مقارنة بين تحليل الإنحدار الخطي المتعدد و تحليل الإرتباط القويم
بالتطبيق علي بيانات سوق الخرطوم للأوراق المالية

عبد المحسن أحمد الخير رجب

خالد رحمة الله خضر قناوي

جامعة النيلين

مجلة كلية الدراسات العليا

الرقم الدولي الموحد: 1858-6228

المجلد: 15 ، 2020م
العدد: 04

كلية الدراسات العليا
جامعة النيلين

مقارنة بين تحليل الإنحدار الخطي المتعدد و تحليل الإرتباط القويم
بالتطبيق علي بيانات سوق الخرطوم للأوراق المالية

عبد المحسن أحمد الخير رجب[1] و خالد رحمة الله خضر قناوي[2]

[1]الصندوق الوطني للمعاشات والتأمينات الاجتماعية (القطاع الحكومي) ـ الخرطوم Mohsen.ragab2018@gmail.com

[2]قسم الإحصاء - كلية العلوم ـ جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا

المستخلص

إن أوجه التشابه بين الانحدار المتعدد المتغيرات المتعددة وتحليل الارتباط المعياري قد تم الاعتراف بها بشكل غير متسق في الأدبيات. في هذه الورقة أنه على الرغم من أن الأهداف المعلنة لهذين التحليلين تبدو مختلفة ، إلا أن جوانب التحليلات نفسها متكافئة من الناحية الرياضية. يعد الانحدار الخطي المتعدد أحد الأساليب الإحصائية الأكثر استخدامًا في البحوث العلمية. يتم توفير قياس النموذج المناسب بواسطة معامل الارتباط المتعدد R وتعطي قيمة R^2 نسبة التباين في متغير الاستجابة الذي تفسره المتغيرات التفسيرية و يختص تحليل الارتباط القويم بتحديد التركيبة الخطية لكل مجموعة من مجموعتين من المتغيرات بحيث يكون الارتباط بين الدالتين في ظل ظروف معينة هذا التحليل يعادل الانحدار المتعدد في الإحصاء ، ينتمي التحليل الأساسي إلى عائلة طرق الانحدار لتحليل البيانات. يشير معامل الارتباط القويم ($R_C = \sqrt{\lambda}$) بشكل مباشر إلى معامل الانحدار المتعدد R و (${R^2}_c$) إلى مقدار التباين المشترك بين مجموعة المتغيرات. إنه مماثل بشكل مباشر لتأثير معامل التحديد (R^2) في الانحدار المتعدد.

الكلمات المفتاحية : الإرتباط القويم ، التراكيب الخطية ، التنبؤ.

مقدمة

يعتبر تحليل الإنحدار من أكثر أساليب التحليل الإحصائي إستخداماً ، لتحديد شكل العلاقة بين مجموعة من المتغيرات تضم متغير تابع يراد تقديره أو التنبؤ به بإستخدام متغيرات أخري تعرف بالمتغيرات المستقلة.

حيث نجد أن الطرق المتبعة في تحليل الإنحدار كثيرة إلا أن أهمها وأكثرها شيوعاً هي طريقة المربعات الصغري العادية (OLS) وذلك لأنها تتمتع بالخواص (Best Linear Unbiased Estimators) والتي يرمز لها إختصاراً بـ (BLUE) وهي تعني أفضل المقدرات الخطية غير المتحيزة .

كما يمثل تحليل الإرتباط القويم أحد أساليب التحليل الإحصائي المتقدمة للمتغيرات المتعددة ، ففي الوقت الذي يمكن تحليل الإنحدار المتعدد من التنبؤ بمتغير تابع واحد بإستخدام مجموعة من المتغيرات المستقلة ، يمكن تحليل الإرتباط القويم بالتنبؤ بمجموعة من المتغيرات التابعة بإستخدام مجموعة من المتغيرات المستقلة ويضع تحليل الإرتباط القويم قيود محدودة علي الباحث بالنسبة لنوع البيانات التي يتعامل معها .

هنالك أهمية للحصول علي نموذج قياسي مقدر لرأس المال في السودان لا يعاني من مشاكل الإنحدار الخطي ، تنبع أهمية سوق الخرطوم للأوراق المالية من الدور الذي يلعبه في عملية النمو والتطور الإقتصادي ، ومن أهداف البحث التطرق إلي مفهوم تحليل الإنحدار بصورة عامة والتعرف علي مشاكله علي وجه الخصوص وتحديد أوجه التشابه والإختلاف بين تحليل الإنحدار المتعدد وتحليل الإرتباط القويم ، شرح طبيعة العلاقة بين مجموعة المتغيرات التابعة ومجموعة المتغيرات المستقلة والمقارنة بين أسلوبين أو أكثر من الأساليب الإحصائية لمعرفة الأسلوب الأفضل .

نجد أن فرضيات الدراسة

النموذج الإحصائي المقترح نموذج قياسي ويمكن التنبؤ به ويتمتع بجميع خصائص التقدير (BLUE) البيانات تصلح لبناء نموذج إحصائي بإستخدام أسلوب الإنحدار المتقدم ، وجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين الإرتباط القويم الأول والإرتباط القويم الثاني

إستخدم الباحث المنهج الوصفي التحليلي في إنجاز هذا البحث وتم إستخدام أحد أساليب التحليل الإحصائي المتقدمة للمتغيرات المتعددة الإرتباط القويم ومن ثم تطبيقه علي بيانات سوق الخرطوم للأوراق المالية وإستخدم الباحث SPSS برنامج STATA10 و XLSTATA في التحليل .

1 . الجانب النظري

1 ـ 1 الإنحدار الخطي المتعدد : .

طبيعة النموذج

يعتبر نموذج تحليل الإنحدار وسيلة إحصائية تستخدم لتحليل العلاقة بين متغير مستقل Independent Variable واحد او أكثر ومتغير تابع Dependent Variable ويعد تحليل الإنحدار من أكثر الطرق الإحصائية

إستخداماً في مختلف العلوم لأنه يصف العلاقة بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع علي هيئة معادلة رياضية ، فالمعادلة التي تضم متغيراً مستقلاً واحداً تسمي معادلة الإنحدار الخطي البسيط Linear Regression Equation في حين تسمي المعادلة التي تضم أكثر من متغير مستقل معادلة الإنحدار الخطي المتعدد Multiple Linear Regression Equation ، إن العلاقة الدالية بين المتغير التابع Y والمتغيرات المستقلة (إبراهيم ، 2002)

$X_1, X_2, \dots \dots X_k$ في تحليل الإنحدار الخطي المتعدد يمكن التعبير عنها بوصفها دالة خطية كالآتي:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_1 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + U_i \quad i = 1, 2, \dots, n \qquad (1)$$

حيث أن :

Y_i: قيم المتغير التابع أو مقدار الإستجابة ، $\beta_0, \beta_2, \dots, \beta_k$: ثوابت أو معالم النموذج المجهولة المراد تقديرها، $X_1, X_2, \dots \dots X_k$ قيم ثابتة لـ k من المتغيرات المستقلة ، N عدد المشاهدات أو حجم المجتمع .

