دراسة تطبيقية للارتباطات القويمة على عينتين مختلفتين من الدواجن المهجنة

د.

يوسف محمد خلف*

المستخلص:

يطبق موضوع الارتباطات القويمة عندما تكون لدى الباحث مجموعتين كبيرتين ولكل مجموعة عدد من المتغيرات يراد البحث فيها عن الارتباطات المتداخلة بين تلك المتغيرات، لذا يتوجب الحصول على نظام متناسق في فضاء كل مجموعة من المتغيرات حيث إن التناسقات الجديدة ستقدم نظام الارتباطات بشكل واضح جداً، وستكون التوافيق الخطية للمتغيرات في كل مجموعة لها ارتباط عند درجتها العظمى، وهكذا فإن التوافيق الخطية الثانية في كل مجموعة ستتطلب الوصول إلى الارتباط بين الارتباطات العظمى للتوافيق الخطية ويستمر ذلك إلى أن يتم تعيين النظامين المتناسقين بشكله الأخير.

Abstract:

Canonical correlation is applied whenever the researcher have two big groups in which every group have number of variables which wanted to be searched for this reason it must have a coordinate system in every space of variables groups in which the new coordination will offer an correlations system in detailed way, and the linear combination for the variables in every group have a correlation in it's maximum degree.

Then the 2'nd linear combination in every group demand the correlation between these maximum correlations for linear combination

* مدرس / الجامعة المستنصرية /كلية الادارة والاقتصاد/قسم الاحصاء

مقبول للنشر بتاريخ 2008/2/19

and continue in that unless the coordinate systems are determined in its final form.

1-1 المقدمة

قد يواجه الباحث مجموعتين كبيرتين لكل مجموعة عدد من المتغيرات يراد البحث فيها عن الارتباطات المتداخلة بين تلك المتغيرات، وهنا يعتبر موضوع الارتباط القويم من المواضيع الهامة في الاحصاء التي عالجت مثل هذه المشاكل، وقد عرض هذا الموضوع في الكثير من البحوث والكتب التي تناولت الجوانب النظرية التطبيقية له. وقد بدأ البحث في الموضوع منذ ان قدم Bartlett[2] في عام 1947 بحثا بعنوان (التوزيع العام للارتباط القويم). كما نشر Marriott[5] في عام 1952 بعض الاختبارات للمعنوية في التحليل القويم، وفي عام 1959 نشر الباحث Lawley[4] ايضا بعض الاختبارات في هذا النوع من التحليل. وفي عام 1971 قدم الباحثان Hodge & Klatzky[3] عن التحليل القويم ذو الطبيعة المهنية المتنقلة.

فلو تصورنا ان لدينا مجموعتين من المتغيرات لها توزيع Joint Distribution عندها يتم اجراء التحليل للارتباطات بين المتغيرات لاحد المجاميع ومتغيرات المجاميع الاخرى بهدف الحصول على نظام متناسق في فضاء كل مجموعة من المتغيرات، وبنفس الطريقة فان التناسقات الجديدة new coordinate تقدم نظام الارتباطات بشكل واضح لاغموض فيه. وبدقة اكثر ستجد بان التوافيق الخطية linear combination للمتغيرات في كل مجموعة لها ارتباط سيكون عند درجته العظمى. وهذه هي التوايق الخطية او التناسقات في النظام الجديد وهكذا فان التوافيق الخطية الثانية في كل مجموعة ستتطلب مثل ذلك الارتباط بين الارتباطات العظمى للتوافيق الخطية كما لو انها لم تكن مرتبطة مع التوافيق الخطية الاولى. وسيستمر هذا الاسلوب الى ان يتم تعيين النظامين المتناسقين الجديدين بشكل تام.

