Analysis of linear canonical correlation to study the levels of students in the morning and evening study of the Department of Finance and Banking at the University of Karbala

تحليل الارتباط القويم الخطي لدراسة مستويات الطلبة في الدراسة الصباحية والمسائية لقسم العلوم المالية والمصرفية في جامعة كربلاء

أ.م.د. شروق عبد الرضا السبَّاح   آلاء فلاح حسن
قسم الاحصاء /كلية الادارة والاقتصاد /جامعة كربلاء

الخلاصة :

يتوقف البحث في مجمله على أحد مواضيع متعدد المتغيرات الإحصائي وهو تحليل الارتباط القويم (القانوني) الذي يسهل دراسة العلاقة بين مجموعتين من المتغيرات ، وكانت عينة الدراسة هي درجات طلبة المرحلة الرابعة في قسم العلوم المالية والمصرفية للدراسة الصباحية والمسائية في جامعة كربلاء ، لمعرفة مستويات الطلبة في الدراسة المسائية من خلال مقارنة درجاتهم بطلبة الدراسة الصباحية لنفس المواد الدراسية ، وتوصلت الدراسة إلى وجود فروق معنوية بين المجموعتين من خلال استخراج المؤشرات الإحصائية باستخدام البرامج (SPSS / Syntax - ver 20 ، Statgraphics) .

وقسمت مفاصل البحث على قسمين تناول القسم الأول منها الجانب النظري الذي عرض موضوع الارتباط القويم الخطي ، وتناول القسم الثاني الجانب العملي الذي عرض تحليل النتائج باستخدام البرامج في أعلاه .

Abstract :

The research Stops entirety on one of subjects multivariate of statistical variables , That is canonical correlation analysis which facilitates the study of the relationship between the two sets of variables , and was sample of the study is the degree of students in the fourth stage in the department of banking and finance to study the morning and evening at the University of Karbala, find out the levels of students' in the study evening by comparing the degrees students of the study morning the same subjects , and reached the study to the presence significant differences between the two groups through the extracting statistical indicators using software (SPSS / Syntax - ver 20, Statgraphics) . and it divided portions of the search on two parts take the first section theoretical side the display the subject of linear canonical correlation , take Section II practical side the display analysis of results using the software above.

مشكلة البحث :

تدني المستوى الدراسي للطلبة في الدراسة المسائية في المرحلة الرابعة من خلال مقارنة درجاتهم بدرجات الطلبة للدراسة الصباحية لنفس المواد الدراسية .

هدف البحث :

1- التعرف على الارتباطات القائمة بين مجموعتين من المتغيرات ، وذلك من خلال إيجاد التوليفات (التركيبات) الخطية لمجموعتين من المتغيرات التي لها أعلى ارتباط .
2- معرفة قوة العلاقة بين مستويات الطلبة في المرحلة الرابعة للدراسة المسائية مع مستوى الطلبة في الدراسة الصباحية من خلال إجراء تحليل الارتباط القويم لنفس المواد الدراسية لقسم العلوم المالية والمصرفية ، ومقارنة نتائج الاختبار .

منهجية البحث :

تم العمل على منهج البحث الاستقرائي وفيه نبدأ بملاحظة المشكلة ثم وضع الفروض لها ومن ثمَّ اختبارها ، وقد تم استخدام الأسلوب الإحصائي وفق هذا المنهج .

حدود البحث :

حدود البحث زمنيًا كانت درجات الطلبة لسنة (2014 - 2015) مكانيًا تمثلت بجامعة كربلاء كلية الإدارة والاقتصاد قسم العلوم المالية والمصرفية .

1- المقدمة :

إن أول من أشار إلى تحليل الارتباط القويم هو Hotelling في عام (1936) وهو طريقة إحصائية لتحديد وقياس الارتباط بين مجموعتين من المتغيرات . ويركز تحليل الارتباط القويم على العلاقة بين التركيبة الخطية للمتغيرات في مجموعة واحدة والتركيبة الخطية من المتغيرات في مجموعة أخرى . وفكرة ذلك هي تحديد زوج من التركيبات الخطية التي لها أكبر ارتباط . وبعد ذلك علينا أن نحدد زوج من التركيبات الخطية التي لها أكبر ارتباط بين جميع الأزواج غير المترابطة مع الزوج المحدد في البداية ، وتستمر العملية . وتسمى أزواج التركيبات الخطية بالمتغيرات القويمة canonical variable ، وتسمى الارتباطات بالارتباطات القويمة canonical correlation ، التي تقيس بدورها قوة الارتباط (العلاقة) بين مجموعتين من المتغيرات ، أما الجانب الأهم فهو محاولة التركيز على علاقة عالية الأبعاد بين مجموعتين من المتغيرات في عدة أزواج من المتغيرات القويمة [4][6].

2 - الجانب النظري :

إن تحليل الارتباط القويم يستخدم لإيجاد الدالة الخطية لمجموعة واحدة من المتغيرات التي ترتبط بشكل أعلى مع الدوال الخطية للمجموعة الأخرى للمتغيرات . وفي العديد من الحالات سوف تحتوي إحدى المجموعتين على عدد من المتغيرات التابعة ، والأخرى على عدد من المتغيرات المستقلة أو التفسيرية . ومن ثم يمكن النظر إلى تحليل الارتباط القويم باعتباره وسيلة لتنبؤ المتغيرات التابعة المتعددة من المتغيرات المستقلة المتعددة [3].