X: مصفوفة البيانات من الدرجة (n × (k +1 تحتوي علي مشاهدات المتغيرات المستقلة $X_1, X_2, \dots \dots X_k$ حيث يحتوي العمود الأول علي قيم الواحد الصحيح لتمثيل المعامل الثابت β_0 .

β: متجه عمودي من الدرجة 1 × (k +1) يحتوي علي معالم نموذج الإنحدار المجهولة $\beta_0, \beta_2, \dots, \beta_k$ المراد تقديرها.

والمعادلة (1) يمكن كتابتها بأسلوب المصفوفات كما يلي :

$$\begin{vmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{vmatrix}_{n\times 1} = \begin{bmatrix} 1 & X_{11} & X_{21} & \cdots & X_{k1} \\ 1 & X_{12} & X_{22} & \cdots & X_{k2} \\ \vdots & \vdots & & & \vdots \\ 1 & X_{1n} & X_{2n} & \cdots & X_{kn} \end{bmatrix}_{n\,(k+1)} \begin{vmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_k \end{vmatrix}_{(k+1)\times 1} + \begin{vmatrix} U_1 \\ U_2 \\ \vdots \\ U_n \end{vmatrix}_{n\times 1} \quad \dots\dots (2)$$

وبإختصار كما يلي: $Y = X\beta + U$ (3)

وهو النموذج الخطي العام General Linear Model

أولاً :إفتراضات النموذج (Model Assumption):

لكي يمكن لإستخدام طريقة المربعات الصغري الإعتيادية في تقدير معلمات نموذج تحليل الإنحدار الخطي المتعدد فإنه يعتمد علي عدة فرضيات أساسية وهي كالآتي:

أولاً: الإفتراضات العامة

1 . أن المتغير االتابع Y هو دالة خطية في (K) من المتغيرات المستقلة .

2 . عدم وجود تداخل خطي متعدد (Multicollinearity) بين المتغيرات المستقلة وهذا يعني أن تكون أعمدة المصفوفة X مستقلة خطياً

3 . أن تكون المتغيرات المستقلة $X_1, X_2, \dots \dots X_k$ خالية من أخطاء التجميع .

4 . أن تكون العلاقة المراد تقديرها قد تم تحديدها وتشخيصها

5 ـ عدم وجود أخطاء في قياس المتغيرات المستقلة $X_1, X_2, \dots \dots X_k$.

6 . أن تكون المتغيرات المستقلة $X_1, X_2, \dots \dots X_k$ غير عشوائية أي أنها تحتوي قيماً ثابتة في المعاينات المتكررة ولكي تكون قيم المتغيرات المستقلة غير عشوائية يجب علي الباحث التحكم فيها تجريبياً.

7 . أن يتضمن النموذج المتغيرات المستقلة التي تسهم في تفسير المتغير التابع (الطيب ، 2008)

ثانياً : الإفتراضات الفنية

1 ـ متوسط حد الخطأ العشوائي U_i يجب أن يساوي صفراً

$E(U_i) = 0$ for all i = 1 , 2 , 3 , ... n ... (4)

2 ـ وجود خاصية الإستقلال بين حد الخطأ U والمتغيرات المستقلة أي :

$E(U_i, X_{ij}) = 0$ for all i ≠ j & i , j = 1 , 2 , 3 ,..... ,n ...(5)

3 ـ ثبات تباين خد الخطأ U وإستقلال قيم حدود الخطأ عن بعضها البعض الآخر أي أن :

$Var(U_i) = E(U_i) = \sigma_u^2$ for all i = 1, 2,3 , ...n ...... (6)

$Cov(U_i\ U_j) = 0$

4 ـ لمتغير العشوائي U_i يتوزع وفق التوزيع الطبيعي متعدد المتغيرات بمتوسط صفر وتباين ثابت $\sigma_u^2 I_n$ أي :

$U \sim N(0, \sigma_\mu{}^2 I_n)$ or all i = 1,2,3,...,n .... (7)

الإفتراضات الخاصة بتوزيع المتغير المعتمد :

1 ـ المتغير المعتمد يتوزع التوزيع الطبيعي متعدد المتغيرات بمتوسط $X\beta$ وتباين σ_u^2 ، أي :

$Y_i \sim N(X\beta, \sigma_u^2 I_n)$ .... (8)

2 ـ التباين المشترك بين Y_i, Y_j يساوي صفر وهذا يعني أن قيم المتغير المعتمد مستقلة عن بعضها البعض الآخر ، أي :

$Cov(Y_i, Y_j) = 0$ for all i ≠ j & i , j = 1 , 2 , 3 ,..... ,n .. (9)

1 . العلاقة بين $\hat{Y}$, X تكون علاقة خطية بمعادلة خط مستقيم (إبراهيم ، 2002)

تقدير معلمات النموذج وتباين الأخطاء

تقدير متجه المعلمات بإستخدام طريقة المربعات الصغري الإعتيادية (OLS) : (Estimation)

نستخدم طريقة المربعات الصغري الإعتيادية (OLS) في تقدير المتجه $\hat{\beta}$ ، عليه نعرف مجموع مربعات البواقي كالآتي :

$$Q = \sum_{i=1}^{n} (e_i)^2 = e'e$$

$$= (Y - \hat{Y})'(Y - \hat{Y}) = (Y - X.\hat{\beta})'(Y - X.\hat{\beta})$$

$$(X'X)^{-1}.(X'X)\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y$$

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y \qquad (10)$$

بناءاً علي ذلك تكون الصيغة التقديرية للنموذج الخطي العام (3) كما يلي :

$$\hat{Y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{1i} + \cdots \hat{\beta}_k X_{ki} \qquad (11)$$

وبصيغة المصفوفات فإن :

$$\hat{Y} = X.\hat{\beta} \qquad (12)$$

تقدير تباين الخطأ العشوائي :

إن تقدير طريقة المربعات الصغري لتباين الخطأ العشوائي هو $\hat{\sigma}_\mu{}^2$ ويحسب من المعادلة الآتية :

$$\hat{\sigma}_\mu{}^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} e^2{}_i}{n-k-1} \qquad (13)$$

k : عدد المتغيرات المستقلة في النموذج ، n عدد المشاهدات e_i بواقي النموذج العادية.

