دار المنظومة
DAR ALMANDUMAH
الرواد في قواعد المعلومات العربية

العنوان: الإحصاء في العلوم الإنسانية
المصدر: مجلة الآداب
الناشر: جامعة بغداد - كلية الآداب
المؤلف الرئيسي: البياتي، صبري مصطفى
مؤلفين آخرين: الدوري، أحلام أحمد جمعة(م . مشارك)
المجلد/العدد: ع68
محكمة: نعم
التاريخ الميلادي: 2005
الصفحات: 429 - 450
رقم MD: 665501
نوع المحتوى: بحوث ومقالات
قواعد المعلومات: HumanIndex, AraBase
مواضيع: علم الإحصاء، الدراسات الإجتماعية، علم الإجتماع، العلوم الإنسانية
رابط: http://search.mandumah.com/Record/665501

© 2021 دار المنظومة. جميع الحقوق محفوظة.
هذه المادة متاحة بناء على الإتفاق الموقع مع أصحاب حقوق النشر، علما أن جميع حقوق النشر محفوظة. يمكنك تحميل أو طباعة هذه المادة للاستخدام الشخصي فقط، ويمنع النسخ أو التحويل أو النشر عبر أي وسيلة (مثل مواقع الانترنت أو البريد الالكتروني) دون تصريح خطي من أصحاب حقوق النشر أو دار المنظومة.

الاحصاء في العلوم الانسانية

أ. صبري مصطفى البياتي
قسم الجغرافية/ كلية الآداب - جامعة بغداد

أ. م. د. أحلام أحمد جمعه الدوري
قسم علم النفس/ كلية الآداب- جامعة بغداد

ملخص :

تتهم العلوم الإنسانية باللاموضوعية والانحياز وافتقاد المعايير العلمية ، إلى ذلك فقد حاولت هذه العلوم تجاوز هذه السلبيات من خلال استخدام الإحصاء والرياضيات في جميع مراحل البحث وهكذا، دخلت هذه الأساليب إلى العلوم الإنسانية وانتشرت فيها وبدرجات مختلفة وفقاً لتباين هذه العلوم وتدرجة حساسية مفرداتها للتحليل الإحصائي.

غير أنه ما زالت هذه العلوم تعاني من مشكلات استخدام الإحصاء وأسباب هذه المشكلات متعددة ومتباينة بتباين مستخدمي هذه الأساليب وبتعدد العلوم الإنسانية التي تستخدمها.

الدراسة التي بين أيدينا تحاول استشراف طبيعة هذه المشكلات من خلال دراسة ميدانية قام بها الباحثان تعتمد على استمارة استبيان تضم عدد من الأسئلة صممت بأسلوب (سيبريا- أفريقيا) لاستخلاص إجابات رقمية عن طبيعة هذه المشكلات وقد قام الباحثان بتوزيع (250) استمارة على المتخصصين بالعلوم الإنسانية (جغرافية – علم النفس – علم الاجتماع – التخطيط – طب نفسي) وبدرجات متباينة من التحصيل الدراسي وبمهن مختلفة فتم استرجاع 242 استمارة من هذه الاستمارات.

وقد استخدم الباحثان في تحليل هذه الاستمارات أسلوب تحليل التباين متعدد المتغيرات Multivariate Analysis of Variance (MANOVA) وهو أسلوب إحصائي وفيه اختبار العينات يكون من مجتمعات تتبع التوزيع الطبيعي متعدد المتغيرات Multivariate Normal Distribution وتناولت الدراسة إلى استخدام تحليل التباين المتعدد لمعيار واحد One – Way Multivariate Analysis of Variance للكشف عن وجود فروق معنوية بين متجهات متوسطات المجتمعات. وتحليل التباين المتعدد لمعيارين Two-Way Multivariate Analysis of Variance للكشف عن وجود فروق معنوية بين مستويات العلوم الإنسانية المختلفة وأهمية وجود الإحصاء مع معنوية التفاعل وذلك بأن أهمية وجود الإحصاء هل يختلف باختلاف العلوم الإنسانية وحسب استخدامه.

ثم تناولت الدراسة إلى استخدام تحليل التباين Analysis of Variance (ANOVA) الذي يكشف عن الفروقات الجوهرية (المعنوية) بين أوساط عدد من المجتمعات مقاسة بمتغير واحد وذلك باستخدام اختبار F للكشف عن المؤثر في هذه الدراسة.

وقد خلصت الدراسة إلى جملة من الاستنتاجات التي توضح طبيعة المشكلة التي يواجهها استخدام الإحصاء بهذه العلوم.

Statistics in humanity Sciences

Sabri Mustafa AL-Bayati
Professor

Ahlam Ahmed Al-Douri
Assistant professor

Abstract

Humanity sciences are always accused of its non-objectivity, biasness and lackness of the scientific criteria.

Thus, these sciences tried to overcome weaknesses through using statistics and mathematics in all steps of investigation.

These statistical techniques have entereel into humanity sciences and spreaded in various degrees according to the variation of these sciences. They spreaded in theses sciences according to the variation of these sciences to the degree of sensitivity of their items to the statistical analysis.

Any how, these sciences are still suffering from botulism of using the statistics. The reasons behind these problems are numerous and various with the various kinds of users of these techniques and with the numerousness of the humanity sciences that use these techniques.

The present study tries to prospect the nature of these problems through conducting a filed study by the above mentioned investigator. The study is based on a questionnaire for that included a number of questions. The questions were designed according to the approach (Siberia-Africa) to abstract numerical responses about the nature of these problems. Both investigators distributed 250 questionnaire forms on the sample of the study. They were distributed on the subjects of the following specialization's: (Geography, psyehology, sociology, planning and psychiatry).

The subjects of the study of various degrees of educational achievement and with the various professions. 242 Forms were returned.

The investigators employed the technique of multivariate analysis of variance (MANOVA). It is a statistical technique in which the selection of sample is made from populations that follow the multivariate normal distribution. The study used 1-way and 2-way multivariate analysis of variance to detect any significant differences among the levels of the various humanity sciences and the importance of statistics existence with the significance of interaction, in specifically, the study tried to find out dose the importance of the statistics differ with the variation of the humanity sciences and according its use?

The study employed the analysis of variances that detects the significant differences among a number of populations measured in one variable through using F-test to detect the effect on this study.

The study concluded a number of conclusions that illustrate the nuture of the problem that are faced through using statistics in the sciences.

تتهم العلوم الإنسانية باتهامات عديدة تنال موضوعيتها والمناهج التي تستخدمها لتصل الى شرعية تصنيفها ضمن العلوم الإنسانية .

ولعل أبرز مشكلات الموضوعية تنحصر في موضوع دراسة هذه العلوم ، وهو الإنسان : فالإنسان ليس كغاز الهيدروجين ، المرجود في أي مكان وفي أي زمان بنفس المواصفات ، فهو متغير في الزمن ومتغير في المكان وحتى في تعدد حالات الشخص في الزمن الواحد. (وقد وضع هذا التفرد العلوم الإنسانية أمام مشكلة تعذر القياس) ووقف عائقاً كذلك (أمام اتباع المنهج التجريبي ، وقيام أي نوع من التجربة المضبطة) (6،1) ، (فإدخال متغير معين الى موقف اجتماعي قد يؤدي الى تعديل لا يقبل عكس مساره في المتغيرات المناطة)(53،4).

الى ذلك فقد لجأت هذه العلوم الى استخدام الإحصاء والرياضيات في جميع مراحل البحث ، وهكذا دخلت هذه الأساليب الى العلوم الإنسانية وانتشرت فيها بدرجات مختلفة وفقاً لتباين طبيعة هذه العلوم ولدرجة حساسية مفرداتها للتحليل الإحصائي .

غير أن استخدام الإحصاء في هذه العلوم ما زال يعاني من مشاكل عديدة تخلقها طبيعة هذه العلوم التي أشرنا الى بعض جوانبها فيما تقدم ، والى درجة استعداد العاملين في هذه العلوم على التعامل مع الأساليب الإحصائية ومتطلبات استخدامها .

الدراسة التي بين أيدينا تحاول استشراف طبيعة هذه المشكلات من خلال دراسة ميدانية قام بها الباحثان باستخدام استمارة استبيان الملحق رقم (1) ، ضمنت عدد من الأسئلة ، وزع منها (250) نسخه على المتخصصين في العلوم الإنسانية ، (جغرافية ، علم النفس ، علم الاجتماع ، التخطيط ، الطب النفسي) .

وقد استخدم الباحثان في تحليل معطيات هذه الاستمارة أسلوب تحليل التباين متعدد المتغيرات بهدف الكشف عن معنوية الفروق بين الاختصاصات المختلفة في درجة استخدام الإحصاء وللإجابة عن الأسئلة الآتية :-

1:- من يستخدم الإحصاء ؟ 2:- من يرغب في وجود الإحصائي الى جانبه ؟

3:- أين نجح الإحصاء وأين أخفق ؟

أولاً: لمحات نظرية

سنتناول في هذه الفقرة بعض الجوانب النظرية للأساليب الإحصائية التي استخدمتها الدراسة في تحليل طبيعة ومشكلات استخدام الإحصاء في العلوم الإنسانية.

