تحليل أثرغيابات الطلبة وأساليب التدريس على درجاتهم في مادة الاحتمالات في معهد الاداره/الرصافة [+]

صباح فرج عبد الحسين [*] يسرى محمد دهام [**]

المستخلص :

تم في هذا البحث تحليل أثر عاملين لكل منهما ثلاثة مستويات ثابتة اعتمادا على التحليل الاحصائي (تحليل التباين) لتجربة عاملية غير متزنة (3×3) وذلك لاختلاف تكرارات الخلايا التي تمثل توافيق مستويات العاملين . لقد درس الباحثان أثر غيابات الطلبة وأساليب تدريسهم على درجاتهم في مادة الاحتمالات في معهد الادارة /الرصافة , وقد توصلا الى أن عامل الغيابات بكل مستوياته هو العامل المؤثر على درجات الطلبة مما يستوجب دراسة هذا العامل ومعرفة أسباب غيابات الطلبة من أجل معالجتها وضمان تقدم المسيرة التعليمية للمعهد. أما اختلاف أساليب التدريس باختلاف التدريسيين وتفاعلها مع غيابات الطلبة فلم يظهر البحث لها أي أثر معنوي على درجات الطلبة , مما يشير الى ان سعي الطالب بحضوره المحاضرات هو العامل الحاسم في تفوقه العلمي في مادة الاحتمالات .

الكلمات المفتاحية : التجربة العاملية غير المتزنة ،تحليل التباين ، الاحتمالات .

IMPACT- ANALYSIS OF STUDENTS' ABSENCES AND TEACHING MANNERS ON THEIR DEGREES IN PROBABILITIES SUBJECT IN INSTITUTE OF MANAGEMENT/AL-RESAFA

Sabah F.Abdul Hussein **Yussra M.Daham**

Abstract :

In this research the impact of two factors, each with three fixed levels, have been Analysed depending on the statistical analysis "ANOVA" of unbalance factorial experiment (3 × 3) because of the diversity of cells – repetitions that represent the combinations of the two factors –levels .The two researchers have studied the impact of students' absences and the teaching manners on their degree in probabilities subject in Al-Resafa Administration Institute. They found out that the absences factor effect is significant .so it must be studied well and its causes diagnosed and treated in order to insure the progress of teaching path in the institute. Whereas they found out that the effect of diversity of probability –lectures and the interaction is not significant and that is the students presence in the lectures is only the significant factor of their superiority in probabilities subject.

Key- words: unbalanced factorial experiment; analysis of variance; probability

[+] تاريخ إستلام البحث 2014/5/7 ، تاريخ قبول النشر 2015/4/12

[*] أستاذ مساعد / معهد الإدارة / الرصافة / الجامعة التقنية الوسطى

[**] مدرس مساعد / معهد الإدارة / الرصافة / الجامعة التقنية الوسطى

المقدمة والهدف The preface and the purpose :

ان التدريسي هو همزة الوصل ما بين المنهج الدراسي والطالب ,فالاسلوب الذي يستخدمه يتضمن المواقف التعليمية التي تتم داخل الفصل الدراسي (الشعبة) والتي يتولى بنفسه تنظيمها , فالتدريسي الناجح هو الذي يؤدي اسلوبه التدريسي الى ان يكون درسه مرغوباً فيه لدى الطلاب بما يثير فاعليتهم واهتمامهم ونشاطهم .وهذا يعني ان التدريسي هو الاساس في العملية التعليمية لانه القائد لعناصر الموقف التعليمي كلها فاسلوبه الذي يعبر عن شخصيته هو الذي يجعل من الطريقة التعليمية التي يتبعها فاعلة ومثمرة [1], وحيث ان مادة الاحتمالات كانت تدرس في السنة الاولى في معهد الادارة – الرصافة/ قسم الاحصاء والمعلوماتية بواسطة ثلاثة تدريسين وان هناك ثلاثة مستويات من تغيب الطلبة عن محاضراتهم، لذلك اتجه تفكير ((الباحثين)) الى دراسة اثر تعدد التدريسيين و اختلاف مستويات غيابات الطلبة على تحصيلهم العلمي في تلك ألماده باعتبارها هدفاً مهما من شان بلوغه تقديم صورة واضحة لرئاسة القسم لغرض اتخاذ القرار المناسب بخصوص اختيار التدريسي الكفوء لتدريس مادة الاحتمالات من بينهم في حالة وجود فروق معنوية بين اساليب التدريس وكذلك تحديد مستويات الغياب المؤثرة في التحصيل العلمي للطلبة في المادة المذكورة اذا ما كانت الفروق معنويه بين متوسطات هذه المستويات ,فضلا عن معرفة اثر العلاقة ما بين اساليب التدريس ومستويات الغياب من خلال دراسة التفاعل ما بين هذين العاملين وهذا يعني إن مشكله البحث تتركز في الاسئله الاتيه :