الإختبارات الإحصائية لنموذج الإنحدار الخطي المتعدد (The Statistical test of Model) :

إختبارات المعنوية لمقدرات المعالم

نعتمد في إجراء إختبارات المعنوية والفروض علي تباين المقدرات $\hat{\beta}$ والذي يعطي بالعلاقة التالية

$$Var - Cov(\hat{\beta}) = \sigma^2 (X'X)^{-1}$$

ولكن يحتوي التباين علي معلمة مجهولة القيمة وهي σ^2 " تباين حدود الخطأ العشوائية " يمكن إستخدام بدلاً عنها $\hat{\sigma}^2$ المقدر تباين البواقي وهو مقدر غير منحاز لـσ . (البلداوي ، 2007)

ويتم حسابها وفقاً لأحد القوانين

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} ei^2}{n-k-1} = \frac{(Y - X\hat{\beta})'(Y - X\hat{\beta})}{n-k-1} = \frac{Y'Y - \hat{\beta}'X'Y - Y'X(X'X)^{-1}X'Y}{n-k-1}$$

حيث أن n هو عدد عناصر المجتمع أو العينة و k عدد المتحولات المستقلة وبما أن حد الخطأ العشوائي e يتوزع وفق التوزيع الطبيعي المتعدد فإن المتجه Y سيكون أيضاً موزع وفق التوزيع الطبيعي المتعدد

$$Y \sim N(X\beta, \sigma^2 I_n)$$

فيكون متجه المعالم $\hat{\beta}$ يتوزع وفق التوزيع الطبيعي المتعدد بحكم أنه دالة بالمتجه Y :

$$\hat{\beta} \sim N_p(\beta, \sigma^2 (X'X)^{-1}) \Leftrightarrow \hat{\beta}_j \sim N(\beta_j, \sigma^2 (X'X)^{-1}_{jj})$$

ومنه الإحصاءة t معطاة بالعلاقة

$$t = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{S.e(\hat{\beta}_j)} = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{\hat{\sigma}\sqrt{(X'X)^{-1}_{jj}}} \quad \ldots\ldots\ldots (14)$$

وتستعمل هذه الإحصاءة لإجراء إختبارات الفروض لكل معلمة β_j علي حدا حيث يكون فرض العدم

$$H_0 = \beta_j = 0$$

$$H_1 = \beta_j \neq 0$$

إذا كانت قيمة t المحسوبة تفوق القيمة الجدولية فإننا نرفض فرض العدم H_0 أي هناك فروق معنوية بين معالم نموذج الإنحدار.

كما نستخدم t لتحديد فترات الثقة الخاصة بالمعلمة β_j بمستوي المعنوية α لها الشكل التالي:

$$\beta_j \in \left[\hat{\beta}_j - t_{\alpha/2}.Se(\hat{\beta}), \hat{\beta} + t_{\alpha/2}.Se(\hat{\beta})\right] \quad \ldots\ldots\ldots (15)$$

جودة التوفيق : لإختبار جودة توفيق النموذج الخطي العام وقياس القدرة التنبؤية للمتغيرات المستقلة X_j المضمنة في النموذج نستخدم معايير عديدة منها :

المعيار الأول : تحليل التباين وإحصاء F (ANOVA Table of Model) :

جدول (1 / 1) تحليل التباين في نموذج الإنحدار الخطي المتعدد

F	متوسط الإنحرافات	درجة الحرية	مجموع مربعات الإنحرافات	النموذج
$F = \frac{SSR/K}{\hat{\sigma}^2_u}$	$\frac{SSR}{k}$ $\hat{\sigma}^2_u = SSE/_{n-k}$	K $(n - K - 1)$	$SSR = \hat{\beta}' X'Y - n\,\bar{Y}^2$ $SSE = e'\,e$	الإنحدار البواقي
		$(n - 1)$	$SST = Y'Y - n\,\bar{Y}^2$	Total

المصدر: إعداد الباحث بإستخدام برنامج SPSS

يستخدم تحليل التباين لغرضين أساسين

1 ـ لإختبار المعنوية الكلية لنموذج الإنحدار، أي إختبار الإبتدائي الذي يساوي جميع معالم نموذج الإنحدار بالصفر:

$$H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_P = 0$$

$$H_1 = \beta_1, \beta_2, \ldots, \beta_P \neq 0$$

بإستخدام الإحصائية F المعطاة بالقانون :

$$F = \frac{\frac{SSR}{K}}{\frac{SSE}{n-k-1}} \sim F\,(n - k - 1) \quad \text{......................}(16)$$

إذا كانت قيمة F المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية فإننا نرفض الفرضية الإبتدائية H_0 " عدم وجود فروق بين معالم نموذج الإنحدار والصفر " ونقبل الفرضية

2 ـ لتحديد القدرة التنبئية للمتغيرات المستقلة X_i ; i = 1,2, ...p حيث قيمة F هي صيغة عامة لإختبار قدرة نموذج الإنحدار في تفسير تباين المتغير التابع مهما كان عدد المتغيرات المستقلة فيه مع ملاحظة إختلاف درجات الحرية التي تتغير تبعاً لعدد المتغيرات المستقلة. (أبو صالح ، عوض ، 2005)

المعيار الثاني : معامل التحديد R^2 و $R^2{}_{adj}$:

يستخدم معامل التحديد للمفاضلة بين نموذجي إنحدار أو أكثر ، فالنموذج الذي يملك أكبر قيمة لـR^2 هو النموذج الأفضل ، ويحسب من العلاقة :

$$R^2 = \frac{SSR}{SST} = \frac{\sum_{i=1}^{n}(\hat{Y} - \bar{Y})^2}{\sum_{i=1}^{n}(Y_i - \bar{Y})^2}$$

ويمكن حسابه أيضاً بالشكل :

$$R^2 = \frac{\hat{\beta}'\,X'Y - n\,\bar{Y}^2}{Y'Y - n\,\bar{Y}^2} = R^2 = \frac{\hat{\beta}'\,X'X\hat{\beta} - n\,\bar{Y}^2}{Y'Y - n\,\bar{Y}^2} \quad \text{..................}(17)$$

ومن عيوب هذا المعيار أن قيمة R^2 تزداد اتوماتيكياً عند إضافة أي متغير مستقل لنموذج الإنحدار حتي ولو كان هذا المتغير لا يسهم بشكل معنوي في تفسير تباين المتغير التابع وهذا ما يجعل النموذج الكامل يملك أكبر قيمة لـ R^2 ، وللتخلص من هذه المشكلة نلجأ لمعامل التحديد المعدل $R^2{}_{adj}$ الذي يعطي بالعلاقة التالية:

$$R^2{}_{adj} = 1 - \frac{(n - k)}{n - k - 1}\,(1 - R^2)$$

حيث k عدد المتغيرات المستقلة في النموذج الكامل ، n عدد المشاهدات وغالباً ما يكون $R^2 < R^2{}_{adj}$.

