مقارنة بعض الطرائق المعلمية واللامعلمية لتصميم القطاعات العشوائية للقياسات المكررة

أ. د. ظافر حسين رشيد أ. م. د. سجى محمد حسين
قسم الاحصاء- كلية الادارة والاقتصاد/ جامعة بغداد

المستخلص

ان تصميم القطاعات العشوائية للقياسات المكررة هو التصميم الذي تعطى فيه الوحدة التجريبية (subject) لكل المعالجات ففي هذه الحالة الوحدة التجريبية تعامل على انها قطاع (block) . لقد تم اقتراح العديد من الاختبارات اللامعلمية منها اختبار Friedman (1937) واختبار Koch (1969) واختبار Kepner& Robinson (1988) في حالة عدم تحقق افتراض التوزيع الطبيعي للبيانات بالاضافة الى 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 بالاضافة الى عرض الطريقة المقترحة من قبل الباحثين ومقارنة نتائجها .

Abstract

The repeated measurement design is called a complete randomized block design for repeated measurement when the subject is given the all different treatments , in this case the subject is considered as a block . Many of nonparametric methods were considered like Friedman test (1937) and Koch test(1969) and Kepner&Robinson test(1988) when the assumption of normal distribution of the data is not satisfied .as well as F test when the assumptions of the analysis of variance is satisfied ,where the observations within blocks are assumed to be equally correlated . The purpose of this paper is to summarize the result of the simulation study for comparing these methods as well as present the suggested Method and compare their results .

المقدمة والهدف

يطلق مصطلح تصاميم القياسات المكررة على التصاميم التي تطبق فيها مجموعة من المعالجات (treatments) على نفس الوحدة التجريبية ، مثلا n من الوحدات (subjects) يمكن ان تشاهد تحت r من الشروط التجريبية (conditions) او المعالجات. وان البيانات المتجمعة من مختلف الوحدات التجريبية تفترض لان تكون مستقلة (independent) بصورة عامة. بينما لنفس الوحدة التجريبية تكون المشاهدات غير مستقلة (dependent) باي درجة ما. لقد اعتبر الباحثين للدراسات الاجتماعية بان تصميم القياسات المكررة لعينة واحدة كتصميم القطاعات العشوائية . فعندما تعطى هذه الوحدة التجريبية مثلا (مخزن، نبته، مدينة، ... الخ). لكل المعالجات تحت الدراسة ففي هذه الحالة الوحدة (subjects) تعامل على انها قطاع (block). وان المعالجات تخصص بصورة عشوائية على الوحدات التجريبية [17]. ففي هذه الحالة يدعى التصميم بتصميم القطاعات العشوائية للقياسات المكررة . وفي هذا النوع من التصاميم، يعتبر تاثير الوحدات التجريبية او القطاعات (subjects) عينة عشوائية من المجتمع وتاثير المعالجات ثابت.

من اهم الميزات لهذا النوع من التجارب هو ان القياسات المستحصلة تحت شروط معالجة مختلفة سوف تكون في كثير من التجارب مرتبطة بصورة كبيرة لانها تؤخذ عند نفس المفردة ولهذا فان ظهور مثل هذا الارتباط سوف يقلل من حد الخطأ في تحليل التباين لان كل مصادر التغاير بين الوحدات سوف يستخرج من الخطأ التجريبي ويبقى فقط التغاير داخل الوحدة التجريبية Within subject هو الداخل ضمن الخطأ التجريبي. وميزة اخرى تتعلق بعدد المفردات حيث انه اكثر اقتصاديا في الوقت والجهد عند اختيار نفس المفردات لكل معالجة. من المساوىء التي تؤخذ على هذا النوع من التجارب هو ان الاداء للمعالجات السابقة يمكن ان يؤثر على الاداء للمعالجات اللاحقة الذي يمكن ان يعود الى اسباب متعددة منها الاجهاد، او التمرين او بعض الظروف الاخرى والتأثيرات التي تظهر في مثل هذه الظروف تدعى احيانا بـ (carry –over effects). فان الباحث قد لا يكون قادرا على ان يقرر وبوضوح من ان النتائج المستحصلة تحت المعالجات المختلفة تعود الى هذه المعالجات او الى (carry – over effects). ولغرض اختبار فرضية عدم وجود فرق او اختلاف في تاثيرات المعالجات المختلفة لهذه التصاميم فقد تعددت اساليب الاختبار بالاعتماد على عدد المعالجات سواء كان عدد المعالجات اثنتين او ثلاثة فاكثر .

ان الهدف من هذه الدراسة هو المقارنة بين الاختبارات للطرائق اللامعلمية في حالة عدم تحقق افتراض التوزيع الطبيعي للبيانات بالاضافة الى الطريقة المعلمية في حالة تحقق شروط تحليل التباين لاختبار فرضية عدم وجود فرق او تاثير بين المعالجات المختلفة لتصميم القطاعات الكاملة العشوائية للقياسات المكررة في حالة ثلاثة معالجات فاكثر باستعمال اسلوب المحاكاة وذلك بالاعتماد على معياري احتمال الخطا من النوع الاول وقوة الاختبار. بالاضافة الى عرض اسلوب الطريقة المقترحة من قبل الباحثين وتحليل نتائجها وذلك بمقارنتها مع الطرائق الاخرى للتصميم المذكور.

من اهم المؤلفات الاحصائية والدراسات حول تصميم القطاعات العشوائية للقياسات المكررة منها دراسة Koch في عام (1969) حول اختبار عدم وجود فروق او اختلافات في تاثيرات المعالجات المختلفة لتصاميم القياسات المكررة. وكتاب (1971) Winer وكتاب Conover وللطبعتين في السنوات1971 و1999. وكتاب Fergason في سنة 1976 وكتاب Neter, Wasserman, Kuther, في سنة1985. ودراسة كل من Iman,Hora,Conover في عام (1984) لمقارنة طرائق التوزيع الحر لتحليل تصميم القطاعات الكاملة . ودراسة Keppner & Robinson في عام(1988) لمقارنة الطرائق اللامعلمية لاختبار تاثير المعالجات لتصاميم القياسات المكررة. وفي عام 1993 اجرى كل من Ernest &Kepner دراسة

مونت كارلوا لاختبارات الرتب لتصاميم القياسات المكررة في حالة تصميم القطاعات الكاملة العشوائية عندما تكون المشاهدات داخل القطاع متساوية الارتباط . في عام 1994 اثبت الباحثان Harwell &Serlin من خلال نتائج دراسة مونت كارلو بان اختبار Friedman ا و اي اختبار لامعلمي اخر مقاوم (robust) للانحراف الشديد عن تساوي التباين المشترك عندما يكون التوزيع متماثل (symmetric) او للانحراف المتوسط عندما يكون التوزيع ملتوي وفي حالة التباينات المشتركة غير المتساوية. ودراسة لكل منBrunner &Puri في عام 1996 بينا فيها طرائق القياسات المكررة للنماذج المختلطة (mixed) المختلفة وفي حالة الـ compound symmetry او بدونه ولعامل ثابت وعامل عشوائي وفي حالة العاملين الثابتين المتقاطعين ولتصاميم مختلفة ودراسة Shah & Madden في عام (2004) حول التحليل اللامعلمي للبيانات الترتيبية في تصاميم التجارب العاملية .

