باستعمال بعض معايير المقارنة مثل معيار قوه الاختيار او الخطأ من النوع الاول او معامل التحديد.

٢-٢-٢ الطرق اللامعلمية Non parametric methods

هناك العديد من الطرائق اللامعلمية والتي استعملت لاختبار الفرضيات في تصاميم القياسات المتكررة وذلك تبعاً لعدد مرات استجابة الوحدة التجريبية على هذا الاساس جرى توزيع هذه الاختبارات تبعاً لعدد الاستجابات.

أولا : حاله استعمال معالجتين

لقد ظهرت العديد من الطرائق اللامعلمية والتي استعملت لاختبار الفرضيات في تصاميم القياسات المتكررة في حالة استعمال معالجتين ومن أهم هذه الاختبارات هي:

١- اختبار الاشارة للأزواج [19] (paired Sign test) Binomial Sign PST

ويرمز له بـــ(PST)اختصاراً واختبار الإشارة هو احد طرائق الاختبارات اللامعلمية ويستعمل في حالة وجود متغيرين وتحسب الفروقات بين المتغيرين لكل الحالات وتصنف الفروقات بـــ (+) ، (0) , (-) اذا كان المتغيران لهما نفس التوزيع فان عدد الاشارات السالبة والموجبة للفرو قات تكون متقاربة فيما بينهما .

يستخدم (PST) في تصاميم القياسات المتكررة او تصاميم العينات المرتبطة او غير المستقلة (dependent) وهو امتداد لاختيار الاشارة لعينة واحدة. وتمت تسميته بهذا الاسم لأنه يفترض الاتجاه للفرق بين كل زوج من ازواج العينة ويعبر عنه بإشارة موجبة او سالبة . ففي حالة اختيار الإشارة فانه يتطلب n من الوحدات (n زوج من الوحدات المترابطة) التي لها رتبتين (كل رتبة تم الحصول عليها تحت إحدى المعالجتين) وترمز بـ (X_2 , X_1) لكل وحدة .

اما عملية الحساب فتمت باحتساب الفرق بين الرتبتين ويرمز لها بـــ D اذا ان :

$$D = X_1 - X_2 \quad ... \ (19)$$

$$D^+ \quad \text{if} \quad X_1 > X_2$$

$$D^- \quad \text{if} \quad X_1 < X_2$$

ويستعمل في هذا الاختبار "الفرضية العدم" القائلة بان المجتمع الممثل بواسطة العينة تشير الى ان نسبة الوحدات التي تحصل على اشارة فرق موجبة تساوي (0.5) اذ ان نسبة الوحدات التي تحصل على اشارة فرق موجبة للمجتمع المذكور تمثل بواسطة الرمز (π^+) اي ان فرضية العدم كما يلي :

$$H_0 : \pi^+ = 0.5 \quad ... \ (20)$$

مقابل الفريضة البديلة باتجاهين

$$H_1 : \pi^+ \neq 0.5 \quad ... \ (21)$$

أو اذا كانت الفرضية البديلة باتجاه واحد كما يلي :

$$H_1 : \pi^+ > 0.5 \quad ... \ (22)$$

$$H_1 : \pi^+ < 0.5 \quad ... \ (23)$$

ان توزيع المعاينة لإشارة الفرق يمثل متغيراً يتوزع توزيعاً ثنائي الحدين (Binomial Distribution) باحتمال متوقع (0.5) لكل من تصنيفات الحادثتين المتنافيتين . (وهذا يعني اشارة الفرق الموجبة ضد أشارة الفرق السالبة) بما ان المنطق لاختبار الاشارة هو انه اذا كانت المعالجتان تمثلان المجتمعين بصورة متكافئة فان اشارة الفرق يجب ان تتوزع عشوائياً ، ولهذا يفترض بان تكون المفردة التي تحصل على رتبة فرق مساوية للصفر تزال من التحليل .اي ان حجم العينة يقلل بعدد المفردات ذات رتبة الفرق مساوية للصفر ، و اذا كانت اشارة الفرق الحقيقة تتوزع عشوائياً فان نصف المفردات يجب ان تحصل على اشارة فرق موجبة ونصف المفردات يجب ان تحصل على اشارة فرق سالبة .

ان احصاء الاختبار تطبق لأجل الحصول على احتمالية للحصول على X والتي تمثل عدد اشارات الفرق الموجبة لمجموعة بحجم n من الدرجات.

$$p(X \geq x) = \sum_{r=x}^{n} \binom{n}{r} (\pi^+)^x (\pi^-)^{n-r} \quad ... \ (24)$$

حيث ان : -

π^{+} ، π^{-} :نسبة الوحدات التي تحصل على اشارة الفرق الموجبة والسالبة على التوالي.

n : تمثل عدد اشارة الفروق .

X : تمثل عدد اشارة الفروق الموجبة .

أن الرمز $\sum_{r=x}^{n}$ في الصيغة أعلاه يشير الى احتمالية الحصول على قيمة لـــX مساوية الى قيمة المشاهدة لعدد اشارات الفروق الموجبة وكذلك احتمالية كل القيم التي أكبر من القيمة المشاهدة لعدد اشارات الفروق الموجبة ولغاية القيمة n. وترفض فرضية العدم اذا كانت القيمة الاحتمالية للحصول على قيمة أكبر من او تساوي x هي اقل من القيمة المحدودة بـ α .