2 . 1 تحليل الإرتباط القويم Canonical correlation:

إن تحليل الإرتباط القويم أحد أساليب التحليل الإحصائي المتقدمة للمتغيرات المتعددة ويستخدم لدراسة العلاقة المتداخلة بين مجموعة من المتغيرات التابعة ومجموعة من المتغيرات المستقلة ويركز علي الإرتباط بين التوافيق الخطية للمتغيرات في المجموعة الأولي ، والتوافيق الخطية في المجموعة الثانية ' إن التوافيق الخطية تستخدم للتقدير أو لغرض المقارنة وكذلك المتغيرات القويمة تستخدم لتقدير التوافيق الخطية المثلي للمتغيرات المستقلة والمعتمدة وان العلاقة التي يظهرها الإرتباط القويم فيما بينها هي النتائج التي تعنينا ، وبإعتبار أن المعادلة الآتية تصف U_m V_m

$$U_m = a_{m1}X_1 + a_{m2}X_2 + \ldots + a_{mP}X_P \quad (18)$$

$$V_m = b_{m1}Y_1 + b_{m2}Y_2 + \ldots + b_{mP}Y_P \quad (19)$$

إن حساب المعلمات القياسية مشابه إلي حساب المعلمات القياسية في تحليل الإنحدار المتعدد ، والتي يمكن إستخدامها للتعرف علي القوة النسبية للعلاقة بين المتغيرات المستقلة في تحديد قيمة المتغير المعتمد الهدف من تحليل الإرتباط هو تقدير المعلمات ($b_{m1}, b_{m2}, \ldots, b_{mp}$) و ($a_{m1}, a_{m2}, \ldots, a_{mp}$)عندما تكون الإرتباطات القويمة أكبر ما يمكن. (ريم ، مناهل ، 2012)

الإرتباط القويم Canonical correlation

الإرتباط القويم هو أسلوب يستخدم لدراسة العلاقة بين مجموعتين من المتغيرات الأولي تمثل Xs وتضم (X1 , X2 , X3 , ... , Xp) والثانية تمثل Ys وتضم (Y1 , Y2, Y3, ..., Yq) من خلال إيجاد عدد التراكيب الخطية للمجموعتين ، وقياس العلاقة بين التركيبة الخطية للمجموعة الأولي والتركيبة الخطية للمجموعة الثانية والتي تمتلك أعظم إرتباط ممكن بينهما. بصورة أخري يمكن القول أن الإرتباط القويم يحاول تحديد العلاقة بين مجموعتين من المتغيرات من خلال إيجاد الترابط الخطي للمتغيرات في المجموعة الأولي والذي يرتبط بصورة عالية مع الترابط الخطي للمتغيرات في المجموعة الثانية حيث [Levine , 1989]

$$X^* = \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \ldots\ldots\ldots\ldots + \alpha_P X_P$$

$$Y^* = \beta_1 Y_1 + \beta_2 Y_2 + \ldots\ldots\ldots + \beta_P Y_P$$

أما معامل الإرتباط فهو

$$\rho\ c = \frac{Cov(X^*, Y^*)}{\sqrt{Var(X^*)\,Var(Y^*)}} \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots (20)$$

وعليه يمكن تعريف تحليل الإرتباط القويم بأنه حالة عامة للإنحدار المتعدد فهو يقوم بإيجاد العلاقة بين مجموعة من المتغيرات (Y) مع مجموعة من متغيرات (X) .[Muirhead , R.J, 1982]

كما يمكن تعريفه بأنه أسلوب رياضي يجمع بين تحليل التباين المتعدد (MANOVA) وتحليل التباين (ANOVA) والتحليل العاملي (F.A) والتحليل التميزي (D.A) وتحليل المركبات الرئيسية (P.C.A) وتحليل الإنحدار بأسلوب واحد.

نموذج الإرتباط القويم : Model of canonical correlation

فكرة الأسلوب تنطوي علي تكين تركيبتين خطيتين واحدة لمجموعة XS والثانية لـ YS .فإذا كان لدينا N من المشاهدات و p من متغيرات المجموعة الأولي و q من متغيرات المجموعة الثانية بحيث N≥ p + q أو أن p ≤ q أو أن p ≥ q أي أن :

X= $[X_{ij}]$ i= 1 ,2 .... N

j = 1 , 2 ...p

Y= $[Y_{ij}]$ i = 1 , 2 .... N

j = 1 , 2 ,... q

وعليه فإن التركيب الخطية $\underline{c'}\,X$ و $\underline{d'}\ Y$ هي

$$Z_{X1} = U_i = \underline{C_1{}'}\ X \qquad Z_{X1} = V_j = \underline{d_1{}'}\,Y$$

$$Z_{X2} = U_i = \underline{C_2{}'}\ X$$

M

$$Z_{Xr} = U_i = \underline{C_r{}'}\ X \qquad Z_{Yr} = V_{ij} = \underline{d_r{}'}\ Y$$

حيث أن r = min (p , q) ويمثل عدد أزواج التراكيب الخطية ، d' (C') يمثلان متجة الأوزان U_i , V_j تراكيب خطية لـ p من متغيرات X'S و q من متغيرات الـY'S [Gnanadesikan ,R, 1977]

إن كل تركيبة خطية تعرف بالمتغير القويم (Canonical Variable) . وكل تركيبة خطية تميز عن الأخرى من خلال الأوزان المعطاة لمتغيرات المجموعة ،ويجب ملاحظة أن الأوزان تختار بحيث يكون كل متغير قويم قياسياً بوسط حساب صفر وتباين واحد.

إن تحليل الإرتباط القويم يقوم أساساً بإختيار الأوزان (d') , (c') بحيث يكون الإرتباط ما بين أي زوج من التراكيب الخطية (Z_Y) و (Z_X) أعظم ما يمكن يسمي الإرتباط بين أزواج المتغيرات القويمة بالإرتباط القويم (R_C) كما أن كل زوج مرتبط من هذه المتغيرات يكون غير مرتبط مع أي زوج آخر من من المتغيرات القويمة التي إرتبطت فيما بينها. [Levine .S , 1989]

إشتقاق الأوزان لكل مجموعة خطية

لإشتقاق وتحديد الأوزان المناسبة للمتغيرات القويمة بين المتغيرات في كل زوج والتي تجعل الإرتباط في أعظم قيمة ، يجب حساب معامل الإرتباط وإستقاق معادلتة [Thomson , B , 1985]

إفترض أن $X\ \ \underline{c'} = U \quad X\ \underline{d'} = V$ تراكيب خطية الأولي لها P من المتغيرات والثانية لها q من المتغيرات تتبع التوزيع الطبيعي [Muirhead , R.J, 1982]

$$\begin{bmatrix} Y \\ X \end{bmatrix} \sim N_{p+q}\left(\begin{bmatrix} M_1 \\ M_2 \end{bmatrix}, \Sigma = \begin{bmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{bmatrix}\right) \qquad (21)$$

ويمكن كتابة التركيبة الخطية كالآتي :

$$Z_{xr} = U_i = C_{1i} X_1 + C_{2i} X_2 + \cdots .. C_{pi} X_p$$

i = 1 ,2 .... N

r = 1 ,2 ..... p

$$Z_{yr} = U_i = d_{1j} Y_1 + d_{2j} Y_2 + \cdots .. d_{qj} Y_q \quad j= 1 , 2 ,...q$$

U_i : تمثل التركيبة الخطية الأولي (المتغير القويم للمجموعة $X'S$)

V_j: تمثل التركيبة الخطية الثانية (المتغير القويم للمجموعة $Y'S$)

