استخدام تحليل الارتباط القويم لدراسة تاثير مجموعة من العوامل على انتاج المحاصيل الاستراتيجية

سهيلة

نجم عبد الله*

1- المقدمة

بلا شك ان هدف تحقق الامن الغذائي يمكن اعتباره في طليعة التحديات الخطيرة التي تواجه العراق في ظل الزيادة المطردة في الطلب على الاغذية و الناتجة من الزيادة في معدلات النمو السكاني وعجز الطاقات الانتاجية العراقية على مواجهة الاحتياجات الاستهلاكية للمواطن، فهناك اختلال حاد في التوازن الاقتصادي الزراعي وبخاصة الاختلال الموجود بين انتاج المحاصيل الغذائية وبالذات المحاصيل الاستراتيجية الاستهلاكية. مما ادى الى تفاقم الفجوة الغذائية واللجوء الى العالم الخارجي لسد النقص الحاصل فيها .

لذا تاتي اهمية دراسة تاثيرالعوامل المؤثرة على انتاج المحاصيل الاستراتيجية من اجل تحديد اهمها.بهدف بناء سياسات وخطط انتاجية واستيرادية وتخزينية لهذه المحاصيل المهمة.

2- هدف البحث:

يهدف البحث إلى :

دراسة تاثير مجموعة من المتغيرات المستقلة على كميات الانتاج لمجموعة من المحاصيل الاستراتيجة (حنطة ،شعير، رز) من خلال ايجاد الارتباطات القويمة بين المجموعتين وتحديد مدى معنويتها ونوع الارتباط .

* مدرس مساعد/ الجامعة المستنصرية / كلية التربية / قسم الرياضيات

مقبول للنشر بتاريخ 2008/6/11

3 - الجانب النظري:

يتضمن هذا الجانب عرض موجز للاسلوب المستخدم في البحث

3- 1 الارتباط القويم Canoncal Correlation :

الارتباط القويم هو اسلوب يستخدم لدراسة العلاقة بين مجموعتين من المتغيرات الاولى تمثل Xs وتضم (X1,X2,X3,... XP) والثانية تمثل YS وتضم (Y1,Y2,...Yq) من خلال ايجاد عدد من التراكيب الخطية للمجموعتين ،وقياس العلاقة بين التركيبة الخطية للمجموعة الاولى والتركيبة الخطية للمجموعة الثانية والتي تمتلك اعظم ارتباط ممكن بينهما. بصورة اخرى يمكن القول ان الارتباط القويم يحاول تحديد العلاقة بين مجموعتين من المتغيرات من خلال ايجاد الترابط الخطي للمتغيرات في المجموعة الاولى والذي يرتبط بصورة عالية مع الترابط الخطي للمتغيرات في المجموعة الثانية.[9] حيث:

$$X^{*} = \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \ldots\ldots\ldots .. + \alpha_P X_P$$
$$Y^{*} = \beta_1 Y_1 + \beta_2 Y_2 + \ldots\ldots\ldots .... + \beta_P Y_P$$

اما معامل الارتباط فهو:

$$\rho_C = \frac{\operatorname{cov}(X^{*}, Y^{*})}{\sqrt{\operatorname{var}(X^{*})\operatorname{var}(Y^{*})}}$$

وعليه يمكن تعريف تحليل الارتباط القويم بانه حالة عامة للانحدار المتعدد فهو يقوم بايجاد العلاقة بين مجموعة من المتغيرات (Y) مع مجموعة من متغيرات (X) .

كما يمكن تعريفه بانه اسلوب 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 الانحدار باسلوب واحد .

3-2 نموذج الارتباط القويم Model of canonical correlation:

فكرة الاسلوب تنطوي على تكوين تركيبتين خطيتين واحدة لمجموعة XS والثانية لـ YS . فاذا كان لدينا N من المشاهدات وp من متغيرات المجموعة الاولى وq من متغيرات المجموعة الثانية بحيث ان N≥ P+ q أوان P≤ q او P ≥q أي ان : [10]

$$X = [Xij] \qquad i = 1,2,\ldots N \quad j = 1,2,\ldots p$$

$$Y = [Yij] \qquad i = 1,2,\ldots N \quad j = 1,2,\ldots q$$

وعليه فان التراكيب الخطية $\underline{c}'X$و $\underline{d}'Y$ هي :

$$Z_{X1} = U_i = \underline{C_1}' X \qquad Z_{Y1} = Vj = \underline{d_1}' Y$$

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

M

$$Z_{Xr} = Ui = \underline{C_r}' X \qquad Z_{Yr} = Vj = \underline{d_r}' Y$$

حيث ان $r = \min(p,q)$ ويمثل عدد ازواج التراكيب الخطية ، $(\underline{C'}),(\underline{d}')$ يمثلان متجه الاوزان ، Ui,Vj تراكيب خطية لـ p من متغيرات $X'S$ ولـ q من متغيرات $Y'S$.[4].