1-تحليل التباين Analysis of Variance ANOVA

هو أسلوب رياضي لدراسة سلوك الظواهر القابلة للقياس، ويقوم بتجزئة التباين الملاحظ في بيانات التجربة إلى أجزاء مختلفة، ثم إرجاع كل جزء إلى مصدر أو سبب أو عامل معروف. وقد طور من قبل العالم R. A. Fisher عام 1923 بعد أن وضع من قبل Edgeworth عام 1885 (3, 14)، حيث تم اختبار عدة عوامل لدراسة أسس الاختلافات التي يمكن إرجاعها إلى ثلاثة تصاميم (التجربة – المعالجة – الاستجابة) ويستخدم في التجارب الزراعية والبيولوجية والنفسية وغيرها (13 , 3).

ولغرض القيام بتحليل التباين ينبغي توفر الفرضيات الأساسية التي يجب توفرها في البيانات وعند عدم تحقيق أية من هذه الفرضيات يؤدي إلى عدم الدقة في النتائج عند اختبار معنوية الفرضية، وهي كما يلي: (5 :46, 74) و (24, 7)

1- استقلالية الأخطاء التجريبية Independence 2- التأثيرات الأساسية تجميعيةAdditivity

3- التوزيع الطبيعي للأخطاء Normality

4- تجانس تباينات العينات المختلفة Homogeneity

في اختبار تجانس التباين تستخدم فرضية العدم التالية: (21, 16)

مقابل:

$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = ... = \sigma_i^2$

$H_1: \sigma_i^2 \neq \sigma_j^2 \quad \forall i \neq j$

وتوجد عدة طرق تستخدم لهذا الاختبار، حيث قدم Hartley مقترح عام 1958 عندما يكون حجم العينة ثابتاً لجميع معالجات التجربة

$$F_{max} = \frac{S^2_{max}}{S^2_{min}}$$

حيث أن S^2_{max} ، S^2_{min}: تمثلان تقدير تباين الخطأ لأكبر ولأصغر k من المعالجات وعلى التوالي.وترفض فرضية العدم إذا كانت $F_{max} > F_{max}(\alpha , k , n-1)$

وفي عام 1937 قدم Bartlett اختباراً والأكثر شيوعاً، يكون استخدام هذا الاختبار مفيداً في حالات قليلة حيث يمكن تطبيقه في حالة عدم تساوي حجوم العينات وبشترط أن لا يكون حجم العينة أقل من 3 وأغلب حجوم العينات أكبر من 5. ويعتبر هذا الاختبار هو تطوير لاختبار مربع كاي وصيغته هي:-

$$\chi^2 = \frac{2.303}{C}\left[\left\{\sum_{i=1}^{k}(n_i - 1)\right\}\log S^2 - \sum_{i=1}^{k}(n_i - 1)\log S_i^2\right]$$

حيث أن k: عدد المجموعات وn_i : عدد المفردات للمجموعة I وS^2: التباين المقدر وصيغته:

$$S^2 = \frac{\sum_i \sum_j (x_{ij} - \bar{x}_i)^2}{\sum_i (n_i - 1)}$$

S_i^2: التباين للمجموعة I و C: معامل التصحيح وصيغته:

$$C = 1 + \frac{1}{3(k-1)}\left[\sum_{i=1}^{k}\frac{1}{n_i - 1} - \frac{1}{\sum_i (n_i - 1)}\right]$$

وترفض فرضية العدم إذا كانت $\chi^2 > \chi^2(1-\alpha , k-1)$. حيث أن $\chi^2(1-\alpha , k-1)$ هي القيمة الجدولية الخاصة بتوزيع χ^2 عند (k-1) من درجات حرية ومستوى معنوية α.

وقد نوقشت بتفاصيل متقدمة أكثر بأن الابتعاد الطفيف عن صيغة التجانس هذه لا يؤثر بشكل كبير على الاستنتاجات المستخلصة من البيانات. أما الابتعاد الكلي عن التجانس ربما يؤدي إلى نتيجة خاطئة. وتحت ظروف معينة يستخدم تحويل المتغير حيث يؤدي إلى انتظام أكبر في التباين، أو بالإمكان استخدام الإجراء اللافعلي.

إن الاستخدام الملائم لتحليل التباين يتضمن افتراضات حول توزيع البيانات الطبيعي وتجانس التباين إضافة التباينات (302,3). لكن هذه الافتراضات لا تتحقق مع بعض البيانات، لذلك من الممكن استخدام بعض التحويل Transformation. إن أغلب التحويلات تميل إلى جعل التباينات تقرب إلى المساواة وفي كثير من الحالات تقترب القيم المحولة من صيغة التوزيع الطبيعي أكثر مما هي عليه في حالة الملاحظات الأصلية.

إن الاستخدام الشائع للتحويل هو التحويل إلى الجذر التربيعي والتحويل اللوغاريتمي ومقلوب القيم وتحويل الجيب العكسي arcsine. وأن التحويل الأنسب يعتمد على اكتشاف طبيعة العلاقة بين التباينات ومتوسطات المعالجة(*).

1-1: تحليل التباين لمتغير واحد – اتجاه واحد

Univariate Analysis of variance – One way

يشير تحليل التباين – لمعيار واحد إلى مقارنةمتوسطات معالجات المجتمعات:(171,12)و(368 – 359.15)

لنفترض أن k من العينات العشوائية المستقلة المختلفة الأحجام اختيرت من k من المجتمعات التي تتبع التوزيع الطبيعي Normal Distribution وبأوساط حسابية μ_1 ، μ_2 ، ... ، μ_k مستقلة ولحجوم N_1 ، N_2 ، ... ، N_k وأن الحجم الكلي يكون $N = \sum_{i=1}^{k} N_i$ ويفرض أن مشاهدات العينة لها الشكل الآتي:

$$y_{ij} = \mu_i + \varepsilon_{ij} \quad , i = 1,\dots, k\ ; j = 1,\dots, N_i \quad \dots\dots\dots\dots (1)$$

حيث أن: ε_{ij} يمثل أخطاء التجربة التي تتضمن أخطاء القياس ويكون

$$\varepsilon_{ij} \sim IND\ (0,\ \sigma_\varepsilon^2)$$

كثيراً ما يكتب عن التحليل أعلاه بأنه تصميم تام التعشية Completely Randomized Design ويرمز له بـ CR-K والذي نزرع فيه المعالجات وعددها k بطريقة عشوائية تامة وعلى الوحدات التجريبية المتجانسة.

إن المعادلة (1) تكون حسب النموذج الخطي العام General Linear Model $\underline{y} = X\underline{\beta} + \underline{\varepsilon}$

حيث أن: $\underline{Y}$: يمثل متجه من المشاهدات ذات بعد(N*1).و X: يمثل مصفوفةذات بعد(N*K).

$\underline{\beta}$:يمثل متجه من المعلمات ذات بعد(K*1).و $\underline{\varepsilon}$: يمثل متجه من الأخطاء العشوائية ذات بعد(N*1).وأن

$$Var\ (\underline{y}) = \sigma^2 I \qquad E\ (\underline{y}) = X\underline{\beta},$$

ويمكن تمثيل المعادلة (1) بالشكل الآتي:-

$$y_{ij} = \mu + \alpha_i + \varepsilon_{ij} \qquad i = 1, 2,\dots, k\ ; j = 1, 2,\dots, Ni \quad \dots\dots\dots\dots (2)$$

حيث أن: μ: يمثل المتوسط العام.α_i:يمثل تأثير المعالجة i.ε_{ij}:يمثل الخطأالتجريبي للمشاهدة j من المعالجةi.ويمكن دراسةالنموذج بعدتحديده إلىإحدىالنماذج الآتية ثابتة، عشوائية، مختلطة.

وبتطبيق نظرية Univariate Gauss - Markoff مع $(x'x)^{-1}$ فإن تقدير β يكون:

$$\hat{\beta} = (x'x)^{-1} x'y \quad \dots\dots\dots\dots (3)$$

وللحصول على تقدير غير متحيز خطي ووحيد Unique Linear Unbiased Estimate للتوافيق الخطية Linear Combinations للعناصر في β باستخدام $\psi = c\beta$ يكون لها تقدير وحيد إذا وفقط إذا $c\ H = c$ حيث أن $H = (x'x)^{-1} x'\ x$ وأن $t' = t_0, t_1,\dots, t_k$ الذي يمثل متجه اعتباطي Arbitrary Vectors.

لتقدير μ لو α_i فإن الشرط للشكل $\sum t_i \alpha_i = 0$ يضاف إلى النموذج المعطى في (2).