نفرض أن لدينا مجموعتين من المتغيرات $\underline{X}$ و $\underline{Y}$ ، تمثل المجموعة الأولى p من المتغيرات الذي يمثل المتجه العشوائي $\underline{X}$ وله بعد (p×1) ، وتمثل المجموعة الثانية q من المتغيرات الذي يمثل المتجه العشوائي $\underline{Y}$ وله بعد (q×1) . وإن كلتا المجموعتين لها n نقاط من العينة . (n x p) مصفوفة بيانات ، إذ أن كل من $\underline{X}$ و $\underline{Y}$ متجهات ، ويمكن التعبير عن متوسط المجتمع وتباينه والتباين المشترك للمتغيرات العشوائية $\underline{X}$ و $\underline{Y}$ كالآتي :

$$E(\underline{X}) = \mu_X \ , Cov(\underline{X}) = \textstyle\sum_{XX}$$
$$E(\underline{Y}) = \mu_Y \ , Cov(\underline{Y}) = \textstyle\sum_{YY}$$
$$Cov(\underline{X}, \underline{Y}) = \textstyle\sum_{XY} \grave{\sum}_{YX}$$

ويمكن بعد ذلك أن تكتب في شكل مقسم عمودياً إذ X هي (n × p) و Y هي (n× q) . المصفوفة X^T Y يمكن التعبير عنها في الشكل المقسم الآتي :

$$X^T Y = \begin{bmatrix} X^T \\ \cdots \\ Y^T \end{bmatrix} [X \quad \vdots \quad Y]$$

$$\begin{bmatrix} X^T & X & \vdots & X^T & Y \\ \cdots & \cdots & \vdots & \cdots & \cdots \\ Y^T & X & \vdots & Y^T & Y \end{bmatrix}$$

إذ Y^T X = (X^T Y $)^T$ هي مصفوفة متماثلة (q × p) [4][6] .

نفرض أن U و V تكون تركيبات خطية تعطى عن طريق :

$$V = b'\underline{Y} \quad ، \quad U = a'\underline{X}$$

حيث أن a و b هي معاملات المتجهات التي هي (p×1) و (q×1) للتركيبات الخطية ، اذ يكون الارتباط بين كل زوج من أزواج التركيبات الخطية (U,V) ذا قيمة عظمى :

إذا :

$$\max Corr\ (U, V) = \rho_1^* \qquad \ldots\ldots (1)$$

وإن خصائص كل من U و V ذات توقع صفر وتباين وتباين مشترك على النحو الآتي :

E(u) = E(v) = 0

$$Var(U) = a'Cov(\underline{X})a = a'\textstyle\sum_{XX} a \qquad \ldots\ldots (2)$$
$$Var(V) = b'Cov(\underline{Y})b = b'\textstyle\sum_{YY} b \qquad \ldots\ldots (3)$$
$$Cov(U, V) = a'Cov(\underline{X}, \underline{Y})b = a'\textstyle\sum_{XY} b$$

وإن معامل الارتباط بين U وV يطلق عليه (الارتباط القويم) ، ويمكن حسابه وفق الصيغة الآتية [4] :

$$Corr(U, V) = \frac{a'\sum_{XY} b}{\sqrt{a'\sum_{XX} a}\sqrt{b'\sum_{YY} b}} \qquad \ldots\ldots (4)$$

2.1 - اشتقاق الأوزان لكل مجموعة خطية :

لاشتقاق نموذج نعتبره متجه مجزأ من العناصر p و q من المتغيرات العشوائية :

$$X = [\underline{X}.\underline{Y}]^T = [\underline{X}_1\ \underline{X}_2 \ldots .\underline{X}_P \vdots \underline{Y}_1\ \underline{Y}_2 \ldots .\underline{Y}_q]^T$$

مع مصفوفة التغاير :

$$\sum = \begin{bmatrix} \sum_{XX} & \vdots & \sum_{XY} \\ \cdots & \vdots & \cdots \\ \sum_{YX} & \vdots & \sum_{YY} \end{bmatrix}$$

ويمكن حساب التركيب الخطي في المجموعة الأولى :

$$u = a_1\underline{X}_1 + a_2\underline{X}_2 + \cdots + a_p\underline{X}_p = a^T\underline{X} \qquad \ldots\ldots (5)$$

والتركيب الخطي في المجموعة الثانية :

$$v = b_1\underline{Y}_1 + b_2\underline{Y}_2 + \cdots + b_q\underline{Y}_q = b^T\underline{Y} \qquad \ldots\ldots (6)$$

اذ ان X وY تمثل القيم المعيارية من المتغيرات في المجموعة الأولى والثانية ، الارتباط بين المجموعة الأولى للتركيبة الخطية يسمى الارتباط القويم الأول الذي يناظر أكبر جذر مميز والارتباط بين المجموعة الثانية للتركيبة الخطية يسمى الارتباط القويم الثاني الذي يناظر ثاني جذر مميز وهكذا ...

إن مثل هذا الارتباط بين المجموعتين (التركيبتين) الخطيتين يكون متزايداً .