ان كل تركيبة خطيه تعرف بالمتغير القويم (canonical variable) . وكل تركيبه خطيه تميز عن الاخرى من خلال الاوزان المعطاة لمتغيرات المجموعة, ويجب ملاحظه

ان الاوزان تختار بحيث يكون كل متغير قويم قياسياً بوسط حسابي صفر وتباين واحد.

ان تحليل الارتباط القويم يقوم اساسا باختيار الاوزان $(C'),\ (d')$ بحيث يكون الارتباط ما بين اي زوج من التراكيب الخطية (Z_Y) (Z_X) اعظم مايمكن يسمى الارتباط بين ازواج المتغيرات القويمة بالارتباط القويم (Rc) , كما ان كل زوج مرتبط من هذه المتغيرات يكون غير مرتبط مع اي زوج اخر من المتغيرات القويمة التي ارتبطت فيما بينها .

ان خطوة تحديد الاوزان الخاصة بالزوج الاول ليست الوحيدة اذ قد يكون هناك ارتباط قويم اخر يتطلب تحديد الاوزان الخاصة به وهكذا.وعليه فالخطوة الثانية هي تحديد الاوزان الخاصة بالزوج الثاني والذي يمثل اعظم ارتباط قويم بالنسبة الى بقية الازواج عدا الزوج الاول وهكذا تسنمر العملية ، وقد نصل الى عدد غير محدد من الازواج الا في حالة كون (P≤ q) فان عدد ازواج التراكيب الخطية يكون مساويا الى P ،وفي حالة (q ≤P) عدد الازواج من التراكيب الخطية يكون مساويا الى

q .كما ان كل زوج يشكل نسبة من التباين المشترك لوصف العلاقة بين المجموعتين.فالزوج الاول هو صاحب اعلى نسبة يليه الثاني والثالث وهكذا. [9]

3-3-1 اشتقاق الاوزان لكل مجموعة خطية:

لاشتقاق وتحديد الاوزان المناسبة للمتغيرات القويمة بين المتغيرات في كل زوج والتي تجعل الارتباط في اعظم قيمة ، يجب حساب معامل الارتباط واشتقاق معادلته: [8]

افترض ان $U = \underline{c}'X \quad , V = \underline{d}'X$ تراكيب خطية الاولى لها P من المتغيرات والثانية لها q من المتغيرات تتبع التوزيع الطبيعي . [10]

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

ويمكن كتابة التركيبة الخطيةكلاتي .

$$Z_{xr} = Ui = C_{1i}X_1 + C_{2i}X_2 + \ldots\ldots\ldots + C_{pi}X_P \qquad i = 1,2,\ldots\ldots N$$

$$r = 1,2,\ldots\ldots\ldots p$$

$$Z_{Yr} = v_j = d_{1j}Y_1 + d_{2J}Y_2 + \ldots\ldots\ldots + d_{qj}Y_q \qquad j = 1,2,\ldots\ldots N$$

$$r = 1,2,\ldots\ldots q$$

Ui تمثل التركيبة الخطية الاولى (المتغير القويم للمجموعة $X'S$)

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

كما يمكن ان تكتب التراكيب الخطية بصيغة اخرى هي :

$$Z_{Xr} = U'_X = U_1X_1 + \ldots\ldots\ldots + U_PX_P$$

$$Z_{rn} = V'_Y = V_1Y_1 + \ldots\ldots\ldots\ldots + V_qY_q$$

بشكل اخر

$$\overline{Z_X} = U_1\overline{X_1} + \ldots\ldots + U_P\overline{X_P}$$

$$Z_X - \overline{Z_X} = U_1(X_1 - \overline{X_1}) + \ldots\ldots + U_P(X_P - \overline{X_P})$$

بتربيع الطرفين في اعلاه واخذ المجموع الى N نحصل على:

$$S_{XX}u=\sum_{i=1}^{N}ZX^2=u_1^2\sum_{i=1}^{N}(x_1-\overline{x_1})^2+.....+u_P^2\sum_{I=1}^{N}(X_P-\overline{X_P})^2+2u_1u_2\sum_{i=1}^{N}(x_1-\overline{x_1})(x_2-\overline{x_2})+.....$$

$$+2(u_{p-1}u_{p)})^2\sum_{i=1}^{N}(x_{P-1}-\overline{x_{P-1}})(x_p-\overline{x_p})$$