يمكن استعمال التقريب الطبيعي لاختبار الاشارة ذو الحدين للعينتين غير المستقلتين لحجم العينات الكبيرة وباستعمال معامل التصحيح للاستمرارية (correction for continuity).

$$X \sim \mathrm{N}\ (\mathrm{n}\ ,\pi^{+})$$

$$\mathrm{E(X)} = \mathrm{n}\pi^{+} \quad ; \quad \mathrm{V(X)} = \mathrm{n}\pi^{-}\pi^{+}$$

$$\mathrm{Z} \ = \ \frac{\mathrm{X} - (\mathrm{n})(\ \pi^{+}\ )}{\sqrt{\mathrm{n}\ (\pi^{+})(\pi^{-})}} \qquad ...\ (25)$$

$$\mathrm{Z} \ = \ \frac{|\mathrm{X} - (\mathrm{n})(\ \pi^{+}\ )| \ - 0.5}{\sqrt{\mathrm{n}\ (\pi^{+})(\pi^{-})}} \qquad ...\ (26)$$

إن فرضيه العدم ترفض إذا كانت القيمة المطلقة لـ z أكبر من أو تساوي القيمة الجدولية (حسب الفرضية البديلة التي تكون أما باتجاهين او باتجاه واحد) وعند مستوى معنوية محدده α .

٢- اختبار ولكوكسن للأزواج المرتبطة [20][3]

Wilcoxon - matched pairs signed - ranks

هو أحد الطرائق اللامعلمية والذي يستعمل في حالات اختبار الفرضيات في حاله معالجتين لتصاميم القياسات المكررة وكذلك يستعمل لاختبار الفرضية الموضوعة لتصميم العينتين غير المستقلتين ، ويعد اختبار بديلاً لنظيره من الاختبارات المعلميه وهو اختيار t لعينتين غير المستقلتين متى ما لم يتحقق واحد او أكثر من الافتراضات اللازمة لإجراء اختيار t

اختبار Wilcoxon - matched pairs signed ranks هو أساس امتداد لاختبار Wilcoxon signed – rank test(الذي يستعمل لتصميم العينة الواحدة).

لتطبيق اختبار Wilcox on - matched pairs signed ranks في تصميم الأزواج المرتبطة يتطلب n من المفردات (أو n من الأزواج للمفردات المرتبطة) التي تمتلك قيم فتره /نسبه (كل نتيجة يحصل عليها تحت احد شرطي التجربة) ويتم احتساب فرق الرتبة لكل وحده(أو زوج من

الوحدات المرتبطة) يتم حسابها بطرح نتيجة المفردة الواقعة تحت الشرط الثاني من نتيجتها عند الشرط الأول.

$$\mathrm{D} \ = \ \mathrm{X}_1 \ - \ X_2 \qquad ...\ (27)$$

ويستعمل هذا الاختبار لاختبار فرضية العدم .

$$\mathrm{H}_0 : \ \theta_\mathrm{D} \ = 0 \qquad ...\ (28)$$

هو هل ان الوسيط لقيم الفرق يساوي صفر .

اما الفرضية البديلة هي:

$$H_1 : \theta_D \neq 0 \quad ...(29)$$

$$H_1 : \theta_D > 0 \quad ...(30)$$

$$H_1 : \theta_D < 0 \quad ...(31)$$

اي ان مجموع الرتب لفرق الدرجات الموجبة والتي هي اما اكبر من مجموع الرتب لفرق الدرجات السالبة او اقل منه وهذا يعني: $(\Sigma R^+ > \Sigma R^-)$ او $(\Sigma R^+ < \Sigma R^-)$ على التوالي وتحسب باختبار باتجاه واحد .

هناك بعض الأمور يجب مراعاتها عند إعطاء الرتب لقيم الفرق عند تطبيق اختيار Wilcoxon Matched – pairs sighed – Rank

1- ترتيب القيم المطلقة لفرق الدرجات (|D|) ترتيبا تصاعدياً (وهذا يعني اشارة فرق الدرجات لا تؤخذ بنظر الاعتبار).

2- عندما يكون فرق الدرجات مقداره صفر فلا تعطى رتبا وهذا يعني ازالة أية مفردة تؤدي الى فرق رتبة مساويا للصفر.

3-عندما تكون بعض الدرجات متساوية عند ذلك يؤخذ معدل الرتب لهذه الدرجات ويحدد كرتبة لهذه الدرجات.

4- عند ترتيب فرق الدرجات فان أقل قيمة مطلقة تأخذ الرتبة (1) وأكبر قيمة مطلقة تأخذ القيمة (n) مع ملاحظة أنها في حالة ان أقل درجات في البيانات تكون متساوية فعند إعطاء رتب لهذه الدرجات فأن رتبها ستأخذ هذا المعدل وتكون اكبر من (1) وكذلك في حالة أعلى درجات في البيانات تكون متساوية ستأخذ المعدل وتكون اقل من n.

5- وبعد ان يتم وضع الرتب للقيمة المطلقة لفرق الدرجات (scores) يتم وضع أشارة فرق الرتبة امام الرتبة ثم حساب مجموع الرتب للإشارات الموجبة (ΣR^+) ومجموع الرتب للإشارات السالبة (ΣR^-)

.