في مسألة التعظيم لغرض ايجاد الارتباط القويم نفرض أن $\sum$ تكون مصفوفة التباين المشترك (التغاير) المجزأة (p×q) ، والمعاملات التي تزيد الارتباط بين المركبات الخطية $u = a^T\ \underline{X}$ و $v = b^T\ \underline{Y}$ تعطى من خلال المعادلات الخطية المتجانسة إذ نشتق معاملات المتغيرات القويمة من المتجهات الذاتية :

$$(\textstyle\sum_{XX}^{-1}\sum_{XY}\sum_{YY}^{-1}\sum_{YX} - \lambda^2)a = 0 \qquad \ldots\ldots (7)$$
$$(\textstyle\sum_{YY}^{-1}\sum_{YX}\sum_{XX}^{-1}\sum_{XY} - \mu^2)b = 0 \qquad \ldots\ldots (8)$$

إذ أن المصفوفات $\lambda = \mu = \alpha^T \sum_{XY} b$ هي الارتباط الأعلى (الحد الأقصى) ، وان المعادلات (7) و (8) هي المعادلات الطبيعية لتحليل الارتباط القويم .

البرهان :

للبساطة نفترض ان كلتا المجموعتين الخطيتين تكون معيارية (standardized) أي التباين يساوي واحد ، بمعنى :

$$var(u) = E(u^2) = E\left(a^T\underline{X}\ \underline{X}^T a\right) = a^T\textstyle\sum_{XX}\alpha = 1 \qquad \ldots\ldots (9)$$
$$var(v) = E(v^2) = E\left(b^T\underline{Y}\ \underline{Y}^T b\right) = b^T\textstyle\sum_{YY}b = 1 \qquad \ldots\ldots (10)$$

المتوسط بين u و v يتم إعطاؤه عن طريق :

$$E(uv) = E\left(a^T\underline{X}\ \underline{Y}^T b\right) = a^T\textstyle\sum_{XY}b \qquad \ldots\ldots (11)$$

وبأدراج القيدين (9) و (10) يمكن صياغة مسألة التعظيم الذي u و v فيه متجهات احادية ، وبأستعمال مضروب لاكرانج (Lagrange) :-

$$L(\lambda, \mu, a, b) = a^T\textstyle\sum_{XY}b - \frac{1}{2}\lambda(a^T\sum_{XX}\alpha - 1) - \frac{1}{2}\mu(b^T\sum_{YY}b - 1)$$

وبأخذ المشتقة لكل من a و b نحصل على :

$$\frac{\partial L}{\partial a} = \textstyle\sum_{XY}\hat{b} - \hat{\lambda}\sum_{XX}\hat{\alpha} = 0 \qquad \ldots\ldots (12)$$
$$\frac{\partial L}{\partial b} = \textstyle\sum_{XY}^{T}\hat{\alpha} - \hat{\mu}\sum_{YY}\hat{b} = 0 \qquad \ldots\ldots (13)$$

بضرب المعادلة (12) بـــ λ والمعادلة (13) بـــ $\sum_{YY}^{-1}$ ، وإعادة ترتيب النتائج ينتج الآتي :

$$\hat{\lambda}\Sigma_{XY}\hat{b} = \hat{\lambda}^2\Sigma_{XX}\hat{\alpha} \quad \ldots\ldots (14)$$
$$\Sigma_{YY}^{-1}\Sigma_{YX}\hat{\alpha} = \hat{\mu}\,\hat{b} \quad \ldots\ldots (15)$$

وجعل $\hat{\lambda} = \hat{\mu}$ وتعويض المعادلة (15) بالمعادلة (14) سيكون لدينا العلاقة الخاصة بـ a :

$$(\Sigma_{XX}^{-1}\Sigma_{XY}\Sigma_{YY}^{-1}\Sigma_{YX} - \hat{\lambda}^2)\hat{a} = 0 \quad \ldots\ldots (16)$$

وبطريقة مشابهة يمكن الحصول على العلاقة الخاصة بـ b إذ ستكون :

$$(\Sigma_{YY}^{-1}\Sigma_{YX}\Sigma_{XX}^{-1}\Sigma_{XY} - \hat{\lambda}^2)\hat{b} = 0 \quad \ldots\ldots (17)$$

إذ أن $\hat{\rho}^2 = \hat{\lambda}^2 = \hat{\mu}^2$ معاملات الارتباط المتعدد المعمم بين مجموعتين من المتغيرات العشوائية ، وأن المعادلتين (16)(17) تمثل المتجهات الذاتية (eigen vectors) .

لذا فإن أكبر ارتباط (موجب) بين التركيبات الخطية v وu هي القيم الذاتية (eigen values) التي تمثل الجذر التربيعي الموجب من الجذر الكامن (latent) الأكبر $\hat{\lambda}^2{}_1$ ، والثاني الكبير هو الجذر التربيعي الموجب من $\hat{\lambda}^2{}_2$ ، وهكذا وصولاً إلى الجذر الأخير للجذور المعرفة $\hat{\lambda}^2{}_1 \geq \hat{\lambda}^2{}_2 \geq \ldots \geq \hat{\lambda}^2{}_\rho$. عدد الجذور الكامنة غير الصفرية تكون مساوية إلى $\rho(\Sigma_{XY})$.

وهذه القيم الذاتية يمكن الحصول عليها من المعادلتين المميزتين الآتية :

$$(\Sigma_{XX}^{-1}\Sigma_{XY}\Sigma_{YY}^{-1}\Sigma_{YX} - \hat{\lambda}^2) = 0 \quad \ldots\ldots (18)$$
$$(\Sigma_{YY}^{-1}\Sigma_{YX}\Sigma_{XX}^{-1}\Sigma_{XY} - \hat{\lambda}^2) = 0 \quad \ldots\ldots (19)$$

عملياً فإن كل من المتجهات $\hat{\alpha}$ و $\hat{b}$ يمكن حسابها من المعادلة اذ أن :

$$\hat{a} = \frac{\Sigma_{XX}^{-1}\Sigma_{XY}\hat{b}}{\hat{\lambda}} \quad \ldots\ldots (20)$$
$$\hat{b} = \frac{\Sigma_{YY}^{-1}\Sigma_{YX}\hat{a}}{\hat{\lambda}} \quad \ldots\ldots (21)$$

والمعادلات الطبيعية (20) و (21) كافية لإجراء تحليل الارتباط القويم .