ولاختبار الفرضية بأن تأثير المعالجات متساوية

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_k \quad \dots\dots\dots\dots (4)$$

(*) للمزيد من التفاصيل انظر المصدر رقم (٥).

$$\text{i.e. } H_0: C\beta = 0 \quad \text{or} \quad \begin{bmatrix} \alpha_1 - \alpha_k \\ \alpha_2 - \alpha_k \\ \vdots \\ \alpha_{k-1} - \alpha_k \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}$$

وإن مصفوفة C لاختبار الفرضية H_0 أعلاه في (4) تكتب بالشكل الآتي: (175, 12)

$$C = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & \dots & 0 & -1 \\ 0 & 0 & 1 & \dots & 0 & -1 \\ . & . & . & \dots & . & . \\ . & . & . & \dots & . & . \\ . & . & . & \dots & . & . \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & -1 \end{bmatrix}_{[k-1)\times k]} \quad \dots\dots\dots\dots\dots\dots (5)$$

وأن رتبةالمصفوفة Cتكون: R(c)=k-1

والجدول التالي يوضح ANOVA لاختبار الفرضية الموجودة في (4) : (150, 10)

جدول رقم (1):يوضح ANOVA لتصميم CR-K

Source of Variation (1)	Degrees of Freedom (2)	Sum of Squares (3)	Mean Square (4) = (3) / (2)	F (5)
Between Treatment	$v_1 = (K-1)$	$Q_h = (c\hat{\beta})' \left[c(x'x)^{-1}c'\right] (c\hat{\beta})$ $= \sum_{i=1}^{k} N_i (y_{i.} - y_{..})^2$	Q_h / v_1	$F_c = \dfrac{Q_h / v_1}{Q_e / v_2}$
Within Error	$v_2 = (N-K)$	$Q_e = y' \left[I - x(x'x)^{-1}x'\right] y$ $= \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{N_i} (y_{ij} - y_{i.})^2$	Q_e / v_2	
Total Variation	$N-1$	$Q_t = \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{N_i} (y_{ij} - y_{..})^2$		F from tables with $v_1 = K-1$ $v_2 = N-K$

$$y_{i.} = \sum_{j=1}^{N_i} y_{ij} / N_i$$

والذي يمثل متوسط العينة للمشاهدة في المعالجة ith في المجتمع . وإن:

$$y_{..} = \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{N_i} y_{ij} / N$$

ويتم اختبار الفرضية بمقارنة قيمة F المحتسبة مع قيمتها الجدولية بمستوى معنوية α معين ودرجة حرية $(K-1, N-K)$. وعليه فإن فرضية العدم الخاصة بتساوي تأثير المعالجات ترفض عند مستوى معنوية α معين عندما:

$$F_c > F^{\alpha}(K-1, N-K)$$

ويشير هذا إلى وجود اختلافات جوهرية بين متوسطين على الأقل.

2-1:- تحليل التباين لمتغير واحد - بثلاثة اتجاهات

Univariate Analysis of Variance – Three Way

تحتوي كثير من تجارب الدراسة المتزامنة على أكثر من متغيرين مستقلين أو عاملين (342 – 334, 3) وأن البيانات في مثل هذه التجارب يمكن وضعها اصطلاحياً بمكعب أرقام ذي ثلاثةمحاوريحتوي على القصف والعمود والطبقات مع n من الملاحظات أي (RXCXL).

إن تحليل وتفسير البيانات الناتجة يعتبر كامتداد مباشر إلى تحليل وتفسير البيانات ذات التصنيف الثنائي. ففي التصنيف الثلاثي أو التجربة ذات الثلاثة عوامل و n من الملاحظات في كل خلية فإن مجموع المربعات الكلي يقسم إلى ثمانية أجزاء وهي ثلاثة مجاميع مربعات التأثيرات الرئيسية وأربعة مجاميع مربعات للتفاعل ومجموع مربعات داخل الخلايا. وهذا يستخدم لاختبار الدلالة المعنوية للتأثيرات الرئيسية والتفاعلات.

ويمكن التعبير عن النموذج الخطي مع وجود التفاعلات بما يلي:- (127 – 120, 13)

$$y_{ijkm} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + \alpha\beta_{ij} + \beta\gamma_{jk} + \alpha\gamma_{ik} + \alpha\beta\gamma_{ijk} + \varepsilon_{ijkm} \quad \ldots\ldots\ldots (6)$$
$$i = 1, 2, \ldots, r \; , j = 1, 2, \ldots, c \; , k = 1, 2, \ldots, \ell \; , m = 1, 2, \ldots, n$$

حيث أن: μ: المتوسط العام.وα_i: تأثير الصف i وγ_k: تأثير الطبقة k.و:

$\alpha\beta\gamma_{ijk}$ ، $\alpha\gamma_{ik}$ ، $\beta\gamma_{jk}$ ، $\gamma\beta_{ij}$ تأثير التفاعلات.وان ε_{ijkm}: الخطأ العشوائي ويتوزع $\varepsilon_{ijkm} \sim IND\ (0, \sigma_\varepsilon^2)$

ويمكن التعبير عن المعادلة (6) بالنموذج الخطي العام $\underline{y} = x\,\underline{\beta} + \underline{\varepsilon}$ حيث أن

$\underline{y}$: متجه من المشاهدات ذات بعد (N*1) وان x: مصفوفة ذات بعد (N*q)

$\underline{\beta}$:متجه من المعلمات لـ μ ، α_i ، β_j ، γ_k ، $\gamma\beta_{ij}$ ، $\alpha\gamma_{ik}$ ، $\beta\gamma_{jk}$ ، $\alpha\beta\gamma_{ijk}$ ذات بعد (q*1) و $\underline{\varepsilon}$: متجه من الأخطاء العشوائية ذات بعد (N*1) وان:

$$q = 1 + r + c + \ell + rc + c\ell + r\ell + rc\ell \quad , \quad N = r\,c\,\ell\,n$$

وعند تقدير معلمات النموذج يُطبق نظرية Gauss - Markoff ويتم تحليل التباين لاختبار التأثيرات الرئيسية التالية:

$$\left.\begin{aligned} H_A &= \sum_i \alpha_i = \sum_j \beta_j = \sum_k \gamma_k = 0 \\ H_B &= \alpha\beta_{ij} = \alpha\beta_{ij} = \beta\gamma_{jk} = \beta\gamma_{jk} = \alpha\gamma_{ik} = \alpha\gamma_{ik} = 0 \\ H_C &= \sum_{i=1}^{r} \alpha\beta\gamma_{ijk} = \sum_j \alpha\beta\gamma_{ijk} = \sum_i \alpha\beta\gamma_{ijk} = 0 \end{aligned}\right\} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (7)$$

وتوضح مجموع المربعات لكل مركبة من مركبات تحليل التباين في الجدول التالي:

جدول رقم (2):يوضح ANOVA – التصنيف الثلاثي

	d.f	S.S	M.S
A_1 main effects	$v_{A_1} = r - 1$	$Q_{A_1} = nc\ell \sum_i (y_{i\ldots} - y_{\ldots})^2$	Q_{A_1} / v_{A_1}
A_2 main effects	$v_{A_2} = c - 1$	$Q_{A_2} = nr\ell \sum_j (y_{\cdot j\cdot} - y_{\ldots})^2$	Q_{A_2} / v_{A_2}

A_3 main effects	$v_{A_3} = \ell - 1$	$Q_{A_3} = nrc \sum_{k} (y_{..k.} - y_{...})^2$	Q_{A_3}/v_{A_3}
B_1 interaction	$v_{B_1} = (r-1)(c-1)$	$Q_{B_1} = n\ell \sum_{i}\sum_{j} (y_{ij..} - y_{i...} - y_{.j..} - y_{...})^2$	Q_{B_1}/v_{B_1}
B_2 interaction	$v_{B_2} = (c-1)(\ell-1)$	$Q_{B_2} = nr \sum_{j}\sum_{k} (y_{.jk.} - y_{.j..} - y_{..k.} - y_{...})^2$	Q_{B_2}/v_{B_2}
B_3 interaction	$v_{B_3} = (r-1)(\ell-1)$	$Q_{B_3} = nc \sum_{i}\sum_{k} (y_{i.k.} - y_{i...} - y_{..k.} - y_{...})^2$	Q_{B_3}/v_{B_3}
C interaction	$v_C = (r-1)(c-1)(\ell-1)$	$Q_C = n \sum\sum\sum (y_{ijk.} - y_{ij..} - y_{i.k.} - y_{.jk.} + y_{i...} + y_{.j..} + y_{..k.} + y_{...})^2$	Q_C/v_C
Error	$v_e = rc\ell(n-1)$	$Q_e = \sum_{i}\sum_{j}\sum_{k}\sum_{m} (y_{ijkm} - y_{ijk.})^2$	Q_e/v_e
Total	$N-1$	$Q_t = \sum_{i}\sum_{j}\sum_{k}\sum_{m} (y_{ijkm} - y_{....})^2$	

And $y_{ijk.} = \sum_{m=1}^{n} y_{ijkm} / n$

$$y_{....} = \frac{\sum_{i=1}^{r}\sum_{j=1}^{c}\sum_{k=1}^{\ell}\sum_{m=1}^{n} y_{ijkm}}{N}$$

