تحليل احصائي لواقع الخصوبة ووفيات الأطفال في العراق باستعمال الإرتباط القويم 2011 – 2012

أ.كمال علوان خلف* فائز حامد سلمان**

المستخلص

لغرض تقصي آثر مجموعة من المتغيرات المستقلة في ظاهرتي الخصوبة ووفيات الأطفال في أن واحد أخذين بالاعتبار العلاقة المتبادلة (Interdependence) في مجموعة المتغيرات التابعة (الخصوبة والوفيات)، إذ ان المتغيرات المؤثرة على وفيات الأطفال تكاد تكون نفسها المؤثرة على ظاهرة الخصوبة وكل من الظاهرتين تُؤثر وتتأثر بالأخرى وتربطهما علاقة تبعية متبادلة وتم ذلك بالاستناد الى بيانات حديثة للمسح العنقودي متعدد المؤشرات (MICS-4) الذي قام به الجهاز المركزي للأحصاء/ العراق 2012، لعينة حجمها (36,580) أسره وتم تحليل البيانات بالبرنامج الأحصائي (STATA Version 12). ونخلص من نتائج هذا البحث الى ان المتغيرات الديموغرافية المتمثلة بعمر الأم الحالي، وعمر الأب الحالي، وعدد أفراد الأسرة، هي أكثر متغيرات المجموعة المستقلة إرتباطاً ايجابياً بكل من عدد الأطفال الذين أنجبتهم الأم (الخصوبة)، وعدد الأطفال المتوفين لديها (الوفيات) ، وأن المتغيرات ، عمر الأم عند الزواج ، ومستوى الرعاية الطبية المقدمة للأم وطفلها، ومستوى تعليم الأم، والمستوى الأقتصادي للأسرة تعد هذه الأخرى من أهم المتغيرات المرتبطة مع كل من الخصوبة ووفيات الأطفال أنياً وترتبط بشكل عكسي معهما غير أن من بين متغيري المجموعة التابعة تبين أن الخصوبة هو المتغير الأكثر تأثيراً بمتغيرات المجموعة المستقلة. وتم الأعتماد على نتائج معاملات الأحمال (التشبعات) القويمة (Canonical-loadings) بدل نتائج الأوزان القويمة التي تتأثر بمشكلة التعدد الخطي بين متغيرات المجموعتين، وبناء على الهدف من تحليل الإرتباط القويم لدراسة العلاقة بين متغيرات المجموعة التابعة ومتغيرات المجموعة المستقلة تم أحتساب معاملات الأحمال المختلطة لمجموعتي المتغيرات المستقلة والتابعة (canonical cross-loadings) .

الخصوبة ، وفيات الأطفال ، التحليل القويم .

Abstract

In order to investigate a group of independent variables in the phenomena of fertility and child mortality at the same time, the correlation (interdependent) in dependent variables belong to fertility and mortality is to be taken into account as the variables affecting the child mortality are almost the same which influence the phenomenon of fertility. Both phenomena affect each other and are linked by a reciprocal relationship which is made by depending on the recent data of the multiple indicators, Cluster survey (MICS-4) carried out by the central Bureau of statistics/ Iraq 2012 for a sample size (36,580). The data have been analyzed by the statistical program (STATA version 12).

The results of the present research have concluded that the demographic variables represented by the present mother and father age and the number of

* جامعة بغداد/ كلية الادارة والاقتصاد .

** باحث .

مقبول للنشر بتأريخ 2014/3/19

مستل من رسالة ماجستير

family members are more independent variables groups which is positively correlated with the number of the children born to the mother (fertility) and the number of the deceased children. The variables such as the age of the mother when getting married, the level of the medical care provided to the mother and her child, the mother's education level, and the economic level of the family car be considered as the most important variables associated with both fertility and child mortality instantly and associated with them inversely.

It has been noted that the fertility has the greatest influence on the independent variables group. It has been relied on the results of transaction loads or orthodoxy (canonical loadings) instead of the weights orthodoxy which are affected by the problems of multi-linearity between the variables, of both groups. Depending on the object of analyzing the correlation to study the relationship between both dependent and independent variables group, the canonical cross-loadings of both groups have been calculated .

Fertility, child mortality, canonical correlation

1. المقدمة وهدف البحث

1.1 المقدمة

تعد الدراسات السكانية لأي مجتمع ذات أهمية قصوى في مجالات التخطيط التنموي سواء الأقتصادي أو الأجتماعي ومن المعروف أن التخطيط على مستوى الوطن يعتمد بالدرجة الأولى على الخصائص السكانية من أجل تحسين مستوى المعيشة عن طريق زيادة فرص العمل والقضاء على البطالة ورفع مستوى التعليم لذا بدأت السلطات والمؤسسات المعنية بالأهتمام بالزيادة السكانية، وما تتطلب هذه الزيادة من مواجهة للحد من المشكلات المتوقع أن تنجم عنها وبما أن الخصوبة والوفيات نتاج التركيب السكاني في المجتمع وتؤثر في نفس الوقت في هذا التركيب، لذا لابد من التعرف على العوامل الأقتصادية والأجتماعية والديموغرافية، المؤثرة على الخصوبة ووفيات الأطفال أنياً حتى نتمكن من وضع تصوراً واضحاً عن كيفية حصول زيادة أو إنخفاض في السكان وبالتالي وضع الخطط الأقتصادية والأجتماعية اللازمة.

ونظراً لأهمية العلاقة بين الخصوبة ووفيات الأطفال والعوامل الأقتصادية والأجتماعية وندرة الدراسات التطبيقية لهذا الموضوع على مستوى العراق اذ أن اغلب البحوث والدراسات على هاتين الظاهرتين تناولتهما كلاً على حدا، لذا أردنا في هذا البحث أن نبحث بشئ من التحليل المعمق لهذه العوامل وسيعتمد البحث على المعطيات الأحصائية للجهاز المركزي للاحصاء[1]، ومن هذه الدراسات التي تناولت هاتين الظاهرتين:-

- في عام 1981 قدم الباحث محمد سمير محمد امين التكرتي رسالة ماجستير بعنوان (دراسة احصائية عن وفيات الأطفال حديثي الولادة في العراق).
- في عام 1991 قياس الخصوبة والوفيات في اليمن بإستخدام بيانات تعداد 1986 المعدلة وغير المعدلة وهي عبارة عن رسالة ماجستير قدمت من قبل محمد علي عثمان الى الجامعة الاردنية.
- في عام 2006 قدم الباحث فاضل حميد هادي السبتي رسالة ماجستير بعنوان (التحليل العاملي بإستخدام الأرتباط القويم (الاختزالي)) مع تطبيق عملي.
- في عام 2006 قدمت الباحثة سليمة حمادي جاسم رسالة ماجستير بعنوان الارتباط القويم والشبكات العصبية الاصطناعية (دراسة تطبيقية).