لأجل إيجاد متجهات الأوزان $\underline{d'}$, $\underline{C'}$ بحيث كل متغير قويم يكون قياساً بوسط حساب صفر وتباين 1 يجب تحديد الثوابت c , d التي تحقق الشرط التالي :

$$c' R_{xx} c = d' R_{yy} d = 1$$

وتستخدم دالة التعظيم التالية لإستخراج الأوزان وحساب معامل الإرتباط القويم

f= $c' R_{xy} d - \frac{\sqrt{\lambda_1}}{2} c' R_{xx} c - \frac{\sqrt{\lambda_2}}{2} d' R_{yy} d$ .... (22)

عليه يكون :

$$\sqrt{\lambda} \quad R_{yy}^{-1} \quad R_{xy} \frac{1}{\sqrt{\lambda}} \quad R_{xx}^{-1} \quad R_{xy} d - \lambda d$$

$$\left(R_{yy}^{-1} R_{xy} R_{xx}^{-1} R_{xy} - \lambda I\right) d = 0$$ .... (23)

يطلق علي المعادلة أعلاه بالمعادلة المميزة (Eq. Eiqen) للمصفوفة $R_{yy}^{-1} R_{yx} \; R_{xx}^{-1} R_{xy}$ وعدد الجذور غير الصفرية المتحصل عليه من هذه المعادلة يساوي q والتي تدعي بالقيم المميزة (Eiqen .val) ، أما معامل الإرتباط القويم ($R_C = \sqrt{\lambda}$) فيمثل معامل الإرتباط القويم بين كل زوج من المتغيرات القويمة.

إن عدد الإرتباطات القويمة تساوي عدد المتغيرات في المجموعة الصغري ، وتكون أقيامها تنازلية:

$R_{C1} > R_{C2} > ...... > R_{Cp}$ &q

وأن كل زوج من المتغيرات القويمة يرتبط Z_y Z_x, مع متجهي الأوزان للمتغيرات في كل مجموعة.

حساب الأوزان القويمة

لأجل تحليل وتفسير النتائج نحتاج حساب الأوزان القويمة لكل زوج من المتغيرات القويمة ، ولحساب الأوزان نستخدم المعادلة الآتية :

$$\left(M - \lambda I\right) d = 0$$ .... (24)

حيث أن M = $S_{yy}^{-1} S_{xy} S_{xy}^{-1} S_{xy}$ .... (25)

بحيث لو كان p ≤ q فإن المعادلة التي يستخرج منها الإرتباط القويم هي :

$S_{xx}^{-1} S_{xy} S_{yy}^{-1} S_{xy} - \lambda \mathrm{I}$ .... (26)

أما إذا كانت q ≤ p فإن المعادلة التي يستخرج منها الإرتباط القويم هي :

$S_{yy}^{-1} S_{xy} S_{xx}^{-1} S_{yy} - \lambda \mathrm{I}$ ... ... (27)

خواص الإرتباط القويم

1 ـ كل متغيرين من الإرتباط القويم يشكلون تركيبة خطية.

2 ـ جميع المتغيرات تكون عشوائية بمتوسط صفر وتباين واحد.

3 ـ تكون الإرتباطات في التراكيب الخطية كالآتي :

$$corr\left(\mu_i, \mu_j\right) = 0 \; if \; (i \neq j) \quad , \quad corr\left(\mu_i, \mu_j\right) = 1 \; if \; (i = j)$$

$$corr\left(v_i, v_j\right) = 0 \; if \; (i \neq j) \quad , \quad corr\left(v_i, v_j\right) = 1 \; if \; (i = j)$$

$$corr\left(\mu_i, v_j\right) = 0 \; if \; (i \neq j) \quad , \quad corr\left(\mu_i, v_j\right) = R_c \; if \; (i = j)$$

2 ـ قيمة معامل الإرتباط القويم تقع بين (1, -1) وبذلك فهي تتسم بنفس خواص معامل الإرتباط البسيط.

5 ـ محددة مصفوفة التباين والتباين المشترك تكون (finite) وغير صفرية.

6 ـ يتصف الإرتباط القويم بصفة التباين المضاد أي أن $X'S$ يفسر التباين الحاصل في $Y'S$ والعكس صحيح لكل زوج من أزواج المتغيرات القويمة

7 ـ إذا كان p ≤ q فإن المعادلة المستخدمة هي :

$$\left| R_{xx}^{-1} R_{xy} R_{yy}^{-1} R_{yx} - \lambda I \right| = 0$$

أما عندما p ≥ q فستخدم المعادلة التالية

$$\left|R_{yy}^{-1}\,R_{yx}\,R_{xx}^{-1}\,R_{xy} - \lambda I \quad\right| = 0$$

إختبار معنوية الإرتباط القويم

يتم إختبار المعنوية في التحليل القويم لغرض الحصول علي المتغيرات القويمة والتي تكون معنوية وكافية لتفسير العلاقة بين مجموعتين من المتغيرات

التي تفترض عدم وجود إرتباط بين المجموعتين من المتغيرات:

$$H_0 : R_{xy} = 0 \qquad or \sum xy = 0$$

$$H_1 : R_{xy} \neq 0 \qquad or \sum xy \neq 0$$

.... (28)

ويتم إستخدام إحصاءة chi^2 التي تحسب وفق المعادلة التالية

$$\chi^2 = [-n + 0.5\,(p + q + 3\,)]\ \log w \ldots\ldots\ldots..(29)$$

Wilks $W = \prod_{z=1}^{r}(1 - R_{zc}^2)$ .... (30)

r : تمثل عدد القيم غير الصفرية للإرتباطات القويمة

R_{CZ}^2 : تمثل مربع معامل الإرتباط القويم

P : عدد المتغيرات في المجموعة X'S .

q : عدد المتغيرات في المجموعة Y'S

ولإختبار معنوية الإرتباط القويم الأول نستخدم الصيغة الآتية :

$$W_1 = \prod_{z=1}^{r}(1 - R_{zc}^2)$$

$$\chi^2_{\ c} = \left[-n + \tfrac{1}{2}\,(\,p + q + 1\,)\right]\,\log_e W_1$$

ويقارن قيمة χ^2_c مع χ^2 الجدولية بدرجة حرية (p.q) وتحت مستوي معنوية معين فإذا كانت χ^2 الجدولية أصغر أو تساوي قيمة χ^2_c المحسوبة .

ترفض الفرضية العدم أن هناك معنوية لمعامل الإرتباط القويم الأول.