الجانب النظري

يتناول هذا المبحث النموذج الرياضي لهذا التصميم واختبار تحليل التباين (F) في الحالة المعلمية واهم الاختبارات اللامعلمية وكما يلي :

النموذج الرياضي

يمكن كتابة الانموذج الخطي المختلط لهذا التصميم كما يلي:

$$X_{ij} = \mu + B_i + \tau_j + \epsilon_{ij} \qquad \ldots(1)$$

$$i=1,2,\ldots,n \quad , \quad j=1,2,\ldots,r$$

حيث ان:

μ : المتوسط العام

B_i: التأثير العشوائي للقطاع i

τ_j : التأثير الثابت للمعالجة j طبقا الى القيد $\sum_{j=1}^{r} \tau_j = 0$

ϵ_{ij} : الخطأ العشوائي

اختبار تحليل التباين (F)

لتكن X_{ij} تمثل المشاهدة للقطاع i^{th} وعمود المعالجة j^{th} وان البيانات مرتبة كما يلي :

treat. / Block	1	2	.	.	R
1	X_{11}	X_{12}	.	.	X_{1r}
2	X_{21}	X_{22}	.	.	X_{2r}
.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.
n	X_{n1}	X_{n2}	.	.	X_{nr}

لغرض تحليل البيانات بحيث ان الصفوف هي الوحدات التجريبية او القطاعات والاعمدة هي المعالجات .يكون باستخدام تحليل التباين لتصميم القطاعات العشوائية للقياسات المكررة.

ان مجموع المربعات الكلي ودرجات الحرية بحيث ان المشاهدات تظهر ثابتة والقطاعات عشوائية تكون مجزأة كما يلي:

S.O.V	d.f	S.S	M.S	EMS	F
Between Subject	**n-1**	$\sum \frac{y_{.j}^2}{r} - \frac{y_{..}^2}{nr}$	**ssb/n-1**	$r\sigma_B^2 + \sigma_e^2$	
Within Subject	**n(r-1)**	$\sum y_{ij}^2 - \sum \frac{y_{.j}^2}{r}$			
BetweenTreatment	**r-1**	$\sum \frac{y_{i.}^2}{n} - \frac{y_{..}^2}{nr}$	**sst/r-1**	$n\sigma_T^2 + \sigma_e^2$	$\frac{Mst}{Mse}$
Error	**(n-1)(r-1)**	$\sum y_{ij}^2 - \sum \frac{y_{i.}^2}{n} - \sum \frac{y_{.j}^2}{r} + \frac{y_{..}^2}{nr}$	$\frac{sse}{(n-1)(r-1)}$	σ_e^2	
Total	**nr-1**	$\sum y_{ij}^2 - \frac{y_{..}^2}{nr}$			

يستخدم هذا التحليل لاختبار الفرضية :

$$H_o : \tau_1 = \tau_2 = \ldots = \tau_r = 0 \qquad \ldots(2)$$

ان تحليل التباين يتطلب توفر الشروط التالية :

التأثيرات الرئيسية تجميعية

وتعني بان التأثيرات للمعالجات والقطاعات يضاف بعضها الى البعض الاخر لتحديد قيم المشاهدات.

التوزيع العشوائي المستقل والطبيعي للخطا التجريبي

ان هذا الشرط يفترض بان الاخطاء تتوزع بصورة عشوائية ومستقلة وبمتوسط مقداره صفر وتباين قيمته σ^2 أي $e_{ij} \approx N(0,\sigma^2)$

تجانس التباين والتباين المشترك

ان الافتراض الاساسي في تحليل التباين لتصاميم القياسات المكررة هو افتراض تجانس التباين. وكذلك شملت الافتراضات في تحليل التباين للقياسات المكررة تجانس التباين المشترك بالاضافة الى تجانس التباين. ان افتراضات التجانس للتباين والتباين المشترك تعني بان التباين والتباين المشترك في عينة المجتمع تمثل كما يلي:

$$\begin{matrix} \sigma^2 & \rho\sigma^2 & \rho\sigma^2 & \ldots & \rho\sigma^2 \\ \rho\sigma^2 & \sigma^2 & \rho\sigma^2 & \ldots & \rho\sigma^2 \\ . & . & . & \ldots & . \\ . & . & . & . & . \\ \rho\sigma^2 & \rho\sigma^2 & \rho\sigma^2 & \ldots & \sigma^2 \end{matrix}$$

حيث ان ρ هي قيمة معامل ارتباط المجتمع وان $\rho\sigma^2$ هي التباين المشترك للمجتمع.اذا لم يتحقق افتراض التجانس للتباين والتباين المشترك في تصاميم القياسات المكررة فان الاختبار سوف يكون متحيزا بصورة موجبة . وهذا يعني بانه سوف نجد الكثير من الفروقات المعنوية. وان الكثير من فرضيات العدم سوف ترفض عن الحالة التي تكون فيها القيمة غير متحيزة.

الطرائق اللامعلمية

اهم الاختبارات اللامعلمية لهذا النوع من التصاميم هي :

1-اختبار FRIEDMAN

اقترح الباحث Milton Friedman (1937)(8), (17) طريقة لاختبار وجود اختلاف في تاثير المعالجات المختلفة ام عدمه لتصميم القطاعات العشوائية اذا اعطيت المشاهدات رتبا بدلا من القيم الاصلية.