1.2 هدف البحث

يهدف البحث الى قياس تأثير بعض المتغيرات الديموغرافية والأجتماعية والأقتصادية في ظاهرتي الخصوبة ووفيات الأطفال لنساء بعمر (15 – 49) عاماً في آن واحد على مستوى العراق وعلى مستوى (ريف ، حضر) بأستعمال تحليل الارتباط القويم (Canonical Correlation Analysis).

2. الجانب النظري

2.1 تحليل الإرتباط القويم (Canonical Correlation Analysis)

يعد أسلوب تحليل الإرتباط القويم أو القانوني الذي أستحدث من قبل (Hotelling)[5] عام (1935 – 1936) أحد أساليب التحليل الإحصائي المتعدد المتغيرات المستخدمة في تخفيض حجم البيانات، ويعد من أكثر طرائق التحليل الإحصائي المتعدد المتغيرات التي تتشابه إلى حد كبير مع أسلوب تحليل الأنحدار المتعدد.

فإذا كان عدد المتغيرات التابعة (Y) هو (P>1) ، وعدد المتغيرات المستقلة (X) هو (q>1) ، عندئذٍ سوف نسعى إلى إيجاد توليفات خطية لكل مجموعة من المتغيرات، عددها مساوٍ لعدد المتغيرات في المجموعة الأقل عدداً وليكن (K) ، أي أن : [K = min (p,q)] – ويرجع السبب في ذلك إلى أن رتبة المصفوفة R_{xy} تساوي (K) – وتسمى هذه التوليفات بالمتغيرات القويمة (Canonical Variats)، فعلى أفتراض أن التوليفات الخطية لمجموعة المتغيرات التابعة هي ($U^* = b'Y$) والتوليفات الخطية لمجموعة المتغيرات المستقلة هي ($V^* = a'V$) أي أن:

$$V^*_1 = a_{11}X_1 + a_{12}X_2 + \ldots\ldots\ldots + a_{1q}X_q$$
$$\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots$$
$$V^*_k = a_{k1}X_1 + a_{k2}X_2 + \ldots\ldots\ldots + a_{kq}X_q$$

و

$$U^*_1 = b_{11}Y_1 + b_{12}Y_2 + \ldots\ldots\ldots + b_{1p}Y_p$$
$$\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots$$
$$U^*_k = b_{k1}Y_1 + b_{k2}Y_2 + \ldots\ldots\ldots + b_{kp}Y_p$$

عندئذٍ سنسعى إلى تحديد قيم متجهي الثوابت – الأوزان القويمة - a, b بحيث يصبح معامل الإرتباط بين كل زوج من أزواج التوليفات الخطية المتناظرة (V^*, U^*) قيمة عظمى[2].

أي أن: $r^2 = \max_{a,\,b} r^2_{V^*,U^*}$

مع مراعاة عدم وجود إرتباط بين المتغيرات القويمة في المجموعة نفسها (توليفتين خطيتين من نفس المجموعة من المتغيرات)، كذلك عدم وجود إرتباط بين متغيرين قويمين غير متناظرين، بمعنى أن:

$$cov(V^*_i, V^*_j) = 0, \quad cov(U^*_i, U^*_j) = 0, \quad cov(V^*_i, U^*_j) = 0$$
$$i \neq j = 1, 2, \ldots\ldots\ldots, k$$

ويذكر في هذا الصدد أن المتغيرات القويمة الأولى تفسر نسبة كبيرة من المجموع الكلي للعلاقات الخطية بين مجموعتي المتغيرات[7]، والأبعد من ذلك أن بعض الباحثين ذكروا أنه باستثناء زوج المتغير القويم الأول فإن الإرتباط بين الأزواج القويمة الأخرى تكون ضعيفة، لذا فإن الإرتباط بين مجموعتي المتغيرات يمكن تلخيصها بإرتباط زوج المتغيرات القويم الأول فقط[6].

2.2 تقدير الأوزان ومعاملات الإرتباط القويم لنموذج تحليل الإرتباط القويم :-

على فرض أن لدينا عدداً (q) من المتغيرات المستقلة (X)، وعدداً (p) من المتغيرات التابعة (Y)، أي أن:

$$X = [X_1, X_2, \ldots\ldots\ldots, X_q]'$$
$$Y = [Y_1, Y_2, \ldots\ldots\ldots, Y_p]'$$ و

وإذا افترضنا أن لدينا متجهاً جديداً وليكن (Z) عناصره عبارة عن مجموعتي المتغيرات (Y,X)، عندئذ نجد أن مصفوفة معاملات الإرتباط للمتغير الجديد (Z) يمكن التعبير عنها كالاتي

$$R = \begin{pmatrix} R_{xx} & R_{xy} \\ R_{yx} & R_{yy} \end{pmatrix}$$

من المصفوفة التالية يمكن أيجاد القيم المميزة والمتجهات المميزة[7].

$$M = R^{-1}_{yy}\, R'_{xy}\, R^{-1}_{xx}\, R_{xy}$$

أو المصفوفة:

$$L = R^{-1}_{xx}\, R_{xy}\, R^{-1}_{yy}\, R_{yx}$$

ويمكن الأستفادة من العلاقة فيما بين أسلوب تحليل الأنحدار المتعدد وأسلوب تحليل الإرتباط القويم، حيث نقوم باشتقاق الأوزان القويمة ومعاملات الإرتباط القويمة على النحو التالي:

بفرض أن المتغيرات المستقلة بالمجموعة (X)، والمتغيرات التابعة بالمجموعة (Y) في صورة معيارية، بمعنى أن:

$$Var(X) = 1 \quad و \quad E(X) = 0$$

كذلك $$Var(Y) = 1 \quad و \quad E(Y) = 0$$

الخطوة الأولى: بفرض أن $U^* = b'Y$ توليفة خطية من المتغيرات التابعة، وحتى نتمكن من أستخدام أسلوب الأنحدار المتعدد، سنفترض أن المجموعة الكلية للمتغيرات التابعة يمكن استبدالها بتوليفة واحدة (U^*) أي بمتغير قويم واحد فقط، عندئذ يمكن التعبير عن معامل الإرتباط بين المتغير القويم (U^*) ومجموعة المتغيرات المستقلة كالاتي[11]:

$$r_{u^*x} = \frac{Cov(X,U^*)}{S.D(X)S.D(U^*)} \quad ....(1)$$

ولكي نتمكن من إيجاد r_{u^*x} يجب حساب كل من التغاير بين (Xi) (i= 1, 2, ……, q) و(U^*)، وكذلك الأنحرافات المعيارية لكل من (Xi) و (U^*)، حيث يعبر عن التغاير بين المتغيرات المستقلة (Xi)، والمتغير التابع القويم (U^*) في صورة المصفوفات والمتجهات كالاتي:

$$S_{XU^*} = \frac{X\,U^{*\prime}}{n-1} = \frac{X\,Y'b}{n-1} = R_{XY}b \quad .... (2)$$

حيث تمثل n حجم العينة.