1. هل إن تعدد التدريسيين لمادة الاحتمالات يشير الى فروق معنوية في أسلوب تدريسهم مما ينعكس في اختلاف درجات الطلبه في الشعب الثلاثه ؟
2. هل إن اختلاف مستويات تغيب ألطلبه عن حضور محاضرات ماده الاحتمالات ذو اثر معنوي على درجاتهم ؟
3. هل هناك علاقة ذات تاثير معنوي على درجات ألطلبه مابين تعدد التدريسيين واختلاف مستويات تغيب الطلبه ؟

أما هدف البحث فهو معرفة الاجابه عن كل هذه الاسئله. ولان مادة الاحتمالات في الأساس هي مادة ((رياضيات)) تتطلب الفهم والاستيعاب لكي يمكن حل مسائلها لذلك اهتم ((الباحثان)) بمراجعة((قسم شؤون الطلبة)) في المعهد والاطلاع على درجات عينة البحث في مادة الرياضيات من خلال الاطلاع على وثائقهم الدراسية ((الثانوية)) حيث لوحظ التقارب الكبير فيها مما أعطى انطباعاً جيداً عن تجانس الأساس الرياضي لمفردات العينة أي تجانس الوحدات التجريبية .

وبسبب اختلاف أعداد الطلبة في العينة باختلاف المستويات الثابتة لكل عامل موضوع البحث فقد تم اختيار التحليل الإحصائي للبحث على أساس التجربة العاملية (3×3) غير المتزنة .

ولتوضيح ذلك فقد قسم البحث الى جانبين احدهما نظري يلقي الضوء على مفهوم التجربة العاملية غير المتزنة ونموذجها الرياضي وفرضياتها , وسبب اختيارها في هذا البحث ,وكيفية تجزئة التباين الكلي للاستجابات فيها (درجات الطلبة) وقوانين احتسابها ايضاً , واما الاخر فهو الجانب العملي (التطبيقي) حيث شرح فيه ((الباحثان)) كيفية سحب العينة العشوائية وتحديد مستويات كل عامل في التجربة والاختبارات المطلوبة مسبقاً لضمان دقة النتائج واعتماديتها ,فضلا عن استخدام برنامج (النموذج الخطي العام General Linear Model) في حزمة برامج Spss للوصول إلى النتائج الدقيقة مع الاختبارات البعدية لتحديد الفروق المؤثرة في متوسطات المعالجات للعامل المعنوي.

ثم تم تثبيت بعض الاستنتاجات والتوصيات التي توصل اليها الباحثان.