ولاختبار الفرضيات في المعادلة (7) ودراسة مدى معنوية تأثيراتها يستخدم اختبارات F حيث أن الفرضيات ترفض بمستوى معنوية α معين إذا كانت:-

$$\left.\begin{aligned} H_A &= \frac{Q_A/v_A}{Q_e/v_e} > F^{\alpha}(v_A, v_e) \\ H_B &= \frac{Q_B/v_B}{Q_e/v_e} > F^{\alpha}(v_B, v_e) \\ H_C &= \frac{Q_C/v_C}{Q_e/v_e} > F^{\alpha}(v_C, v_e) \end{aligned}\right\} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (8)$$

1-3:- الكشف عن العنصر المؤثر باختبار دنكان متعدد الحدود

Duncan's Multiple Range Test

لقد تطور هذا الاختبار من قبل Duncan (1955, 1951) لتحديد اختبار الفرضية الآتية: (211, 9)

$H_0: t_i = t_{i'} \quad \forall i \neq i'$

ويأخذ الفرق لمعدلات الخطأ المعتمد على المدى لمتوسطي معالجتين متقابلتين $\bar{y}_{i.}$ و $\bar{y}_{i'.}$ حيث يقوم هذا الاختبار بتحديد العامل الذي يسبب الفرق الجوهرية ويستعمل مجموعة من المديات المعنوية وكل مدى يعتمد على عدد المتوسطات في المقارنة. ويستعمل هذا الاختبار في حالة تساوي أو عدم تساوي المكررات للمعاملات ويتم حساب قيم المدى المعنوي الأصغر Least Significant Range (L.S.R) وفقاً لما يلي:-

$$L.S.R = Q_{\alpha(p, f, (c-1))} \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_e^2}{r}} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (9)$$

$Q_{\alpha p,\nu_1(r-1)}$: القيمة الحرجة التي تستخرج من جداول دنكان بمستوى α معين = $1-\alpha p$ $(1-\alpha)^{p-1}$ وأن p تمثل عدد المتوسطات و t تمثل المعالجات.

$\bar{\sigma}_e^2$: تقدير متوسط مربعات الخطأ في جدول تحليل التباين و r: عدد المكررات لكل مجموعة.

ويقارن كل فرق بين المتوسطات المرتبة ترتيباً تصاعدياً مع قيمة L.S.R المحسوب في المعادلة أعلاه لتحديد العامل المسبب لمعنوية الفرق وذلك عندما يكون الفرق بين المتوسطين أكبر من قيمة L.S.R المقابلة له.

4-1:- تحليل الاتجاه باستخدام العوامل متعددة الحدود

Trend Analysis by Using Orthogonal Polynomials

في التجارب التي تكون فيها المعالجة أو المتغير المستقل اسمياً فإن تحليل البيانات لا يمكن تعميمه إلى أكثر من تطبيق اختبار F على متوسطات المجموعات ومقارنة المتوسطات إما اثنين في كل مرة أو في مجموعة جزئية وفي بعض التجارب يكون متغير المعالجة بشكل فترة أو نسبة في مثل هذه التجارب يتطلب اختبار حول خصائص معينة بشكل العلاقة بين متغير المعالجة والمتغير التجريبي. إن أغلب التطبيقات لتحليل الاتجاه يكون الباحثون غير مهتمين في تطوير معادلة تصف العلاقة الوظيفية بين متغير المعالجة والمتغير التجريبي. إن فكرة تحليل الاتجاه الموصوف هنا يمثل امتداداً بسيطاً لعمل المقارنات المتعامدة، وهذه الحالة تظهر عند اختبار مجموعات خاصة من الأوزان أو المعاملات المهتمة بعلاقات الاتجاه في البيانات والتي تستخدم في عمل المقارنات وهذه الأوزان يطلق عليها بمعاملات التعامد لكثير الحدود Orthogonal Polynomials (365, 3).

ومن أعلاه فإن طريقة اختبار واختبار مقارنات معينة تكون ذات أهمية عندما تمثل المعاملات الداخلة في التجربة مستويات مختلفة لأحد العوامل الكمية وفي مثل هذه الحالات من الأفضل دراسة وتوضيح كيفية تغير الصفة المقاسة مع تغيرات مستوى المعاملة ومعرفة ما إذا كان التغير في الصفة المدروسة يعكس في سلوكه (مع زيادة أو انخفاض مستوى المعاملة) مجموعة من الأوزان [علاقة خطية (من الدرجة الأولى) Linear Fashion أم علاقة تربيعية (من الدرجة الثانية) Quadratic Fashion أم علاقة تكعيبية (من الدرجة الثالثة) Cubic Fashion ...]. ويكون الهدف من كل ذلك للتعرف عن شكل الاستجابة بحيث يستطيع الباحث تقدير المستوى الأمثل من العامل المدروس، وعندما تكون مستويات المعاملات على أبعاد متساوية أو منتظمة فإن المكونات المتعلقة بالعلاقات الخطية والتربيعية والتكعيبية ... من الممكن تقديرها واختبارها باستخدام جداول معادلات الارتداد الحرة.

ومن المعلوم أن المقارنات الفردية تكون مستقلة لذلك فإن مجموع مجاميع مربعاتها يتساوى مع مجموع مربعات العامل المدروس، وكل مجموع مربعات فردي من الممكن اختباره مع تباين الخطأ.

وعند الاختبار إذا وجد بأن التأثير الخطي فقط هو المعنوي فيدل على أن زيادة الاستجابة عند المستويات المتعاقبة للعامل المدروس تسير بمعدل ثابت مع وجود خطأ عشوائي من نفس طبيعة الخطأ التجريبي. أما إذا كانت العلاقات التربيعية هي المعنوية فإنه يشير إلى أن المنحنيات غير الخطية تناسب البيانات أكثر وهذا يشير إلى عدم ثبوت معدلات الزيادة أو النقصان في مدى الاستجابة (مع كل زيادة إضافية في مستوى العامل المدروس) بالرغم من وجود تغير مستمر في الاستجابة (2, 59 – 61).

وطريقة حساب مجاميع المربعات الخاصة بمعدلات الارتداد الحرة بدرجاتها المختلفة كما يلي:-

$$SS_{Q_i} = \frac{Q_i^2}{r\sum c_i^2} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (10)$$

Q_i: تمثل علاقة خطية وتسمى مقارنة (تضاد) contrast بين المعاملات $y_{i.}$ والتي لها درجة حرية واحدة وتساوي:

$$Q = \sum c_i y_{i.} \text{ with } \sum c_i = 0$$

وأن y_i: تمثل مجاميع عدد t من المعاملات التي اشتمل كل منها على نفس المشاهدات (r).وأن r تمثل مكررات.

and SS_{Q_i} for I=1,2,3:

$$SS_{Q_1} = SS_{Linear} = \frac{(\sum c_{1i} y_i)^2}{r\sum c_{1i}^2}$$

$$SS_{Q_2} = SS_{Quadratic} = \frac{(\sum c_{2i} y_i)^2}{r\sum c_{2i}^2} \quad \text{.....(11)}$$

$$SS_{Q_3} = SS_{Cubic} = \frac{(\sum c_{3i} y_i)^2}{r\sum c_{3i}^2}$$

2:- تحليل التباين متعدد المتغيرات

multivariate Analysis of Variance (MANOVA)

تحدثنا في الفقرة السابقة عن تحليل التباين لمتغير واحد الذي يكشف الفروق المعنوية بين أوساط عدد من المجتمعات مقاسة بمتغير واحد وذلك باستخدام اختبار F للتأكد من معنوية تلك الفروق.عند استخدام تحليل التباين متعدد المتغيرات MANOVA يكون اختبار العينات من مجتمعات تتبع التوزيع الطبيعي متعدد المتغيرات Multivariate Normal Distribution (420,6).ويعتبر امتداد لتحليل التباين لمتغيرواحد للنماذج الخطية في حالةالاستجابات المتعددة.

2-1:- تحليل التباين المتعدد – باتجاه واحد

One Way Analysis of Variance – Multivariate

يقيس تحليل التباين المتعدد لمعيار واحد (249 – 247, 8) و p (369, 15) من الاستجابات من بين k من المعالجات التجريبية المختلفة والذي يسمى بتصميم التام التعشية المتعدد المتغيرات MCR-K وله k من المعالجات.

ونفترض هذه القياسات باستقلالية المشاهدات ذات بعد p من مجتمعات تتبع التوزيع الطبيعي المتعدد المتغيرات بوسط حسابي ممثل بـ $\underline{\mu}_1, \underline{\mu}_2, \ldots, \underline{\mu}_k$ بمعالجات مختلفة ومصفوفة التباين المشترك Common Covariance Σ والتي تأخذ شكل النموذج الآتي:

$$\underline{y}_{ij} = \underline{\mu} + \underline{\alpha}_i + \underline{\varepsilon}_{ij} \quad \text{.....(12)}$$

$$\underline{\varepsilon}_{ij} \sim IND\ (0, \Sigma)$$

حيث أن: y_{ij} يمثل متجه ذات p من القيم للمشاهدة.