أما الأنحراف المعياري لمتغيرات المجموعة (X)، ولمتغيرات المجموعة (Y) فجميعها تساوي الواحد الصحيح، بسبب وضعهما في صورة معيارية.

أما الأنحراف المعياري للمتغيرالقويم (U^*) فيمكن حسابها كالاتي:

$$S.D(U^*) = \left[\frac{U^*U^{*\prime}}{n-1}\right]^{1/2} = \left[\frac{(b'Y)(b'Y)'}{n-1}\right]^{1/2}$$

$$= \left[\frac{b'YY'b}{n-1}\right]^{1/2} = (b'R_{yy}b)^{1/2} \quad ....(3)$$

وبالتعويض في (1) نجد أن مصفوفة معاملات الإرتباط بين المتغير القويم (U^*) وكل من المتغيرات المستقلة (X)، يمكن إيجادها كالاتي:

$$R_{U^*X} = \frac{Cov(X,U^*)}{S.D(X)S.D(U^*)} = \frac{R_{XY}b}{(b'R_{YY}b)^{1/2}} \quad ....(4)$$

الخطوة الثانية: حساب معامل الإرتباط المتعدد R بين المتغير القويم (*U)، ودالة خطية من مجموعة المتغيرات المستقلة (X)، وهذا المعامل يمثل معامل الإرتباط القويم.

بما أن معامل الإرتباط المتعدد بين المتغير (Y) والمتغيرات المستقلة (X) يمكن حسابه بالعلاقة التالية:

$$R = r'(y)\,R_{xx}^{-1}\,r(y) \quad ....(5)$$

حيث يمثل r(y) متجه معاملات الإرتباط للمتغير (Y) مع المتغيرات المستقلة (X)، وتمثل R_{xx}^{-1} معكوس مصفوفة معاملات الإرتباط بين المتغيرات المستقلة (X).

فإن مربع معامل الإرتباط بين (*U)، و(X) يمكن التعبير عنه كما في (5) مع استبدال r(y) بـ R_{U^*x}، على النحو الآتي:

$$r^2 = R_{U^*,x1,x2.....,xq} = R'_{U^*x}\,R^{-1}_{xx}\,R_{U^*x} = \left[\frac{R_{xy}b\,.'}{(b'R_{yy}b)^{1/2}}R^{-1}_{xx}\right]\left[\frac{R_{xy}b}{(b'R_{yy}b)^{1/2}}\right]$$

$$= \frac{b'R'_{xy}R^{-1}_{xx}R_{xy}b}{(b'R_{yy}b)} \quad ....(6)$$

وتنتقى المعاملات (b) بحيث تعظم مربع معامل الإرتباط القويم (r^2)، ولكي يتحقق ذلك سوف نقوم بإيجاد المشتقة الجزئية لـ(r^2) بالنسبة لـ(b) ومساواة الناتج بالصفر – علماً بأن تفاصيل النسبة ($\frac{u}{v}$) يساوي: ($\frac{uv' - u'v}{v2}$) - وهذه المشتقة تساوي صفر إذا كان بسطها فقط يساوي الصفر، لذا فإن:

$$uv' = u'v$$

$$(b'R'_{xy}R^{-1}_{xx}R_{xy}b)R_{yy}\,b = (R'_{xy}\,R^{-1}_{xx}\,R_{xy}\,b)\,b'\,R_{yy}\,b$$

$$R'_{xy}R^{-1}_{xx}R_{xy}b = \frac{b'R'_{xy}R^{-1}_{xx}R_{xy}b}{b'\,R_{yy}b}(R_{yy}b)$$

ومن (6) نجد أن:

$$R'_{xy}\,R^{-1}_{xx}\,R_{xy}\,b = r^2R_{yy}\,b$$

وبضرب طرفي المعادلة في R^{-1}_{yy} نحصل على:-

$$R^{-1}_{yy}\,R'_{xy}\,R^{-1}_{xx}\,R_{xy}\,b = r^2b$$

$$R^{-1}_{yy}\,R'_{xy}\,R^{-1}_{xx}\,R_{xy}\,b - r^2b = 0$$

$$(R^{-1}_{yy}\,R'_{xy}\,R^{-1}_{xx}\,R_{xy} - r^2I)\,b = 0 \quad \ldots.(7)$$

وبحل هذه المعادلة سنحصل على (b) التي تمثل المتجهات المميزة (الأوزان القويمة) للمصفوفة $R^{-1}_{yy}\,R'_{xy}\,R^{-1}_{xx}\,R_{xy}$

وبالمثل يمكن إجراء الخطوات السابقة نفسها ، مع إحلال التوليفة الخطية $V^* = a'X$، بدلاً من التوليفة الخطية $U^* = b'X$، عندئذ سنقوم بحساب معامل الإرتباط القويم للتولفة الخطية (V*) مع دالة من المتغيرات التابعة، وبإتباع الخطوات السابقة نفسها سنحصل على:

$$(R^{-1}_{xx}\,R'_{yx}\,R^{-1}_{yy}\,R_{yx} - r^2I)\,a = 0 \quad \ldots.(8)$$

وتمثل (a) المتجهات المميزة (الأوزان القويمة) للمصفوفة $R^{-1}_{xx}\,R'_{yx}\,R^{-1}_{yy}\,R_{yx}$، وتمثل ($r^2$) القيم المميزة (مربع معامل الإرتباط القويم) التي يمكن الحصول عليها بحل إحدى المعادلتين المميزتين الآتيتين:-

$$|R^{-1}_{yy}\,R'_{xy}\,R^{-1}_{xx}\,R_{xy} - r^2I| = 0 \quad \text{أو}$$

$$|R^{-1}_{xx}\,R'_{yx}\,R^{-1}_{yy}\,R_{yx} - r^2I| = 0 \quad \ldots.(9)$$

بعد ذلك يمكن حساب المتجهين المميزين (a و b) من خلال المعادلتين المميزتين (7) و (8)، كما يمكن إيجاد المتجه المميز (a) بأسلوب آخر من دون تكرار نفس العمليات السابقة في إيجاد المتجه المميز (b)، وذلك عن طريق التعبير عن الإرتباط القويم كإرتباط بسيط بين $V^* = a'X$ و $U^* = b'Y$ وبالتعويض بالمعادلة (6) تحت القيد: $b'R_{yy}b = 1$ و $a'R_{xx}a = 1$، والذي يعني ضمنياً أن (V*) و (U*) متغيرات قويمة معيارية، عندئذ سنحصل على:

$$r^2 = \frac{b'R_{xy}\,R^{-1}_{xx}\,R_{xy}\,b}{(b'R_{yy}\,b)} = b'R'_{xy}\,R^{-1}_{xx}\,R_{xy}\,b \quad \ldots.(10)$$

وتمثل (b) متجه أوزان معياري.