بافتراض ان جميع المتغيرات لها متوسط (M) وتباين ($\sum$) اي ان $X\sim\sim N(M,\sum)$

$\sum$ تمثل مصفوفة التباين والتباين المشترك للمجتمع , S تمثل تقدير للمصفوفة $\sum$

$$U'S_{XX}U=U_1^2S_{11}+....+U_P^2S_{PP}+2U_1U_2S_{12}+.....+2U_{P-1}U_P-S_{P-1}S_P$$

$$S_{jk}=\sum_{i=1}^{N}(X_{ij}-\overline{X_j})(X_{ik}-\overline{Xk}) \qquad j,k=1,2,.....p$$

$$\therefore U=\begin{bmatrix}U_1\\ \\ U_P\end{bmatrix} \qquad S_{XX}=\begin{bmatrix}S_{11} & S_{1P}\\ \\ S_{P1} & S_{PP}\end{bmatrix}$$

$$\sum_{i=1}^{N}ZX^2=U'S_{XX}U$$

وبنفس الاسلوب نبرهن:

$$\sum_{i=1}^{N}ZY^2=V'S_{YY}V$$

$$\sum_{i=1}^{N}Z_XZ_Y=U'S_{XY}V \qquad \therefore V=\begin{bmatrix}V_1\\ \\ V_q\end{bmatrix}$$

$$S_{yy}=\begin{bmatrix}S_{11} & S_{1q}\\ \\ S_{q1} & S_{qq}\end{bmatrix} \qquad S_{yy}=\begin{bmatrix}S_{X_1y_1} & \Lambda & S_{X_py_q}\\ & M & \\ S_{X_1y_q} & & S_{X_py_q}\end{bmatrix}$$

$$S_{YY}\,S_{jk}=\sum_{i=1}^{N}(Y_{ij}-\overline{Yj})(Y_{ik}-\overline{Y_k})$$

$$S_{XY}\,S_{X_JY_k}=\sum_{i=1}^{N}(X_{ij}-\overline{X_j})(Y_{jk}-\overline{Y_k}) \qquad \begin{matrix}j=1,2,....,\ p\\ K=1,2,.....\ q\end{matrix}$$

من المعادلات اعلاه فان معامل الارتباط :

$$\rho_{Z_x Z_y} = \frac{U'S_{XY}V}{\sqrt{(U'S_{XX}U)(V'S_{YY}V)}}$$

S_{XX} :مصفوفة التباين للمستويات في المجموعة X

S_{YY} :مصفوفة التباين للمستويات في المجموعة Y

S_{XY} :مصفوفة التباين للمستويات في المجموعة X,Y

ويمكن حساب الارتباط القويم عن طريق مصفوفة الارتباط كما يلي:

اذا كان لدينا P من المستويات في المصفوفة X و q من المستويات في المصفوفة Y . نفرض ان مصفوفة التحويل هي: [5]

$$D_X = \begin{bmatrix} \sqrt{S_{X1X1}} & ..... & 0 \\ : & & \\ 0 & .... & \sqrt{S_{XPXP}} \end{bmatrix} \qquad D_Y = \begin{bmatrix} \sqrt{S_{Y1Y1}} & .... & 0 \\ : & & \\ 0 & .... & \sqrt{S_{YqYq}} \end{bmatrix}$$

حيث ان :

$$DRD = S$$

$$R_{XX} = \begin{bmatrix} 1 & r_{X_1X_2} & ... & r_{X_1X_p} \\ r_{X_2X_1} & 1 & & \\ : & & & \\ r_{X_pX_11} & ... & & 1 \end{bmatrix} \qquad R_{yy} = = \begin{bmatrix} 1 & r_{y_1y_2} & .... & r_{y_1y_q} \\ r_{y_1y_1} & 1 & & \\ : & & & \\ r_{yy_qy_11} & ... & & 1 \end{bmatrix}$$

$$R_{xy} == \begin{bmatrix} r_{X_1y_11} & r_{X_1y_2} & .... & r_{X_1y_q} \\ : & r_{X_2y_2} & & \\ & & & \\ r_{X_py_1} & .... & & r_{X_py_q} \end{bmatrix}$$