عملياً أحد المجموعات يمكن اعتبارها متغيراً تابعاً والأخرى متغيراً مستقلاً ، وفي هذه الحالة يمكن عد نموذج الارتباط القويم امتداد للانحدار المتعدد [2] .

2.2- معاملات الأحمال (التشبعات) القويمة Canonical Loadings

هي مقدار معامل الارتباط الخطي البسيط ، بين المتغيرات الأصلية في إحدى مجموعتي المتغيرات والمتغيرات القويمة المناظرة لها ، وعند تربيع معاملات الأحمال القويمة سنحصل على مقدار التباينات في قيم المتغيرات الأصلية الذي فسر من خلال المتغيرات القويمة .

يمكن حساب معاملات التشبع القويمة للمجموعة (X) كالآتي :

$$R_{u*X}\,(\mathrm{i}) = R_{XX}\hat{a}_i \quad \ldots\ldots (22)$$

إذ أن :-

R_{XX} : تمثل مصفوفة معاملات الارتباط بين متغيرات المجموعة المستقلة (X) .

R_{u*X} (i) : يمثل معامل التشبع للمجموعة (X) .

ونحسب معاملات التشبعات القويمة للمجموعة (Y) هي الأخرى كالآتي :

$$R_{v*Y}\,(\mathrm{i}) = R_{YY}\hat{b}_{\mathrm{i}} \quad \ldots\ldots (23)$$

إذ أن :-

R_{YY} : تمثل مصفوفة معاملات الارتباط بين متغيرات المجموعة التابعة (Y) .

R_{v*Y} (i) **:** تمثل معامل التشبع للمجموعة (Y) .

2.3 - مؤشر الإفاضة (الإضافي) [1][5] Redundancy Index

إن القيم المميزة (λ_i) تعبر عن مربع معامل الارتباط القويم بين أزواج المتغيرات القويمة ، إذ يمكن أن تعرف هذه القيمة في تحليل الارتباط القويم على أنها نسبة التباين في مجموعة المتغيرات التابعة (Y) المفسرة من خلال مجموعة المتغيرات المستقلة (X) ، أو العكس ، وبناء على هذا التعريف نجد أنه ليس هناك فرق بين المتغيرات التابعة والمستقلة ، أي بين السبب والنتيجة ، ولتفادي هذه المشكلة اقترح مقياساً سمي بالمؤشر الفائض ، فمن خلال هذا المقياس نستطيع تحديد مقدار التباينات في قيم مجموعة

المتغيرات المستقلة (X) ، أو مجموعة المتغيرات التابعة (Y) ، الذي يمكن تفسيره بأي زوج من أزواج المتغيرات القويمة ، فنسبة التباينات في قيم مجموعة المتغيرات التابعة (Y) الذي فسر بالمتغير القويم (i) يمكن تحديدها كالآتي :

$$R^2_{(i)y} = \frac{1}{q} R'_{v^*y}(i)\, R_{v^*y}(i)$$
$$= \frac{1}{q} \sum_{j=1}^{q} [\, r_{v^*yj}(i)]^2 \qquad \ldots \ldots (24)$$

اذ ان :-

$R^2_{(i)y}$: المؤشر الفائض لمجموعة متغيرات Y .

$R_{v^*y}(i)$:معامل التشبع للمجموعة Y .

$r_{v^*yj}(i)$: تمثل معامل التشبع القويم للمتغير التابع رقم (j) في المتغير القويم رقم (i) .

وبالأسلوب نفسه نجد أن نسبة التباينات في قيم مجموعة المتغيرات المستقلة (X) المفسرة بالمتغير القويم المستقل رقم (i) تعطى كالآتي:-

$$R^2_{(i)x} = \frac{1}{p} R'_{u^*x}(i)\, R_{u^*x}(i)$$
$$= \frac{1}{p} \sum_{i=1}^{p} [\, r_{u^*xi}(i)]^2 \qquad \ldots \ldots (25)$$

اذ ان :-

$R^2_{(i)x}$: المؤشر الفائض لمجموعة متغيرات X .

$R_{u^*x}(i)$: معامل التشبع للمجموعة X .

$r_{u^*xi}(i)$: تمثل معامل التشبع القويم للمتغير المستقل رقم (i) في المتغير القويم رقم (i) .

2.4 -اختبار معاملات الارتباط القويم :

إن جميع الارتباطات القويمة التي نحصل عليها من التحليل ليست جميعها ذات معنوية إحصائية ، لذا يتم اختبار معنوية هذه الارتباطات على مرحلتين ، كالآتي :

1- اختبار المعنوية الكلية للعلاقة بين مجموعتي المتغيرات الأولى والثانية ، أي اختبار فرضية العدم التي تنص على عدم معنوية الارتباط بين المجموعتين .

$$H_0: \Sigma_{yx} = 0$$
$$H_a: \Sigma_{yx} \neq 0$$

والفرضية السابقة تكافئ الفرضية الآتية :

$$H_0: \rho_1^2 = \rho_2^2 = \cdots = \rho_{p1}^2 = 0$$
$$H_a: at\ least\ one\ not\ zero$$

وهذه الفرضية تعني أن جميع معاملات الارتباط القويم تساوي صفر .