وبما أن:

$$r_{V^*U^*} = \frac{(Xa)'(Yb)/n-1}{(a'R_{xx}a)^{1/2}\,(b'R_{yy}b)^{1/2}} = \frac{a'X'Yb/n-1}{(a'R_{xx}a)^{1/2}\,(b'R_{yy}b)^{1/2}}$$

$$= \frac{a'R_{xy}b}{(a'R_{xx}a)^{1/2}\,(b'R_{yy}b)^{1/2}} = a'R_{xy}b \quad \ldots.(11)$$

و(a و b) متجها أوزان معيارية.

ومن خلال المعادلتين (10) و (11) وبما أن:

$$r^2 = rr$$

$$b'R'_{xy}\,R^{-1}_{xx}\,R_{xy}\,b = r\,a'\,R_{xy}b$$

$$a' = \frac{1}{r}\,b'\,R'_{xy}\,R^{-1}_{xx}$$

❖

$$\therefore \quad a = R^{-1}_{xx} R_{xy} b \frac{1}{r} = \frac{R^{-1}_{xx} R_{xy} b}{\sqrt{\lambda}} \qquad \ldots.(12)$$

وتمثل (λ) أكبر قيمة مميزة (مربع معامل الإرتباط القويم) لإحدى المصفوفتين $R^{-1}_{yy} R'_{xy} R^{-1}_{xx} R_{xy}$ أو $R^{-1}_{xx} R'_{yx} R^{-1}_{yy} R_{yx}$، وهذه القيمة مناظرة للمتجة المميز (a).

بالمثل:

$$b = R^{-1}_{yy} R_{yx} a \frac{1}{r} = \frac{R^{-1}_{xx} R_{xy} b}{\sqrt{\lambda}} \qquad \ldots.(13)$$

ومع أكثر من إرتباط قويم واحد فإن المتجهات المميزة (a_i) و (b_i) يمكن التعبير عنها معاً في مصفوفة واحدة كالاتي:-

$$A = R^{-1}_{xx} R_{xy} B \Delta^{-1/2} \qquad \ldots.(14)$$

$$B = R^{-1}_{yy} R_{yx} A \Delta^{-1/2} \qquad \ldots.(15)$$

وتمثل Δ مصفوفة القيم المميزة المناظرة للمتجهات المميزة a_i أو b_i.

ويجب أن يتحقق القيد: $A' R_{xx} A = 1$ و $B' R_{yy} B = 1$ الذي يعني ضمنياً أن المتغيرات (V*) و (U*) متغيرات معيارية.

ويمكن تجزئة مصفوفة التباين والتغايرات كالاتي

$$S = \begin{Bmatrix} S_{xx} & S_{xy} \\ S_{yx} & S_{yy} \end{Bmatrix}$$

وتمثل: S_{xx} مصفوفة تغليرات العينة للمتغيرات المستقلة من الرتبة (q x q)، و S_{yy} مصفوفة تغايرات العينة للمتغيرات التابعة من الرتبة (p x p)، و S_{xy} مصفوفة تغايرات العينة للمتغيرات المستقلة والمتغيرات التابعة من الرتبة (q x p).

وبناء على خاصية التغير في تحليل الإرتباط القويم التي تقول أننا نحصل على الإرتباط القويم نفسة من المصفوفة (R) أو المصفوفة (S)، نستطيع استبدال مصفوفتي معاملات الإرتباط المركبتين الآتيتين:-

$R^{-1}_{yy} R'_{xy} R^{-1}_{xx} R_{xy}$ و $R^{-1}_{xx} R'_{yx} R^{-1}_{yy} R_{yx}$

بمصفوفتي التباينات والمتغيرات المركبة الآتيتين:-

$S^{-1}_{yy} S'_{xy} S^{-1}_{xx} S_{xy}$ و $S^{-1}_{xx} S'_{yx} S^{-1}_{yy} S_{yx}$

حيث نحصل على مربعات معاملات الإرتباط القويم نفسها (القيم المميزة)، من خلال حل إحدى المعادلتين الآتيتين:-

$$|S^{-1}_{yy} S'_{xy} S^{-1}_{xx} S_{xy} - r^2 I| = 0 \quad \text{أو} \quad |S^{-1}_{xx} S'_{yx} S^{-1}_{yy} S_{yx} - r^2 I| = 0 \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots 16$$

ولكن نحصل على متجهات مميزة مختلفة، وذلك من خلال حل المعادلتين الآتيتين.

$$(S^{-1}_{yy} S'_{xy} S^{-1}_{xx} S_{xy} - r^2 I)\, b = 0 \qquad \ldots(17)$$

$$(S^{-1}_{xx} S'_{yx} S^{-1}_{yy} S_{yx} - r^2 I)\, a = 0 \qquad \text{و} \ldots.(18)$$

كما يمكن الحصول على a و b بدون حل المعادلتين المميزتين السابقتين معاً، وذلك كالاتي:

$$a_i = \frac{1}{r_i} S^{-1}_{xx} S_{xy} b_i$$

$$b_i = \frac{1}{r_i} S^{-1}_{yy} S_{yx} a_i$$

أن مصفوفة التغيرات للبيانات الأصلية، ترتبط بمصفوفة معاملات الإرتباط للبيانات الاصلية من خلال العلاقة الآتية:

$$S = DRD$$

$$\therefore R = D^{-1} S D^{-1}$$

علماً بأن : $D = diag\ (S_{y1}, \ldots\ldots, S_{yp}, S_{x1}, \ldots\ldots, S_{xq})$

وكما نعلم أنه إذا كانت المتغيرات معيرة (شكل معياري)، فإن مصفوفة التغيرات للمتغيرات المعيارية (Z) تساوي مصفوفة معاملات الإرتباط: $S_z = \frac{1}{n-1}\ Z'Z = R$

ولتحديد نسبة مساهمة المتغيرات الأصلية بالمتغيرات القويمة، يفضل استخدام القيم المطلقة للمتغيرات المعيارية.