أما إذا أظهرت قيمة χ^2 الجدولية أكبر من χ^2_c المحسوبة نقبل فرضية العدم ونتوقف عن الإختبار بالإرتباطات القويمة المتبقية.(الجاسم ، 2006)

معنوية الإرتباط القويم الثاني نستخدم الصيغة الآتية :

$$W_2 = \prod_{z=2}^{r}(1 - R_{zc}^2)$$

$$\chi^2_{\ c} = \left[-n + \tfrac{1}{2}\,(\,p + q + 1\,)\right]\,\log_e W_2$$

وتقارن χ^2_c المحسوبة مع χ^2 الجدولية بدرجة حرية (q-1)(p -1) وتحت مستوي معنوية معين

وبشكل عام فإن إختبار معنوية (K) من الإرتباطات القويمة المتبقية

فإننا نحسب :

$$W_K = \prod_{z=K}^{r}(1 - R_{zc}^2)$$

$$\chi^2_{\ c} = \left[-n + \tfrac{1}{2}\,(\,p + q + 1\,)\right]\,\log_e W_K$$

ويقارن χ^2_c المحسوبة مع χ^2 الجدولية بدرجة حرية (p – k +1)(q - k +1) (الجاسم ، 2006)

المعاملات التركيبية (Structure Coefficient) :

تستخدم المعاملات التركيبية في تفسير نتائج التحليل القويم عوضاً عن الأوزان القويمة ، فهي تعد موزونة أكثر من الأوزان القويمة بسبب كونها تتمكن إلي حد ما من فصل تأثير التباينات الخاصة بكل متغير عن تأثير تباينات المتغيرات الأخرى كما أن أخطائها المعيارية أقل مما هو عليه في الأوزان القويمة [Thomson , B , 1985]

يعرف المعامل القويم بأنه الإرتباط بين درجات المتغير الأصلي ودرجات المتغير القويم المتعلق به ، وتحسب المعاملات التركيبية للمجموعتين بالصيغتين الآتيتين :

$$\rho_x\,t = R_{xx}\,.\,ct \qquad \rho_y t = R_{yy}\,.\,dt$$

$\rho_x\,t$: يمثل متجه المعاملات التركيبية بالنسبة لكل متغير قويم للمجموعة X'S .

$\rho_y t$: يمثـل متجـه المعـاملات التركيبيـة بالنسـبة لكـل متغيـر قـويم للمجموعة Y'S .

R_{yy} , R_{xx} تمـثلان مصـفوفتي الإرتباطـات بالنسـبة للمجموعتين X'S , Y'S .

$\underline{d't}$, $\underline{c't}$: يمـثلان متجهي الأوزان القويمـة للمجمـوعتين X'S , Y'S .(الكبيسي ، 1989)

ملاحظـة قيمـة المعامـل التركيبي تقـع بـين (1 , -1) ، مربعـه يمثـل نسـبة مسـاهمته في تفسـير التبـاين الحاصـل في المتغير القـويم قيمتـه بين (0 , 1)

معامل كفاية الجودة Adequacy coefficient :

يوضـح هـذا المعامـل نسـبة التبـاين الكبيـر الحاصـل في مجموعـة المتغيـرات والمفسـرة مـن قبـل المتغير القـويم المتعلـق بتلـك المجموعـة أي بمعنـي آخـر هـو نسـبة تفسـير المتغيـر القـويم في التبـاين الكلـي الحاصـل في متغيـرات المجموعـة الواحـدة وقيمتـه تتـراوح عـادة بـين (0 , 1) ويحسب المعامل من خلال الصيغة:

$$PU_{xt} = \frac{\sum_{r=1}^{p} S^2 X_{tr}}{p} \ .100$$

$$PU_{xt} = \frac{\sum_{r=1}^{q} S^2 y_{tr}}{q} \ .100$$

$\sum_{r=1}^{p} S_{xrt}$: تمثـل مجموعـة مـن مربعـات المعـاملات التركيبيـة لكل متغير قويم للمجموعة X'S .

$\sum_{r=1}^{q} S_{yrt}$: تمثـل مجموعـة مربعـات التركيبـة لكـل متغيـر قـويم للمجموعة Y'S .

P : عدد متغيرات المجموعة X 'S .

q : عدد متغيرات المجموعة y 's .(الجاسم ، 2006)

معامل الإفاضة Redundancy coefficient (Rd) :

يمثـل هـذا المعامـل الـذي إقترحـه Love & Stewart نسـبة التبـاين الحاصـل في متغيـرات مجموعـة والمفسـرة بمتغيـرات المجموعـة الأخـرى وتتراوح قيمته بين (0 , 1) وتكون قيمته (1)

عندما R_c = 1 ويحسب عـادة للإرتباطات القويمة المعنويـة (11) مجلة الإدارة والإقتصاد

يحسـب Rd الكلـي لبيـان أثـر متغيـرات المجموعـة X'S ي متغيـرات المجموعة Y'S صيغته هي :

$$Rdy_{/s} = \sum_{i=1}^{S} R_{dyt}$$

R_{dyt} تركيـب بالصـيغة $R_{dyt} = \left(P_{ryt} \,.\, R_{ct}^2 \right).100$

حيث إن :

R_{dyt} : يمثل معامل الإفاضة لكل متغير قويم في المجموعة Y'S .

P_{ryt} : يمثـل معامـل كفايـة الجـودة لكـل متغيـر قـويم في المجموعـة Y'S .

R_{ct}^2 : مربع معامل الإرتباط القويم [Levine . s , 1989]

الجانب التطبيقي

جمع البيانات

تم جمع البيانات التقارير السنوية لسوق الخرطوم للأوراق المالية للفترة من (2007 ـ 2017م) والذي من أهدافه حماية المستثمرين من خلال ترسيخ أسس التعامل السليم والعادل بالتنسيق مع سلطة تنظيم أسواق المال ، وتوفير كافة العوامل التي تساعد علي تسهيل وسرعة تسييل الأموال المستثمرة في الأوراق المالية بما يخدم رغبات المستثمرين ومصلحة الإقتصاد الوطني وكانت النتائج علي النحو التالي :

1 ـ نتائج تحليل الإنحدار الخطي المتعدد

تقدير معلمات النموذج :

إختبار المعنوية للنموذج : لإختبار معنوية النموذج المقدر بصورة كلية أي إختبار تأثير المتغيرات المستقلة بصورة كلية علي المتغير التابع نستخدم إختبار F والذي يمكن الحصول عليه من جدول تحليل التباين :

جدول رقم (1)

ANOVA[a]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1551971950949 13680000.000	3	5173239836497 1230000.000	21.379	.001[b]
	Residual	1693856282602 0340000.000	7	2419794689431 477200.000		

Total	1721357579209 34040000.000	10			

a. Dependent Variable: رأس المال السوقي

b. Predictors: (Constant), عدد الشهادات المدرجة عدد الشركات المدرجة ، عدد الصناديق المدرجة

المصدر إعداد الباحث بإستخدام برنامج SPSS

يتبين من جدول رقم (1) تحليل التباين أعلاه أن قيمة F المحسوبة تساوي 21.379 وان مستوي المعنوية لها يساوي 0.001 *وهي أقل من مستوي المعنوية 0.05* المعتمد في هذه الدراسة ، عليه نرفض فرض العدم القائل بأن نموذج الإنحدار غير معنوي ، وهذا يعني أن هنالك تأثيراً معنوياً من قبل المتغيرات المستقلة علي المتغير التابع .