فإذا ثبت في هذه المرحلة وجود فروق معنوية ، أي نرفض فرضية العدم يتم الانتقال الى المرحلة الثانية ، اما في حالة عدم وجود فروق معنوية أي قبول فرضية العدم ينتهي الاختبار .

2 – اختبار معنوية الارتباط القويم الأكبر ، والغرض من الاختبار هو الحصول على المتغيرات القويمة والتي تكون معنوية وكافية لتفسير العلاقة بين مجموعتين من المتغيرات .

وقد اقترح بارتليت Bartlett (1941) اختبار للمعنوية الإحصائية للارتباطات القويمة ، لاختبار الاستقلالية بين مجموعتين من المتغيرات العشوائية X و Y نفترض أن المجموعتين تكونان غير مترابطتين ، ويمكن اختبارها (تحت الافتراضات الطبيعية) مع Wilk's نسبة الإمكان الأعظم الإحصائية ، واستخدام إحصاءة اختبار مربع كاي $\varkappa^2$ الآتية [2][6]:

$$\varkappa^2 = -\left[(n-1) - \frac{1}{2}(p+q+1)\right] lnW \qquad \ldots \ldots (26)$$

اذ أن :

W : إحصاءه Wilk's .

P : عدد المتغيرات في المجموعة الأولى .

q : عدد المتغيرات في المجموعة الثانية .

وتعرف W على انها متغير ويلكس لمدا (Wilks Lamda) ، تعطى عن طريق المعادلة الآتية :

$$w = \frac{|(X^T X)^{-1} X^T Y (Y^T Y)^{-1} Y^T X|}{|X^T Y|}$$

$$w = \prod_{i=1}^{ri} (1 - \lambda_i^2) \qquad \ldots\ldots (27)$$

ri : عدد الارتباطات القويمة غير الصفرية .

λ_i^2 : مربع معامل الارتباط .

3 - الجانب العملي :

3.1 - اختبار معنوية العلاقة بين متغيرات المجموعتين الأولى X's والثانية Y's :

لكي يكون أسلوب تحليل الارتباط القويم ملائماً كأسلوب لتحليل بيانات الدراسة يجب التحقق من معنوية العلاقة بين متغيرات المجموعتين أو معنوية معاملات الارتباط ، وقد تم اختبار الفرضية التالية :

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$$

والتي إذا قبلت فإنها تشير إلى عدم معنوية الارتباط القويم ، مما يشير أيضاً إلى أن العلاقة بين متغيرات المجموعتين ليست معنوية ولاختبار الفرضية السابقة سنستعمل اختبار مربع كاي χ^2 المشار إليه بالمعادلة (26) في الجانب النظري .

تم اختبار معنوية معاملات الارتباطات القويمة الكلية ، وكذلك اختبار معنوية العلاقة بين متغيرات المجموعتين الأولى X's والثانية Y's .

إذ تم سحب عينة عشوائية حجمها (132) تضمنت (66) طالباً من الدراسة الصباحية و (66) طالباً من الدراسة المسائية اعتمادًا على عدد الطلاب في الدراسة المسائية الذين كان عددهم الكلي (66) طالب كي تكون العينة متساوية وبالتالي تكون المقارنة أكثر دقة .

وتم تحليل البيانات التي تم الحصول عليها لمعرفة قوة العلاقة التي تربط مجموعة من متغيرات المواد الدراسية للمرحلة الرابعة للدراسة الصباحية والتي تمثل المجموعة (X's) ومجموعة متغيرات المواد الدراسية للمرحلة الرابعة للدراسة المسائية وتمثل المجموعة (Y's) .

وكانت المواد الدراسية للمرحلة الرابعة للدراسة الصباحية والمسائية على النحو الآتي :

المواد الدراسية للمرحلة الرابعة	ترميز المجموعة الأولى للدراسة الصباحية	ترميز المجموعة الثانية للدراسة المسائية
تدقيق ورقابة	X_1	Y_1
أسواق نقدية	X_2	Y_2
نظم معلومات	X_3	Y_3
تقييم قرارات	X_4	Y_4
محاسبة إدارية	X_5	Y_5
تمويل دولي	X_6	Y_6
مصارف متخصصة	X_7	Y_7
بحث تخرج	X_8	Y_8

جدول (1) يبين نتائج اختبار معنوية الارتباطات القويمة الكلية للمرحلة الرابعة للدراستين الصباحية و المسائية .

نوع الاختبار	قيمة الإحصاءة	Df1	Df2	F	Sig.of F
Wilks lambda	0.14534	64	294	1.82954	0.0000

في الجدول أعلاه نلاحظ وجود علاقة معنوية بين معامل الارتباط بين المجموعة الأولى والمجموعة الثانية حيث كانت قيمة (p.value=0.000) وهي أقل من مستوى المعنوية (α=0.05) ، وبناءً على هذه النتائج يمكن تطبيق أسلوب تحليل الارتباط القويم على بيانات موضوع الدراسة بكل ثقة .