2-1 هدف البحث

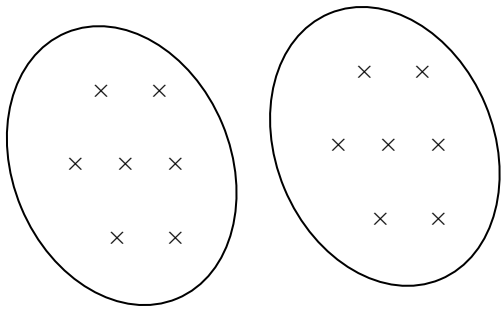
ان الهدف من اعداد هذا البحث هو اجراء مقارنة بين مجموعتين من الدواجن المهجنة، الاولى العراقية الفرنسية لتوضيح اي من المجموعتين تكون في استثمارها من قبل المستثمرين في مجال حقول الدواجن اكثر اقتصادية في عوائدها وبالتالي فان هدف المستثمر الذي ينصب دائما على تعظيم ارباحه وعوائده عن طريق تقليل الكلف والخسائر في الانتاج والابتعاد عن استخدام العشوائية في الاستثمار دون دراسة الجدوى الاقتصادية من المشروع.

3-1 الجانب النظري

نفترض ان لدينا عددا كبيرا من المتغيرات عندها سنقوم بتقسيمها الى مجموعتين رئيستين وبموجب تصور منطقي معين. وبعد ذلك نقوم بفصل الارتباطات بين المجاميع. اي اننا سنأخذ الارتباطات بين متغيرات المجموعة الاولى وكانه متغير واحد وبنفس الطريقة فيما يخص متغيرات المجموعة الثانية وعليه فان الارتباط القويم Canonical Correlation يمكن ان يعرف بانه العلاقة فيما بين مجموعتين.[1]

فلو كانت لدينا المجموعتان

المجموعة الاولى المجموعة الثانية



$\alpha' X_1$ $\delta' X_2$

$$\delta_1 X_1 + \delta_2 X_2 + \delta_3 X_3 = V$$

وهذا يعني ان

يمثل قيمة واحدة

$$\alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \alpha_3 X_3 = U$$

و

يمثل ايضا قيمة واحدة

وعليه فان:

$R_{U.V}$=Canonical Correlation (C.C)

فاذا كان لدينا X_p من الدوال حيث:

$$X = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ x_3 \\ . \\ . \\ x_p \end{bmatrix} \quad ; \quad E[X] = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ . \\ . \\ 0 \end{bmatrix}$$

وعندها يمكن تكوين مصفوفة التباين والتباين المشترك التالية:

$$V(X) = \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \mathrm{K} & \sigma_{1p} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \mathrm{K} & \sigma_{2p} \\ \sigma_{p_1 1} & \sigma_{p_1 2} & \mathrm{K} & \sigma_{p_1 p} \\ \sigma_{p1} & \sigma_{p2} & \mathrm{K} & \sigma_{p1} \end{pmatrix}$$

لو تصورنا ان المتجه X انقسم الى مجموعتين، المجموعة الاولى تمثل الدرجات التي حصل عليها الطالب في الامتحانات النهائية للصف السادس الاعدادي، وان المجموعة الثانية تمثل تسلسل رغبات الطالب في التقديم الى الجامعات العراقية، عندها ستكون المجموعتين:

$$X_1 = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ x_3 \\ . \\ . \\ x_{p1} \end{bmatrix} \quad \text{و} \quad X_1 = \begin{bmatrix} x_{p+1} \\ . \\ . \\ . \\ . \\ x_p \end{bmatrix}$$

حيث ستكون المجموعة الاولى مكون من P_1 من المتغيرات، اما المجموعة الثانية فهي مكون من $P - P_1 = P_2$

وعليه فاننا نحصل على المصفوفة:

$$V = \begin{pmatrix} V_{11} & V_{12} \\ V_{21} & V_{22} \end{pmatrix}$$

حيث

$(V_{11})_{P_1\times P_1}$ و $(V_{12})_{P_1\times P_2}$ = $(V_{21})_{P_2\times P_2}$

$(V_{22})_{P_2\times P_2}$

حيث

$$X=\begin{pmatrix}X_1\\X_2\end{pmatrix} \qquad E(X_1)=0$$

$$U'=\alpha' X_1 = U$$
$$V'=\delta' X_2 = V$$

ولايجاد الارتباط بين U و V يجب ان نجد قيم المتجهات $(\alpha' \text{ و } \delta)$ حيث:

$$E(U'U)=\alpha' V(X_1)\alpha$$
$$=\alpha' E X_1 X_1^{'}\alpha$$
$$=\alpha' V_{11}\alpha$$