الجانب النظري Theoretical part :

1- التحليل الاحصائي للتجربة العاملية (a×b) غير المتزنة Statistical Analysis :

غالباً ما تكون التجربة العاملية متزنة حيث ان تكرارات المعالجات لكل العوامل متساوية ولكن يحدث في حالات معينة كالحالة التي ندرسها ان تكون تلك التكرارات غير متساوية (لاحظ الجدول رقم (1)) اي ان تكون التجربة العاملية غير متزنة مما يتطلب اسلوباً مختلفاً في التحليل وحساب مجاميع المربعات بحيث يضمن تحقق وزن واحد لجميع المعالجات وكأنما كل معالجة لها نفس العدد من التكرارات وذلك يتم باستخدام الوسط التوافقي للتكرارات Harmonic Mean كعامل تصحيح في حساب مجاميع المربعات لكل من العامل الاول (A) والعامل الثاني (B) والتفاعل (ϑ) او (AB) كما سنبين لاحقاً. [2]

جدول (1): الاستجابات (بالرموز) لمعالجات التجربة العاملية (a×b) غير المتزنة حيث a=b=3

A \ B	1	2	3	∑ ȳ ij.
1	y111 Y112 ⋮ Y117	y121 y122 ⋮ y126	y131 y132 ⋮ y135	
∑ n1j ȳ 1j.	y11. n11 ȳ 11.	Y12. n12. ȳ 12.	Y13. n13 ȳ 13.	ȳ 1..= ∑ ȳ 1j.
2	Y211 Y212 ⋮ Y218	Y221 Y222 ⋮ Y224	Y231 Y232 ⋮ Y236	
∑ n2j ȳ 2j.	Y21. n21 ȳ 21.	Y22. n22 ȳ 22.	Y23. n23 ȳ 23.	ȳ 2..= ∑ ȳ 2j.
3 3	Y311 Y312 ⋮ Y314	Y321 Y322 ⋮ Y327	Y331 Y332 ⋮ Y333	
∑ n3j ȳ 3j.	Y31. n31 ȳ 31.	Y32. n32 ȳ 32.	Y33. n33 ȳ 33.	ȳ 3..= ∑ ȳ 3j.

$$Hnij = \frac{ab}{\sum\sum [\ 1/nij]}$$

Hnij: الوسط التوافقي للتكرارات

nij : عدد التكرارات في المعالجة لتوفيق المستوى i من العامل A والمستوى j من العامل B

a : عدد مستويات العامل A

b : عدد مستويات العامل B

2- النموذج الرياضي Mathematical Model :

حيث أننا ندرس تأثير عاملين هما [A : اساليب التدريس , B : غيابات الطلبة] على درجات الطلبة في مادة الاحتمالات وبثلاثة مستويات ثابتة لكل عامل و nij من المشاهدات (التكرارات) في كل خلية , فانه يمكن عرض متوسطات هذه التاثيرات كما يلي :[3]

جدول (2): متوسطات تاثيرات عاملين بثلاثة مستويات ثابتة

B / A	1	2	3	Mi..	Di:Deviations
1	μ 11.	μ 12.	μ 13.	μ 1..	$\alpha 1 = \mu 1... - \mu$
2	μ 21.	μ 22.	μ 23.	μ 2..	$\alpha 2 = \mu 2... - \mu$
3	μ 31.	μ 32.	μ 33.	μ 3..	$\alpha 3 = \mu 3... - \mu$
μ.j	μ.1.	μ.2.	μ.3.	μ	
Dj	$\beta 1 = \mu.1. - \mu$	$\beta 2 = \mu.2. - \mu$	$\beta 3 = \mu.3. - \mu$		

$$\mu\, i.. = \frac{\sum \mu\, ij}{3} \quad ; i=1, 2, 3$$

$$\mu.j. = \frac{\sum \mu\, ij}{3} \quad ; j=1, 2, 3$$

$$\text{The Grand Mean} = \mu = \sum\sum \mu ij. = \frac{\sum \mu\, i..}{3} = \frac{\sum \mu.j.}{3}$$

$$\alpha = \mu\, i.. - \mu \quad \text{and} \quad \beta j = \mu.j. - \mu$$

فهذا يعني ان مجموع تاثيرات الصفوف وكذلك مجموع تاثيرات الاعمدة تساوي صفر

$$\sum \alpha i = \sum (\mu i.. - \mu) = 0 \text{ and } \sum ßj = \sum (\mu .j. - \mu) = 0$$