2.3 أختبار معنوية العلاقة بين المتغيرات Test of significant relationship

يجب أن يتحقق من معنوية الإرتباط بين مجموعتي المتغيرات المراد دراسة العلاقة بينهما، ويتم ذلك من خلال اختبار الفرضية الإحصائية الآتية:-

$$H_o : \sum_{YX} = 0 \qquad \ldots.(19)$$

أو

$$H_o : \sum = \begin{bmatrix} \sum_{YY} & 0 \\ 0 & \sum_{XX} \end{bmatrix} = 0$$

وهذه الفرضية تعني أن مجموعة المتغيرات التابعة (Y) مستقة عن مجموعة المتغيرات المستقلة (X)، ولهذا ستكون مجموعة المتغيرات المستقلة القويمة ($V^* = a'X$) مستقلة عن مجموعة المتغيرات التابعة القويمة ($U^* = b'Y$)، وفي هذه الحالة ليس من الحكمة اعتماد أسلوب تحليل الإرتباط القويم لتحليل بيانات الدراسة.

والفرضية السابقة تكافئ الفرضية الآتية[3]:-

$$H_o : p_1 = p_2 = p_3 = \ldots\ldots\ldots = p_k = 0 \qquad \ldots.(20)$$

التي تعني أن جميع معاملات الإرتباط القويم للمجتمع تساوي صفراً.

ولاختبار هذه الفرضية الإحصائية وعلى فرض أن مجموعتي المتغيرات (X) و (Y) تتبع التوزيع الطبيعي متعدد المتغيرات، اقترح بارتلت ((Bartlett (1951) استخدام إحصائية اختبار كاي مربع الآتية[4].

$$\chi^2 = -[(n-1) - \tfrac{1}{2}(p+q+1)]\ Ln\ W \qquad \ldots.(21)$$

$$= -[(n- \tfrac{1}{2}(p+q+3)]\ Ln\ W$$

وتعرف (W) على أنها متغير ويلكس لامدا (Wilks Lamda)، والتي تمثل نسبة التشتت البيني إلى التشتت الداخلي، أو الإرتباط البيني إلى الإرتباط الداخلي.

وتساوي:-

$$W = \frac{|S|}{|Sxx||Syy|} = \frac{|R|}{|Rxx||Ryy|} = |S_{YY}^{-}|\ |S^{-}_{yy}\ S_{yx}\ S_{XX}^{-1} S_{XY}|$$

$$= |I - S_{YY}^{-1}\ S_{YX}\ S_{XX}^{-1}\ S_{XY}|$$

$$\therefore \quad W = \prod_{i=1}^{K} (1-\lambda_{(i)}) = \prod_{i=1}^{K} (1-r^2_{(i)}) \qquad \ldots.(22)$$

وتمثل: $\lambda_{(i)}$ أو r^2 القيمة المميزة رقم (i) للمصفوفة $S_{yy}^{-1}\ S_{yx}\ S_{xx}^{-1}\ S_{xy}$، أو $S_{xx}^{-1}\ S_{xy}$ $S_{yy}^{-1}\ S_{yx}$، و$k= \min (p,q)$.

ومن هنا يتضح أن المتغير ويلكس لامدا، وهو عبارة عن مضروبات تباينات الأخطاء، والتي تعرف على أنها نسبة التباين المفسر بالمتغيرات القويمة.

والجدير بالإشارة أن إحصائية (χ^2) السابقة تتبع توزيع كاي مربع [(Bartlett(1951] بدرجة حرية ($v = p \times q$)، ولذلك في العينات ذات الأحجام الكبيرة.

وبالاعتماد على اختبار كاي مربع يمكن رفض H_o إن كانت: $\chi^2 > \chi^2_{a,v}$،

وبالتالي نتمكن من تطبيق أسلوب تحليل الإرتباط القويم على البيانات موضوع البحث

ولاختبار معنوية $K' < K = \min(p,q)$ من الأزواج القويمة، نقوم بإجراء الاختبار السابق نفسه، حيث نختبر في كل مرة الفرضية الإحصائية الآتية[8]:

$$H_{0K'} : p_1 \neq 0,\ p_2 \neq 0,\ \ldots.,\ p_{K'-1} \neq 0,\ \ p_{K'} = 0,\ \ldots..,\ p_K = 0 \quad ,K'<K=\min(p,q)$$

ويجب الإشارة إلى أنه حتى وإذا كان زوج المتغير القويم رقم(i) إحصائياً معنوياً، وكان المقدار $[\ r_i^2\ /\ \sum_{j=1}^{k} r_j^2\ ]$ الذي يعبر عن مقدار العلاقة بين مجموعتي المتغيرات المفسرة من خلال زوج المتغير القويم رقم(i) ضئيلاً عندئذ يمكن استبعاد زوج المتغير القويم رقم(i) من التحليل[7].

2.4 تفسير نتائج التحليل القويم:-

عندما نحصل على معاملات إرتباط قويمة معنوية، لابد من إيجاد تفسيرات جوهرية لنتائج تحليل الإرتباط القويم التي حصلنا عليها، واتخاذ قرار بشأنها، ولهذا الغرض هناك أساليب اقترحت منها:-

1. الأوزان القويمة: Canonical Weights

كما تم ذكره سابقا أن من أهم خطوات تحليل الإرتباط القويم اشتقاق توليفات خطية (متغيرات قويمة) لكل مجموعة من مجموعتي المتغيرات (التابعة والمستقلة)، وذلك عن طريق تقدير أوزان لتلك التوليفات تعظم معاملات الإرتباط بين كل توليفتين متناظرتين وتسمى الأوزان القويمة، وهذه الأوزان التي تكافئ معاملات الأنحدار (β) في تحليل الانحدار المتعدد، تعتبر مقاييس لتحديد أهمية المتغيرات الأصلية (مقداراً وأتجاهاً) في إيجاد أزواج المتغيرات القويمة، ومدى مساهمتها في تباين المتغيرات القويمة، ولهذا فإن المتغيرات التي لها أوزان كبيرة نسبياً تسهم بمقدار كبير في توضيح التباينات في قيم المتغيرات القويمة، غير أن هذه الأوزان لايمكن من خلالها توضيح العلاقة الحقيقية بين المتغيرات الأصلية والمتغيرات القويمة إذا كانت المتغيرات الأصلية يرتبط بعضها ببعض خطياً بشكل قوي الأمر الذي يدل على وجود مشكلة التعدد الخطي في بيانات الدراسة[8]، ولتفادي مشاكل الأوزان القويمة في تفسير نتائج تحليل الإرتباط القويم يتم اللجوء إلى أسلوب آخر، وهو أسلوب معاملات الأحمال (التشبعات) القويمة.