ان القيمة المطلقة لأصغر قيمه بين القمتين ΣR^+ وΣR^- تحدد كنتيجة لأحصاءة اختيار (t) Wilcoxon Matched – pairs sighed – Rank ان قيمة t المسحوبة تقارن مع قيمة t الجدولية التي تؤخذ من جدول Wilcoxon Matched – pairs sighed – Rank وان فرضية

العدم ترفض اذا كانت قيمة T المسحوبة هي أقل أو تساوي القيمة الجدولية عند مستوى معين من المعنوية .

وإذا كان حجم عينة الدراسة كبير فان التوزيع الطبيعي يستعمل لتقريب احصاءة t

$$Z = \frac{T - \frac{n(n+1)}{4}}{\sqrt{\frac{n(n+1)(2n+1)}{24}}} \quad ...(32)$$

حيث ان n تمثل حجم العينة .

وعند استعمال معامل الاستمرارية

$$Z = \frac{\left|T - \frac{n(n+1)}{4}\right| - 0.5}{\sqrt{\frac{n(n+1)(2n+1)}{24}}} \quad ...(33)$$

اذا كانت الفروق |D| وبين المفردات لها المقدار نفسه (Ties) لاثنين او اكثر من الحالات المرتبطة عندئذ فأنة من الضروري تعديل إحصاءه الاختيار.

$$Z = \frac{T - \frac{n(n+1)}{4}}{\sqrt{\frac{n(n+1)(2n+1)}{24} - \frac{\sum_{j=1}^{L} t_j^3 - \sum_{j=1}^{L} t_j}{48}}} \quad ...(34)$$

اذ ان:

j : ترتيب القيم المتساوية.

L :عدد التكرارات. t_j :عدد العناصر في كل j من القيم المتساوية.

وفي جميع الحالات اذا كانت قيمه Z المستخرجة أكبر من قيمه Z الجدولية فيتم رفض فرضيه العدم.

ثانياً : حالة استعمال أكثر من معالجتين

لقد ظهرت العديد من الطرائق اللامعلمية والتي استعملت لاختبار الفرضيات في تصاميم القياسات المكررة في حاله استعمال اكثر من معالجتين ومن اهم هذه الاختيارات هي:

١- اختبار **FRIDMAN** [13][15]

اقترح الباحث (1937) Milton Friedman طريقه لاختبار وجود اختلاف في تأثيرات المعالجات المختلفة من عدمه لتصميم القطاعات العشوائية ، فإذا اعطيت المشاهدات رتبا بدلا من القيم الاصلية .

ولتكن $R(X_{ij})$ هي الرتب من 1 الى r وتحدد الى المتغير X_{ij} داخل القطاع (الصف) (i) وان الرتبة (1) تعطي لأصغر قيمه مشاهده وتعطي الرتبة (2) الى ثاني أصغر قيمه مشاهده وهكذا الى الرتبة r التي تخصص الى أكبر قيمه مشاهده في القطاع (i) وتخصص الرتب لبقية القطاعات بالطريقة نفسها.

فرضيه الاختيار هي:

$$H_0 : T_1 = T_2 = ... = T_r = 0 \quad ...(35)$$

$$H_1 : T_1 \neq T_2 \neq ... \neq T_r \neq 0 \quad ...(36)$$

أن إحصاءه الاختيار هي :

$$\chi_F^2 = \left[\frac{12}{nr(r+1)} \sum R_{.j}^2\right] - 3n(r+1) \quad ...(37)$$

عندما لا توجد تكرارات.

حيث ان:

$R_{.j}$: هي مجموع الرتب للمعالجة jth

r : عدد المعالجات.

n: عدد القطاعات.

وعند وجود تكرارات داخل القطاع يستخرج معدل الرتب وتعطى لكل مشاهدة ثم تطبق الصيغة (٤١) أو تكون بالصيغة الاتية:

$$\chi_F^2 = 12n[r(r+1)]^{-1} \sum_{j=1}^{r}(\bar{R}_j - \frac{r+1}{2})^2 \quad ...(38)$$

إذ أن:

$$\bar{R}_j = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} R_{ij}$$

اذ أن R_{ij} تمثل رتبه X_{ij} بين كل من المشاهدات ، وان الاحصاء χ_F^2 تتوزع χ^2 بدرجه حرية (r-1) وتستعمل هذه الطريقة عندما يكون عدد التكرارات قليل وعدد المفردات / او المعالجات ليست قليلة جدا .ان القيم الكبيرة لأحصاءة الاختبار تثبت بان المعالجات ليست متساوية التأثير .

اما اذا كان عدد المفردات او المعالجات صغير اي ان(n=2,3...,9) او (r=3.4) فانه تستعمل الجداول الخاصة بالاختيار.