يمكن اعادة صياغة المعادلات كلاتي :

$$\sum_{i=1}^{N} Zx^{2} = U'd_{x} R_{xx} d_{x} U$$

$$\sum_{i=1}^{N} Z_{y}^{2} = V'd_{y} R_{yy} d_{y} V$$

$$\sum_{i=1}^{N} Z_{x} Z_{y} = U'd_{x} R_{xy} d_{y} V$$

ولتبسيط المعادلات اعلاه نفرض

$$U'd_{x} = C', \quad V'd_{y} = d'$$

$$d_{x} U = C, \quad d_{yV} = d$$

فتصبح المعادلات كالتالي :

$$\sum_{i=1}^{N} Zx^{2} = c'R_{xx} c$$

$$\sum_{i=1}^{N} Z_{y}^{2} = d'R_{yy} d$$

$$\sum_{i=1}^{N} Z_{x} Z_{y} = c'R_{xy} d$$

$$r_{Z_x Z_y} = \frac{c'R_{xx} d}{\sqrt{(c'R_{xx} c)(d'R_{yy} d)}}$$

لاجل ايجاد متجهات الاوزان $\underline{c'}$, $\underline{d'}$ **بحيث كل متغير قويم يكون قياسيا بوسط حسابي 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 لاستخراج الاوزان وحساب معامل الارتباط القويم :

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

حيث ان $\frac{\sqrt{\lambda_1}}{2}$, $\frac{\sqrt{\lambda_2}}{2}$ **تمثل مضاعفات لاكرانج**

وباخذ المشتقة لـF بالنسبة الى c, d ومساوتها بالصفر نحصل :

$$\frac{\partial f}{\partial c} = R_{xy}\, d - \sqrt{\lambda_1}\, R_{xx}\, c' = 0 \quad \text{.....} \quad 1$$

$$\frac{\partial f}{\partial d} = cR_{xy} - \sqrt{\lambda_2}\, d'R_{yy} = 0 \quad \text{.....} \quad 2$$

بضرب المعادلة 1 في (c) والمعادلة 2 في (d) نحصل :

$$cR_{xy}\, d - \sqrt{\lambda_1}\, c'R_{xx}\, c = 0$$

$$cR_{xy}\, d - \sqrt{\lambda_2}\, d'R_{yy}\, d = 0$$

وبحل المعادلتين اعلاه والاستفادة من الشرط $c'R_{xx}\, c = d'R_{yy}\, d = 1$ **فان :**

$$cR_{xy}\, d = \sqrt{\lambda_1} = \sqrt{\lambda_2}$$

وبتعويض $\sqrt{\lambda_2}$, $\sqrt{\lambda_1}$ **احدهما بدل الاخرى في المعادلات نحصل :**

$$R_{xy}\, c = \sqrt{\lambda}\, R_{yy}\, d \quad \text{.....} \quad 3$$

$$c = \frac{1}{\sqrt{\lambda}} R_{xx}^{-1} R_{xy}\, d$$

وبتعويض قيمة c في المعادلة 3 نحصل :

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

بضرب المعادلة بـ $\sqrt{\lambda}\, R_{yy}^{-1}$ **نحصل على :**

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

$$(R_{yy}^{-1} R_{xy}\, R_{xx}^{-1} R_{xy} - \lambda I)\, d = 0$$

يطلق على المعادلة اعلاه بالمعادلة المميزة (Eiqen.Eq) للمصفوفة $R_{yy}^{-1} R_{yx}\, R_{xx}^{-1} R_{xy}$ **وعدد الجذور غير الصفرية المتحصل عليه من هذه المعادلة يساوي q والتي تدعى بالقيم المميزة(Eiqen.val). اما معامل الارتباط القويم (** $Rc = \sqrt{\lambda}$ **) فيمثل معامل الارتباط القويم بين كل زوج من المتغيرات القويمة .**

ان عدد الارتباطات القويمة تساوي عدد المتغيرات في المجموعة الصغرى ,وتكون اقيامها تنازلية:
Rc1 > Rc2 > …..>Rcp&q
وان كل زوج من المتغيرات القويمة يرتبط Zx , Zy مع متجهي الاوزان للمتغيرات في كل مجموعه .

3- 3- 2 حساب الاوزان:

لاجل تحليل وتفسير النتائج نحتاج حساب الاوزان القويمة لكل زوج من المتغيرات القويمة ، و لحساب الاوزان نتبع الخطوات التالية: [11]

1. نحل المعادلة التالية $M = R_{yy}^{-1} R_{xyx} R_{xx}^{-1} R_{xy}$, $|M - \lambda I| = 0$ للحصول على قيم (λ) الخاصة بكل زوج من المتغيرات القويمة.
2. نعوض قيم (λ) في المعادلة ,ثم نحسب مرافقات العوامل (cofactors) (L') لعناصر اي صف من المعادلة السابقة.
3. ثم نحسب :

$$Q = \sqrt{L' R_{yy} L}$$

$$d' = \frac{1}{Q} \underline{L'}$$

نجد قيم متجه الاوزان ($\underline{c'}$) المقابلة للمجموعة ($X'S$) بتعويض قيم المتجه ($\underline{d'}$) المقابلة للمجموعة ($Y'S$) في المعادلة $\underline{c'} = \frac{1}{\sqrt{\lambda}} R_{xx}^{-1} R_{xy} \underline{d'}$.