2. معاملات الحمال (التشبعات) القويمة: Canonical Loadings

لإيجاد معاملات الأحمال القويمة سنفترض أن الأوزان القويمة المقدرة للمتغير رقم (i) بمجموعة المتغيرات المستقلة (X)، ومجموعة المتغيرات التابعة (Y)، هي على التوالي $\hat{a}_i, \hat{b}_i$, (i=1,2,…., k)، وبما أن مصفوفتي معاملات الإرتباط لكل من مجموعتي المتغيرات المستقلة (X) والتابعة (Y) هي على التوالي:

R_{xx} و R_{yy}، عند آذن يمكن حساب معاملات الاحمال القويمه للمجموعة (X) كالاتي[4]:-

$$R_{v^* x}(i)= R_{xx}\hat{a}_i \quad \ldots.(23)$$

ونحسب معاملات الأحمال القويمة للمجموعة (Y) هي الأخرى كالاتي:

$$R_{u^* y}(i)= R_{yy}b_i \quad \ldots.(24)$$

كما يمكن أيضاً الحصول على معاملات الأحمال القويمة من خلال حساب معامل الإرتباط بين المتغيرات الأصلية، والمتغيرات القويمة.

2.5 معاملات الأحمال (التشبعات) القويمة المختلطة: Canonical Cross-Loadings

تعد معاملات الأحمال القويمة المختلطة أسلوباً بديلاً عن معاملات الأحمال القويمة في تفسير نتائج تحليل الإرتباط القويم، فهي تعرف على أنها مقياس لمقدار الإرتباط البسيط بين كل متغير من المتغيرات المجموعة التابعة (Y) مباشرة مع المتغير القويم المستقل a'X، وأيضاً بين كل متغير من متغيرات المجموعة المستقلة (X) مباشرة مع المتغير القويم التابع b'Y[4]، وعليه تمدنا معاملات الأحمال القويمة المختلطة بمقياس مباشر للعلاقات بين المتغيرات التابعة، والمستقلة بإزالة المرحلة الوسطى المتمثلة في معاملات الأحمال القويمة الاعتيادية.

ونحصل على الأحمال القويمة المختلطة بضرب معامل التشبع القويم، بمعامل الإرتباط القويم، عندئذٍ نجد أن معامل الإرتباط للمتغير (Y_j) مع المتغير القويم رقم (i) لمجموعة المتغيرات المستقلة (X) يمكن تقديره كالاتي:-

$$r_{v^* yj}(i)= R_{u^* yj}(i)\, r_i \quad \ldots.(25)$$

$$=R_{u^* yj}(i)\sqrt{\lambda i}$$

وتمثل (i) r_{v^*yj} معامل الإرتباط للمتغير (Y_J) مع المتغير القويم رقم (i) بمجموعة المتغيرات المستقلة (X) أما (r_i) فتمثل معامل الإرتباط القويم رقم (i)، والذي يساوي الجذر التربيعي للقيمة المميزة رقم (i) (λ_i) لإحدى المصفوفتين المركبتين المستخدمتين في تحليل الإرتباط القويم:

$$\mathbf{R}_{yy}^{-1}\mathbf{R'}_{xy}\mathbf{R}_{xx}^{-1}\mathbf{R}_{xy} \quad \text{و} \quad \mathbf{R}_{xx}^{-1}\mathbf{R}_{xy}\mathbf{R}_{yy}^{-1}\mathbf{R}_{yx}$$

بالمثل نجد أن معامل الإرتباط للمتغير (X_i) مع المتغير القويم رقم (i) لمجموعة المتغيرات التابعة (Y) هو:-

$$r_{u^* xi}(i)= R_{v^* xi}(i)\, r_i \quad \ldots.(26)$$

$$=R_{v^*xi}(i)\ \sqrt{\lambda i}$$

2.6 المؤشر الفائض (الإضافي): Redundancy Index

حيث إن القيم المميزة (λ_i) تعبر عن مربع معامل الإرتباط القويم بين أزواج المتغيرات القويمة، فإنه يمكن أن تعرف هذه القيمة في تحليل الإرتباط القويم على أنها نسبة التباين في مجموعة المتغيرات التابعة (Y) المفسر 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[3]، ولتفادي هذه المشكلة اقترح [Stewart and Love (1968)][10]، 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 بإي زوج من أزواج المتغيرات القويمة، فنسبة التباينات في قيم مجموعة المتغيرات التابعة (Y) الذي فسر بالمتغير القويم (i) يمكن تحديدها كالاتي[4]:-

$$R^2_{(i)y} = \frac{1}{p} R'_u{}^*_y (i)\, R_u{}^*_y (i) \quad \ldots.(27)$$

$$= \frac{1}{p} \sum_{j=1}^{p} [\, r_u{}^*_{yj} (i)]^2$$

حيث تمثل ($r_u{}^*_{yj}$ (i 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 كالتالي:-

$$R^2_{(i)x} = \frac{1}{p} R'_v{}^*_x (i)\, R_v{}^*_x (i) \quad \ldots.(28)$$

$$= \frac{1}{q} \sum_{i=1}^{q} [\, r_v{}^*_{xi} (i)]^2$$

وتمثل ($r_v{}^*_{xi}$ (i معامل التشبع القويم للمتغير المستقل رقم (i) في المتغير القويم رقم (i).

يمكن تقدير نسبة التباين في قيم المتغيرات التابعة المفسرة بالمتغيرات المستقلة، أو العكس، ويستخدم لهذا الغرض مقياس المؤشر الفائض الذي يرمز له بالرمز $R^2_{(i)y/x}$ ويعرف على أنه نسبة التباين في قيم المتغيرات التابعة، الذي فسر من خلال المتغيرات المستقلة في حالة زوج المتغير القويم رقم (i)، ويقدر كالأتي

$$R^2_{(i)y/x} = \lambda_i \times [\frac{1}{p} \sum_{j=1}^{p} [r_u{}^*_{yj} (i)]^2] \quad \ldots.(29)$$

$$= r^2_{(i)} \times [\frac{1}{p} \sum_{j=1}^{p} [r_u{}^*_{yj} (i)]^2] = r_i^2\, R^2_{(i)y}$$

3. الجانب العملي

3.1 وصف البيانات

لغرض الاجابة عن أهم المتغيرات الأجتماعية والأقتصادية والديموغرافية التي تؤثر في الخصوبة ووفيات الأطفال انياً في العراق وما قوة واتجاه تأثير كل منها تم تحليل البيانات لعينة الدراسة بأستعمال تحليل الإرتباط القويم (Canonical correlation analysis) في الحاسوب بأستخدام البرنامج الاحصائي (STATA ver- 12).

تم تطبيق أسلوب تحليل الإرتباط القويم بعد إستبعاد بعض المتغيرات التي يرى الباحثين أن تأثيرها قليل على كل من الخصوبة ووفيات الأطفال ومن ثم تقسيم العدد الكلي للمتغيرات المعنية التي بلغ عددها ثلاثة عشر متغيراً الى مجموعتين منفصلتين هما:-

- مجموعة المتغيرات التابعة (Y) وتضم كلاً من المتغيرين الآتيين:-
  - Y1: عدد الأطفال الذين انجبتهم الأم (الخصوبة).
  - Y2: عدد الأطفال المتوفين لكل أم شملتها العينة.