وبذلك يكون الوسط الحقيقي للخلية (ij) :

$$\mu ij. = \mu + (\mu i.. - \mu) + (\mu .j. - \mu) + (\mu ij. - \mu i.. - \mu .j. + \mu)$$
$$= \mu + \alpha i + ßj + \gamma ij \qquad \text{----------(2)}$$

حيث ان :

μ : تاثير الوسط الحسابي العام

αi : تاثير المستوى i من العامل A

$ßj$: تاثير المستوى j من العامل B

γij : تاثير التفاعل او التاثير المشترك بين المستوى i من العامل A والمستوى j من العامل B ولان العوامل ثابتة فيكون النموذج الرياضي ل nij من المشاهدات في كل خلية كما يلي :[4]

$$Yijk = \mu + \alpha i + ßj + \gamma ij + eijk \qquad \text{----------(3)}$$

$$i = 1,2,\ldots,a \;\; ; \;\; j = 1,2,\ldots,b \;\; ; \;\; k = 1,2,\ldots,nij$$

$$\sum \alpha i = 0 \;\; ; \;\; \sum ßj = 0 \;\; ; \sum\sum \gamma ij = 0 \;\; \text{and } eijk \; s \sim IId \; N(0,\sigma^2_e)$$

ولاثبات $\sum\sum \gamma ij = 0$ نعود للعلاقة (2) حيث :

$$\gamma ij = \mu ij. - \mu - \alpha i - ßj$$

وبالجمع بالنسبة الى i يكون :

$$\sum \gamma ij = \sum \mu ij. - a\mu - \sum \alpha i - a\, ßj$$

$$= \sum \mu ij. - a\mu - a\, ßj \qquad \text{Where } \sum \alpha i = 0$$

$$ßj = \mu .j. - \mu \;\rightarrow\; \sum \gamma ij = a\mu.j. - a\mu - a(\mu .j. - \mu) = 0$$

وبالطريقة نفسها وبالجمع بالنسبة الى j يكون :

$$\sum \gamma ij = 0 \;\rightarrow\; \sum\sum \gamma ij = 0$$

ولو اعدنا كتابة المتوسطات في الجدول رقم (2) باعتبارها تقديرات من عينة عشوائية فانها تكون كما في الجدول الاتي:[5]

جدول (3): يبين (بالرموز) تقديرات متوسطات المعالجات الناتجة من توفيق مستويات العاملين

B / A	1	2	3	$\sum$	di
1	$\bar{y}$ 11.	$\bar{y}$ 12.	$\bar{y}$ 13.	$\sum \bar{y}1j. = \bar{y}1..$	$\hat{\alpha}_{1=} \bar{y}1.. - \bar{y}...$
2	$\bar{y}$21.	$\bar{y}$22.	$\bar{y}$23.	$\sum \bar{y}2j. = \bar{y}2..$	$\hat{\alpha}_{2=} \bar{y}2.. - \bar{y}...$
3	$\bar{y}$31.	$\bar{y}$32.	$\bar{y}$33.	$\sum \bar{y}3j. = \bar{y}3..$	$\hat{\alpha}_{3=} \bar{y}3.. - \bar{y}...$
$\sum$	$\sum \bar{y}i1. = \bar{y}.1.$	$\sum \bar{y}i2. = \bar{y}.2.$	$\sum \bar{y}i3. = \bar{y}.3.$	$G= \bar{y}...$	
dj	$\hat{B}_1 = \bar{y}.1. - \bar{y}...$	$\hat{B}_2 = \bar{y}.2. - \bar{y}...$	$\hat{B}_3 = \bar{y}.3. - \bar{y}...$		