ويمكن التعبير عن المعادلة (12)حسب النموذج الخطي العام $y = XB + E_\theta$ حيث ان

y: يمثل مصفوفة المشاهدات ذات بعد $X_\theta(N*p)$: مصفوفة ذات بعد (N*q)

B:مصفوفةالمعلمات الخاصةبـ $\underline{\mu}$ و$\underline{\alpha}_i$ذات بعدE_θو(q*p):مصفوفةالأخطاءذات بعد($_\theta$(N*p

$$N = \sum_i Ni\ ,\ E(y) = XB\ ,\ var(y) = I \otimes \Sigma$$

ولكل صف من y مسحوب من التوزيع الطبيعي المتعدد المتغيرات .

ولإيجاد التقدير الخطي الوحيد الغير متحيز للتوافيق الممكنة للعناصر في B يطبق الشرط $C'H = C'$ وأن $H = (x'x)^{-1}x'x$.ولاختبارالفرضية القائلة أن تأثير المعالجات متساوية

$$H_0: \underline{\alpha}_1 = \underline{\alpha}_2 = \ldots = \underline{\alpha}_k \quad \text{.....(13)}$$

i.e. $H_0: CBA = \Gamma$

حيث أن C معرفة بالمعادلة (5) في حالة Univariate وأن A تمثل مصفوفة أحادية Identity Matrix ذات بعد p*p وأن 0 مصفوفة صفرية ذات بعد p * (k – 1) . أما مجموع مربعات لكل من Q_e , Q_h موضحة في جدول MANOVA الآتي لتصميم MCR-K لاختبار تأثير المعالجات

جدول رقم (3) يوضح MANOVA لـ MCR-K

Source of Variation	d.f	Sum of Squares and Products Matrix SSP
Between treatment	K – 1	$Q_h = \sum_i ni(y_{i.} - y_{..})(y_{i.} - y_{..})'$
Within error	N – K	$Q_e = \sum_i \sum_j (y_{ij} - y_{i.})(y_{ij} - y_{i.})'$
Total Variation	N – 1	$Q_t = \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{ni} (y_{ij} - y_{..})(y_{ij} - y_{..})'$

ويتم اختبار فرضية العدم من خلال إيجاد الجذور roots $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, ..., \lambda_s$ للمحددة $|Q_h - \lambda Q_e| = 0$

واحتساب n, m, s بالشكل الآتي:

$$\left.\begin{aligned} s &= \min(k-1, P) \\ m &= \frac{|K-P-1|-1}{2} \\ n &= \frac{N-K-P-1}{2} \end{aligned}\right] \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (14)$$

K:تمثل المعالجات.N:الوحدات التجريبيةالمتاحةللتجربة.P:القياسات أوالاستجابات لكل وحدة. توجد عدة صيغ لاختبار الفرضية في المعادلة (13) منها Wilks، Roy، Lawley - Hotelling و Pillai . وفي هذا البحث يستخدم اختبار Wilks وصيغته. (372, 15)

$$\text{Wilks: } \wedge = \frac{|Q_e|}{Q_e + Q_h} = \prod_{i=1}^{s} (1 + \lambda_i)^{-1} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (15)$$

ويتبع كل من Q_h وQ_eتوزيع Wishart .وإن فرضيةالعدم ترفض بمستوى دلالة α معين إذا:

$$\wedge = < U^{*}(p, r-1, rc(n-1))$$

أما توزيع ∧ والذي سيستخدم لاحقاً في اختبارصحةفرضية العدم فيظهرها الجدول الآتي

جدول رقم (4):دالة التوزيع الاحتمالي لـ ∧

Value of K	Value of P	Function Distribution as F	Degrees of Freedom F (N_1, N_2)
Any Value	2	$\frac{1-\sqrt{\wedge}}{\sqrt{\wedge}}\left(\frac{N-K-1}{K-1}\right)$	2 (K – 1), 2 (N – K – 1)
2	Any Value	$\frac{1-\wedge}{\wedge}\left(\frac{N-P-1}{P}\right)$	P, N – P – 1
3	Any Value	$\frac{1-\sqrt{\wedge}}{\sqrt{\wedge}}\left(\frac{N-P-2}{P}\right)$	2P, 2 (N – P – 2)

أما إذا كانت قيمة $P \geq 3$ و $K \geq 4$ فيناك عدد من التوزيعات والتوزيعات التقريبية لقيمة Λ يمكن مراجعتـــها عند Lindeman وآخرون. (224 – 223, 11) .

2-2:- تحليل التباين المتعدد باتجاهين

يستخدم فـــي Two Way Analysis of Variance – Multivariate

حالة وجود ترتيب باتجاهين مع عاملين الأول يحوي (r) من الصفوف والثاني(c)من الأعمدة ويمكن التعبير عنـــه بالنموذج التالي:(406 –403, 15).(189–185,12)

$$\underline{y}_{ijk} = \underline{\mu} + \underline{\alpha}_i + \underline{\beta}_j + \underline{\gamma}_{ij} + \underline{\varepsilon}_{ijk} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (16)$$

And $\underline{\varepsilon}_{ijk} \sim IND(0, \Sigma)$

حيث أن $\underline{y}_{ijk}$ يمثل متجه ذات P من المتغيرات العشوائية.

ويرمز بـــ MCRF-rc ويسمى بتصميم القطاعات الكاملة العشوائية المتعدد المتغيرات.

ويمكن التعبير عن معادلة (16) بالنموذج الخطي العام التالي $Y = XB + E_0$ حيث ان

Y : مصفوفة المشاهدات ذات البعد (N*p)وX: مصفوفة ذات بعد N*q

B: مصفوفة المعلمات ذات بعد q*p وE: مصفوفة الأخطاء العشوائية ذات بعد N*p

وأن لكل صف من Y له متجه من المشاهدات $y'_{ijk} = \begin{bmatrix} (1) & & (p) \\ y_{ijk} & \ldots & y_{ijk} \end{bmatrix}$ كذلك $N = rcn$ وأن $q = 1 + r + c + rc$

ولاختبار الفرضيات في التصميم المتعدد المتغيرات لمعيارين يكون

$$\left.\begin{array}{l} H_A: \underline{\alpha}_1 = \underline{\alpha}_2 = \ldots\ldots\ldots = \underline{\alpha}_r \\ H_B: \underline{\beta}_1 = \underline{\beta}_2 = \ldots\ldots\ldots = \underline{\beta}_c \\ H_{AB}: \underline{\gamma}_1 = \underline{\gamma}_2 = \ldots\ldots\ldots = \underline{\gamma}_{rc} = \sum_i \sum_j \gamma_{ij} = 0 \end{array}\right] \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (17)$$

ويتم إجراء هذا التحليل من خلال المركبات التالية التي تكون على شكل مصفوفات في جدول تحليل التبـــاين التالي:- (405, 15)

جدول رقم (5):بين (MANOVA) لـــ MCRF-rc

Source	d.f	(SSP) Sum of Squares and Products
H_A, row A	$v_A = r - 1$	$Q_A = nc \sum_i (y_{i..} - y_{...})(y_{i..} - y_{...})'$
H_B, column B	$v_B = c - 1$	$Q_B = nr \sum_j (y_{.j.} - y_{...})(y_{.j.} - y_{...})'$
H_{AB}, interaction AB	$v_{AB} = (r-1)(c-1)$	$Q_{AB} = n \sum_i \sum_j (y_{ij.} - y_{i..} - y_{.j.} + y_{...})(y_{ij.} - y_{i..} - y_{.j.} + y_{...})'$
Within error	$v_e = rc(n-1)$	$Q_e = \sum_i \sum_j \sum_k (y_{ijk} - y_{ij.})(y_{ijk} - y_{ij.})'$
Total	$N - 1$	$Q_t = \sum_i \sum_j \sum_k (y_{ijk} - y_{...})(y_{ijk} - y_{...})'$

ويتم اختبار تأثير التأثيرات الرئيسية للصفوف وللأعمدة وكذلك للتفاعل بالصيغ التالية وعلى التوالـــي ومـــن خلال إيجاد قيمها الذاتية Eigen Values:-

$$\left.\begin{matrix} Q_A Q_e^{-1} \\ Q_B Q_e^{-1} \\ Q_{AB} Q_e^{-1} \end{matrix}\right] \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (18)$$

وإيجاد الإحصاءات المبينة أدناه في الجدول التالي: (189, 12)

جدول رقم (6):دالة التوزيع الاحتمالي للقيمة الذاتية العظمى

Source	Statistic	Parameters		
		S	m	N
Rows A	$\frac{C_{IS}}{1+C_{IS}}$	Min (r – 1, p)	$\frac{\lvert r-1-p\rvert-1}{2}$	$\frac{rc(n-1)-p-1}{2}$
Columns B	$\frac{C_{2S}}{1+C_{2S}}$	Min (c – 1, p)	$\frac{\lvert c-1-p\rvert-1}{2}$	$\frac{rc(n-1)-p-1}{2}$
Interaction AB	$\frac{C_{3S}}{1+C_{3S}}$	min [(r – 1) (c – 1), p]	$\frac{\lvert(r-1)(c-1)-p\rvert-1}{2}$	$\frac{rc(n-1)-p-1}{2}$