وهذان المتغيران تربطهما علاقة طردية كما موضح بمصفوفة الإرتباط التالية:

	Y1	Y2
Y1	1.000	0.280
Y2	0.280	1.000

مجموعة المتغيرات المستقلة (X) وتضم كلاً من المتغيرات الأجتماعية والأقتصادية والديموغرافية والتعليمية التالية:

- X1: متغير المستوى الأقتصادي للأسرة.
- X2: متغير عمر الأم عند الزواج (الزواج المبكر).
- X3: متغير نوع الأسرة: - ممتدة، نووية (صلة القرابة بين الزوجين).
- X4: متغير العمر الحالي للأم بالسنوات.

X5: متغير العمر الحالي للأب بالسنوات.
X6: متغير مهنة الأم.
X7: متغير المستوى التعليمي للأم.
X8: متغير مستوى الرعاية الطبية المقدمة للأم وطفلها.
X9: متغير أتباع الأسرة لبرامج تنظيم الأسرة.
X10: متغير عدد أفراد الأسرة المقيمين مع الأم في البيت.
X11: متغير متوسط الرضاعة الطبيعية المقدمة للطفل.

ولاجل التحقق من أمكانية تطبيق أسلوب تحليل الإرتباط القويم تم التحقق من الفرضيات التالية:

- **أنتماء المتغيرات الى التوزيع الطبيعي (normality).**

تكون الحاجة الى افتراض الـ normality عندما يكون هناك استدلال حول معنوية العوامل المختزلة التي يمكن الحصول عليها ولكن عندما يكون حجم العينة كبير بصورة كافية فأن نتائج تحليل الإرتباط القويم يكون عادةً حصين (robust) تماماً حيث وضح Stevens سنة (1986) وبشكل تفصيلي حجم العينة التي يمكن استخدامة لكي يعطي نتائج يمكن الاعتماد عليها[9]، ولأن حجم العينة المستعمل كبير الى درجة كافية مما يجعل الباحثين يثقان بالنتائج التي سيتوصل اليها

- **مشكلة التعدد الخطي**

أن تحليل الإرتباط القويم يضعف عندما لاتتوفر صفة الخطية وذلك لان الإرتباط القويم يقيس العلاقة الخطية فقط وعلى ضوء ذلك سيتم تحليل النتائج بالاعتماد على معاملات الأحمال (Canonical loadings) وهي عبارة عن مقياس لمقدار معامل الإرتباط الخطي البسيط بين المتغيرات الأصلية في أحدى مجموعتي المتغيرات والمتغيرات القويمة المناضرة لها لتفادي وجود مشكلة التعدد الخطي بدل أستخدام الأوزان القويمة بين متغيرات احدى المجموعتين أو كلتيهما.

3.2 أختبار معنوية العلاقة بين المتغيرات المستقلة والتابعة.

Test of Significant Relationship between Variables

لكي يكون اسلوب تحليل الإرتباط القويم ملائماً كأسلوب لتحليل بيانات البحث، يجب التحقق من معنوية العلاقة بين متغيرات المجموعتين او معنوية معاملات الإرتباط القويمة لذا تم أختبار الفرضية الواردة في الفقرة (19) من الجانب النظري وبعد ان تم معايرة متغيرات المجموعتين وأستخدام مصفوفة الإرتباط بدلا من مصفوفة التغايرات، فأن هذه الفرضية تكافئ الفرضية الأتية :

$$H_0 : R_{xy} = 0$$

علماً بأن مصفوفة معاملات الارتباط بين مجموعتين المتغيرات التابعة والمستقلة مبينة في الجدول التالي:

جدول (1)

مصفوفة معاملات الإرتباط بين المتغيرات للمجموعتين التابعة (Y) والمستقلة (X)

متغيرات المجموعة التابعة (Y)	متغيرات المجموعة المستقلة (X)										
	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9	X10	X11
Y1	-0.0187	-0.2070	0.0625	0.6992	0.2915	-0.0146	-0.0256	-0.0442	0.0571	0.2080	0.0184
Y2	0.0087	-0.0991	0.0276	0.2812	0.0781	-0.0226	-0.0052	0.0142	-0.0361	-0.0123	-0.1130

والفرضية السابقة تكافئ الفرضية :- $H_0 : p_1 = p_2 = 0$

والتي أذا قبلت فأنها تُشير الى عدم معنوية الإرتباط القويم، مما يشير أيضاً الى أن العلاقة بين متغيرات المجموعتين ليست معنوية ولأختبار الفرضية السابقة سنستعمل أختبار كاي مربع المشار اليه بالعلاقة (21) في الجانب النظري ومن أجل ذلك تم حساب إحصائية ويلكس لمدا الأتية:

$$W = \prod_{1=1}^{k}(1 - \lambda i)$$

علماً بأن (k= min (p,q) = min (2,11) = 2)، وقيمتي الجذرين المميزين اللتين حصلنا عليهما بحل أحدى المعادلتين المميزيتين المشار لهما بالعلاقة (16) هما:-

$\lambda_1 = 0.6899$ $\lambda_2 = 0.0330$

أذ أن: $i = 1,2$ $r_i = \sqrt{\lambda}_i$ **(Canonical correlation)**

وعليه فأن قيمة إحصائية ويلكس لمدا يمكن حسابها على النحو الأتي:-

$$W = \prod_{i=1}^{k} (1 - \lambda i) = (1 - 0.6899)(1 - 0.0330)$$
$$= (0.3101)(0.9670) = 0.2998$$

وبالتعويض عن هذه القيمة في أختبار كاي مربع (علاقة 21) سنحصل على قيمة إحصائية كاي مربع لأختبار الفرضية $H_0 : p_1 = p_2 = 0$ **وقد دونت نتائجها بالجدول (2).**

ولأختبار معنوية معامل الإرتباط المتغير القويم الثاني من خلال العلاقة الأتية وذلك بعد استبعاد مربع معامل الإرتباط القويم الأول ويرمزلها بـ W*

$$W^* = \prod_{i=2}^{k} (1 - \lambda i) = (1-0.0330) = 0.9670$$

وبالتعويض عن هذه القيمة في أختبار كاي مربع الواردة في الفقرة (21) نحصل على قيمة إحصائية كاي مربع لأختبار الفرضية $H_0 : p_2 = 0$ والتي اذا قُبلت فانها تشير الى عدم معنوية معامل الإرتباط القويم الثاني.

جدول (2)

النتائج المتعلقة بمعنوية أزواج المتغيرات القويمة على مستوى العراق.