وبذلك يكون حساب مجاميع المربعات لتحليل التباين الكلي كما يلي :

$$SS(A) = Hnij \left[\frac{\bar{y}^2_{1..} + \bar{y}^2_{2..} + \bar{y}^2_{3..}}{3} - C \right] \quad \text{where } c = \frac{\bar{y}^2_{...}}{3(3)}$$

$$SS(B) = Hnij \left[\frac{\bar{y}^2_{.1.} + \bar{y}^2_{.2..} + \bar{y}^2_{.3.}}{3} - C \right]$$

$$SS(\gamma) = SS(AB) = H_{nij} [\bar{y}^2_{11.} + \bar{y}^2_{12.} + \bar{y}^2_{13.} + \ldots + \bar{y}^2_{33.} - C] - SS(A) - SS(B)$$

اما مجموع المربعات لداخل المعالجات (SSw) فتكون :

$$SSw = SSw11 + SSw12 + SSw13 + SSw21 + SSw22 + SSw23 + SSw31 + SSw32 + SSw33$$

وبالاستعانة بالجدول رقم (1) يكون:

$$SSw_{11} = (y^2_{111} + y^2_{112} + + \ldots + y^2_{117}) - \frac{y^2_{11.}}{n_{11}}$$

$$\vdots$$

$$SSw_{33} = (y^2_{331} + y^2_{332} + + \ldots + y^2_{333}) - \frac{y^2_{33.}}{n_{33}}$$

وحيث ان حجم العينة العشوائية التي استخدمها الباحثان هي 50 طالبا لذلك يكون جدول تحليل التباين لهذه التجربة

العاملية (3×3) كما يلي :

جدول (4): تحليل التباين للتجربة العاملية 3×3

s.o.v	d.f	s.s	M.s	F
A	a-1=2	SS(A)	$MS(A)=\frac{SS(A)}{2}$	$F(A)=\frac{MS(A)}{MSe}$
B	b-1=2	SS(B)	$MS(B)=\frac{SS(B)}{2}$	$F(B)=\frac{MS(B)}{MSe}$
ɣ=AB	(a-1)(b-1)=4	SS(AB)	$MS(AB)=\frac{SS(AB)}{4}$	$F(AB)=\frac{MS(AB)}{MSe}$
W=error	$\sum\sum n_{ij}$ –ab=41	SSW=SSe	$MSe=\frac{SSe}{41}$	

3 – الفرضيات المراد اختبارها The hypotheses :

1) H0 : $\alpha 1= \alpha 2= \alpha 3=0$

Ha : at least one of αi is not equal to zero

2) H0 : ß1 = ß2 = ß3 = 0

Ha : at least one of ß i is not equal to zero

3) H0 = $(\alpha$ ß)11 = $(\alpha$ ß)12 = ……..= $(\alpha$ ß)33 =0

Ha : at least one of $(\alpha$ ß)ij is not equal to zero

الجانب التطبيقي :

تم سحب عينة عشوائية بحجم (50 مفردة) من مجتمع البحث (طلبة السنة الاولى في معهد الادارة –الرصافة / قسم الاحصاء والمعلوماتية للعام الدراسي 2011 –2012) البالغ (130) طالب وطالبة موزعين على ثلاثة صفوف ولوحظت درجاتهم وفق مستويات التدريس الثلاثة لعامل التدريس A والمستويات الثلاثة لعامل الغياب B (ضعيف:1 , متوسط :2 , عالي :3) حيث تشير مستويات الغياب الى عدد ساعات الغياب التي يمكن تمثيلها بالفئات ألتاليه :

ضعيف (1) ← 0-3 , متوسط (2) ← 4-6 , عالي (3) ← 7-10 فكانت كما في الجدول الآتي :

جدول (5): :درجات الطلبة حسب معالجات التجربة العاملية غير المتزنة (3×3)

B / A	1	2	3	∑ ȳ ij.
1	72	67	22	
	76	87	50	
	93	52	52	
	98	74	39	
	90	73	50	
	78	15		
	77			
∑	584	404	213	
n1j	7	6	5	
ȳ 1j.	83.43	67.33	42.60	ȳ 1..= ∑ ȳ 1j.=193.36
2	87	55	35	
	90	65	36	
	87	80	50	
	76	59	16	
	77		39	
	91		50	
	83			
	83			
∑	674	259	226	
n2j	8	4	6	
ȳ 2j.	84.25	64.75	37.67	ȳ 2..= ∑ ȳ 2j.=186.2
3	70	80	55	
3	78	84	28	
	81	64	50	
	76	57		
		81		
		74		
		56		
∑	305	496	133	
n3j	4	7	3	
ȳ 3j.	76.25	70.86	44.33	ȳ 3..= ∑ ȳ 3j.=191.44