وعند حساب معامل الارتباط القويم واختبار معنوية العلاقة كانت النتائج كما هي مبينة في الجدول (2) :

جدول (2) يبين الجذور القويمة والارتباط القويم وحساب المعنوية الجزئية

الدوال القويمة Canonical Function	الجذر القويمة λI	معامل الارتباط القويم $r=\sqrt{\lambda i}$	قيمة إحصائية ويلكس لمدا W	قيمة إحصائية كاي مربع χ^2	درجات الحرية d.f	القيمة الاحتمالية $P-value$
1	0.5808	0.7621	0.1453	108.969	64	0.0004
2	0.3265	0.5714	0.3467	59.8439	49	0.1379
3	0.3098	0.5566	0.5148	37.5041	36	0.4000
4	0.1814	0.4259	0.7460	16.5539	25	0.8973
5	0.0545	0.2334	0.9114	5.2413	16	0.9944
6	0.0277	0.1665	0.9639	2.0747	9	0.9902
7	0.0085	0.0925	0.9914	0.4860	4	0.9748
8	1.34641E-7	0.0003	1.0	0.0000	1	0.9978

يوضح الجدول (2) معاملات الارتباطات القويمة coefficient Canonical Correlation بين درجات المرحلة الرابعة للدراسة الصباحية مع درجات المرحلة الرابعة للدراسة المسائية قسم العلوم المالية والمصرفية للعام الدراسي (2014 - 2015) والذي يبدو منه أن معامل الارتباط القويم الأول كان معنوياً عند مستوى معنوية (0.05) ، إذ بلغت قيمة معامل الارتباط القويم الأول (r_1=0.7621) ، وهو معنوي ، وبلغت قيمة (p-value = 0.0004) ، وبلغت قيمة إحصاءة مربع كاي χ^2 كانت (108.969) لـ(64) درجة حرية (p×q) ، لاختبار الفرضية :

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$$

وعليه فإن ($\chi^2_{0.05,64}$ =79.08) $\chi^2 > \chi^2_{0.05,64}$ المحسوبة) أي أن (79.08 < 108.969) لذا نرفض الفرضية الصفرية .

وقد بلغت قيمة الجذر المميز الأول (λ_1 = 0.5808) الذي يؤشر مقدار التباين المشترك للزوج الأول من المتغيرات القويمة بين مجموعة X's التي تشمل درجات المرحلة الرابعة للدراسة الصباحية والمجموعة Y's التي تشمل درجات المرحلة الرابعة للدراسة المسائية .

3-2: حساب الأوزان القويمة Canonical Weights

تم حساب الأوزان القويمة التي هي عبارة عن المتجهات المميزة المناظرة للجذور المميزة لمجموعتي المتغيرات الأولى والثانية . كانت النتائج كما هي مبينة في جدول (3) الآتي :

جدول (3) يبين الأوزان القويمة المعيارية للمتجهات $\hat{b}$ ، $\hat{a}$ لمجموعتي المتغيرات في المرحلة الرابعة :

المواد الدراسية للمرحلة الرابعة	متغيرات المجموعة الأولى	Canonical weight $\hat{a}_1$	متغيرات المجموعة الثانية	Canonical weight $\hat{b}_1$
تدقيق ورقابة	X_1	0.8283	Y_1	0.6658
أسواق نقدية	X_2	-0.0852	Y_2	-0.2214
نظم معلومات	X_3	-0.0860	Y_3	0.1205
تقييم قرارات	X_4	0.2586	Y_4	-0.0807
محاسبة إدارية	X_5	0.2644	Y_5	0.1987
تمويل دولي	X_6	-0.2074	Y_6	0.2199
مصارف متخصصة	X_7	0.1981	Y_7	0.3041
بحث تخرج	X_8	-0.0951	Y_8	-0.1792

معاملات المجموعة الأولى :

يلاحظ من الجدول (3) ومن خلال متابعة معاملات المجموعة الأولى والتي تمثل درجات المرحلة الرابعة للدراسة الصباحية أن العامل (X_1) والذي يمثل درجة (التدقيق والرقابة) يعتبر أكثر وزناً (أي أكثر أهمية) بالمقارنة مع بقية المعاملات وأن علاقتها إيجابية مع أداء الطالب في جميع المواد الدراسية للمرحلة الرابعة للدراسة الصباحية إذ بلغ وزنه القويم (0.8283) ويأتي بعده في الأهمية المتغيرات : (X_7 ، X_4 ، X_5) والتي تمثل المواد الدراسية على التوالي : (محاسبة إدارية ، تقييم قرارات ، مصارف

متخصصة). وأما المتغيرات الأخرى فقد كان تأثيرها سلبياً والتي هي : (X_2 ، X_3 ، X_6 ، X_8) والتي تمثل المواد الدراسية على التوالي : (أسواق نقدية ، نظم معلومات ، تمويل دولي ، بحث تخرج) .

معاملات المجموعة الثانية :

أما بالنسبة إلى معاملات المجموعة الثانية فإن معامل (Y_1) والذي يمثل درجة (التدقيق والرقابة) يعتبر أكثر وزناً بالمقارنة مع بقية المعاملات وأن علاقتها إيجابية مع أداء الطالب في جميع المواد الدراسية للمرحلة الرابعة للدراسة المسائية إذ بلغ وزنه القويم (0.6658) ثم تأتي بعده في الأهمية المتغيرات : (Y_7 ، Y_6 ، Y_5 ،Y_3) والتي تمثل المواد الدراسية (مصارف متخصصة ، تمويل دولي ، محاسبة إدارية ، نظم معلومات) وأما المتغيرات الأخرى فقد كان تأثيرها سلبيًا والتي هي : (Y_2 ، Y_4 ، Y_8) والتي تمثل المواد الدراسية (أسواق نقدية ، تقييم قرارات ، بحث تخرج) .