كذلك فان $E(V'V)$ هو:

$$E(V'V)=\delta' V_{22}\delta'$$

وان:

$$E(U'V)=\alpha' V_{12}\delta$$

فلو كان

$$\alpha' V_{11}\alpha = 1$$
$$\therefore \text{var}(U)=\alpha' V_{11}\alpha = 1$$
$$E(V'V)=\delta' V_{22}\delta' = 1 = \text{var}(V)$$
$$E(U'V)=\alpha' V_{12}\delta = r_{u,v}$$

وبما ان القيم المتوقعة للمتغير تساوي صفرا فان المتغير X يتوزع طبيعيا قياسيا X~N(0,1) اي ان:

$$r_{X,Y}=\frac{Cov(X,Y)}{\sqrt{V(X)V(Y)}}=Cov(X,Y)$$

وعليه فان:

$$r_{U,V} = \frac{Cov(U,V)}{\sqrt{V(U)}\sqrt{V(V)}}$$

فان كان ζ يمثل بالحد الاعلى حيث

$$\zeta = \alpha' V_{12}\delta - \frac{1}{2}\lambda(\alpha' V_{11}\alpha - 1) - \frac{1}{2}\zeta(\delta' V_{22}\lambda - 1)$$

وحيث ان المطلوب هو جعل قيمة ζ في نهايتها العظمى حيث عندها سيكون الارتباط عند اعظم درجاته فاننا نقوم باخذ المشتقة الى كل من α' و δ' حيث :

$$\frac{\partial\zeta}{\partial\alpha'} = V_{12}\delta - \lambda V_{11}\alpha - 0 = 0 \qquad \text{.....(1)}$$

$$\frac{\partial\zeta}{\partial\alpha'} = V_{21}\alpha - 0 - \lambda V_{22}\delta = 0 \qquad \text{.....(2)}$$

وبضرب المعادلة (1) في α' ، والمعادلة (2) في δ' تحصل على:

$$\alpha' V_{12}\delta - \lambda\alpha' V_{11}\alpha = 0 \qquad \text{.....(3)}$$

$$\delta' V_{21}\alpha - \lambda\delta V_{22}\delta = 0 \qquad \text{.....(4)}$$

وبما ان كل من :

$$\alpha' V_{11}\alpha = 1$$

$$\delta' V_{22}\delta = 1$$

$$\therefore \alpha' V_{12}\delta = \lambda \qquad \text{.....(5)}$$

$$\delta' V_{21}\alpha = \lambda \qquad \text{.....(6)}$$

وبما ان المعادلتين (5) و (6) متسويتين

$$\therefore \lambda' = \delta'$$

$$\lambda = \delta$$

ومن المعادلتين (1) و (2) حيث:

$$V_{12}\delta - \lambda V_{11}\alpha = 0$$

$$V_{21}\alpha - \lambda V_{22}\delta = 0$$

نحصل على:

$$\begin{pmatrix} -\lambda V_{11} & V_{12} \\ V_{21} & -\lambda V_{22} \end{pmatrix}\begin{pmatrix} \alpha \\ \delta \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}$$

حيث

$$w^{-1}BV-\lambda IV=0$$

$$(w^{-1}B-\lambda I)V=0.....\lambda_1\geq\lambda_2\geq\lambda_3....\geq\lambda_{p1}$$

وان $(P_1 \leq P_2)$

وان اكبر قيمة تظهر تسمى λ_1، اما قيمة المحدد للمصفوفة

$$\begin{vmatrix}-\lambda V_{11} & V_{12}\\ V_{21} & -\lambda V_{22}\end{vmatrix}=0$$