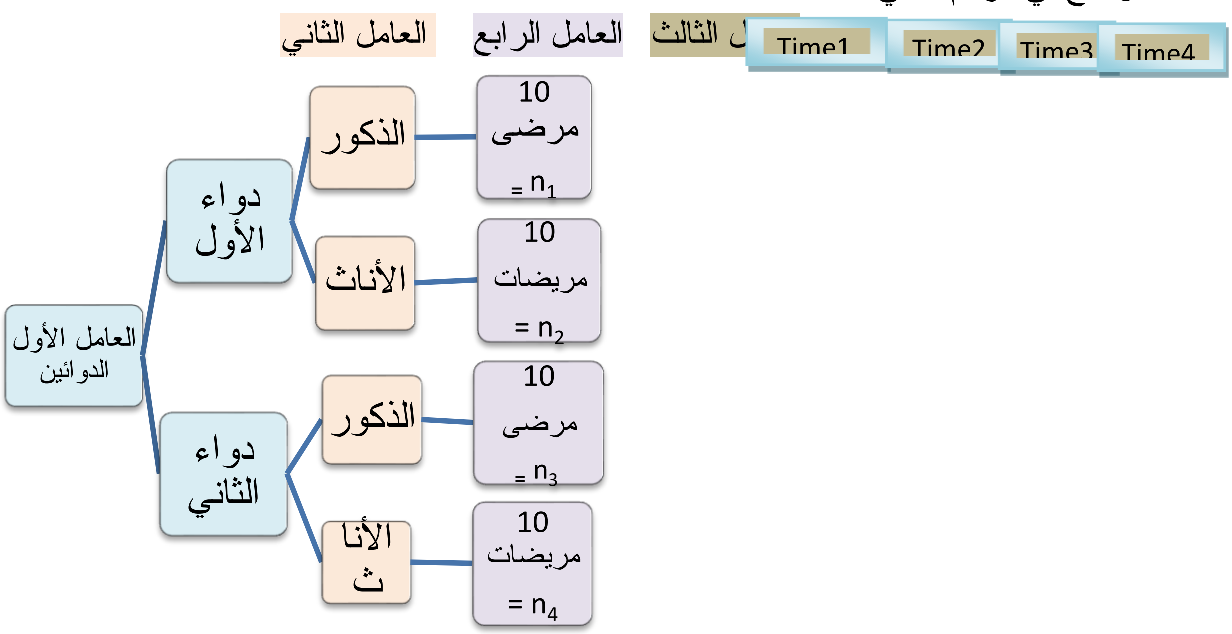
المبحث الثالث : الجانب التطبيقي

١- المقدمة

حيث تضمن الجانب التطبيقي الطرائق المعلمية المتمثلة بـ جدول تحليل التباين ANOVA أما الطرائق اللامعلمية فقد تم أيجاد رتبة البيانات ومن ثم حساب جدول تحليل التباين للرتب و أجراء المقارنة بين النتيجتين مع افتراض تساوي القياسات المكررة . فشمل هذا البحث (40) مريضاً و مريضة بمرض الثلاسيميا الكبرى وجمعت البيانات من المدة(مايس 2012 الى كانون الأول 2012) وتم تقييم كميات الحديد في البحث حيث قسمت مجاميع هذه البيانات على مجموعتين المجموعة الأولى (A) وشملت (20) مريض و مريضة (10 ذكور ، 10 إناث) والذين تعرضوا الى العلاج الكيميائي الأول عن طريق الفم وهو (axja) لأربعة دورات علاجية (المعالجات) كل مدة علاجية تستغرق 30 يوماً والمجموعة الثانية (B) وشملت (20) مريضاً ومريضة (10 ذكور،

10 إناث) والذين تعرضوا الى العلاج الكيميائي الثاني عن طريق الحقن في الجلد أو العضل لأربعة دورات علاجية (المعالجات)حيث كل دورة علاجية تستغرق 30 يوماً.

كما موضح في الرسم التالي:



شكل(2) مخطط لتجربة عامليه متداخلة بوجود قياسات متكررة.

حيث من الواضح أن العامل الثاني متداخل ضمن العامل الأول والعامل الأول والعامل الثالث هي تجربة عامليه وبهذا ستكون لدينا تجربة عامليه متداخلة وبأخذ الوحدات التجريبية كعامل رابع ويكون متداخل

ضمن العامل الثاني (الجنس) ولهذا ستكون تجربة عامليه متداخلة لثلاث مراحل بوجود القياسات المكررة. وقد تم استعمل البرامج الإحصائية الآتية في التحليلات SPSS ; Statgraphics XV.I) 7.5 ; Excel 2010 ; Malta R2008)

أولاً نقوم بإيجاد شروط تحليل التباين .

1- اختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء **Test of Normality for errors**

تختبر الفرضية القائلة بان الأخطاء تتوزع طبيعياً بمتوسط (0) وتباين (σ^2) وكالاتي:

$$H_0 = \varepsilon_{ij} \sim N(0,\sigma_\varepsilon^2) \quad \ldots \quad (39)$$

$$H_1 = \varepsilon_{ij} \nsim N(0,\sigma_\varepsilon^2) \quad \ldots \quad (40)$$

نقوم أولاً بإيجاد قيم الأخطاء (ε_{ij}) وحسب النموذج الخطي للتصميم:

$$Y_{ijkL} = \mu + A_i + B_{j(i)} + C_{k(ij)} + D_L + AD_{iL} + DB_{Lj(i)} + \mathcal{E}_{kL(ij)} \quad \ldots \quad (41)$$

$$\varepsilon_{Lk(ij)} = Y_{ijkL} - \mu_{ijk.} - \mu_{ij.L} + \mu_{ij..} \quad \ldots \quad (42)$$

ثم نختبر الفرضية للمعادلة (39)

الجدول (4) اختبار التوزيع الطبيعي.