يتبين من الجدول السابق أن الزوج المتغير القويم الاول (u_1^*, v_1^*) المناظر لأكبر مربع معامل ارتباط قويم (λ_1=0.5808) يمكن التعبير عنه كالآتي :

$$u_1^* = 0.8283X_1 - 0.0852X_2 - 0.0860X_3 + 0.2586X_4 + 0.2644X_5 - 0.2074*X_6 + 0.1981X_7 - 0.0951X_8$$

$$v_1^* = 0.6658Y_1 - 0.2214Y_2 + 0.1205Y_3 - 0.0807Y_4 + 0.1987Y_5 + 0.2199Y_6 + 0.3041Y_7 - 0.1792Y_8$$

يتبين من زوج المتغير القويم الاول ان المواد الدراسية للمرحلة الرابعة والتي هي (التدقيق والرقابة X_1) و (التدقيق والرقابة Y_1) و (مصارف متخصصة Y_7) و (محاسبة ادارية X_5) و (تقييم قرارات X_4) و (أسواق نقدية Y_2) و (تمويل دولي Y_6) و (تمويل دولي X_6) على التوالي ، تعد أهم المتغيرات التي ساهمت في تعظيم الارتباط بين زوج المتغير القويم الأول بالنسبة للمرحلة الرابعة للدراسة الصباحية والمسائية .

نلاحظ من خلال ايجاد الأوزان القويمة أن مادة التدقيق والرقابة في الدراسة الصباحية والمسائية هي الأكثر أهمية إلا أن مستوى الطلاب في الدراسة الصباحية كان أفضل من المستوى لطلاب الدراسة المسائية .

3-3: احتساب معاملات الأحمال (التشبعات) القويمة Canonical-loading

سيتم تقدير معاملات الأحمال القويمة التي تعرف على أنها معاملات الارتباط بين المتغيرات الاصلية والمتغيرات القويمة للمجموعة نفسها من المتغيرات وذلك بتطبيق المعادلتين (22) و (23) الواردتين في الجانب النظري كذلك نسبة التباين المفسر لكل مجموعة من المتغيرات الاصلية من خلال المتغيرات القويمة المناظرة والتي هي عبارة عن المتوسط الحسابي لمربعات معاملات الأحمال المناظرة لكل متغير قويم جدول (4) .

جدول (4) يبين معاملات الأحمال (التشبعات) القويمة لمجموعتي المتغيرات للمرحلة الرابعة والنسبة المئوية للتباين المفسر لكل مجموعة بالمتغير القويم المناظر .

المواد الدراسية للمرحلة الرابعة	متغيرات المجموعة الأولى	معاملات الأحمال القويمة لـX's Ru*x(1)	متغيرات المجموعة الثانية	معاملات الأحمال القويمة لـ Y's Rv*y(1)
تدقيق ورقابة	X_1	0.923	Y_1	0.913
أسواق نقدية	X_2	0.496	Y_2	0.599
نظم معلومات	X_3	0.498	Y_3	0.691
تقييم قرارات	X_4	0.552	Y_4	0.693
محاسبة إدارية	X_5	0.623	Y_5	0.646
تمويل دولي	X_6	0.617	Y_6	0.764
مصارف متخصصة	X_7	0.806	Y_7	0.817
بحث تخرج	X_8	0.197	Y_8	0.263
	$R^2_{(i)}u$ *100	38.849	$R^2_{(i)}v$ *100	48.597

من ملاحظة جدول (4) الخاص بمعاملات الأحمال القويمة ونسبة التباين المفسر يتبين ما يلي :

1- أن المتغير القويم الأول في المجموعة الأولى قد فسر (38.849%) من التباينات في مجموعة المتغيرات الأولى ، وأن هذا المتغير قد فسر نسبة أعلى من المتغيرات المرتبطة معه بدرجة عالية وهي على التوالي :
درجات مادة (التدقيق والرقابة X_1 ، المصارف المتخصصة X_7 ، المحاسبة الإدارية X_5 ، التمويل الدولي X_6، تقييم القرارات X_4 ، نظم المعلومات X_3، الأسواق النقدية X_2 ، بحث التخرج X_8).

2 - تبين أن المتغير القويم الأول في المجموعة الثانية قد فسر (48.597%) من التباينات في مجموعة المتغيرات الثانية ، وأن هذا المتغير قد فسر نسبة أعلى من المتغيرات المرتبطة معه بدرجة عالية وهي على التوالي :

درجات مادة (التدقيق والرقابة Y_1 ، مصارف متخصصة Y_7 ، التمويل الدوليY_6 ، تقييم القرارات Y_4 ، نظم المعلومات Y_3 ، المحاسبة الإدارية Y_5 ، الأسواق النقدية Y_2 ، بحث التخرج Y_8) .
وهذه هي أهم المتغيرات التي ساهمت في تكوين زوج المتغير القويم الأول (u_1^*, v_1^*) .

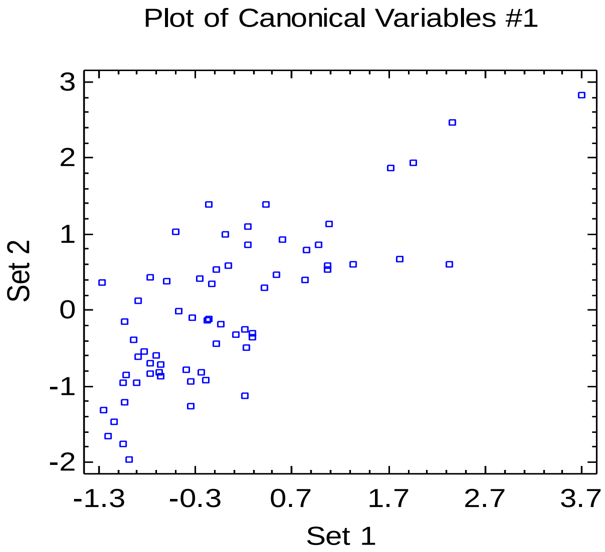
3-4: حساب المؤشر الفائض Redundancy-Indexes