ومن قيمة λ_1 نحصل على α_1 و δ_1 حيث تحصل على قيم

$$U=\alpha' X_1$$

$$V=\delta' X_2$$

$$r_{U,V}=Cov(U,V)$$

ومن λ_2 نحصل على α_2 و δ_2 حيث

كذلك $r_{ui,vi}$

وبضرب المعادلة (1) في λ، والمعادلة (2) في V_{22}^{-1} نحصل على:

$$-\lambda^2 V_{11}\alpha+V_{12}\lambda\delta=0 \qquad .....(7)$$

$$V_{22}^{-1}V_{21}\alpha-\lambda V_{22}^{-1}V_{22}\delta=0 \qquad .....(8)$$

ومن المعادلة (8):

$$\lambda\delta=V_{22}^{-1}V_{21}\alpha$$

وبالتعويض عن قيمة $\lambda\delta$ في المعادلة (7) نحصل على:

$$-\lambda^2 V_{11}\alpha+V_{12}V_{22}^{-1}V_{21}\alpha=0 \qquad .....(9)$$

$$\therefore\ (V_{12}V_{22}^{-1}V_{21}-\lambda^2 V_{11})\alpha=0 \qquad .....(10)$$

ولكي يساوي ضرب المصفوفة في المتجه α صفرا يجب ان تكون قيمة المحدد صفرا اي ان:

$$\left|V_{12}V_{22}^{-1}V_{21}-\lambda^2 V_{11}\right|=0$$

لذا نضرب المعادلة (10) في V_{11}^{-1} فنحصل على:

$$(V_{11}^{-1}V_{12}V_{22}^{-1}V_{21}-\lambda^2 V_{11}^{-1}V_{11})\alpha=0 \qquad .....(11)$$

$$\lambda^2=\vartheta \qquad : \qquad -V_{11}^{-1}V_{11}=I$$

$\vartheta^2 = (C.C)^2$

حيث C.C هو الـCanonical Correlation

$\therefore \vartheta = (C.C)$

وبالتعويض عن λ^2 بقيمتها ϑ في المعادلة (11) نحصل على:

$$(V_{11}^{-1}V_{12}V_{22}^{-1}V_{21} - \vartheta I) = 0 \qquad \text{.....(12)}$$

$$\therefore V = \begin{pmatrix} V_{11}^{-1} & V_{12} \\ V_{21} & V_{22} \end{pmatrix} = 0$$

وبالرجوع الى المعادلة (11) وبالتعويض عن قيمة λ^2 بـ(V) ووضعها بصيغة المحدد نحصل

$$\left| V_{11}^{-1}V_{12}V_{22}^{-1}V_{21} - VI \right| = 0 \qquad \text{.....(13)}$$

والان نعوض عن قيم V بـR فنحصل على:

$$\left| R_{11}^{-1}R_{12}R_{22}^{-1}R_{21} - RI \right| = 0 \qquad \text{.....(14)}$$

ومن اجل حساب قيمة المحدد

$$\left| V_{11}^{-1}V_{12}V_{22}^{-1}V_{21} - \lambda^2 I \right|$$

نضرب في $\left|C_{11}^{-1/2}\right| * \left|C_{11}^{1/2}\right|$

حيث

$$\left|C_{11}^{-1/2}\right|\left|C_{11}^{1/2}\right| = \left|C_{11}^{-1/2} * C_{11}^{1/2}\right| = |I| = 1$$

وعليه فان:

$$\left|C_{11}^{1/2}\right| * \left|V_{11}^{-1}V_{12}V_{22}^{-1}V_{21} - \lambda^2 C_{11}^{1/2}\right| * \left|C_{11}^{-1/2}\right|$$

$$\left|C_{11}^{1/2}V_{11}^{-1}V_{12}V_{22}^{-1}V_{21} - \lambda^2 C_{11}^{1/2}\right| * \left|C_{11}^{-1/2}\right|$$

$$\left|C_{11}^{1/2}V_{11}^{-1}C_{11}^{1/2}C_{11}^{-1/2}V_{12}C_{11}^{-1/2}C_{11}^{1/2}V_{22}^{-1}C_{11}^{1/2}C_{11}^{-1/2}V_{21}C^{-1/2} - \lambda^2 I\right|$$