3-4- خواص الارتباط القويم:

1 – كل متغيرين من الارتباط القويم يشكلون تركيبة خطية.
2– جميع المتغيرات تكون عشوائية بمتوسط صفر وتباين 1.
3– تكون الارتباطات في التراكيب الخطية كالاتي:

$$corr\ (u_i, u_j) = 0\ if\ (i \neq j) \quad , \quad corr\ (u_i, u_j) = 1, if\ (i = j)$$
$$corr\ (v_i, v_j) = 0 \quad if\ (i \neq j), \quad corr\ (v_i, v_j) = 1, \quad if\ (i = j)$$
$$corr\ (u_i, v_j) = 0 \quad if\ (i \neq j), \quad corr\ (u_i, v_j) = Rc\ , if\ (i = j)$$

4- قيمة معامل الارتباط القويم تقع بين (1 ,1-) وبذلك فهي تتسم بنفس خواص معامل الارتباط البسيط.

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

6- يتصف الارتباط الفويم بصفة التباين المضاد اي ان $X'S$ يفسر التباين الحاصل في $Y'S$ والعكس صحيح لكل زوج من ازواج المتغيرات القويمة.

7- اذاكان $p \leq q$ فان المعادلة المستخدمة لايجاد الارتباط القويم هي:

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

إما عندما $P \geq q$ فتستخدم المعادلة الاتية:

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

3-5- اختبار معنوية الارتباط القويم:

يستخدم اختبار(χ^2) لتحديد المتغيرات القويمة المعنوية والتي تكون كافية لتوضيح العلاقة بين مجموعتين من المتغيرات . اي لاختبار فرضية العدم الي تنص على عدم وجود ارتباط بين المجموعتين من المتغيرات. [6]

$$H_0 : R_{xy} = 0 \quad or \quad \sum xy = 0$$
$$H_1 : R_{xy} \neq 0 \quad or \quad \sum xy \neq 0$$

$$\chi_c^2 = \left[- n + \frac{1}{2}(p + q + 1) \right] Log_e W_K \qquad [12]$$

$$W = \prod_{i=1}^{r} (1 - R^2 cz)$$

W معيار 1932 (Wilkn)

r: عدد الارتباطات القويمة اللا صفرية

R^2cz **: مربع معامل الارتباط القويم**

وتقارن مع قيمة (χ^2) الجدولية بدرجة حرية (p-k+1)(p-k+1) عند مستوى معنوية ملائم , k تمثل رتبة الزوج القويم تحت الاختبار. [9]

5-3 -1 المعاملات التركيبية (Structure Coefficient):

تستخدم المعاملات االتركيبية في تفسير نتائج التحليل القويم عوضا عن الاوزان القويمة ، فهي تعد موزنة اكثر من الاوزان القويمة بسبب كونها تتمكن الى حد ما من فصل تاثير التباينات الخاصة بكل متغير عن تاثير تباينات المتغيرات الاخرى ،كما ان اخطائها المعيارية اقل مما هو عليه في الاوزان القويمة. [6]

يعرف المعامل القويم بانه الارتباط بين درجات المتغير الاصلي ودرجات المتغير القويم المتعلق به.وتحسب المعاملات التركيبة للمجموعتين بالصيغتين الاتيتين:

$$\rho_x t = R_{xx}\underline{a}t \qquad \rho_y t = R_{yy}\underline{d}t$$

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

$\rho_y t$ **: يمثل متجه المعاملات التركيبية بالنسبة لكل متغير قويم للمجموعة** $Y'S$

R_{XX} , R_{yy} **:تمثلان مصفوفتي الارتباطات بالنسبة للمجوعتين** $Y'S, X'S$

$\underline{c}'t$, $\underline{d}'t$ **: يمثلان متجهي الاوزان القويمة للمجموعتين** $Y'S, X'S$

ملاحظة: قيمة المعامل التركيبي تقع بين (1،1-) ،مربعه يمثل نسبة مساهمته في تفسير التباين الحاصل في المتغير القويم قيمته بين(0، 1). [9]

5-3 – 2 معامل الافاضة (Rd):