توجد عدة صيغ لاختبار الفرضيات في المعادلة (17) منها Wilks ، Roy ، Hotelling–Lawley و Pillai. وفي هذا البحث يستخدم اختبار Wilks، وعليه فإن فرضية العدم ترفض عند مستوى معنوية α معين إذا كانت. (372, 15)

Wilks[*]:

$$\wedge = \frac{|Q_e|}{|Q_e + Q_A|} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (19)$$

$$\wedge < U^{*}\ (p, r-1, rc\,(n-1)$$

ثانيا:- عينـــة الدراســة

اعتمدت الدراسة للإجابة عن الأسئلة التي طرحتها على نتائج دراسة ميدانية استخدمت فيها الاستمارة في الملحق رقم (1)، وقد تضمنت مجموعتين من الأسئلة ، الأولى شخصية تستفسر عن اختصاص ومهنة الشخص المبحوث وتحصيله الدراسي والمرحلة الدراسية التي درس الإحصاء فيها كمفردة منهجية. أما المجموعة الثانية من الأسئلة، فقد صممت للحصول على أجوبة رقمية تتناول الجوانب المختلفة لاستخدام الإحصاء في العلوم الإنسانية.

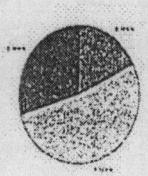
وقد استخدم البرنامج الإحصائي STATISTICA في إجراء التحليلات .

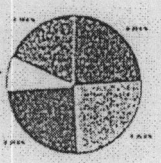
ويظهر الشكل رقم (1) تركيب مفردات العينة من حيث الاختصاص والتحصيل الدراسي والمهنة

(*) ايضا تستخرج $\wedge$ الخاصة بـQ_H للعامل الثاني و Q_{AB} للتفاعل مع "U المقابلة لها .

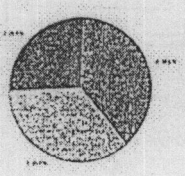
شكل رقم (١): يظهر تركيب مفردات العينة

تركيب اختصاصات لعينة الدراسة　　تركيب التحصيل الدراسي لعينة الدراسة





تركيب المهنة لعينة الدراسة



استلم الباحثان 242 استمارة وقاما بإلغاء 32 استمارة من الاستمارات التي أجابت بـ (أخرى) على سؤالي الاختصاص والمهنة بهدف جعل هذه المتغيرات متوافقة مع تحليل النماذج العشوائية (Random Models).

ثالثاً:- من يستخدم الإحصاء ؟

للوصول إلى إجابات وافية عن هذا السؤال قام الباحثان بإجراء عدد من التحليلات وكما يأتي:-

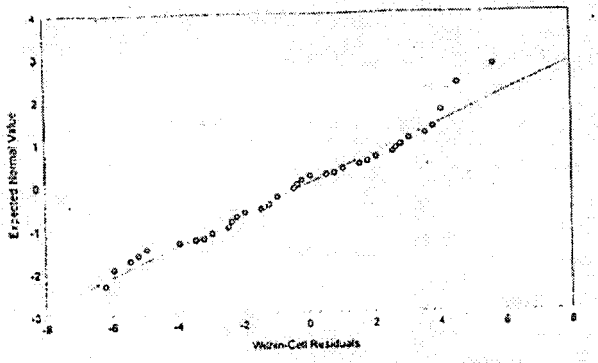
1- تحليل ONE WAY - ANOVA

لبيان أهمية دراسة الإحصاء على درجة الاستخدام، حيث أجريت أولاً الاختبارات الخاصة بالفرضيات اللازمة لتحليل التباين وكانت النتائج كما يأتي:-

A:- اختبار تجانس مفردات العينة Homogeneity حيث كانت قيمة اختبار Hartley 1.411 وهي أقل من قيمة F (4, 205, 0.05) المجدولة والبالغة 2.37، فيما كانت قيمة اختبار Bartlett 1.232 وهي أدنى من قيمة مربع كاي بدرجة حرية 3 ومستوى دلالة 5 % والبالغة 7.815.

إلى ذلك، فإن نتائج الاختبارين تشير إلى تجانس مفردات المتغير الحاصل من إجابة المبحوثين عن هذا السؤال.

B:- اختبار اتباع الأخطاء للتوزيع الطبيعي تم باستخدام الرسم في أدناه، حيث يشير الرسم إلى تطابق شبه تام بين توزيع الأخطاء والتوزيع الطبيعي الأمثل.



شكل رقم (2):يظهر اتباع أخطاء النموذج للتوزيع الطبيعي

وعند احتساب مكونات جدول تحليل التباين للمعادلة (2) حصل الباحثان على النتائج التي يظهرها الجدول الآتي بالاعتماد على معادلات جدول رقم (1).

جدول رقم (7):تحليل التباين لبيان أثر المراحل الدراسية على درجة الاستخدام

المصدر	درجة الحرية	مجموع المربعات	متوسط المجموع	F
بين المراحل	3	634.236	211.412	27.399 *
الخطأ	206	1589.496	7.716	
الكلي	209	2223.732		

وعند مقارنة قيمة F المحسوبة مع قيمة F المجدولة بدرجتين حرية (3، 206) ومستوى دلالة 5 % البالغة 2.60، نصل إلى أن هنالك اختلافات جوهرية بين درجة استخدام الإحصاء عند المبحوثين وفقاً لدرجة دراستهم للإحصاء في المراحل الدراسية المختلفة.

ولغرض بيان مسبب جوهرية هذه الاختلافات قام الباحثان بإجراء اختبار Duncan متعددة الحدود وباستخدام المعادلة (9) ، فكان ترتيب النتائج كما يأتي:-

1- لم يدرس الإحصاء 2.315 نقطة 2- درسها في المرحلة الأولية 5.414 نقطة *

3- درسها في الدراسات العليا 5.913 نقطة * 4- درسها في كل المراحل 6.172 نقطة *

حيث كانت قيم اختبار DUNCAN:-

مرحلة واحدة 1.248 مرحلتان 1.314 ثلاثة مراحل 1.358

إلى ذلك ، فإن دراسة الإحصاء في أية مرحلة كانت هي السبب في أحداث جوهرية الفروق، بمعنى أن دراسة الإحصاء في أية مرحلة كانت هي السبب في إقبال العاملين في العلوم الإنسانية على استخدام الإحصاء. ولما لم يظهر اختبار Duncan فروقاً بين التي درسها في كل المراحل ودرسها في الدراسات العليا ، فقد وجد الباحثان أن يُحللا التباين بين المجموعات إلى الاتجاهات التي يتكون منها، كما تم شرحه في المعادلتين(10)و(11) ، فكانت النتائج بالشكل الذي يظهرها الجدول ادناه .

جدول رقم (8):يبين الاتجاهات التي يتكون منها التباين بين المراحل الدراسية

المصدر	درجة الحرية	مجموع المربعات	متوسط مجموع المربعات	F
بين المراحل	3	634.236	211.412	27.399 *
خطي	1	115.019	115.019	14.906 *
تربيعي	1	89.322	89.322	11.576 *
ثالثي	1	7.071	7.071	0.916
الخطأ	206	1589.496	7.716	
الكلي	209	2223.732		

وعند إجراء المقارنات بين قيم F المحسوبة مع المجدولة اتضح أن الاتجاهين الخطي والتربيعي لهما دلالة معنوية حيث كانت القيمة الجدولية تساوي 3.84 ويؤكد ذلك أهمية دراسة الإحصاء في أكثر من مرحلة دراسية ، حيث قاد انخفاض متوسط الدرجات الممنوحة من قبل غير الدارسين للإحصاء في أية مرحلةإلى معنوية الاتجاهين.