وبما ان:

$$C_{11}^{-1/2}V_{11}C^{-1/2} = R_{11}$$

$$C_{11}^{-1/2} V_{12} C^{-1/2} = R_{12}$$

$$C_{11}^{-1/2} V_{22}^{-1} C_{11}^{1/2} = R_{22}$$

$$C_{11}^{-1/2} V_{21} C_{11}^{-1/2} = R_{21}$$

فان:

$$\left| R_{11}^{-1} R_{12} R_{22}^{-1} R_{21} - \lambda^2 I \right|$$

حيث تم هنا احلال R محل V

ومعلوم ان:

$$\hat{\sigma}_1^2 = \frac{\sum (X_{11} - X_1')^2}{n-1}$$

$$\sigma_{12} = \frac{\sum (X_{11} - X_1')(X_{12} - X_2')}{n-1}$$

وعليه فان:

$$\left| C_{11}^{-1} C_1 C_{22}^{-1} C_{21} - \lambda^2 I \right|$$

واذا ما علمنا بان مجموع حاصل ضرب C اعلاه هو نفسه مجموع المربعات وبقسمتها على (n-1) فاننا نحصل على ما يمثل مصفوفات التباين والتباين المشترك.

ولاجل اجراءاختبار الارتباط نضع الفرضية ادناه:

H_0: the principle correlation are not significant or they are closer to zero>

H_1: the principle correlations are significant.

H_0: $V_{12} = 0$
H_1: $V_{12} \neq 0$

وباستخدام دالة الامكان الاعظم، حيث:

$$\lambda^{2/n} = T_1 = \frac{\left|\hat{V}\right|}{\left|\hat{V}_{11}\right|\left|\hat{V}\right|}$$

وهنا نستخدم القيمة المقدرة لانها محسوبة من العينة $\hat{V}$ او ان:

$$T_1 = \left|I - \hat{V}_{11}^{-1}\hat{V}_{12}\hat{V}_{22}^{-1}\hat{V}_{21}\right|$$

ولان دالة كثافة الاحتمال لاختبار T_1 غير موجودة ، لذا فان T_1 يتم تحويلها الى اختبار اخر حيث:

$$T_1 = \left|I - \Lambda^2\right| = \prod_{J=1}^{P_1}(1 - \lambda_J^2) \qquad P_1 < P_2$$

ولكون T_1 يحمل خاصية مهمة عرضها الباحث Bartlett الا وهي:[2]

$$-\left[n-(P_1+P_2+1)\right]\ln T_1 \sim \chi^2_{(P_1-P_2)}$$

فاذا كانت القيمة المحسوبة اعلاه هي اصغر من χ^2 الجدولية فان الاختبار يتوقف عند هذه المرحلة.

اما اذا كانت القيمة المحسوبة هي اكبر من χ^2 الجدولية فاننا نستمر في الاختبار ونقوم عندها بتغيير الفرضية حيث ستكون الفرضية كما ادناه.

H_0: بعد اخراج الارتباط الاساسي الاول فان الارتباطات الاساسية الباقية ليست ذات اهمية (معنوية).

H_1: بعد اخراج الارتباط الاساسي الاول فان الارتباطات الاساسية الباقية هي على الاقل احدها يكون مهما (معنويا).

وعندها فان:

$$T_2 = \prod_{J=2}^{P_1}(1-\lambda_J^2) \sim \chi^2_{(P-1)(P_2-1)}$$

$P_2 \geq P_1 = 4$

فاذا كان

فاننا نقوم باجراء اختبار اخر عندها سيكون

$\chi^2_{(P_1-2)(P_2-2)}$, $\chi^2_{(P_1-3)(P_2-3)}$

وبايجاز فاذا كانت

$$V=\begin{pmatrix} V_{11} & V_{12} \\ V_{21} & V_{22} \end{pmatrix}$$

$$V=\begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{pmatrix}$$

$$\left|V_{11}^{-1}V_{12}V_{22}^{-1}V_{21}-\lambda^2 I\right|=0$$

وهذا ما يمكن ان يكتب بصيغة اخرى وهي:

$$\left|\frac{\sigma_{12}^2}{\sigma_{11}\sigma_{22}}-\lambda^2\right|=0$$

وبما ان:

$$\rho=\frac{\sigma_{11}}{\sqrt{\sigma_{11}\sqrt{\sigma_{22}}}}$$

$$\therefore \left|\rho^2-\lambda^2\right|=0$$

وهذا يعني ان:

$$\lambda^2-\rho^2=C.C=\delta$$

1-2 الجانب التطبيقي:

البيانات الخاصة بالجانب التطبيقي ادناه والتي تمثل مصفوفة R التي حصلنا عليها من البيانات الخام لعينة مكونة من مجموعتين المجموعة الاولى كانت مهجنة من الدواجن العراقية والامريكية والمجموعة الثانية كانت مهجنة من الدواجن العراقية الفرنسية وكان حجم العينة 100 حيث كان المتغير X_{1x} يمثل وزن الدجاجة بعد مرور ستة اشهر، والمتغير X_{2x} يمثل كمية بيض المائدة التي تم الحصول عليها خلال 45 يوما للجموعة الاولى التي تمثل الصنف العراقي الامريكي (المهجن) من الدواجن والمتغير X_{3x} يمثل ايضا وزن الدجاجة من الصنف العراقي الفرنسي (المهجن) من الدواجن والمتغير X_{4x} يمثل ايضا كمية بيض المائدة التي تم الحصول عليها لنفس الفترة الزمنية.

حيث تم الحصول من البيانات على مصفوفة الارتباط التالية:

$$R=\begin{bmatrix}1.000 & 0.401 & 0.503 & 0.601\\ 0.401 & 1.000 & 0.303 & 0.403\\ 0.503 & 0.303 & 1.000 & 0.208\\ 0.601 & 0.403 & 0.208 & 1.000\end{bmatrix}$$

ان المتغيرين الاوليين سيكونان مجموعة والمتغيرين الاخيرين سيكونان مجموعة اخرى.

ولايجاد الارتباط الاساسي بين المجموعة فان:

$$\left|R_{11}^{-1}R_{12}R_{22}^{-1}R_{21}-\lambda^2 I\right|=0$$

$$\left|R_{22}^{-1}R_{21}R_{11}^{-1}R_{21}-\lambda^2 I\right|=0$$

وكلاهما يعطيان نفس القيمة الى λ^2 وعليه:

$$\begin{pmatrix}1.000 & 0.208\\ 0.208 & 1.88\end{pmatrix}^{-1}\begin{pmatrix}0.503 & 0.303\\ 0.601 & 0.401\end{pmatrix}\begin{pmatrix}1.00 & 0.401\\ 0.401 & 1.00\end{pmatrix}^{-1}\begin{pmatrix}0.503 & 0.601\\ 0.303 & 0.401\end{pmatrix}-\begin{pmatrix}\lambda^2 & 0\\ 0 & \lambda\end{pmatrix}=0$$

وحيث $\lambda^2 = r$

$$\begin{pmatrix}0.206 & 0.251\\ 0.278 & 0.340\end{pmatrix}-\begin{pmatrix}r & 0\\ 0 & r\end{pmatrix}=0$$

$$\begin{pmatrix} 0.206 - r & 0.251 \\ 0.278 & 0.340 - r \end{pmatrix} = 0$$

(0.206 – r)(0.304 – r) – (0.278)(0.251)=0

r_1 = 0.546 $\lambda_1 = \sqrt{0.546} = 0.74$

r_2 = 0.001 $\lambda_2 = \sqrt{0.001} = 0.031$

والان نقوم باجراء الاختبار للفرضية.

H_0: ان الارتباط الاساس ليس معنويا

H_1: ان الارتباط الاساس معنوي

$$T_1 = \pi(1 - \lambda_j^2)$$

= (1- 0.546)(1 – 0.001)
= 0.454

وحيث ان:

$$-\left[(N-1)-\left(\frac{P_1+P_2+1}{2}\right)\right]\ln T_1 \sim \chi^2_{(P_1-P_2)}$$

$$-\left[(100-1)\frac{-1}{2}(2+2+1)\right]\ln[0.454]$$

$$-\left[99-\frac{2+2+1}{2}\right]\ln[0.454]$$

- 96.5(-0.789) = 76.20

وحيث ان قيمة $\chi^2_{4.005}$ الجدولية هي 9.488

اذن 76.20>9.488

وعليه فاننا نرفض فرضية العدم وهذا يعني اما ان تكون كل من λ_1, λ_2 ذات اهمية (معنوية) او على الاقل احدها معنوية.