يمثل نسبة التباين الحاصل في متغيرات مجموعة والمفسرة بمتغيرات مجموعة اخرى قيمته تتراوح بين(1،0) وتكون 1 عندما Rc=1 ويحسب عادة للارتباطات القوبمة المعنوية. [11]

يحسب Rd الكلي لبيان اثر متغيرات المجموعة $X'S$ **في متغيرات المجموعة** $Y'S$ **صيغته هي: [9]**

$$\overline{Rd}\ y/x = \sum_{1}^{\rho} Rdy_t$$

$$Rdy_t = (\mathrm{P}vy_t R^2 c_t)100$$

حيث: Rdy_t **= معامل الافاضة لكل متغير قويم في المجموعة** $Y'S$

$Puxt$ **= معامل كفاية الجودة لكل متغير قويم في المجموعة** $X'S$ **ويحسب كلاتي:**

$$\mathrm{P}ux_t = \frac{\sum_{1}^{p} \rho_x^2 t_r}{p} * 100$$

$\mathrm{P}vy_t$ **= معامل كفاية الجودة لكل متغير قويم في المجموعة** $Y'S$ **ويحسب بالصيغة الاتية:**

$$\mathrm{P}vy_t = \frac{\sum_{1}^{q} \rho_y^2 t_r}{q} * 100$$

$R^2 c_t$ **= مربع معامل الارتباط القويم**

4- الجانب التطبيقي:

يتضمن هذا الجانب الاجراءات المتبعة في البحث الحالي.

4-1 عينة البحث

تم جمع البيانات من السجلات الخاصة بالجهاز المركزي للاحصاء فقد تم اعتماد كمية انتاج المحاصيل الزراعية الاستراتيجية كمتغيرات للمجموعة الاولى ($Y'S$) وتضم (Y_1 ، Y_2 ، Y_3) ،وتمثل(كمية انتاج الحنطة ، كمية انتاج الشعير ، كمية انتاج الرز) على التوالي للفترة من(1978– 2006).

اما متغيرات المجموعة الثانية ($X'S$) فتضم (X_1 ، X_2 ، X_3 ، X_4) وتمثل (المتوسط العام للمساحة المزروعة(حنطة ، شعير ،رز) ، المعدل العام لسعر (الحنطة ،الشعير ،الرز) ، كمية المياه السطحية ، معدل النمو السنوي للسكان) على التوالي للفترة من(1978– 2006).

ملاحظة: الاسعار حسبت بالدولار لتلافي حالة التضخم في الاسعار بعد الحصار.

2-4 توزيع البيانات

يتطلب اسلوب التحليل القويم ان تتبع البيانات ($Y'S$) التوزيع الطبيعي لذا قمنا باستخدام اختبار (χ^2) للتطابق الموجود في البرنامج الجاهز(STATGRAPHICS)و النتائج موضحة في الجدول رقم(1)

جدول رقم (1)

يمثل قيم χ^2 المحسوبة والجدولية ودرجات الحرية

Var	χ^2 المحسوبة	χ^2 الجدولية	df
Y1	3.6697	3.84	1
Y2	4.33609	5.99	2
Y3	1.52313	3.84	1

وبعد مقارنة النتائج في الجدول اعلاه مع قيمة (χ^2) الجدولية وبدرجات الحرية في اعلاه ظهرت الفروق غير معنوية عند مستوى معنوية(α =0.05) لجميع متغيرات المجموعة ($Y'S$) مما يدل على ان البيانات تتوافق والنظرية الاحصائية اي ان البيانات تتبع التوزيع الطبيعي .

4- 3 حساب الارتباط القويم بين ($Y'S, X'S$)

بعد ان تم التاكد من ان بيانات المتغيرات المعتمدة تتوزع توزيعا طبيعيا ادخلت بيانات مجموعتي $X'S$ ، $Y'S$ الى الحاسوب واستخدام البرنامج الجاهز (STATGRAPHICS) لحساب الارتباط القويم بين كمية انتاج المحاصيل الزراعية الاستراتيجية و العوامل المؤثرة فيها نتائج التحليل موضحة في الجدول رقم (2).

جدول رقم (2)

يمثل قيم معاملات الارتباط القويم وقيم χ^2 المحسوبة والجدولية ودرجات الحرية

r	RC	R^2C	χ^2 المحسوبة	df	χ^2 الجدولية
0	0.678257	0.460032	23.23625	12	21
1	0.447471	0.200230	8.44637	6	12.6
2	0.347257	0.120587	3.08402	2	5.99

من الجدول اعلاه يتضح ان معامل الارتباط القويم الاول و البالغ قيمته (0.678257)، هو المعنوي عند مستوى دلالة (0.005) من بين هذه المعاملات ، حيث يؤشر هذا المعامل وجود علاقة ذات دلالة احصائية بين المتغيرات المعتمدة والمتغيرات المستقلة ، وبلغ مربع معامل الارتباط القويم الاول هو(0.460032)، والذي يؤشر مقدار التباين المشترك للزوج الاول من المتغيرات القويمة بين مجموعتي $X'S$ ، $Y'S$.