الاختبار	قيمة الاختبار	P-Value
Chi-Squared	42.2750	0.0229
Shapiro –Wilk W	0.9743	0.1297
Skewness Z-Score	0.2389	0.8111
Kurtosis Z-Score	2.3624	0.0181

وبما أن قيمة p-value لاختبار Chi-Squared أكبر من $\alpha = 0.01$ لذلك تقبل فرضية العدم أي أن الأخطاء تتوزع طبيعياً بمتوسط (0) وتباين(σ^2).

2- اختبار تجانس التباين **Test of Homogeneity of Variances**

لاختبار التجانس التباينات للمعالجات وهو الشرط الثاني من تحليل التباين ويمكن أن يصاغ هذا الشرط

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \sigma_4^2 \quad \ldots \quad (43)$$

$$H_1 : \text{at least two } (\sigma^2) \text{ not equal}$$

باستخدام اختبارات بارتليت وكوكران للتحقق من هذا الشرط حيث أن:

الجدول (5) اختبارات بارتليت وكوكران لتجانس التباينات

الاختبار	قيمة الاختبار	P-Value
Bartlett's test	1.00567	0.6888
Cochran's test	0.30676	0.50551

من الجدول(٥) أعلاه يتبين بأن قيم بارتليت وكوكران حيث قيمة p-value أكبر من $\alpha = 0.01$ وهذا يؤدي الى قبول فرضية العدم اذ أن التباينات متجانسة.

3- اختبار الارتباط Test of Correlation

شرط الثالث من تحليل التباين هو عدم وجود ارتباط بين الوسط الحسابي والتباين للمعالجات

$$H_0: \rho = 0 \qquad VS \qquad H_1: \rho \neq 0 \qquad \ldots \quad (44)$$

حيث تبين أن قيمة p-value لمعامل ارتباط بيرسون تساوي(0.532) وهي أكبر من $\alpha = 0.01$ لهذا تقبل فرضية العدم القائلة بأن ليس هناك ارتباط.

٤- اختبار الكروية Test of Sphericity

لاختبار الشرط الرابع من شروط تحليل التباين لتجارب القياسات المكررة وهو

$$H_0 : \Sigma \quad \text{is sphericity} \qquad \ldots \quad (45)$$

$$H_1 : \Sigma \quad \text{is not sphericity} \qquad \ldots \quad (46)$$

ولاختبار هذه الفرضية نستخدم:

- **اختبار ماوكهلي Mauchlys test**

وهذا الاختبار يعتمد على القيم المميزة Eigen value لمصفوفة التباين والتباين مشترك للقياسات المكررة وإحصائية الاختبار هي:

$$W = \frac{\prod \lambda_i}{\left[\frac{1}{A-1} \sum \lambda_i\right]^{A-1}} = 0.7987236078$$

$$\chi^2_{(w)} = -(1 - f)(s - 1)\ln(w) = 18.465218557$$

$$f = \frac{2(A-1)^2 + A + 2}{6(A-1)(S-1)} = 0.03418803419$$

القيمة الجدوليه $\chi^2_{(\alpha,v)}$ حيث أن :

$$V = A(A-1) = 6 \qquad ; \qquad \alpha = 0.01$$

$$\chi^2_{table} = \chi^2_{(\alpha,v)} = \chi^2_{(0.01,6)} = 16.81$$

بما أن قيمة χ^2 المحسوبة أكبر من قيمة χ^2 الجدوليه لذلك ترفض فرضية العدم القائلة بأن مصفوفة التباين والتباين مشترك هي كروية. بما أن شرط الكروية غير متحققة فأن اختبار F يصبح غير دقيق ولذلك يجب تعديل درجات الحرية لاختبار F وكما يلي:

A-Greenhouse–GeisserCorrection

وهي قيمة محسوبة بالاعتماد على double Central ويرمز لهذه القيمة بـ $\hat{\varepsilon}$

وتحسب كما يلي:

$$\hat{\varepsilon} = \frac{\left(\sum_a S_{a,a}\right)^2}{(A-1)\sum_{a,a'} S^2_{a,a'}} = 0.888081355$$

B- Huynh – Feldt Correction

وهي الصيغة الأكثر استخداما لتعديل درجات الحرية اختبار F لأنه أكثر قوة وهو يستند أو يعتمد على القيمة محسوبة من Green house – Geisser ويرمز لها بالرمز($\tilde{\varepsilon}$):

$$\tilde{\varepsilon} = \frac{S(A-1)\hat{\varepsilon}-2}{(A-1)[S-1-(A-1)\hat{\varepsilon}]} = 0.9592916574$$

نقوم الآن بإيجاد جدول تحليل التباين للبيانات حيث أن

عدد مستويات العامل الأول A (الدوائيين) $p = 2$

عدد مستويات العامل الثاني B (الجنس) $q = 2$

عدد مستويات العامل الثالث D (الأوقات) $r = 4$

عدد مستويات العامل الرابع C (الوحدات التجريبية) $n = 10$

الجدول (6) جدول تحليل التباين لتطبيق الرابع.