لتكن $R(X_{ij})$ هي الرتب من 1 الى r وتحدد الى المتغير X_{ij} داخل القطاع (الصف) (i) وان الرتبة (1) تعطى الى اصغر قيمة مشاهدة ، الرتبة (2) تعطى الى ثاني اصغر قيمة مشاهدة وهكذا الى الرتبة r التي تخصص الى اكبر قيمة مشاهدة في القطاع (i) وتخصص الرتب الى بقية القطاعات بنفس الطريقة. لغرض اختبار الفرضية (2) فان احصاءة الاختبار هي:

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

عندما لا توجد تكرارات

حيث ان :

$R_{.j}$: هي مجموع الرتب للمعالجة j^{th}

r: عدد المعالجات

n: عدد القطاعات

وعندما توجد تكرارات داخل القطاع يستخرج معدل الرتب وتعطى لكل مشاهدة ثم تطبق الصيغة (3). او تكون بالصيغة التالية :

$$\chi_F^2 = 12n\left[r\,(r+1)\right]^{-1} \sum_{j=1}^{r} (\overline{R_j} - \frac{r+1}{2})^2 \qquad \ldots(4)$$

اذ ان

$$\overline{R_j} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} R_{ij}$$

اذ ان R_{ij} تمثل رتبة X_{ij} بين كل من من المشاهدات وان الاحصاءة χ^2_F تتوزع χ^2 بدرجة حرية (r-1) وتستخدم هذه الطريقة عندما يكون عدد التكرارات قليل وعدد المفردات / او المعالجات ليست قليلة جدا . ان القيم الكبيرة لاحصاءة الاختبار تثبت بان المعالجات ليست متساوية التأثير. اما اذا كان عدد المفردات او المعالجات صغيراي (n=2,3,…,9)او(r=3,4) فانه تستخدم الجداول الخاصة بالاختبار.

2- اختبار Koch

اقترح Koch عام (1969)(14) احصاءة تستخدم في تصاميم القياسات المكررة. ولغرض اختبار الفرضية (2) فان احصاءة الاختبار تكون بالشكل التالي:

$$\omega_n^* = n \sum_{j=1}^{r} (\mathrm{T}_{n,j}^* - \frac{nr+1}{2})^2 / \sigma^2 \qquad \ldots(5)$$

$$\mathrm{T}_{n,j}^* = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} R_{ij}^*$$

$$\sigma^2 = \frac{1}{n(r-1)} \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{r} (R_{ij}^* - \frac{1}{r} \sum R_{ij}^*)^2$$

حيث ان

$R_{ij}^* = \mathrm{Rank}\{Z_{ij} = Z_{i1}, Z_{i2}, \ldots, Z_{ir}\}$, تمثل رتبة الـ Z_{ij} وان

j = 1,2, … , r
i= 1,2, … , n

وان

$$Z_{ij} = y_{ij} - \overline{y_{i.}} \qquad ...(6)$$

$$i = 1,2,...,n$$
$$j = 1,2,...,r$$

وان التكرار يحسب بواسطة اخذ معدل الرتب كمايلي:

$$R_{ij} = 1 + \{\text{عدد القيم لـ } y_{ij'} \text{ والتي تساوي } y_{ij}\} + 1/2\,\{\text{عدد القيم لـ } y_{ij'} \text{ والتي تساوي } y_{ij}\} \qquad ...(7)$$

حيث ان

$$j' \neq j\,,\ j,\ j' = 1,2,\ldots,r$$
$$i = 1,2,\ldots,n$$

ان الاحصاءة $\omega_n^* \approx \chi^2_{r-1}$ وترفض فرضية العدم عندما تكون القيمة المستخرجة لـ ω_n^* هي اكبرمن او تساوي قيمة χ^2_{r-1} .

اما خطوات احتساب احصاءة الاختبار فتكون كما يلي :

- لكل مشاهدة في القطاع المعطى يطرح منه متوسط القطاع الذي توجد فيه تلك المشاهدة أي حسب الصيغة (6).
- تثبت الرتب للمتبقيات المستحصلة في (6) واذا كان هناك تكرارفي قيم المشاهدات فيحسب معدل الرتب .
- ثم يتم احتساب احصاءة الاختبار ω_n^* في الصيغة (5).

3-اختبار Kepner & Robinson [12]

توصل كل من Kepner & Robinson (1988)(12) الى طريقة لاختبار تاثير المعالجات لتصاميم القياسات المكررة وهي استخدام تحويل الرتب (RT) الى تحليل التباين (ANOVA) اذ ان المشاهدات داخل القطاعات (within block) قد افترضت متساوية الارتباط . ولغرض اختبار الفرضية (2) فان احصاءة الاختبار تمثل بالصيغة التالية:

$$Rt = \frac{n\sum_{j=1}^{r}(\overline{R_{.j}} - \mu)^2}{[(n-1)(r-1)]^{-1}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{r}(R_{ij} - \overline{R}_{i.} - \overline{R}_{.j} + \mu)^2} \approx \chi^2_{r-1} \qquad ...(8)$$

حيث ان :

r: عدد المعالجات

n: عدد القطاعات

$$\overline{R_{i.}} = \frac{1}{r}\sum_{j=1}^{r} R_{ij}$$

$$\overline{R_{.j}} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} R_{ij}$$

$$\mu = \frac{1}{nr}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{r} R_{ij} = \frac{(nr+1)}{2}$$

4 - الطريقة المقترحة

اقترح الباحث Sen,p.k.(1968) (18) طريقة لاختبارات الرتب المرتبة المتراصفة (aligned) في تحليل التباين باتجاهين .لقد اقترحت الباحثة استعمال تلك الطريقة في تصميم القطاعات الكاملة العشوائية للقياسات المكررة لاختبار عدم وجود اختلاف في تاثير المعالجات مع بعض التحويرات .حيث افترض n من القطاعات التي تستلم r من المعالجات . مفترضا بان نموذج المشاهدة X_{ij} يمكن ان يكتب كمايلي:.

$$X_{ij}=M+\alpha_i+\tau_j+ \epsilon_{ij} \quad ,i=1,\ldots,n \quad j=1,\ldots,r \qquad \ldots(9)$$

لقد افترض بان $\epsilon_{ij}=(\epsilon_{i1}, \epsilon_{i2},\ldots \epsilon_{ir})$ متجهات تتوزع بصورة مستقلة ومتماثلة ولها دالة التوزيع التجميعية المستمرة $G(x_1,x_2,\ldots x_r)$ والتي هي متماثلة عند r

وان فرضية الاختبار هي عدم وجود فرق في تاثير المعالجات أي:

$$H_o : \tau_1= \tau_2= \ldots = \tau_r =0$$

احصاءة الاختبار

ان الطريقة تعتمد على ترتيب N=nr لقيم مشاهدات X_{ij} حسب الاهمية. لتكن R_{ij} تمثل الرتب لـX_{ij} .

سنعرف سلسلة من الرتب (Scores) $E_N = (E_{N1}, E_{N2}, .., E_{NN})$ الناتجة من دوال الرتب J_N .

حيث ان

$$E_{N\alpha} = J_N\left(\frac{\alpha}{N}\right) \qquad ,1 \le \alpha \le N$$

اذ ان هذه الدوال هي دوال قيم حقيقية غير صفرية معرفة في الفترة (0,1) وتتميز هذه الدوال بانها غير ثابتة وغير متناقصة ولها قابلية التكامل التربيعي (square integrable).