وبسبب رفضنا فرضية العدم عليه يجب ان نكمل الحل لتوضيح كون λ_1 هي (First C.C).

وعليه نضع الفرضية الجديدة وهي:

$H_0 : \lambda_2 = 0$
$H_1 : \lambda_2 \neq 0$

وكما سبق عرضه في الجانب الرياضي فان فرضية العدم هذه توضع على اساس ان (First C.C) يتم استبعاده او اخراجه ويجري الاختبار للباقي وهي λ_2 وعليه فان:

$$T_2 = -\left[N - 1 - \frac{(P_1 + P_2 + 1)}{2} \right] \ln T_1$$

$$\therefore T_2 = -96.5 \ln(1 - 0.001)$$

$$= - 96.5 (- 0.001)$$

$$= 0.096$$

وبما ان قيمة χ^2 تساوي 3.841 فان فرضية العد لاترفض، اي ان λ_2 هي ليست معنوية. ولكون (First C.C) ذو اهمية (معنوية) فاننا نستخدم λ_1 لايجاد قيم كل من α و δ حيث:

$$\begin{pmatrix} 0.206 - \lambda_1^2 & 0.251 \\ 0.278 & 0.340 - \lambda_1^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \delta_1 \\ \delta_1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}$$

عندها نجد ان:

$\delta_1 = 0.547$
$\delta_2 = 0.737$

وعليه فان:

$$(R_{11}^{-1}R_{12}R_{22}^{-1}R_{21} - \lambda^2 I)\begin{pmatrix}\alpha_1\\ \alpha_2\end{pmatrix} = \begin{pmatrix}0\\ 0\end{pmatrix}$$

ومن ذلك نجد ان:

$\alpha_1 = 0.856$
$\alpha_2 = 0.278$

ومن كل ما ورد وحصلنا عليه من قيم نجد ان:

$U = 0.856X_1 + 0.278X_2$
$V = 0.547X_3 + 0.737X_4$
$r_{U,V} = 0.74$

3-1 الاستنتاجات والتوصيات :

حيث ان قيمة λ_1=0.74 وان قيمة λ_2=0.031 هذا يعني ان 0.74 تمثل القيمة الاكبر للارتباطات القويمة وهي اعلى من كل ارتباطات المشاهدات لمتغيرات المجوعة الاولى مع المتغيرات الاخرى. وبما ان الارتباط القويم الثاني هو قريب جدا من الصفر ويساوي (0.031) وهذا يعني بان عندما يراد البحث في العلاقة بين متغيرات المجموعة الاولى والثانية فاننا يجب ان نركز اهتمامنا على المتغيرات القويمة الاولى لان متغيرات المجموعة الثانية كانت ضعيفة الارتباطات.

ومن ذلك يتبين ان المجموعة الاولى (المهجنة من الدجاج العراقي والامريكي) هي افضل من المجموعة المهجنة الثانية (العراقية الفرنسية) في وزنها وفي كمية بيض المائدة، ولذا فان هذه المجموعة هي اقتصادية جدا من الناحية الاستثمارية في ترتيبها.

كما وان من اهم الملاحظات الاخرى المهمة التي عكسها لنا المشرفون على الحقل وهو ان الصنف الاول مناعة وقوة على تحمل التغيرات الجوية والبيئية.

وان الهلاكات والتفوق فيها اقل من المجموعة الثانية لذا نوصي المستثمرين في هذا الحقل التوجه نحو تربية صنف المجموعة الاولى لانه يمثل استثمارا ذو مردودات اقتصادية عالية.

المصادر:

1. **Anderson T.W. An Introduction to Multivariate Statistical Analysis.**

2. **Batlett, M.S.(1947); "The general canonical correlation distribution", Ann.Math. statist. 18.P.1.**

3. **Klatzky, S.R, and Hodge, R.W.(1971)"A canonical analysis of occupational mobility". JASA, 66P.16.**

4. **Lawley, D.N.(1959)."test of significance in canonical analysis", Biometrika,46,P.50.**

5. **Marriott, F.H(1952). "Tests of significance in canonical analysis, 39, P.58.**

6. **حقول دواجن "مركز اباء للبحوث"**

.....

.....

.....