S . O . V	dF	S .S	M . S	F_C	F_{table}
Between(sub.)	39	681492955			
A	1	161885522.9	161885522.9	14.368	
B(A)	2	113997336.1	56998668.05	5.058	$F_{(0.01,1,36)} = 7.31$
Error(Bet.) = C(AB)	36	405610096	11266947.11		$F_{(0.01,2,36)} = 5.18$
Within(sub.)	120	98061199			
D	3	19081539	6360513	10.064	$F_{(0.01,3,104)} = 3.95$
AD	3	3122776	1040925.333	1.647	$F_{(0.01,3,104)} = 3.95$
DB(A)	6	7601402	1266900.333	2.005	$F_{(0.01,6,104)} = 2.96$
Error(Within) = C(AB)	108	68255482	631995.2037		
Total	159	779554154			

من خلال نتائج جدول ANOVA نلاحظ أن:

- هناك فروقات معنوية عالية بين مستويات العامل الأول A (الدوائيين).
- ليس هناك فروقات معنوية بين مستويات العامل الثاني B (الجنس) ضمن العامل الأول A (الدوائيين).
- هناك فروقات معنوية عالية بين مستويات العامل الثالث D (القياسات المكررة)
- ليس هناك فروقات معنوية لتفاعل بين العامل الأول A (الدوائيين) والعامل الثالث D (القياسات المكررة).
- ليس هناك فروقات معنوية لتفاعل بين العامل الثاني B (الجنس) والعامل الثالث D (القياسات المكررة) ضمن العامل الأول A (الدوائيين).

نقوم الآن بأخذ رتبة البيانات وإيجاد جدول تحليل التباين ودراسة شروط تحليل التباين لتجارب القياسات المتكررة.

5- اختبار التوزيع الطبيعي للأخطاء Test of Normality for errors

لاختبار الفرضية القائلة بأن الأخطاء تتوزع طبيعياً (39) وذلك باستعمال اختبار Chi-Squared بعد أخذ تقديرات الأخطاء (٤٢)

الجدول (7) اختبار التوزيع الطبيعي لرتب البيانات.

الاختبار	قيمة الاختبار	P-Value
Chi-Squared	**31.7625**	**0.20109**
Shapiro –Wilk W	**0.9797**	**0.37615**
Skewness Z-Score	**0.0457**	**0.96351**
Kurtosis Z-Score	**3.5566**	**0.00037**

بما أن قيمة p-value لاختبار Chi-Squared أكبر من $\alpha = 0.01$ لذلك تقبل فرضية العدم أي أن الأخطاء تتوزع طبيعياً بمتوسط (0) وتباين(σ^2).

6- اختبار تجانس التباين Test of Homogeneity of Variances

لاختبار هذا الشرط من شروط تحليل التباين وهو تجانس التباينات (43) وذلك باستعمال اختبار بارتليت Bartlet test واختبار كوكران Cochran test نستنتج:

الجدول (8) اختبارات بارتليت وكوكران لتجانس التباينات لرتب البيانات.

الاختبار	قيمة الاختبار	P-Value
Bartlett's test	1.00275	0.93525
Cochran's test	0.26725	1.0

من الجدول أعلاه يتبين بأن قيم بارتليت وكوكران حيث قيمة p-value أكبر من $\alpha = 0.01$ وهذا يؤدي الى قبول فرضية العدم اذ أن التباينات متجانسة.

7- اختبار الارتباط Test of Correlation

لاختبار الشرط الثالث من شروط تحليل التباين وهو عدم وجود ارتباط بين الوسط الحسابي والتباين كما في الفرضيات (٤٤) عن طريق قيمة p-value لمعامل ارتباط بيرسون حيث تساوي (0.588) وهي أكبر من $\alpha = 0.01$ لذلك لا ترفض فرضية العدم أي أن لا يوجد ارتباط بين الوسط الحسابي و التباين.

- 8 اختبار الكروية Test of Sphericity

لاختبار الفرضية الكروية (٤٥) وهي أحدى شروط تحليل التباين للتجارب القياسات المتكررة :

- **اختبار ماوكهلي Mauchlys test**

وهذا الاختبار يعتمد على الجذور المميزة Eigen value لمصفوفة التباين والتباين المشترك للمعالجات وإحصاءه الاختبار تساوي كالاتي:

$$W = \frac{\prod \lambda_i}{\left[\frac{1}{A-1} \sum \lambda_i\right]^{A-1}} = 0.7399671452$$

$$\chi^2_{(w)} = -(1-f)(s-1)\ln(w) = 11.34329754$$

$$f = \frac{2(A-1)^2 + A + 2}{6(A-1)(S-1)} = 0.03418803419$$

وتقارن إحصاءه الاختبار مع قيمة χ^2 الجدوليه بدرجة حرية v حيث أن:

$V = A(A-1) = 6 \quad , \alpha = 0.01$ ومستوى معنوية

$$\chi^2_{table} = \chi^2_{(\alpha,v)} = \chi^2_{(0.01,6)} = 16.81$$

بما أن قيمة χ^2 المحسوبة أقل من قيمة χ^2 الجدوليه لذلك تقبل فرضية العدم القائلة بأن مصفوفة التباين والتباين مشترك هي كروية. لذلك فأن شرط الكروية قد تحقق فأن اختبار F يصبح دقيق.

بعد التحقق من شروط تحليل التباين نقوم بإيجاد جدول تحليل التباين لرتب البيانات لأجل المقارنة مع جدول تحليل التباين للبيانات الأصلية حيث أن:

الجدول (9) جدول تحليل التباين لرتب تطبيق الرابع.