وسوف تستخدم الرتب التالية:

$$E_{N\alpha} = \frac{\alpha}{N+1} \qquad ...(10)$$

ونعرف $Z_{N\alpha}^{(j)} = 1$ اذا كانت α th اصغر مشاهدة Nمن قيم X_{ij} في المعالجة j^{th} ولتكن $Z_{N\alpha}^{(j)} = 0$ عند الحالات الاخرى.

لتكن الاحصاءة :

$$T_{N,j} = \frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n} E_{N\alpha}\, Z_{N\alpha}^{(j)} \quad , \ j = 1,2,...,r \qquad ...(11)$$

ان الاحصاءة هي تربيعية الشكل في $T_{N,j}$.

لهذا فان احصاءة الاختبار هي:

$$S_N = n\sum_{j=1}^{r}\left\{T_{N,j} - \bar{E}_N\right\}^2 / \sigma^2 \qquad ...(12)$$

حيث ان :

$$\bar{E}_N = \frac{1}{N}\sum_{\alpha=1}^{N} E_{N\alpha} \quad , \qquad j = 1,2,...r \qquad ...(13)$$

كذلك عرف

$$\sigma^2 = \frac{1}{n(r-1)}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{r}\left\{E_{NR_{ij}} - E_{NR_{i.}}\right\}^2 \qquad ...(14)$$

$$E_{NR_{i.}} = \frac{1}{r}\sum_{j=1}^{r} E_{NR_{ij}} \quad , i = 1,2,...,n \qquad ...(15)$$

ولقد اثبت Sen بان الاحصاءة S_N تتوزع χ^2 بدرجة حرية (r-1) .
وقد استعملت الباحثة تلك الطريقة في تحليل التباين للقياسات المكررة في تصميم القطاعات الكاملة العشوائية وذلك باتباع الخطوات التالية:
1) تطبيق الصيغة (10) على كل مشاهدة X_{ij}.
2) يتم احتساب $T_{N,j}$ لكل معالجة .
3) يتم ترتيب المشاهدات X_{ij} تصاعديا وبالتالي تثبيت الرتب R_{ij} لكل مشاهدة ثم تطبيق الصيغة (10) على رتبة كل مشاهدة R_{ij} .
4) وبالتالي يتم احتساب (15) و(14) على الرتب R_{ij} للمشاهدات ثم تطبيق الصيغة (12).

الجانب التجريبي / وصف تجربة المحاكاة

لاجل الوصول الى الهدف المتوخي من الدراسة وهو المقارنة بين طرائق اختبار فرضية عدم وجود فرق في تاثير المعالجات المختلفة في تصميم القطاعات الكاملة العشوائية للقياسات المكررة. وللحالتين المعلمية واللامعلمية تم اللجوء الى استخدام المحاكاة لتوليد البيانات لغرض الوصول الى الطريقة او الطرائق المثلى من بين مجموعة من الطرائق وقد تم استعمال اسلوب مونت كارلو.

إن تجربة المحاكاة التي وضعت جاءت للاجابة عن مجموعة من التساؤلات التي تكتنف هذه الدراسة فمثلا لمعرفة ماذا سيحدث لو تم تغيير عدد المعالجات وعدد القطاعات المستخدمة في الدراسة وماذا سيحدث لو تم تغيير نوع التوزيع للمتغيرالعشوائي وماذا سيحدث لو تم تغيير تاثير المعالجات المضافة للتجربة واخيرا ماذا سيحدث لو تم تغيير مقادير الارتباط بين المتغيرات العشوائية الداخلة في الدراسة كل هذه الاسئلة تم الاجابة عليها وذلك من خلال تغيير مجموعة من المؤشرات والتي يعتقد بانها تسيطر على مجرى الدراسة وهي:

- نوع التوزيع للمتغير العشوائي
- عدد المعالجات الداخلة في العينة
- عدد القطاعات الداخلة في العينة
- تاثير المعالجات الداخلة في العينة
- مقدار الارتباط بين المتغيرات العشوائية

وان ادوات المقارنة المستخدمة هي احتمال الخطا من النوع الاول ρ(t) وقوة الاختبار $\Im$(t) للطرائق الاربعة المذكورة سابقا. حيث تم ايجاد ρ(t) بتطبيق الصيغة التالية:

$$\rho(t) = \frac{\text{عدد مرات رفض الاحصاءة (T) للفرضية (Ho) الصحيحة}}{\text{عدد مرات تكرار التجربة}}$$

ويتم المقارنة بين الطرائق على اساس معدلات قوة الاختبار $\Im$ لكل منها حسب الصيغة التالية:

$$\Im(t) = \frac{\text{عدد مرات رفض الاحصاءة (T) للفرضية (Ho) الخاطئة}}{\text{عدد مرات تكرار التجربة}}$$

تم توليد بيانات لمجموعة من التجارب المختلفة التي تتبع توزيعا معينا وتختلف من حيث عدد المعالجات بعدد يمكننا من تطبيق جميع الاختبارات والمقارنة بينها. فقد تم افتراض اعداد مختلفة للمعالجات $k=3,4,5$ ودراسة تغير سلوك الاختبارات بتغير اعداد المعالجات.

كما اخذ بنظر الاعتبار عدد القطاعات فقد تم افتراض لكل حالة مفترضة لعدد المعالجات عدد من القطاعات فعندما يكون عدد المعالجات $k=3,4$ فقد افترضنا عدد القطاعات $b=5,10,15$. وعندما يكون عدد المعالجات $k=5$ فقد افترضنا عدد القطاعات المستخدمة $b=10,15,20$ وقد افترضنا هذه الحالات المختلفة لمعرفة سلوك الطرائق المدروسة في حالة تغير عدد المعالجات وعدد القطاعات. ومدى تاثيره على احصاءات الاختبار تحت الدراسة ومدى تاثيره على رفض اوعدم رفض فرضية العدم ومدى تاثيره على خواص المجتمع.

كما تم تحديد قيم لتأثير المعالجات (τ_j's). لاغراض المقارنه بين الحالات المختلفة وكما يظهر في الجدول (1) اذ تم اختيار مجاميع مختلفة لتأثير المعالجات اذ إن المجموعة التي فيها جميع τ_j's مساوية للصفر تستخدم لملاحظة سيطرة الطرائق المختلفة على احتمال الخطا من النوع الاول. والمجاميع الاخرى المختلفة من التأثيرات للمعالجات تستخدم لدراسة القوة لاختبار الطرائق عندما تكون فرضية العدم غير صحيحة . كانت تلك التأثيرات مرتفعة ومنخفضة ومتغيرة لمعرفة سلوك احصاءات الاختبار وتاثيرها على قوة الاختبارتحت الدراسة.