لتحديد مقدار التباينات في قيم متغيرات المجموعة الأولى الذي فسر من خلال مجموعة متغيرات المجموعة الثانية في حالة أي زوج من المتغيرات القويمة،والعكس تم حساب المؤشر الفائض من خلال المعادلتين(24) و (25) ودونت نتائجه في الجدول(5):

جدول رقم (5) مقياس الإفاضة لمجموعتي المتغيرات الأولى والثانية

المتغير القويم	λ_i	$R^2_{(i)X}$	$R^2_{(i)Y}$	المؤشر الفائض	
				$\lambda\times R^2_{(i)X}$	$\lambda\times R^2_{(i)Y}$
الأول	0.5808	0.3885	0.4859	0.2256	0.2822

يلاحظ من الجدول (5) أن متغيرات المجموعة الأولى (درجات المواد للدراسة الصباحية) قد فسرت تقريباً (23%) من التباينات في قيم مجموعة المتغيرات الثانية (درجات المواد للدراسة المسائية) .
وأن متغيرات المجموعة الثانية (درجات المواد للدراسة المسائية) قد فسرت تقريباً (28%) من التباينات في قيم مجموعة المتغيرات الأولى (درجات المواد للدراسة الصباحية) .
ويكون تمثيل العلاقة لبيان الارتباط القويم بين المجموعتين الأولى والثانية للمرحلة الرابعة كما في الشكل التالي :



شكل (1) (الشكل من عمل الطالب)

يبين الشكل (1) رسم المتغيرات القويمة للمجموعتين الأولى والثانية للمرحلة الرابعة . حيث يمثل المحور الأفقي المتغير القويم U ، أما المحور العمودي فيمثل رسم المتغير القويم V ، ونلاحظ أن هناك ارتباطاً قوياً بين المتغيرات القويمة الأولى .

4 - الاستنتاجات :

- من خلال حساب المعنوية للمجموعتين تبين أن هناك فرقاً معنوياً لمعامل الارتباط القويم الأول الذي يمثل (الزوج الأول) من المتغيرات القويمة بين المجموعتين علماً أنه امتلك أعلى تباين مشترك .
- من خلال حساب الأوزان القويمة وبمتابعة معاملات المجموعة الأولى تبين أن مادة التدقيق والرقابة للدراسة الصباحية كانت أكثر وزناً بالمقارنة مع بقية المعاملات أي الأكثر أهمية إلا أن مستوى الطلاب في الدراسة الصباحية كان أفضل من المستوى لطلاب الدراسة المسائية .
- من خلال حساب معاملات الأحمال القويمة تبين أن المتغير القويم الأول في الدراسة الصباحية قد فسر ما يقارب نصف التباينات في مجموعة المتغيرات الأولى ، وتبين أن المتغير القويم الأول في المجموعة الثانية قد فسر نصف التباينات في مجموعة المتغيرات الثانية .
- من خلال حساب مؤشرات الإفاضة تبين أن درجات المواد للدراسة الصباحية قد فسرت ربع التباينات في درجات المواد للدراسة المسائية ، ودرجات المواد للدراسة المسائية قد فسرت ثلث التباينات في درجات المواد للدراسة الصباحية .

5 - التوصيات :

- يمكن توظيف الارتباط القويم في النماذج اللا معلمية عن طريق دراسة دوال جديدة لا معلمية .
- نقترح استعمال التحليل القويم كطريقة من طرائق التحليل العاملي عند توفر مجموعتين من المتغيرات (المستقلة) و (المعتمدة). وذلك للخاصية التي تتمتع بها هذه الطريقة من تقليص البيانات الخاصة بمجموعتين في آن واحد.
- يمكن الافادة من نتائج هذا البحث في تحديد أهمية المواد الدراسية في قسم العلوم المالية والمصرفية للدراسة الصباحية والمسائية ومدى تأثيرها في أداء الطالب .
- نقترح بإجراء دراسات لاحقة لهذا البحث على الكليات والجامعات الأخرى التي تعتمد الدراسات الصباحية والمسائية .

المصادر :

1- الزيدي ، فائز حامد (2014) ، "تحليل إحصائي لواقع الخصوبة ووفيات الأطفال في العراق باستخدام الارتباط القويم" ، رسالة ماجستير ، جامعة بغداد .

2- Alexander Basilcvsky ," Statistical Factor Analysis and Related Method Theory and Applications" , John Wiley & Sons, 1994 .

3- Brian S. Everitt ," An R and S-PLUS ® companion to multivariate analysis" , Springer-Verlag London , 2005 .

4- Jong-Hun Lee et al.," An Application of Canonical Correlation Analysis Technique to Land Cover Classification of LANDSAT Images" , ETRI Journal, Volume 21, Number 4, December 1999 .

5- Joseph F. Hair et al., "Multivariate Data Analysis", 5th , C. Black. Copyright © Prentice Hall , Inc. 1998.

6- Richard A., Dean W.,(2007),"Applied Multivariate Statistical Analysis", 6^{th}, Pearson Education , Inc .

7- Sathish Chandra Pichika ,(2011)," Sparse Canonical Correlation analysis (SCCA): A comparative study", Master thesis, Loyola College , India .