إختبار القدرة التفسيرية للنموذج : للحكم علي القدرة التفسيرية للنموذج تم حساب معامل التحديد R^2 ومعامل التحديد المعدل $\bar{R}^2$ والنتائج مبينة بالجدول أدناه:

جدول رقم (2)

Model Summary[b]

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Change Statistics: R Square Change	F Change	df1	df2	Sig. F Change	Durbin-Watson
1	.950[a]	.902	.859	1555568927.895	.902	21.379	3	7	.001	2.410

a. Predictors: (Constant), عدد الشهادات المدرجة ، عدد الشركات المدرجة عدد الصناديق المدرجة

b. Dependent Variable: رأس المال السوقي

المصدر إعداد الباحث بإستخدام برنامج STATA 10

نلاحظ من جدول رقم (2) أن قيمة معامل التحديد $R^2 = 0.902$ ومعامل التحديد المعدل بلغت $\bar{R}^2 = 0.859$ وهي عالية جداً ، وهذا يعني ان المتغيرات المستقلة المضمنة في النموذج تفسر نسبة 86 % من التغيرات التي تحدث في المتغير التابع ، وأن 14 % من التغيرات يرجع إلي عوامل أخري منها الخطأ العشوائي

إختبار الإرتباط الخطي المتعدد بين المتغيرات المستقلة :

الجدول رقم (3) يوضح نتائج إختبارات الكشف عن الإرتباط الخطي المتعدد بين المتغيرات المستقلة للنموذج

Variables	VIF	Tolarance	Eigen value
عدد الشركات المدرجة	3.952	0.253	0.166
عدد الصناديق المدرجة	3.984	0.251	0.122
عدد الشهادات المدرجة	1.035	0.966	0.001
constant	–	–	3711

المصدر إعداد الباحث بإستخدام برنامج *SPSS*

نلاحظ من الجدول رقم (3) أعلاه أن قيم *VIF* لجميع المتغيرات المستقلة أقل من 10 وبالتالي لا يوجد إرتباط خطي متعدد بين المتغيرات المستقلة ، كما أن قيم *Tolerance* لجميع المتغيرات المستقلة أكبر من 0.10 وهذا دليل أيضاً علي عدم وجود الإرتباط الخطي المتعدد بين المتغيرات المستقلة .

البواقي في النموذج المقدر للبيانات

جدول رقم (4)

Residuals Statistics[a]

	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	N
Predicted Value	7270292480.00	18332858368.00	11150708559.00	3939507521.187	11
Residual	-2393217280.000	1984983936.000	.000	1301482340.488	11
Std. Predicted Value	-.985	1.823	.000	1.000	11
Std. Residual	-1.538	1.276	.000	.837	11

a. Dependent Variable: رأس المال السوقي

المصدر إعداد الباحث بإستخدام برنامج STATA 10

من الجدول رقم (4) أعلاه يوضح إحصاء البواقي بالنسبة للنموذج فيما يخص القيمة المتنبأ بها للبواقي حيث نلاحظ ان أقل قيمة متنبأ بها بلغت (7270292480.00) وأكبر قيمة متنبأ بها بلغت (18332858368.00) وأن متوسط القيمة المتنبأ بها بلغ (11150708559.00) بإنحراف معياري (3939507521.00) وأن أكبر قيمة للبواقي بلغت (1984983936.00) ومتوسط البواقي يساوي صفر وهذا واضح من فرضيات النموذج ، كما نلاحظ أن الإنحراف المعياري للبواقي أصغر من الإنحراف المعياري للقيم المتنبا بها وهذا مؤشر علي أن النموذج كفؤ.

2 ـ نتائج تحليل الإرتباط القويم :

من الجدول رقم (5)

Correlation matrix:

Variables	y1	y2	y3	y4	y5	y6	y7	y8	x1	x2	x3
y1	**1**	0.793	0.980	0.833	0.818	0.811	0.911	0.921	0.675	-0.674	0.244
y2	0.793	**1**	0.830	0.517	0.632	0.784	0.623	0.846	0.561	-0.587	-0.291
y3	0.980	0.830	**1**	0.878	0.863	0.862	0.937	0.877	0.615	-0.619	0.178
y4	0.833	0.517	0.878	**1**	0.839	0.720	0.984	0.567	0.410	-0.387	0.399
y5	0.818	0.632	0.863	0.839	**1**	0.554	0.835	0.708	0.522	-0.598	0.309
y6	0.811	0.784	0.862	0.720	0.554	**1**	0.784	0.725	0.433	-0.374	-0.031
y7	0.911	0.623	0.937	0.984	0.835	0.784	**1**	0.685	0.497	-0.469	0.352
y8	0.921	0.846	0.877	0.567	0.708	0.725	0.685	**1**	0.725	-0.759	0.084
x1	0.675	0.561	0.615	0.410	0.522	0.433	0.497	0.725	**1**	-0.860	0.005
x2	-0.674	-0.587	-0.619	-0.387	-0.598	-0.374	-0.469	-0.759	-0.860	**1**	0.089
x3	0.244	-0.291	0.178	0.399	0.309	-0.031	0.352	0.084	0.005	0.089	**1**

المصدر إعداد الباحث بإستخدام برنامج STATA 10

مصفوفة الإرتباط بين المتغيرات التابعة والمتغيرات المستقلة ، نلاحظ أولاً مصفوفة الإرتباط بين متغيرات البحث في الجدول (5) الذي يتبين منه أن أعلي إرتباط ـ ظهر بين المتغير المعتمد (Y_8) الإستثمار والتنمية والمتغير (X_2) عدد الشهادات المدرجة (0725. -) يليه المتغير المعتمد (Y_8) الإستثمار والتنمية والمتغير (X_1) عدد الشركات المدرجة (0.725) .

جدول رقم (6) القيم المميزة

Eigenvalues:

	F1	F2	F3
Eigenvalue	1.000	0.981	0.878
Variability (%)	34.975	34.322	30.702
Cumulative %	34.975	69.298	100.000

المصدر إعداد الباحث بإستخدام برنامج STATA 10

الجدول أعلاه يوضح القيم المميزة للإرتباط القويم فقد بلغت القيمة الأولي 1.00 في حين أن باقي القيم بلغت 0.981 و 0.878 علي التوالي ، أم الصف الثاني فيوضح قيمة الإختلاف بين المجموعتين (المتغيرين المتناظرين في المجموعتين) فنجد أن الإختلاف بين المتغير الأول في المجموعة الأولي والمتغير في المجموعة الثانية بلغ 34.975 % والمتغير الثاني في المجموعة الولي والمتغير الثاني في المجموعة الثانية بلغ 34.322 % والمتغير الثالث في المجموعة الأولي والمتغير الثالث في المجموعة الثانية بلغ 30.702 % ، أما القيم التجميعية للمجموعتين فقد بلغت 34.975 % للإختلاف بين المتغيرات الأولي المتناظرة في المجموعتين وبلغ 69.298 % للمتغيرات الثانية للمجموعتين وهكذا إلي أن تبلغ النسبة التجميعية 100 % لمتغيرات المجموعتين.