جدول (1) تأثيرات المعالجات حسب عدد المعالجات

عدد المعالجات / التأثيرات	K=3	K=4	K=5
τ1	(0,0,0)'	(0,0,0,0)'	(0,0,0,0,0)'
τ2	(-.4,0,.4) '	(-.35,-.35,.35,.35) '	(-.433,-.267,0,.267,.433)'
τ3	(-.6,0,.6) '	(-.5,-.167,.167,.5) '	(-667,-.333,0,.333,.667) '
τ4	(-.2,.-2,.4)'	(-.273,-.273,-.273,.819) '	(-.223,-.223,-.223,-223,.892) '
τ5	(-.2,-.3,.5) '	(-.38,-.38,-.38,1.14) '	(-.13,-.13,-.13,-.13,.52) '

لاجل ملاحظة تغير مؤشر مقدار الارتباط على احصاءات الاختبار فقد تم تحديد درجات مختلفة للارتباط بين المتغيرات والتي اخذت القيم التالية 0,.2,.5,.8 وبالتالي مقارنة سلوكها عبر النتائج التي تم الحصول عليها.

تم افتراض مجموعة من التوزيعات التالية لكل من حد الخطأ ε_{ij} والقطاع B_i وهي :

- التوزيع الطبيعي(normaldist.)
- التوزيع المنتظم (uniform dist.)
- التوزيع الاسي(Exponential dist.)
- التوزيع الثنائي الاسي(Double Exponential dist.)

تم الاعتماد في طريقة توليد البيانات على الطريقة التي تم اتباعها من قبل (Keppner& Earest,M.(1993) (20) حيث تم توليد البيانات باستخدام طريقة التحويل العكسي(inverse trasformation) و اعتبرت قيمة $\theta=0$.

لسهولة الحساب فقد افترض التباين لحدي الخطأ والقطاع يساوي 1 وذلك بجعل كل مشاهدة من B_i و ε_{ij} قياسية وذلك بطرح كل مشاهدة من متوسط التوزيع الذي اخذت منه وتقسم على الانحراف المعياري لذلك التوزيع وذلك لاجل ضمان الحصول على قيمة للتباين مساوية للواحد. وقد افترضت قيمة للمتوسط والتباين للخطا ε_{ij} والقطاع B_i ولكل حالة ولكل توزيع ويمكن الرجوع اليها في الجدولين
(2-A) و (2-B). وبما إن التباين لكل من حد الخطأ العشوائي والقطاع افترضت مساوية للواحد فان التباين للمشاهدة x_{ij} يصبح مساويا للواحد.

جدول (2-A) يبين قيم المتوسط والتباين المفترضة للقطاعات و حسب التوزيع

	القطاع B_i					
	المتوسط	المتوسط	المتوسط	التباين	التباين	التباين
عدد المعالجات / التوزيع	k=3	k=4	k=5	K=3	k=4	K=5
Normal	0	0	0	.49	.33	.25
Uniform	.37	.3	.25	.047	.03	.021
Exponential	.52	.47	.33	.28	.22	.16
Double exp.	.42	.35	..28	.58	.52	.48

جدول (2-B) يبين قيم المتوسط والتباين المفترضة للخطا العشوائي و حسب التوزيع

التوزيع	الخطأ العشوائي ε_{ij}	
	المتوسط	التباين
Normal	0	1
Uniform	.5	.083
Exponential	1	1
Double exp.	0	1.12

لاجل المحافظة على $V(x_{ij})=1$ و لاجل الحصول على قيم الارتباط المذكورة سابقا فقد تم ضرب حدي الخطأ العشوائي والقطاع بثابت مناسب لكل عينة .
فان النموذج (1) يصبح :

$$X_{ij} = \alpha\,\beta_i + \tau_j + c\varepsilon_{ij} \qquad ....(16)$$

وبما ان الارتباطات تاخذ القيم التالية $\rho = 0,.2,.5,.8$ فان الازواج المرتبة (α, c) تفترض القيم $(0,1)$، $(\sqrt{.8}, \sqrt{.2})$، $(\sqrt{.5}, \sqrt{.5})$، $(\sqrt{.2}, \sqrt{.8})$ على التوالي. وذلك كما يلي :
باخذ التباين للمعادلة (16)

$$V(X_{ij}) = \alpha^2 V(B_i) + 0 + C^2 V(\in_{ij})$$

وبما ان التباين لكل من الخطأ والقطاع والمشاهدة يساوي 1 فاذا

$$1 = \alpha^2 + C^2$$

وبما إن

$$\rho = \frac{\operatorname{cov}(X_{ij}, X_{ij'})}{\sqrt{V(X_{ij})V(X_{ij'})}}$$

وبما إن حدي الخطأ العشوائي والقطاع مستقلة لذا فان التباين المشترك بين X_{ij} وX_{ij}' هو فقط التباين لـ $\alpha\beta_i$ الذي يساوي α^2 لهذا فان الارتباط يساوي

$$\rho = \frac{\alpha^2}{\alpha^2 + C^2} = \alpha^2$$

وكان عدد التجارب التي اجريت (180) تجربة ولكل التوافيق لـ n,k وعلى كل توزيع من التوزيعات الاربعة المذكورة وقد تم سحب 1000 عينة لكل حالة وتم دراسة الحالات المذكورة اعلاه بافتراض الانموذج الذي تتوافر فيه كل الشروط الاساسية لتحليل التباين (التوزيع الطبيعي، وتجانس التباين والتباين المشترك) كما تم دراسة الحالات المختلفة على التوزيعات المذكورة و تم افتراض مستويين للمعنوية هما 01. و05. . وتمت كتابة البرامج الخاصة باسلوب المحاكاة بلغة Qbasic

سير عملية المحاكاة

تبدا عملية المحاكاة بصياغة انموذج محاكاة لتصميم القطاعات الكاملة العشوائية ذو الصيغة (16). ثم توليد المتغيرين العشوائيين ϵ_{ij} و Bi اللذان يتماثلان بالتوزيع وحسب التوزيعات المذكورة اعلاه. و يتم تحديد عدد المعالجات(k) وعدد القطاعات(b) وقيم تأثيرات المعالجات τ_j's وحسب الحالة المفترضة . ويتم اضافة تلك التأثيرات بعضها الى بعض وبذلك سوف نحصل على قيمة المشاهدة X_{ij} . بعد إن يتم تكوين بيانات التجربة يتم تطبيق كافة الطرائق المذكورة عليها وبالتالي استخدام ادوات المقارنة المتمثلة باحتمال الخطا من النوع الاول وقوة الاختبار للمقارنة بين الاختبارات للوصول الى افضل اختبار.

توليد متغيرات عشوائية ذات توزيع طبيعي

هناك عدد من الطرائق لتوليد المتغيرات العشوائية ذات التوزيع الطبيعي ولقد تم استخدام طريقة Box-Muller في هذه الدراسة والتي تنص على توليد المتغيرين العشوائيين المستقلين u_1 وu_2 اللذان يتبعان التوزيع المنتظم ضمن الفترة (0,1) ثم تحويلهما الى المتغيرين z_1 وz_2 اللذان يتوزعان توزيعا طبيعيا قياسيا بمتوسط 0 و تباين 1 .