واستخدمت حزمة برامج spss في اختبار توفر الافتراضات الاساسية المعروفة لتحليل التباين في درجات طلبة عينة البحث [6] ووجدت انها متوفرة جميعها وكما هو موضح في الملحق .

ومن الجدول رقم (5) تم بيان متوسطات المعالجات (الناتجة من توفيق مستويات العاملين) وكما يلي :

جدول (6): متوسطات المعالجات (الناتجة من توفيق مستويات العاملين)

B / A	1	2	3	∑
1	83.43	67.33	42.6	193.36
2	84.25	64.75	37.67	186.67
3	76.25	70.86	44.33	191.44
∑	243.93	202.94	124.60	G=571.47

وباستخدام القوانين الواردة في الجانب النظري ،تم حساب الوسط الهندسي للتكرارات ومجاميع المربعات لتحليل التباين الكلي وكما هو موضح بالتفصيل في الملحق .

وبذلك يكون تحليل التباين لدرجات الطلبة كما في الجدول الاتي :

جدول (7): :تحليل التباين لدرجات الطلبة – التجربة العاملية 3×3

s.o.v	d.f	S.S	M.s	F	Ftab ; α=0.05
A	2	44.416	22.208	0.187	3.23
B	2	11803.066	5901.533	49.643	3.23
γ = AB	4	373.446	93.361	0.785	2.61
W=Error	41	4874.107	118.881		

ولو استخدمنا برنامج النموذج الخطي العام General Linear Model نحصل على ثابت التقاطع Intercept بدرجة حرية واحدة وبمجموع ومتوسط مربعات تساوي (183740.504) كما نحصل على معامل التحديد

R^2_a=0.697 , R^2=0.747

ولاختبار **الفرضية الاولى** : فرضية عدم وجود فروق معنوية بين التدريسيين (اساليب التدريس)

$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$

نلاحظ من جدول تحليل التباين رقم (7) انه لايمكن رفض هذه الفرضية

اما **الفرضية الثانية** : فرضية عدم وجود فروق معنوية بين مستويات غيابات الطلبة

$$H0 : ß1 = ß2 = ß3 = 0$$

فان جدول تحليل التباين يشير الى رفض هذه الفرضية حيث ان غيابات الطلبة تؤثر معنويا على اختلاف الدرجات التي حصل عليها طلبة السنة الاولى في مادة الاحتمالات

اما **الفرضية الثالثة** : فرضية عدم وجود فروق معنوية للتفاعل بين العاملين (اساليب التدريس وغيابات الطلبة)

$$H0 = ɣ 1= ɣ2 = ɣ3 =0$$

فيشير جدول تحليل التباين الى عدم امكانية رفضها وحيث ان العامل B (غيابات الطلبة) هو العامل الوحيد المؤثر معنويا على اختلاف الدرجات التي حصل عليها الطلبة في مادة الاحتمالات فعليه يمكننا اختبار التاثيرات البسيطة لذلك العامل بحساب مجموع المربعات له بالنسبة لكل مستوى من مستويات العامل A (اساليب التدريس) بالاعتماد على بيانات الجدول رقم (6) وكما هو مبين بالتفصيل بالملحق .

وبذلك يكون جدول تحليل التباين للتاثيرات البسيطة لعامل غيابات الطلبة كما يلي :

جدول (8): تحليل التباين للتاثيرات البسيطة للعامل : B غيابات الطلبة

s.o.v	d.f	S.S	M.s	F	Ftab ; α=0.05
B for A1	2	4283.592	2141.796	18.016	3.23
B for A2	2	5541.725	2770.863	23.308	3.23
B for A3	4	2956.768	1478.384	12.436	3.23
Error	41	4874.107	118.881		

ويتضح من قيم F المحسوبة وقيم F المجدولة بمستوى معنوية 0.05 في جدول تحليل التباين رقم (8) ان جميع التاثيرات البسيطة لعامل غيابات الطلبة ،معنوية .