جدول رقم (7) إختبار Wilks' Lambda test للمجموعتين :

Wilks' Lambda test:

Lambda	F	DF1	DF2	Pr > F
0.000				
0.002	2.848	14	2	0.290
0.122	2.395	6	2	0.324

المصدر إعداد الباحث بإستخدام برنامج STATA 10

من الجدول رقم (7) أعلاه بلغت قيمة Wilks' Lambda test للمجموعتين (0.000) بقيمة إحتمالية (0.000) وهي قيمة معنوية مما يدل علي أن هنالك علاقة ذات دلالة معنوية بين المتغيرين الأول في المجموعتين ولا توجد أي قيمة معنوية أخري مما يؤشر علي عدم أهمية إيجاد العلاقة لباقي المتغيرات في المجموعتين ويجب التوضيح هنا بأن قيمة Wilks' Lambda test كلما إقترت من الصفر كان الإرتباط عالياً جداً.

جدول رقم (8)

Correlations between input variables and canonical variables (Y1):

	F1	F2	F3
y1	0.673	-0.340	-0.015
y2	0.482	-0.039	-0.466
y3	0.611	-0.283	-0.051
y4	0.437	-0.340	0.217
y5	0.652	-0.211	0.160
y6	0.310	-0.215	-0.230
y7	0.499	-0.358	0.136
y8	0.730	-0.242	-0.160

المصدر إعداد الباحث بإستخدام برنامج STATA 10

الجدول رقم (8) أعلاه يوضح العلاقة بين متغيرات المجموعة التابعة والتي تمثل رأس المال السوقي حيث توضح أن معظم رأس المال السوقي له علاقة إرتباطات طردية مع عدد البنوك المدرجة ، وأن لها علاقة عكسية مع عدد الصناديق المدرجة ، كما أن لها علاقة طردية مع الشهادات المدرجة لكل من (Y4 و Y5 و Y7) وعلاقة عكسية مع بقية المتغيرات

جدول رقم (9)

Correlations between input variables and canonical variables (Y2):

	F1	F2	F3
x1	0.730	-0.530	-0.432
x2	-0.957	0.077	0.281
x3	0.108	-0.541	0.834

المصدر إعداد الباحث بإستخدام برنامج STATA 10

الجدول رقم (9) أعلاه يوضح العلاقة بين متغيرات المجموعة المستقلة والتي تمثل (عدد الشركات المدرجة ، عدد الشهادات المدرجة وعدد الصناديق المدرجة) حيث توضح أن معظم رأس المال السوقي له علاقة إرتباطات طردية مع عدد البنوك المدرجة ، وأن لها علاقة عكسية مع عدد الصناديق المدرجة وكذلك علاقة عكسية مع عدد الشهادات المدرجة.

النتائج

1 ـ أن قيمة معامل التحديد $R^2 = 0.902$ ومعامل التحديد المعدل بلغت$\bar{R}^2 = 0.859$ وهي عالية جداً ، وهذا يعني ان المتغيرات المستقلة المضمنة في النموذج تفسر نسبة 86 % من التغيرات التي تحدث في المتغير التابع ، وأن 14 % من التغيرات يرجع إلي عوامل أخري منها الخطأ العشوائي .

2 ـ أن قيم *VIF* لجميع المتغيرات المستقلة أقل من 10 وبالتالي لا يوجد إرتباط خطي متعدد بين المتغيرات المستقلة

3 ـ من خلال نتائج تحليل الإرتباط القويم والتوفيق الخطي للمتغيرات المعتمدة والمتغيرات المستقلة لهما ظهر أن قيمة الإرتباط القويم الأول (1) وقيمة الإرتباط القويم الثاني (0.981) وهذه النتائج تتوافق ومنهجية تحليل الإرتباط القويم .

4 ـ العلاقة بين متغيرات المجموعة التابعة والتي تمثل رأس المال السوقي حيث توضح أن معظم رأس المال السوقي له علاقة إرتباطات طردية مع عدد البنوك المدرجة ، وأن لها علاقة عكسية مع عدد الصناديق المدرجة ، كما أن لها علاقة طردية مع الشهادات المدرجة لكل من (Y4 و Y5 و Y7) وعلاقة عكسية مع بقية المتغيرات

5 ـ العلاقة بين متغيرات المجموعة المستقلة والتي تمثل (عدد الشركات المدرجة ، عدد الشهادات المدرجة وعدد الصناديق المدرجة) حيث توضح أن معظم رأس المال السوقي له علاقة إرتباطات طردية مع عدد البنوك

المدرجة ، وأن لها علاقة عكسية مع عدد الصناديق المدرجة وكذلك علاقة عكسية مع عدد الشهادات المدرجة

6 ـ طريقة تحليل الإرتباط القويم مفيدة جداً في التمثيل البياني وتفسير البيانات من خلال إكتشاف التراكيب والعلاقات المتشابهة بين المجموعات المختلفة ذات المتغيرات النوعية المتعددة الأبعاد وفئات تلك المتغيرات.

التوصيات

1 ـ نوصي بإستخدام نتائج الأساليب الإحصائية وتطبيقها في المناحي العملية .

2 ـ نوصي بإستخدامها في الدراسات الغير معقدة لأنه تبين من خلال إستخدامنا تحليل الإرتباط القويم كفاءة هذه الطريقة.

3 ـ نوصي بإجراء دراسات مماثلة بإستخدام نفس الأسلوب.

المراجع العربية والإنجليزية

1 . إبراهيم ، بسام يونس وآخرون ، (2002) " الاقتصاد القياسي " دار عزة للنشر والتوزيع ، الخرطوم ـ السودان.

2 ـ الطيب ، عز الدين مالك ((2008) ، " المدخل إلي الاقتصاد القياسي " ، الطبعة الأولي ، مطبعة جي تاون ، الخرطوم السودان.

3 ـ الكبيسي ، ماثل كامل (1998) " إستخدام الإرتباط القويم في دراسة العلاقة بين درجات مواد المفاضلة في القبول ودرجات المواد العلمية للسنة الأولي في كليات المجموعة الطبية " رسالة ماجستير كلية الإدارة والإقتصاد ، المستنصرية.

4 . الجاسم ، سليمة حمادي 2006 " مقارنة الإرتباط القويم النموذج الإحصائي والشبكات العصبية الإصطناعية " رسالة ماجستير كلية الإدارة والإقتصاد . بغداد

5 . عمر فوزي صالح الراوي ، محمد أسامة أحمد الكاتب " إستخدام تحليل الإرتباط القانوني في وصف العلاقة بين المتغيرات الجسمية والمهارية " مجلة تكريت للعلوم الصرفة 16/ 3/ 2011 .

6. Anderson T.W. An Introduction to Multivariate Statistical Analysis.

7 . Gnanadesikan , R, 1977 " Methods for statistical data analysis of multivariate observations" John – Wiley , New york .

8. Thompson , B , 1985 " Canonical Correlation analysis " uses and interpretation sage university papers , London.

9 . Levine . S . 1989 " Canonical analysis and factor comparison " sage university papers , Beverly Hills Landon .

10 . Muirhead , R.J1982 " Aspects of Multivariate statistical theory " John – Wiley , Inc. New York.

11 . Pedhazur, E.J.I 1982 " Multiple regression in behavioral research Explanation & prediction " Inc , U.S.A.