كما تم حساب المعاملات التركيبية ومربعاتها و الاوزان القويمة لمجموعة $X'S$ ، $Y'S$ ومعامل الافاضة الكلي لمجموعة ($Y'S$) والذي يشير الى نسبة مساهمة المتغيرات التوضحية ($X'S$) في تفسير التباين الحاصل في المتغيرات المعتمدة ($Y'S$) ومعامل كفاية الجودة الذي يؤشر نسبة التباين الكلي الحاصل في مجموعة المتغيرات التوضحية ($X'S$) التي كانت مفسرة من قبل المتغير القويم الاول، النتائج موضحة في جدول رقم (3)

جدول رقم (3)

يمثل المعاملات التركيبية ومربعاتها، الاوزان القويمة ، معاملات الافاضة

	الاوزان القويمة	المعاملات التركيبية	مربع المعاملات التركيبية	معامل كفاية الجودة	معامل الافاضة
	C	ρ_x	ρ_x^2		
X1	-0.052287	-0.376686	0.1418923	*Puxt* = 35.5814	Rdy/x =24.9075
X2	-0.435862	-0.473784	0.2244713		
X3	-0.213032	-0.626606	0.3926351		
X4	0.785641	0.815019	0.664256		
	d				
Y1	0.608173	0.417052			
Y2	-0.866159	-0.780725			
Y3	-0.280588	-0.249933			

من الجدول اعلاه يتضح ان معامل الافاضة Rdy/x الذي يؤشر نسبة مساهمة المتغيرات المستقلة ($X'S$) في التباين الحاصل في كمية انتاج المحاصيل الزراعية الاستراتيجية ($Y'S$) هو (24.9075) . كما ان معامل كفاية الجودة الذي يؤشر نسبة التباين الكلي الحاصل في مجموعة المتغيرات التوضيحية ($X'S$) التي كانت مفسرة من قبل المتغير القويم الاول للمجموعة بلغ (35.5814).

ويلاحظ من نسبة مساهمة كل متغير من المتغيرات التوضحية في تاثيرها بتفسير التباين الحاصل في المتغيرات المعتمدة والمبينة في جدول (3) ان جميع المتغيرات $(X'S)$ كان لها اثر واضح في تفسير التباين الحاصل في المتغيرات المعتمدة اذ جاءت جميع معاملاتها التركيبية اكبر (0.30) وهو المعيار المعتمد لتحديد فاعلية المتغيرات ،حيث يشير معظم الباحثين في التحليل القويم ان المعاملات التركيبية يجب ان لاتقل عن هذا المقدار كي تعد بانها ذات اسهام فاعل في تكوين المتغير القويم للمجموعة. الاان هذه المتغيرات تفاوتت في نسب تاثيرها بتفسير التباين الحاصل في المتغيرات القويمة . فيما يلي ترتيب المتغيرات المستقلة بحسب اعلى نسبة لمساهمتها في كميات الانتاج .

جدول رقم (4)

المتغير المستقل	الرمز	نسبة المساهمة	المرتبة
ا المتوسط العام للمساحة المزروعة	X1	14	4
المعدل العام للسعر	X2	22	3
كمية المياه السطحية	X3	39	2
معدل النمو السنوي للسكان	X4	66	1

ويبدو في اعلاه ان المتغير (معدل النمو السنوي للسكان)كان له اثر ايجابي واضح في تفسير التباين الحاصل في المتغيرات المعتمدة حيث احتل المرتبة الاولى. يليه المتغير (كمية المياه السطحية) بالمرتبة الثانية ثم المتغير (المعدل العام للسعر) و المتغير (المتوسط العام للمساحة المزروعة) بالمرتبة الثالثة والرابعةعلى التوالي ولكنها كانت ذات اثر سلبي على المتغيرات المعتمدة.

الاستنتاجات

تم التوصل إلى مجموعة من النتائج عن طريق الدراسة النظرية والتطبيقية ، أهمها .

1- هناك علاقة بدلالة احصائية بين المتغيرات المستقلة وانتاج المحاصيل الزراعية الاستراتيجية عند مستوى دلالة 0.005.

2- - ان المتغيرات المستقلة نجحت في تفسير نسبة (24.9075) من التباين الكلي الحاصل في المتغيرات المعتمدة.