وللحصول على المتغيرات العشوائية (X's) التي تتبع التوزيع الطبيعي بمتوسط μ وتباين σ^2 يكون باستخدام الصيغة التالية:

$$X_1=\mu+Z_1\sigma$$
$$X_2=\mu+Z_2\sigma$$

توليد متغيرات عشوائية ذات التوزيع المنتظم

لغرض توليد متغير عشوائي U يتبع التوزيع المنتظم ضمن الفترة U(0,1) يكون بتوليد المتغير العشوائي x الذي يتبع التوزيع المنتظم ضمن الفترة U(a,b) كما يلي:-

$$u=F_X(x)=\frac{x-a}{b-a}$$
$$x=a+(b-a)u$$

توليد متغيرات عشوائية ذات التوزيع الاسي

يتم توليد متغير عشوائي U يتبع التوزيع المنتظم ضمن الفترة U(0,1) ثم توليد المتغيرالعشوائي x الذي يتبع التوزيع الاسي ضمن الفترة Exp(λ) يكون كما يلي:

$$u=1-e^{-\lambda x}$$
$$x=-\frac{1}{\lambda}\ Lnu$$

توليد متغيرات عشوائية ذات التوزيع الثنائي الاسي

يتم توليد متغير عشوائي U يتبع التوزيع المنتظم ضمن الفترة U(0,1) ثم توليد المتغيرالعشوائي x والذي يتبع التوزيع الثنائي الاسي ضمن الفترة $Dex(\alpha, \beta)$ وكما يلي:

$$U = F_X(x) = 1 - \frac{1}{2}\left\{\exp - \frac{|x-\alpha|}{\beta}\right\}$$

فعندما $U \geq 0.5$ فان

$$X = \begin{cases} -\beta \ln[2(1-u)] + \alpha & if \quad X \geq 0 \\ \beta \ln[2(1-u)] + \alpha & if \quad X < 0 \end{cases}$$

وعندما $U \leq 0.5$ فان

$$X = \begin{cases} -\beta \ln(2u) + \alpha & if \quad X \geq 0 \\ \beta \ln(2u) + \alpha & if \quad X < 0 \end{cases}$$

لذلك سوف نستخدم العلاقة التالية :

$$X = \begin{cases} -\beta \ln[2(1-u)] + \alpha & if \quad U \geq .5 \\ \beta \ln(2u) + \alpha & if \quad U < .5 \end{cases}$$

تحليل نتائج المحاكاة

من خلال ملاحظة نتائج الخاصة باحتمال الخطأ من النوع الأول وقوة الاختبار وحسب الترتيب يمكن ابداء الملاحظات التالية :

التوزيع الطبيعي

من ملاحظة نتائج احتمال الخطأ من النوع الأول تبين بان الاختبارF هو افضل الاختبارات وذلك لاقتراب احتمال الخطأ من النوع الأول من قيمة (α=.05) الاسمية وكان الاختباران (Fr,Wn) من الاختبارات اللامعلمية التي احتمال الخطأ فيها مقارب الى قيمة (α=.05) الاسمية ولكافة اعداد المعالجات والقطاعات والارتباطات المدروسة في حين اظهر الاختبار(Rt) عكس ذلك وانعكست نتائج احتمال الخطأ من النوع الأول على نتائج قوة الاختبار .

من نتائج قوة الاختبار نجد بان اختبارF في حالة القياسات المكررة كان اكثر قوة من الاختبارات الاخرى تحت الدراسة ومن الاختبار اللامعلمي Wn لـ(Koch) بالمرتبة الثانية عند جميع الارتباطات وتأثيرات المعالجات المختلفة وحجوم القطاعات .

كانت نتائج قوة الاختبار للطريقة المقترحة Sn وعندما يكون عدد المعالجات k=3 منافسة لبقية الاختبارات اذ جاءت بالمرتبة الثانية بعد احصاءة F عند جميع تأثيرات المعالجات وخاصة عندما تكون مقادير الارتباط معدومة او قليلة او متوسطة أي ρ=0,.2,.5 وبزيادة مقدار الارتباط أي عندما ρ=.8 نجد بان الاختبار Wn حل في تلك المرتبة .

وعندما يصبح عدد المعالجات k=4 تناوب الاختباران Sn وWn على المرتبة الثانية ولجميع القطاعات والارتباطات والتاثيرات. وعند زيادة عدد المعالجات k=5 نجد بان الاختبارين Wn و Fr حلا في المرتبتين الثانية والثالثة بعد الاختبار F على الاغلب لجميع التاثيرات والارتباطات واعداد القطاعات المختلفة. اما بقية المراتب فقد كانت متغيرة بين الاختبارات الاخرى.

التوزيع المنتظم

من ملاحظة نتائج احتمال الخطأ من النوع الأول تبين بان الاختبار المعلمي (F) هو افضل الاختبارات وذلك لاقتراب احتمال الخطأ من النوع الأول من قيمة (α=.05) الاسمية وكذلك نلاحظ انخفاض احتمال الخطأ من النوع الأول للاختبارات اللامعلمية وخاصة Wn و Rt وخاصة عندما تكون عدد القطاعات قليل مثل b=5 ونلاحظ ارتفاع قيمة احتمال الخطأ من النوع الأول مع زيادة عدد القطاعات وزيادة عدد المعالجات وكذلك نلاحظ انخفاض احتمال الخطأ من النوع الأول للاختبار FR عند جميع اعداد القطاعات واعداد المعالجات وكانت نتائج هذا الانخفاض قد انعكست على نتائج قوة الاختبار.

من نتائج قوة الاختبار نجد بان اختبار F في حالة القياسات المكررة وعندما يكون عدد المعالجات k=3 هي الاكثر قوة من الاختبارات الاخرى تحت الدراسة عند التوزيع المنتظم وكان الاختبار اللامعلمي Rt قد حل في المرتبة الثانية لقوة الاختبار وسجل الاختبار Wn اقل قوة اختبار بحيث جعلته في المرتبة الاخيرة ولجميع التأثيرات وعندما يكون عدد القطاعات b=5 . وبزيادة عدد القطاعات أي عندما يصبح عدد القطاعات b=10,15 فقد كان الاختبار المذكور يحل في المرتبة الثانية بعد F . وعندما يزداد عدد المعالجات أي عندما تكون k=4,5 فقد كان الاختبار Wn في اغلب الاحيان في المرتبة الثانية باستثناء بعض الحالات القليلة وخاصة عند الارتباطات القليلة كـ ρ=0,.2 اذ كان الاختبار Rt في المرتبة الثانية .