رابعاً:- من يرغب في وجود الإحصائي؟

بهدف الإجابة على هذا السؤال، أجرى الباحثان مجموعة من التحليلات وكما يأتي:-

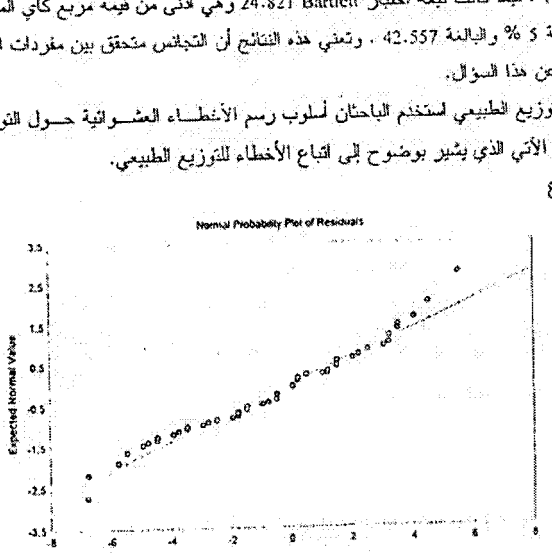
1- تحليل THREE WAY- ANOVA

لبيان أثر تفاعل الاختصاص والمهنة والتحصيل الدراسي على أهمية تواجد الإحصائي، حيث أجريت أولاً الاختبارات الخاصة بالفرضيات اللازمة لتحليل التباين فكانت كما يأتي:-

A:- عند اختبار تجانس مفردات العينة Homogeneity كانت قيمة اختبار Hartley 1.002 وهي أقل من قيمة F (30, 209, 0.05) والبالغة 1.46 ، فيما كانت قيمة اختبار Bartlett 24.821 وهي أدنى من قيمة مربع كاي المجدولة بدرجة حرية 29 ومستوى دلالة 5 % والبالغة 42.557 . وتعني هذه النتائج أن التجانس متحقق بين مفردات المتغير الحاصل من إجابة المبحوثين عن هذا السؤال.

B:- لاختبار اتباع الأخطاء للتوزيع الطبيعي استخدم الباحثان أسلوب رسم الأنحطاء العشوائية حول التوزيع الطبيعي الأمثل، فكانت بالشكل الآتي الذي يشير بوضوح إلى اتباع الأخطاء للتوزيع الطبيعي.

شكل رقم (3):يظهر اتباع أخطاء النموذج للتوزيع الطبيعي



وفي الخطوة اللاحقة وبعد التأكد من تحقق فروض تحليل التباين، قام الباحثان بإجراء تحليل التباين لمتغير واحد باتجاهات ثلاثة المرضحة معادلته الخطية في (6) ، فكانت النتائج كما يظهرها الجدول رقم (9) بعد تطبيق المعادلات الموضحة في جدول رقم (2) لدراسة التأثيرات الأساسية في المعادلة (7).

جدول رقم (9):تحليل التباين لبيان أثر تفاعل الاختصاص والمهنة والتحصيل الدراسي على أهمية تواجد الإحصائي

المصدر	درجة الحرية	مجموع المربعات	متوسط مجموع المربعات	F
الاختصاص	4	27.004	6.751	1.605
المهنة	2	16.226	8.113	1.928
التحصيل	2	12.422	6.211	1.476
الاختصاص × المهنة	8	48.936	6.117	1.454
الاختصاص × التحصيل	8	33.296	4.162	0.989
المهنة × التحصيل	4	8.900	2.225	0.529
الاختصاص × المهنة × التحصيل	16	50.672	3.167	0.753
الخطأ	165	694.155	4.207	
الكلي	209	891.611		

ولدراسة التأثيرات الأساسية في المعادلة (7) لمعرفة مدى معنوية تأثيراتها عن طريق اختبارات F الموضحة في المعادلة (8) والتي نتائجها في جدول تحليل التباين أعلاه، وبعد المقارنة مع قيم F الجدولية مستوى معنوية 0.05 والمساوية على التوالي 2.37، 3.00، 1.940، 1.48 يتضح بأن جميع المؤثرات وتفاعلاتها لا تظهر تأثيرا معنويا على المتغير، إلى ذلك، فإن الاختصاص والمهنة والتحصيل لا تؤثر على طلب وجود إحصائي قريب.

خامسا:- أين نجح الإحصاء وأين أخفق ؟

في استمارة الاستبيان التي قام الباحثان بتوزيعها عدد من الأسئلة التي تسأل هذا السؤال بشكل غير مباشر، إلى ذلك كانت هنالك ضرورة ملزمة لاعتبار الإجابة على هذه الأسئلة بمجموعها معبرة عن الجواب المطلوب على هذا السؤال،وقد اعتمد الباحثان إجابات الأسئلة الآتية كمعطيات بخلق صورة واضحة عن المواضع التي نجح الإحصاء فيها، والتي أخفق فيها:-

1- ما هي الدرجة التي تمنحها لأهمية وجود الإحصاء في مجال عملك ؟

2- إلى أية درجة توافقت معطيات استخدامك للإحصاء في الدراسات التي أنجزتها مع معطياتك النظرية ؟

4- كيف تقبل العاملون في محيطك استخدامك للإحصاء ؟

4-ما عزمك على استخدام الإحصاء مستقبلا ؟ إلى ذلك ، فقد قام الباحثان بإجراء التحليلات الآتية:

1- MANOVA – ONE WAY: لبيان الفروق بين الاختصاصات المختلفة من حيث درجة استخدام الإحصاء والعزم على استخدام الإحصاء، حيث تم أولا اختبار تجانس تباينات المجتمعين وكما يأتي:-

A:- كانت قيمة اختبار Hartly لمجتمع الإجابات عن درجة استخدام الإحصاء مساوية إلى 1.930 وهي أصغر من قيمتها المجدولة F (0.05, 5, 209) والبالغة 2.21، فيما كانت قيمة اختبار Bartlett مساوية إلى 6.90 وهي أقل من

قيمة مربع كاي المجدولة بدرجة حرية 4 ومستوى دلالة 5 % والبالغة 9.488، عليه يمكن القول بأن مفردات هذا المجتمع متجانسة.

B:- للمجتمع الثاني الخاص بالعزم على استخدام الإحصاء في المستقبل، كانت قيمة اختبار Hartley مساوية إلى 2.0204 وهي أصغر من قيمتها المجدولة F (0.05, 5, 209) والبالغة 2.21، فيما كانت قيمة اختبار Bartlett مساوية إلى 8.775، وهي أقل من قيمة مربع كاي المجدولة بدرجة حرية 4 ومستوى دلالة 5 % والبالغة 9.488، وهذا يسمح باعتبار مفردات المجتمع متجانسة.ثم بعد ذلك احتساب قيمة Wilks لجدول تحليل التباين للنموذج في (12) وحسب المعادلة (15) بعد حساب جدول رقم (3) حيث اتضح أن قيمتها تساوي 0.769، وباستخدام معطيات جدول رقم (4) يكون الاختبار بوجود الفورقات بين الاختصاصات وفقا للفرضية (13) ، فنجد أن احتساب توزيع F من هذه القيمة يكون باستخدام المعادلة:

$$\frac{1-\sqrt{\Lambda}}{\sqrt{\Lambda}}\left(\frac{N-K-1}{K-1}\right) \sim F\,[2\,(K-1),\,2\,(N-K-1)] \Rightarrow \frac{1-\sqrt{0.769}}{\sqrt{0.769}}\left(\frac{210-5-1}{5-1}\right) = 7.219 \sim F\,[0.05,8,408]$$

ولما كانت قيمة F المجدولة تساوي 1.94 ، فإن هذا يعني وجود فروق جوهرية بين الاختصاصات المختلفة في توجهها نحو الإحصاء بسبب نجاحات الإحصاء فيها. ولما كانت نتائج السؤال عن درجة استخدام الإحصاء حسب الاختصاصات قد تم اختبارها وبيانها في مراحل سابقة فقد تم احتساب قيمة اختبار Duncan لنتائج السؤال عن الرغبة في استخدام الإحصاء مستقبلا، فجاءت النتائج كما يأتي:-

تخطيط	5.750	نقطة	جغرافية	6.500	نقطة
علم الاجتماع	7.500	نقطة •	علم النفس	8.358	نقطة ••
طب نفسي	8.564	نقطة •••			

وقد كانت قيم اختبار Duncan بمستوى دلالة 5 %

مرحلة واحدة	1.135	مرحلتان	1.195
ثلاثة مراحل	1.235	أربعة مراحل	1.265

وعليه يكون العاملون في تخصصات الطب النفسي وعلم النفس وعلم الاجتماع متميزون عن العاملين في التخصصات الباقية في عزمهم على استخدام الإحصاء مستقبلا.

2- MANOVA – WAY – TWO : لبيان الفروق بين الاختصاصات المختلفة والتحصيل الدراسي والتفاعل بينهما من حيث درجة استخدام الإحصاء والعزم على استخدامه في المستقبل ، والعزم حيث تم أولا لاختبار تجانس تباينات المجتمعين وكما يأتي:

A:- كانت قيمة اختبار Bartlett للتحليل على أساس الاختصاص مساوية إلى 19.269 وهي أقل من قيمة مربع كاي المجدولة بدرجة حرية 14 ومستوى دلالة 5 % والبالغة 23.68، عليه يمكن القول بأن مفردات هذا المجتمع متجانسة.