وباستخدام الاختبارات البعدية (scheffe-test) في برنامج spss (General Linear Model) نحصل على نفس النتائج وكما مبين في الجدولين الاتيين:

Multiple comparisons

Scheffe- test

جدول (9): اختبار scheffe للفروقات بين أساليب التدريس (اختلاف التدريسيين)

Manner I	Manner J	Sig
1	2 3	0.815 1
2	1 3	0.815 0.837
3	1 2	1 0.837

ويلاحظ عدم وجود فروق معنوية بين اساليب التدريس

جدول (10): اختبار scheffe للفروقات بين مستويات غيابات الطلبة

Absence –level I	Absence –level J	Sig
1	2 3	0.002 0.000
2	1 3	0.002 0.000
3	1 2	0.000 0.000

ويلاحظ ان الفروق معنوية جدا بين جميع مستويات الغيابات.

الاستنتاجات والتوصيات conclusions & suggestions :

الاستنتاجات conclusions :

1- لاتوجد اختلافات حقيقية (معنوية) ما بين اساليب التدريس (اداء التدريسيين لمحاضراتهم في مادة الاحتمالات) بحيث تنعكس على اختلاف اجابات الطلبة اثناء أدائهم لامتحان الاحتمالات .

2- ان التباين في درجات الطلبة في مادة الاحتمالات انما يعود في جوهره الى اختلاف التزام الطلبة بحضور المحاضرات (تباين عدد ساعات غيابهم) وليس الى اختلاف التدريسين وذلك في حدود العوامل موضوع البحث.

التوصيات suggestions :

1- نوصي بالاهتمام بموضوع تغيب الطلبة عن محاضراتهم ودراسة هذا العامل دراسة علمية لكي نحدد أهم اسبابه تمهيدا لمعالجتها .

2- نوصي باعادة النظر في توزيع الكادر التدريسي لمادة الاحتمالات بما يؤمن ويعزز الكادر المطلوب للمواد الدراسية في قسم الاحصاء والمعلوماتية .

المصادر References :

1. الرواضية , د. صالح محمد , واخرون , "*التكنولوجيا وتصميم التدريس* " ط1 , زمزم ناشرون وموزعون , الاردن _عمان –2012 .
2. المشهداني, كمال علوان, "*تصميم وتحليل التجارب – استخدام الحاسوب* –" ط 1 , مكتب الجزيرة للطباعة والنشر , بغداد , 2010.
3. I saac N.Gibra, "*probability and statistical Inference for scientists and Engineers*" Prentice –Hall, Inc .New Jersey, 1973.
4. Ronald E.walpole and others, "*probability of statistics for Engineer of scientists* " 9th Ed., person education, Inc, USA, 2012.
5. Montgomery D.C. "*Design and Analysis of experiments*" 6th Ed. Wiley, N.Y., 2005
6. الزعبي, د.محمد بلال, الطلافحة ,أ. عباس , "*النظام الاحصائي spss: فهم وتحليل البيانات الاحصائية*" ط 3 , دار وائل للنشر , عمان ,2006 .