لم تتوافق الطريقة المقترحة مع بيانات التوزيع المنتظم حيث كانت جميع نتائج قوة الاختبارمساوية للصفر .

التوزيع الاسي

من ملاحظة نتائج احتمال الخطأ من النوع الأول تبين بان الاختبار المعلمي (F) بدا يتراجع بالنسبة الى بقية الاختبارات اللامعلمية وذلك لابتعاد احتمال الخطأ من النوع الأول من قيمة (α=.05) وخاصة عندما يزداد عدد القطاعات اما من ناحية الاختبارات اللامعلمية فقد ظهر احتمال الخطأ من النوع الأول للاختبار Rt بعيدا عن مستوى المعنوية (α=.05) وخاصة عندما يكون عدد القطاعات قليل مثل b=5 و عدد المعالجات k=3,4 وكانت نتائج هذا الانخفاض قد انعكست على نتائج قوة الاختبار. وكذلك يظهر انخفاض احتمال الخطا للطريقة المقترحة وكانت مساوية للصفر عند ρ=.2,.8 ولجميع القطاعات ونلاحظ اقتراب احتمال الخطأ من النوع الأول من قيمة (α=.05) الاسمية للاختبارات اللامعلمية كالاختباران Fr,Wn ولكافة اعداد المعالجات والقطاعات والارتباطات المدروسة.

عند اختراق حالة التوزيع الطبيعي للبيانات وفي حالة استخدام التوزيع الاسي نجد بان الاحصاءة F في المراتب الاخيرة وعند زيادة اعداد القطاعات أي عندما b=10,15 وعدد المعالجات k=3,4 وعندما b=10,15 ,20 وعدد المعالجات k=5 اما عند اعداد القطاعات القليلة

أي عند $b=5$ وعدد المعالجات $k=3,4$ فنجد بان الاحصاءة F هي المتقدمة على راس الاختبارات الاخرى .

عندما يكون عدد المعالجات $k=3$ كانت الاختبارات Sn و Fr وWn متناوبة وبصورة متغيرة على المرتبة الثانية لقوة الاختبار بعد الاختبار F وعندما يكون عدد القطاعت قليل وعند جميع الارتباطات وبصورة متغيرة خلال تأثيرات المعالجات المختلفة. وعندما تزداد اعداد القطاعات وخاصة عند $b=15$ نجد بان الاختبار اللامعلمي Fr هو الاختبار المتقدم على قائمة الاختبارات الاخرى وباعلى قوة باستثناء بعض الحالات اذ تناوب الاختباران Fr وWn على تلك المرتبة وتنافس الاختبار Wn على تلك المرتبة عندما $b=10,15$ وخاصة عندما يزداد مقدار الارتباط أي عند $\rho=.8$ اما المرتبة الثانية فقد كانت متغيرة بين جميع الاختبارات .

وعندما يكون عدد المعالجات $k=4$ نجد بان الاختبار Wn احتل المرتبة الثانية بعد اختبار F وعند $b=5$ ولجميع التأثيرات والارتباطات. ونلاحظ تنافس الاختبارين Fr,Wn على المرتبتين الأوليتين عند اعداد القطاعات وتأثيرات المعالجات الاخرى. اما بقية المراتب فقد كانت موزعة على بقية الاختبارات.

وبزيادة عدد المعالجات أي $k=5$ نجد بان الاختبار Fr قد تقدم على بقية الاختبارات في حيازته على المرتبة الأولى عند اغلب التأثيرات ولمختلف اعداد القطاعات ومقادير الارتباط وتناوب الاختباران Wnو Fr على تلك المرتبة والمرتبة الثانية وكان بالمرتبة الثالثة وعلى الاغلب الاختبار Rt والاختبارين F و Sn في المرتبتين الرابعة والخامسة على التوالي. اما الطريقة المقترحة فكانت بالمراتب المتاخرة ويظهر مع تزايد عدد المعالجات $k=4,5$ بان قوة الاختبار للطريقة المقترحة كانت مساوية للصفر وخاصة عند τ_5 في حالة $k=4$ وعند تأثيرات المعالجات τ_4 و τ_5 في حالة $k=5$.

التوزيع الثنائي الاسي

من ملاحظة نتائج احتمال الخطأ من النوع الأول ظهر بان الاختبار المعلمي (F) وكما هي الحال مع التوزيع الاسي تراجع كثيرا وابتعد عن قيمة ($\alpha=.05$) وخاصة عندما يزداد عدد القطاعات. واقترب احتمال الخطأ من النوع الأول للاختبارات اللامعلمية الاخرى من قيمة ($\alpha=.05$) ولكافة اعداد المعالجات والقطاعات والارتباطات المدروسة. وظهر احتمال الخطأ من النوع الأول للاختبار Rt بعيدا عن مستوى المعنوية ($\alpha=.05$) وخاصة عندما يكون عدد القطاعات قليل مثل $b=5$ و عدد المعالجات $k=3$ وكانت نتائج هذا الانخفاض قد انعكست على نتائج قوة الاختبار.

ان الاختبار F هو الاختبار الاكثر قوة في حالة التوزيع الثنائي الاسي وعندما تكون عدد القطاعات قليلة وخاصة $b=5$ اما المرتبة الثانية فقد كانت موزعة بين الاختبارات الاخرى. وبازدياد اعداد القطاعات كان الاختبارWn هو الاختبار الاكثر قوة عند جميع تأثيرات المعالجات وفي حالة $k=3$ وعند$b=15$ وعند مختلف الارتباطات وكانت المراتب الاخرى موزعة بين باقي الاختبارات وبصورة متغيرة. اما في حالة $k=4$ فقد احتل الاختبار Wn المرتبة الثانية بعد اختبار F عند $b=5$ ولجميع التأثيرات وجاء هذا الاختبار بالمرتبة الأولى عند $b=10,15$ ولاغلب الحالات وتناوب الاختباران Rt وWn على المرتبة الثانية وبصورة متغيرة عند مختلف التأثيرات والارتباطات وعندما $b=10$ وكان الاختبار Fr على الاغلب بالمرتبة الثانية عندما $b=15$. اما بالنسبة للمراتب الاخرى فقد كانت متغيرة بين بقية الاختبارات ولجميع القطاعات والارتباطات .

وعند زيادة عدد المعالجات اي $k=5$ وفي حالة $b=10$ نجد بان الاختبارين Wn وFr وبعض الاحيان الاختبارRt في المرتبة الأولى وعندما يكون $b=15,20$ نجد بان الاختبار Wn بالمرتبة الأولى عند جميع تأثيرات المعالجات والارتباطات وكان الاختبار Fr بالمرتبة الثانية باستثناء بعض الحالات التي كان فيها الاختبار Rt في تلك المرتبة. اما بالنسبة للطريقة المقترحة فقد جاءت

بالمراتب الاخيرة عند اغلب التأثيرات ومساوية للصفروخاصة عند زيادة مقادير الارتباط أي ρ=.5,.8 وعند القطاعات b=10,15 .