3- لم تفسر المتغيرات المستقلة جميع التباين الحاصل في كميات الانتاج ،وعليه قد تكون هناك متغيرات اخرى يمكن ان تكون ذات تاثير معنوي لم يتم شمولها بالبحث.

4 – تباينت المتغيرات بنسب تاثيرها على كميات الانتاج حيث احتل المتغير (معدل النموالسنوي للسكان) اعلى نسبة يليه (كمية المياه السطحية) بالمرتبة الثانية اما المرتبة الثالثة والرابعة فكانت للمتغيرات (المتوسط العام للمساحة المزروعة) (المعدل العام للسعر) على التوالي.

المصادر

1- جاسم، سليمة حمادي (2006) "الارتباط القويم والشبكات العصبية الاصطناعية" رسالة ماجستير كلية الإدارة والاقتصاد ، بغداد.

2- الكبيسي،ماثل كامل (1998) "استخدام الارتباط القويم في دراسة العلاقة بين درجات مواد المفاضلة في القبول ودرجات المواد العلمية للسنة الاولى في كليات المجموعة الطبية" رسالة ماجستير كلية الإدارة والاقتصاد ، المستنصرية.

3- الراوي ،اسماء غالب (1996) "استخدام الارتباط القويم معيار لدمج الجدول التوافقيةمع تطبيق عملي" رسالة ماجستير كلية الإدارة والاقتصاد ، المستنصرية.

4- Gnanadesikan, R, 1977"Methods for statistical data analysis of multivariate observations "John - Wiley, New York.

5- Lindeman.R.H, et al, 1980 " introduction to bivariate and multivariate analysis" scolt - Foreman and company, Glen view, Illinois, U, S.A

6- Thompson, B, 1985 "Canonical Correlation analysis "uses and interpretation sage university papers, London

7- Lebart, L. et al, 1984 " Multivariate descriptive statistical analysis " John-Wiley, New York.

8- Timm, N.H. 1975 " Multivariate analysis with applications in education and psychology "wads worth company, Inc.california.

9- Levine. S. ,1989 " Canonical analysis and Factor comparison " Sage university papers ,Beverly Hills Landon.

10- Muirhead, R.J.1982 "Aspects of Multivariate statistical theory" John- Wiley, Inc. New York.

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

12- Barenett,V.D and Lewis,T.1963 "A study of the relation between G.C.E and degree results" J.R.statistic soc.(A)(126) p.p 187-226

جدول البيانات الاصلية

	Y1	Y2	Y3	X1	X2	X3	X4
1978	9998	6172	1720	32327	200.5333	80543	3
1979	6848	5714	1578	28909.33	228.2667	69820.7	3
1980	9056	6824	1465	31468.33	249.6	84958	3
1981	9020	9247	1622	30613.67	276.2667	81678.3	3
1982	9651	9020	1634	31853.67	309.3333	84548	3
1983	8410	8355	1105	36188.67	353.0667	70798.3	3
1984	4705	4820	1087	37320.33	354.1333	50110.7	3
1985	13023	13314	1589	41020.33	426.6667	90602.9	3
1986	9991	10459	1412	37865.67	458.6667	44718	3
1987	7222	7429	1959	36658.33	608	74016	2.9
1988	9292	14368	1506	34928	608	152350	2.9
1989	6022	6634	2318	33470.67	63.33333	46452.5	2.9
1990	11958	18543	2288	43675.33	81.2	45538	2.9
1991	14764	7684	1891	66907	76.66667	43270	2.9
1992	13107	13538	2573	41782.33	158.7333	74270	2.9
1993	9110	8904	2719	38651.67	65.33333	78730	2.9
1994	9821	8540	3829	37606.67	51.03333	60180	2.9
1995	10914	7124	3123	36767	112.5	89530	2.9
1996	11500	6473	2829	33898.67	102.7333	68850	2.9
1997	10421	4296	2743	33195.33	87.26667	70300	3
1998	11102	6299	3895	35221	59.4	37410	3
1999	11216	2830	2185	34941	67.6	36080	3
2000	10403	1927	124	22083	79.43333	36080	3
2001	13657	7128	49	24809	89	30520	3
2002	19482	8334	1938	35578.33	86	52910	3
2003	19832	8604	813	37434.33	120.9667	73090	3
2004	18321	8054	2503	34465.33	206.4667	64460	3
2005	18884	7544	3087	36970	288.8667	55300	3
2006	17532	9193	3633	35530.67	341.8667	63100	3

المصدر : الجهاز المركزي للاحصاء

.....

.....

.....