S . O . V	dF	S .S	M . S	F_C	F_{table}
Between(sub.)	39	297801.375			
A	1	62805.625	62805.625	12.447	
B(A)	2	53354.925	26677.4625	5.287	$F_{(0.01,1,36)} = 7.31$
Error(Bet.) = C(AB)	36	181640.825	5045.57847		$F_{(0.01,2,36)} = 5.18$
Within(sub.)	120	43517.125			
D	3	10087.7125			
AD	3	1018.587	3362.5708	12.306	
DB(A)	6	2901	339.529	1.242	$F_{(0.01,3,108)} = 3.95$
Error(Within)	108	29509.825	483.5	1.769	$F_{(0.01,3,108)} = 3.95$
= C(AB)			273.23912		$F_{(0.01,6,108)} = 2.96$
Total	159	341318.5			

من خلال نتائج جدول ANOVA نلاحظ أن:

- هناك فروقات معنوية عالية بين مستويات العامل الأول A (الدوائيين).
- هناك فروقات معنوية بين مستويات العامل الثاني B (الجنس) ضمن العامل الأول A (الدوائيين).
- هناك فروقات معنوية عالية بين مستويات العامل الثالث D (القياسات المكررة)

- ليس هناك فروقات معنوية لتفاعل بين العامل الأول A (الدوائيين) والعامل الثالث D (القياسات المكررة).

- ليس هناك فروقات معنوية لتفاعل بين العامل الثاني B (الجنس) والعامل الثالث D (القياسات المكررة) ضمن العامل الأول A (الدوائيين).

المبحث الرابع : الاستنتاجات والتوصيات

١- الاستنتاجات Conclusions

١- تم التوصل الى أن تحويل البيانات من الطرائق المعلمية الى الطرائق اللامعلمية بوساطة الرتب أدى الى توفير شروط تحليل التباين لتجارب القياسات المتكررة كالتوزيع الطبيعي للأخطاء و تجانس التباينات و الارتباط بين الوسط و التباين و كذلك شرط الكروية.

٢- لوحظ بان شروط التوزيع الطبيعي و تجانس التباينات وكذلك شرط عدم وجود ارتباط بين الوسط و التباين قد تحققت وبعد تحويلها الى الرتب أدى الى تحسن قيمة P—value لشرط التوزيع الطبيعي من (0.0229) الى (0.2210) وكذلك لتجانس التباين لاختبارBartlett's من (0.688) الى (0.935) وكذلك بالنسبة لاختبارCochran فقد تغيرت من (0.505) الى(1.0) وشرط الارتباط اذ ان قيمة تساوي (0.532) وتغيرت الى (0.588) أما شرط الكروية فانه غير متحقق بقيمة الاختبار(18.465) مما ادى الى تعديل درجات الحرية لاختبار F من (3,108) الى (3,104) وبعد تحويلها الى رتب أدى الى تحقق شرط الكروية و كانت قيمة الاختبار تساوي (11.343) أما نتائج اختبار F قد تغيرت للعامل الاول (A) من (14.368) الى (12.447) و للعامل الثاني (B) من (5.058) الى (5.287) و العامل الرابع (D) من (10.069) الى (12.306) وللتفاعل بين العامل الاول والعامل الرابع (AD) من (1.647) الى (1.212) وكذلك بالنسبة الى التفاعل بين العامل الثاني والعامل الرابع (DB) قد تغيرت من (2.05) الى (1.769).

٣- في التطبيق العملي لتجارب عامليه متداخلة بوجود القياسات المتكررة و لم توجد طرق بديلة لامعلميه مثل فريدمان او غيرها لذا كانت الطريقة التي استخدمناها هي الطريقه البديلة لهذه الحالات.

٤- اذ نرى ان إعطاء الجرعة من الدواء الاول للمرضى أدى الى ارتفاع كميات الحديد للمرضى بمرور الزمن وهذا النوع من العلاج يستعمل عندما تكون كميات الحديد عالية النسبة. وكذلك عند إعطاء الجرعة من الدواء الثاني للمرضى أدى الى ارتفاع كميات الحديد للمرضى بمرور الزمن لكن بنسب أقل من العلاج الاول وهذا النوع من العلاج يستعمل عندما تكون نسبة الحديد ضعيفة في دم المريض .

4- التوصيات Recommendation

من خلال هذا البحث توصلنا الى التوصيات الاتية علها تؤخذ بنظر الاعتبار و تخدم الجانب العلمي و الانساني و تحافظ على حياة الفرد ، نوصي بالاتي :

1. تطبيق شروط تحليل التباين للقياسات المتكررة في حالة وجود ثلاثة عوامل فأكثر و بحالاتها و لتجارب مختلفة.
2. تطبيق التجارب العاملية المتداخلة غير المتزنة بوجود القياسات المتكررة. أو وجود قيم مفقودة.
3. استعمال الطرائق اللامعلمية من خلال تحويل الرتب كأحد الحلول في حالة عدم توفر كل او بعض شروط تحليل التباين لتجارب القياسات المتكررة.
4. استعمال طرائق متعددة المتغيرات لتحليل التجارب القياسات المتكررة وتوضيح شروط هذا النوع من التحليل.
5. تطبيق القياسات المتكررة في حالة وجود بيانات طبية خاصة بأنواعها في خدمة المسيرة العلمية وبما فيها البيانات السيكولوجية وعلم النفس الذي يعتمد على الزمن.