الملحق

1) Test of Normality Assumption

H0: توزيع الخطأ طبيعي **H1: توزيع الخطأ غير طبيعي**

	Kolmogrov – Smirnov			Shapiro – wilk		
	Statistic	d.f	sig	Statistic	d.f	sig
Standardized Residual	.103	50	.200	.982	50	.627

Skewness = - .068 , Kurtosis = - .240

اذا لانرفض فرضية العدم فالتوزيع طبيعي

2) Test of Independence Assumption: Runs – Test

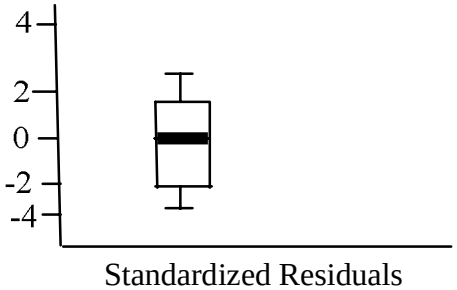
H0 : الاخطاء المستقلة		,	**H1 : الاخطاء غير مستقلة (مستقلة)**	
Test value (Median)	- .06186		Test value (Mean)	0.00000
Cases < Test Value	25		Cases < Test Value	26
Cases < Test Value	25		Cases < Test Value	24
Total Cases	50		Total cases	50
Number of runs	25		Number of runs	25
Z	- .286		Z	-. 275
Asymp.sig.(2-tailed)	.775		Asymp.sig.(2-tailed)	.783

اذا لا نرفض فرضية العدم حيث الاخطاء (مستقلة) وتتوزع عشوائياً حول الوسط والوسيط .

3) Test of Influenced outliers and the homoscedasticity

* **Cook-statistic** : حيث اعلى قيمة للاخطاء المعيارية تساوي 0.13280 وهي اقل من $F(p,n-p,1-\alpha)$ وهذا يعني انه لاتوجد قيمة تؤثر على التحليل .
* **(Tukey) Box – plot** : ويشير الى عدم وجود قيم متطرفة كما يشير الى تجانس التباين .
* **Levene –Test** لاختبار الفرضية : تباين الخطاء متجانس

\



F	d.f (1)	d.f (2)	sig.
1.305	8	41	0.268

حيث يشير مستوى المعنوية الى عدم رفض الفرضية اي ان تباين الخطأ للمتغير المعتمد متساوي عبر المجموعات (المعالجات)

4) computing the sum squares for ANOVA

$$Hnij = \frac{9}{\frac{1}{7}+\frac{1}{6}+\frac{1}{5}+\frac{1}{8}+\frac{1}{4}+\frac{1}{6}+\frac{1}{4}+\frac{1}{7}+\frac{1}{3}} = 5.0636$$

$$C = \frac{G^2}{ab} = \frac{(571.47)^2}{9} = 36286.44$$

$$SSA = 5.0636 \left[\frac{(193.36)^2 + (186.67)^2 + (191.44)^2}{3} - 36286.44 \right] = 44.416$$

$$SSB = 5.0636 \left[\frac{(243.93)^2 + (202.94)^2 + (124.60)^2}{3} - 36286.44 \right] = 11803.066$$

$SS\gamma = SSAB = 5.0636 [(83.43)^2 + (67.33)^2 + \ldots + (44.33)^2 - 36286.44] - 39.71 - 12302.88$
$= 373.446$

$$SSW(ab11) = [(72)^2 + (76)^2 + \ldots + (77)^2] - \frac{(584)^2}{7} = 603.715$$

وبنفس الأسلوب نحسب :

SSW(ab12)= 965.334 , SSW(ab13)=635.2 , SSW(ab21)=217.5 , SSW(ab22)=360.75 ,

SSW (ab23)=785.333, SSW(ab31)=64.75 , SSW(ab32)=828.858 ,SSW(ab33)=412.667

SSE=603.715+965.334+635.2+217.5+360.75+785.333+64.75+828.858+412.667
= 4874.107

$$SSB \text{ for } A1 = 5.0636 \left[(83.43)^2 + (67.33)^2 + (42.6)^2 - \frac{(193.36)^2}{3} \right] = 4283.592$$

$$SSB \text{ for } A2 = 5.0636 \left[(84.25)^2 + (64.75)^2 + (37.67)^2 - \frac{(186.67)^2}{3} \right] = 5541.725$$

$$SSB \text{ for } A3 = 5.0636 \left[(76.25)^2 + (70.86)^2 + (44.33)^2 - \frac{(193.36)^2}{3} \right] = 2956.768$$