بالنسبة لقوة الاختبار عندما α =.01 فقد كان اختبار F هو الاختبار الامثل عندما تتوزع البيانات توزيعا طبيعيا وعند جميع اعداد القطاعات والمعالجات وتأثيرات المعالجات والارتباطات المختلفة كذلك اظهرت النتائج بان الاختبار المذكور هو الاختبار الامثل ايضا بين بقية الاختبارات تحت الدراسة عندما تتوزع البيانات توزيعا منتظما. وكذلك اظهرت النتائج بان هذا الاختبار هو الامثل في حالة عدد القطاعات قليل أي عندما b=5 وعدد المعالجات يساوي k=3,4 ولكن مع ازدياد عدد القطاعات أي تصبح b=10,15 عندما k=3,4 و في حالة b=10,15,20 عندما k=5 سنجد بان هذا الاختبار في المرتبة الاخيرة وعند جميع تأثيرات المعالجات ومختلف الارتباطات وللتوزيعين الاسي والثنائي الاسي مع ظهور الاختبارات اللامعلمية بالمراتب الأولى. ونلاحظ بان تراتيب هذه الاختبارات مماثلة لتراتيب الاختبارات في حالة قوة الاختبار عند 05.= α على الاغلب مع اختلاف تراتيبها وخاصة عندما يكون عدد القطاعات قليل مثل b=5 .

وكمثال على النتائج التي تم الحصول عليها فان الجدول (3) يوضح احتمال الخطا من النوع الاول وقوة الاختبار عندما k=3 وفي حالة τ5=(-.2,-.3,.5) ولمستويي المعنوية (α =.01,.05).

الاستنتاجات

1 – من ملاحظة نتائج قوة الاختبارنجد بان الاختبار F هو الاختبار الامثل وخاصة عندما تتوزع البيانات توزيعا طبيعيا وتوزيعا منتظما وظهور الاختبارات اللامعلمية الاخرى بالمراتب الاولى في حالة التوزيعين الاسي والثنائي الاسي.

2 – من ملاحظة نتائج قوة الاختبار نجد بانها غالبا تزداد بزيادة عدد القطاعات ولجميع التوزيعات وتاثيرات المعالجات ومختلف الارتباطات .

3 – كانت تراتيب نتائج قوة الاختبار للاختبارات المختلفة عندما (α =.01) وعلى الاغلب مماثلة لتراتيب قوة الاختبار عندما (α =.05) وخاصة مع ازدياد عدد القطاعات.

التوصيات

1 – نوصي باستخدام اختبار F المعلمي في تصميم القطاعات العشوائية في حالة القياسات المكررة عندما تتبع البيانات توزيعا كالتوزيع المنتظم لكونه اعطى اعلى قوة للاختبار ونوصي باستخدام هذا الاختبار عندما تكون البيانات تتبع توزيعا كالتوزيع الاسي والثنائي الاسي وعندما تكون عدد المعالجات k=3,4 وعندما يكون عدد القطاعات قليل أي b=5 مثلا.

2 – نوصي باستخدام الاختبارات اللامعلمية في تصميم القطاعات العشوائية في حالة القياسات المكررة كاختبار(Wn) لـ Koch واختبار(Fr) لـ Friedman لكونها اعطت اعلى قوة للاختبار في كافة التوزيعات كالتوزيع المنتظم والاسي والثنائي الاسي وخاصة عندما تزداد عدد المعالجات وعدد القطاعات .

المصادر

1- الهاشمي، سجى محمد حسين (2005) "مقارنة بعض الطرائق المعلمية واللامعلمية لبعض تصاميم القياسات المكررة "اطروحة دكتوراه في الاحصاء، كلية الادارة والاقتصاد، جامعة بغداد

2-Broota,K.D.(1992)”Experimental Design in Behavioral Research”Wiley eastern limited .

3-Brunner, edgar & puri,madan l. (1996)”Nonparametric methods in design and analysis of experiments”handbook of statistics vol 13 elsevier B.v.

4-Conover,W.J.(1971),(1999)"practical nonparametric statistics,third edition.john wiley&sons.

5-Conover,W.j.and Iman,R.L.(1981)”rank transformations as abridge between parametric and nonparametric statistics” the American statistician, 35.

6-Ernest,M.D.and Kepner,J.L (1993) “Amonte carlo study of rank of rank tests for repeated measures designs” communication in statistics – Simulation &computation ,22.

7-Feragson,a.F.(1976)”statistical analysis in psychology and education.forth ed.MGGrow-Hillseries in psychology

8- Friedman,Milton(1937)”The use of ranks to avoid the assumption of Normality implicit in the Analysis of Variance”Jasa, vol.32,No.200.

9-Groggel,D.J.(1987).”Amonte carlo study of rank tests for block designes “communication in statistics simulation.,16(3).

10-Harwell,Michael R.&Serlin ,Ronald c.(1994)”Amonte carlo study of the Friedman test and som competitors in the single factor, repeated measures deswign with unequal covariances.

11-Iman,Ronald l.,Hora,Stephen C. and Conover w.j.(1984)”comparisons of Asymptotically Distribution –Free procedures for the Analysis of complete blocks. Jasa, vol 79,no 387.

12-Kepner,j.and Robinson ,H.D.(1988)"nonparametric methods for detecting treatment effect in repeated- measures designs.Jasa,vol 83,no402.

13-Koch,G.G.and Sen,P.K.(1968)."some aspects of the statistical analysis of the mixed model".Biometrics,vol 24.

14-Koch,G.G.(1969)"Some aspects of the statistical analysis of a split plot experiments in completlely randomized layouts".Jasa, vol, 39,no 64.

15-Morgan,B.j.t.(1984)"elements of simulation" London, new York ,champan & hall.

16-Myers,Jerome,L. (1979)"Fundamentals of Experimental Design".

17-Neter,J.,Wasserman,W.,Kuther,M.H.(1985)"applied linear statistical model".second ed.,Irwin Homewood,Illinois.

18-Sen,P.K. (1968) "On aclass of aligned rank order tests in two –way layouts", The Annals of Mathematical Statistics ,Vol 39, No 4.

19-Shah,D.A.& madan l.V.(2004) "Nonparametric Analysis of ordinal Data in Designed Factorial Experiments",The American Phytopathological Society , vol,94,No.1

20-Sheskin, D.J.(2000)"Handbook of parametric and nonparametric statistical procedures" second ed. , chapman& hall/cRc.