6. ان إعطاء الجرع الى المرضى أدى الى زيادة كميات الحديد للمرضى بمرور الزمن لذا يتطلب الأمر القيام بدراسة على أدوية أو جرعات مختلفة حتى يؤدي الى تقليل كميات الحديد وكذلك تقليل المضاعفات للمرضى.

المصادر (References) :-

[١] المشهداني، كمال علوان خلف (2010): "**تصميم وتحليل التجارب –استخدام الحاسوب**". الطبعة الأولى، مكتبة الجزيرة للطباعة والنشر، بغداد ، العراق.

[٢] المشهداني، عبودي،عبدالله، كمال علوان، عماد حازم، سهيل نجم(2012):"**الاختبارات الاحصائيه تطبيقات محسوبة باستخدام برنامج SPSS**" جامعة بغداد ، العراق.

[٣] الهاشمي، سجى محمد حسين علي (2005): "**مقارنة بعض الطرائق المعلمية واللامعلمية لبعض تصاميم القياسات المكررة**". رسالة دكتوراه في الإحصاء. جامعة بغداد ، العراق.

[٤] هيكس، شارلز، تعريب قيس سبع خماس (1984):"**المفاهيم الاساسية في تصميم التجارب** " مطابع جامعة الموصل، العراق.

[5] Abdi .H (2010) ‘‘ The Greenhouse - Geisser Correction ‘‘ I.N.J. Salkind (Ed) : Encycloped of Research Design. Thousand Oaks (CA) :Sage. 2010.

[6] Amy Minke (1997): “Conducting Repeated Measures Analyses: Experimental Design Considerations‘‘. Texas A&M University.

[7] Brunner.E , Puri.M.L and Munzel.U (1999) ‘‘Rank – Score Test in Factorial Designs with Repeated Measures ‘‘ . Journal of Multivariate Analysis 70, p.p 286 – 317.

[8] Bryan. J.J (2009) ‘‘ Rank Transforms and Test of Interaction for Repeated Measures Experiments with Various Covariance Structures ‘‘Oklahoma State University.

[9] Box, George E. P (1954) “Some Theorems on quadrative from applied to The Study of analysis of Variance Problem; II: Effect of inequality of Variance and of Correlation in the Way - Classification ”. The Annals of Mathematical Statistics, Vol. 25, pp. 484-492.

[10] Carriere .K.C and Reinsel.G.C. (1993) :”Optimal Tow-Period Repeated Measurement Designs with two or more Treatments”. Biometrika,Vol.80 , No.4,P.P 924-929.

[11] Carricre.K.C (1994):”In Complete Repeated Measures Data Analysis in the Pressence of Treatment Effects ”. JASA ,Vol. 89, No.426, P.P 680-686.

[12] David .M.G (1997): “Non Linear Models for Repeated Measurement Data”. JASA., Vol. 92,No.438, pp. 789-791.

[13] Friedman, Milton (1937): ” The Use of Ranks to Avoid the Assumption of Normality Implicit in the Analysis of Variance”, JASA, Vol. 32, No. 200, pp. 675-701.

[14] Hager .W (2007) " Some Common features and Some differences between the Parametric ANOVA for Repeated Measures and the Friedman ANOVA for Ranked data ". Psychology Science , Vol. 49 P.P 209-222.

[15] Jerome H. Klotz (2006) "A Computational Approach to Statistics ", 1st edition, University of Wisconsin at Madison.

[16] Lin, P.Y. and Ying, Z., (2001):''Semi parametric and Non parametric Regression Analysis of Longitudinal Data ''. JASA,Vol. 96 , No.453, PP. 103-113.

[17] Potvin, C.; Lechowicz, M. J. and Tardif, S., (1990): ''The Statistical Analysis of Ecophysidagical Response Curves Obtained from Experiments Involving Repeated Measures ''.Ecological Society of America. Vol. 71, No. 4, PP. 1389-1400.

[18] Shaffer, J. P., (1981): ''The Analysis of Variance Mixed Model with Allocated Observations: Application to Repeated Measurement Design ''. JASA, Vol. 76, No. 375, PP. 607-611.

[19] Shah D. A., and Madanl. V. (2004): "Nonparametric Analysis of Ordinal Data in Designed Factorial Experiments". The American Psychopathological Society, Vol. 94, No.1 , PP. 33-43.

[20] Sheskin D. J. (2000): "Handbook of Parametric and Nonparametric Statistical Procedures". 2nd edition, chapman & Hall.

[21] Shukla, G, and Kumar, V. (2012): ''Different Methods of Analyzing Multiple Samples Repeated Measures Data''. Journal of Reliability and Statistical Studies, Vol. 5, PP. 83-93.

[22] Singer, J. M; Poleto, F. Z. and Rosa, P. (2004): ''Parametric and Non Parametric Analyses Repeated Ordinal Categorical Data''. Biometrical Journal 46, PP. 460-473.

[23] Weinberg, J. M. and Lagakos, S. W., (2001): "Efficiency Comparison of rank and Permutation test based on Summary Statistics Computed from Repeated Measures data". Statist. 20, PP. 705-731.

[24] Wel, L. J, and Johnson, W. E., (1985): "Combining Dependent Tests with in Complete Repeated Measurements". Biometrika, Vol. 72, No. 2, PP. 359-364