B:- المجتمع الثاني الخاص بالعزم على استخدام الإحصاء في المستقبل، كانت قيمة اختبار Bartlett مساوية إلى 23.057، وهي أقل من قيمة مربع كاي المجدولة بدرجة حرية 14 ومستوى دلالة 5 % والبالغة 23.68، عليه يمكن القول بأن مفردات هذا المجتمع متجانسة هي الأخرى. في خطوة لاحقة قام الباحثان باحتساب مفردات جدول تحليل

التباين الموضحة في الجدول رقم (5) للنموذج الخطي في المعادلة (16) ، فكانت قيم Wilks Λ وحسب المعادلة (19) لدراسة التأثيرات الرئيسية في الفرضيات (17) بالشكل الآتي:-

• للمتغير (الاختصاص) : المحسوبة 0.249616 وهي أقل من قيمتها المجدولة U (2, 4, 195, 0.05) والبالغة 0.925569 وبهذا ترفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود فروق معنوية بين الاختصاصات المختلفة في مدى نجاح الأساليب الإحصائية فيها.

• للمتغير (التحصيل الدراسي): المحسوبة 0.923403 وهي أقل من قيمتها المجدولة U (2, 2, 195, 0.05) والبالغة 0.953554، عليه ترفض فرضية العدم وتقبل الفرضية البديلة القائلة بوجود فروق جوهرية في تقبل الإحصاء على أساس التحصيل الدراسي.

• للتفاعل (التحصيل الدراسي × الاختصاص): المحسوبة 0.807160 وهي أقل من قيمتها المجدولة U (2, 8, 195, 0.05) والبالغة 0.878202، ويعني ذلك جوهرية التأثيرات للتفاعل بين المتغيرين، وهذا واضح من معطيات الجدول رقم (10) الذي يوضح الدرجات المعطاة للسؤالين.

الجدول رقم (10):الدرجات المعطاة من الاختصاصات المختلفة والمستويات الدراسية

الاختصاص	المستوى الدراسي	أهمية الإحصاء	استخدام الإحصاء مستقبلا
جغرافية	أولية	3.666	4.333
جغرافية	ماجستير	5.478	7.782
جغرافية	دكتوراه	5.066	6.266
علم النفس	أولية	6.700	8.200
علم النفس	ماجستير	5.933	8.133
علم النفس	دكتوراه	8.615	9.000
علم الاجتماع	أولية	6.666	8.000
علم الاجتماع	ماجستير	5.285	7.357
علم الاجتماع	دكتوراه	5.000	7.466
تخطيط	أولية	9.000	9.500
تخطيط	ماجستير	7.555	5.000
تخطيط	دكتوراه	4.400	5.600
طب نفسي	أولية	4.750	6.500
طب نفسي	ماجستير	4.050	9.300
طب نفسي	دكتوراه	4.933	8.133

سادسا: استنتاجات وتوصيات

الحقائق التي تم التوصل إليها في ما سبق يمكن أن تقودنا إلى جملة من الاستنتاجات التي نضع أهمها فيما يأتي:-

1- إن استخدام الإحصاء في العلوم الإنسانية أصبح حقيقة واقعة لا يمكن تجاهلها، وأنها قد قطعت أشواطا واضحة في التأقلم مع المتطلبات الخاصة لهذه العلوم، وبشكل خاص تلك التي ما زالت غامضة في الأسس النظرية التي ترتكز عليها العلوم الإنسانية.

2- النجاح الأكبر للإحصاء كان في العلوم التي ما زالت في طور التكون مثل التخطيط والطب النفسي وعلم النفس ، والتفسير المنطقي لذلك ، هو حاجة هذه العلوم إلى استكمال مستلزماتها النظرية.

3- فشل الإحصاء في الجغرافية وإلى حد ما في علم الاجتماع يعود إلى المشاكل النظرية التي تعانيها هذه العلوم وأبرزها مشكلات الحدود، فهذه العلوم وبرغم قدمها النسبي على علم النفس والطب النفسي والتخطيط، غير أنها تعاني من مشكلة تداخل موضوعاتها مع العلوم الأخرى، بالشكل الذي يسيء على الأسس النظرية التي تستند عليها.

إلى ذلك، فإن الدراسة توصي الباحثين الإحصائيين إلى محاولة فهم الأسس النظرية للتخصصات التي تتوجه دراساتهم إليها، لأن ذلك يجعل الدراسة الإحصائية أكثر واقعية وتطابقا مع معطيات تلك العلوم النظرية وبالتالي أكثر قبولا لدى العاملين في هذه الحقول.

المصادر :

1- البياتي ، صبري مصطفى – (2002) – (المعارف الاجتماعية بين العلم واللاعلم) – دراسة مقدمة الى المؤتمر العلمي الاول لكلية الآداب – جامعة البصرة .

2- الراوي ، د.خاشع محمود وخلف الله ، د.عبد العزيز محمد – (1980) – (تصميم وتحليل التجارب الزراعية) – دار الكتب للطباعة والنشر – جامعة الموصل.

3- فيركسون ، جورج آي – بدون تاريخ – (التحليل الإحصائي في التربية وعلم النفس) – ترجمة د.هناء محسن العكيلي – دار الحكمة للطباعة والنشر – بغداد .

4- قنصوة ، د. صلاح –(1984)–(الموضوعية في العلوم الإنسانية) – دار التنوير– بيروت– لبنان .

5- ديكس ، شارلز – (1984) – (المفاهيم الأساسية في تصميم التجارب) – ترجمة قيس سبع خماس – مديرية مطبعة الجامعة –الجامعة المستنصرية .

6- Dieton, W & Goldstein, M– (1984) – (Multivariate Analysis - Methods and Application) – Juhn Wiley & Sons, Inc.

7- Dunn, O.J & .Clark, A.V. - (1974) – (Applied statistics :Analysis of Variance and Regression) -John wiley & Sons, Inc.

8- Graybill, Franklin A – (1976) – (Theory and Application of the Linear Model)– Duxbury press, by Wodsworth publishing company, Inc.

9- Hinkelmann, klaus & kempthorne, Oscar- (1994) – (Design and Analysis of Experiments) -John Wiley & Son, Inc.

10-Koutsoyiannis, A (1977) – (Theory of Econometrics : An Introductory Exposition of Econometric Methods) - The Macmillan press LTD.

11-Lindenman & Others (1980) – (Introduction to Bivariate and Multivariate Analysis) - Scott, Foresman & company.

12-Morrison, Donald F.- (1976) – (Multivariate Statistical Methods) - Mc Graw – Hill, Inc.
13-Scheffe, Henry (1959) – (Analysis of Variance) - John Wiley & Sons, Inc.
14-Statsoft Inc (2002) – (ANOVA/MANOVA)- http//:www2 .chass.ncsu.edu/ garson/pa765/manova.htm.
15-Timm, Neil H (1975) – (Multivariate Analysis with Applications In.Education And psychology) -Wadsworth publishing company, Inc.
16- Winer, B.J (1962) – (Statistical Principles In Experimental Design)- New York, Mc Grow-Hill.

ملحق رقم (1):استمارة استبيان

الأستاذ الفاضل...

الاستمارة التي بين يديك هي من مستلزمات دراسة يعدها الباحثان عن الدور الذي يمكن أن يؤديه الإحصاء في تطوير الدراسات الاجتماعية والنفسية والمشكلات التي تواجه المتخصصين في هذه الدراسات عند تعاملهم مع الإحصاء ، أملنا كبير في الإجابة عليها بدقة وشكرا.

الاختصـــــــاص: جغرافية ☐ علم النفس ☐ علم الاجتماع ☐
تخطيط ☐ طب نفسي ☐ أخرى ☐
التحصيل الدراسي: جامعية أولية ☐ ماجستير ☐ دكتوراه ☐
المهنـــــــــة: باحث ☐ تدريسي ☐ موظف ☐ أخرى ☐

- في أية مرحلة دراسية تناولت الإحصاء كمفردة منهجية ؟

لم يدرسها ☐ الدراسات الأولية ☐ الدراسات العليا ☐ لدراسات الأولية والعليا ☐

- إلى أية درجة تعتبر نفسك متمكنا في استخدام الإحصاء ؟

متمكن جدا 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 غير متمكن

- إلى أية درجة تعتبر نفسك متمكنا في استخدام الحاسوب ؟

متمكن جدا 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 غير متمكن

- ما هي درجة استخدامك للإحصاء في مجال اختصاصك وعملك ؟

استخدمه بكثرة 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 لا أستخدمه

- ما هي الدرجة التي تعطيها لأهمية تواجد اختصاصي متخصص إلى جانبك في مجال عملك ؟

مهم جدا 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 غير مهم

- إلى أية درجة تعتقد إن الإحصائي المتخصص قادر على تفهم عملك ؟

قادر جدا 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 غير قادر

- ما هي الدرجة التي تمنحها لأهمية وجود الإحصاء في مجال عملك ؟

مهم جدا 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 غير مهم

- إلى أية درجة توافقت فيها معطيات استخدامك للإحصاء في الدراسات التي أنجزتها مع معطياتك النظرية ؟

0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10

توافقت بدرجة كبيرة ... لم تتوافق

- كيف تقبل العاملون في محيطك استخدامك للإحصاء ؟

0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10

رحبوا به ... رفضوا قبوله

- ما عزمك على استخدام الإحصاء مستقبلا ؟

0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10

سأستخدمه وبكثافة ... أستخدمه أبدا

الباحثـــــــان