زوج المتغيرالقويم Canonical Variate pair	الجذر المميز λi	قيمة إحصائية ويلكس لمدا W	قيمة إحصائية كاي مربع χ^2	درجات الحرية d.f	القيمة الاحتمالية P_value	معامل الإرتباط القويم $r=\sqrt{\lambda}_i$
الأول (1)	0.6899	0.2998	931.1558	22	0.0000	0.8306
الثاني (2)	0.0330	0.9670	25.9393	10	0.0000	0.1816

من النتائج التحليلية للجدول (2) قيمة أحصاء كاي مربع لأختبار الفرضية $H_0 : p_1 = p_2 = 0$ قد كانت (931.1558) لأثنتين وعشرين درجة (p × q)

$$\chi^2 = -[(n-1)-\tfrac{1}{2}(p + q + 3)] \ln W$$

$$\chi^2 = -[781-1) - \tfrac{1}{2}(2 + 11 + 3)] \ln (0.2998)$$

$$= - (772) (-1.2046) = 929.9818$$

وعليه فأن $40.2894 = \chi^2_{0.01, 22}$ أي أن $\chi^2 > \chi^2_{0.01, 22}$ ، لذا لايمكن $p [\chi 2 \geq 929.9818] < 0.01$ قبول الفرضية الصفرية بالأضافة الى ذلك كانت قيمة معامل الإرتباط القويم كبيرة (r= 0.8206)، وكذلك كانت نسبة التباين في قيمة مجموعتي المتغيرات الذي فسّر من خلال زوج المتغير القويم الأول من التباين الكلي المفسّر بزوجي المتغيرات القويمة

$$[r_i^2 / \sum_{j=1}^{k} r_j^2] \times 100 = [r_1^2 / r_1^2 + r_2^2] \times 100$$

$$= [0.6898 / 0.6898 + 0.0330] \times 100 = 95.434$$

أي فسّر 95% وهي أيضاً كبيرة.

ومن نتيجة أختبار كاي مربع لأختبار معنوية معامل الإرتباط القويم المناظر للمتغير القويم الثاني يتبين ايضاً انه معنوي حيث كانت قيمة إحصائية كاي مربع والقيمة الاحتمالية المناظرة لها كما يأتي :

$\chi^2 = 25.9058 > \chi^2_{0.01,10} = 23.209$ المحسوبة

$p[\chi 2 \geq 25.9058] < 0.01$ بدرجة حرية عشره (q-Ḱ) (p-Ḱ)

فضلاً عن ذلك كانت قيمة معامل الإرتباط القويم الثاني (r= 0.1816) ونسبة التباين في قيم مجموعتي المتغيرات المفسّرة من خلال زوج المتغير القويم الثاني من التباين الكلي المفسّر بزوجي المتغيرات القويمة كالاتي:

$$[r_i^2 / \sum_{j=1}^{k} r_j^2] \times 100 = [r_2^2 / r_1^2 + r_2^2] \times 100$$

$$= [0.0330 / 0.6898 + 0.0330] \times 100 = 0.045 \times 100 = \%5$$

وهي نسبة قليلة من الممكن أهمالها والأتي جدول يبين أختبار معنوية كل الإرتباطات القويمة

جدول (3)

يبين نتائج أختبار معنوية كل الإرتباطات القويمة على مستوى العراق

نوع الأختبار	Statistic	Df1	Df2	F	prob> F
Wilk's lambda	0.299809	22	1536	57.6924	0.0000 e
Pillai's trace	0.722936	22	1538	39.5750	0.0000 a
Lawley-Hotelling trace	2.25959	22	1534	78.7777	0.0000 a
Roy's largest root	2.22551	11	769	155.5831	0.0000 u

من خلال معطيات الجداول (2، 3) نجد أن معامل الإرتباط القويم بين مجموعة (Y) ، (X) هو (0.8306) كما أشار الأختبار الى معنوية الإرتباط القويم المحتسب مما يشير الى وجود علاقة معنوية بين الخصوبة والوفيات (المتغيرات المعتمدة) والمتغيرات المستقلة وبناء على هذه النتائج يمكن تطبيق أسلوب تحليل الإرتباط القويم على بيانات موضوع الدراسة بكل ثقة.

3.3 حساب الأوزان القويمة Canonical Weights

بعد أن تم التحقق من أمكانية تطبيق أسلوب تحليل الإرتباط القويم على بيانات الدراسة نقوم بأيجاد الأوزان القويمة (جدول رقم 4) والتي هي عبارة عن المتجهات المميزة المناظرة للجذرين المميزين ($\lambda_1 = 0.6899$، $\lambda_2 = 0.0330$) وذلك عن طريق تطبيق المعادلتين الواردتين في الفقرة (7)، (8) من الجانب النظري.

جدول (4)

يبين مجموعة الأوزان القويمة المعيارية للمتجهات $\hat{a}$، $\hat{b}$ المناظرة للجذرين المميزين λ_1 ,λ_2 لمجموعتي المتغيرات التابعة والمستقلة

المتغيرات	رمز المتغير	الأوزان القويمة المعيارية لمجموعة المتغيرات المستقلة (X)		الأوزان القويمة المعيارية لمجموعة المتغيرات التابعة (Y)	
		$a_{(1)}$	$a_{(2)}$	$b_{(1)}$	$b_{(2)}$
المستوى الأقتصادي للأسرة	X1	0.0050	-0.1323	-------	--------
عمر الأم عند الزواج	X2	-0.5144	0.3290	-------	-------
نوع الأسرة ممتدة أو نووية	X3	0.0582	-0.0806	-------	-------
عمر الأم الحالي	X4	1.3614	-0.2785	-------	-------
عمر الأب الحالي	X5	0.0105	0.2079	-------	-------
مهنة الأم	X6	0.0136	0.0806	-------	-------
المستوى التعليمي للأم	X7	-0.0976	-0.0375	-------	-------
مستوى الرعاية الطبية	X8	-0.0352	-0.0808	-------	-------
وسائل تنظيم الأسرة	X9	-0.0077	0.3995	-------	-------
عدد أفراد الأسرة	X10	0.1193	0.4958	-------	-------
الرضاعة الطبعية	X11	0.0124	0.6527	-------	-------
الخصوبة	Y1	-------	-------	0.9919	0.4107
الوفيات	Y2	-------	-------	0.1444	-0.6892

3.4 أحتساب معاملات الأحمال (التشبعات) القويمة Canonical-loading

كما ذكر سابقاً فأن الأوزان القويمة تتأثر بمشكلة التعدد الخطي بين متغيرات المجموعتين كما أنها لن تكون مستقرة من عينة الى أخرى، لذا فأن أستعمالها في تفسير نتائج تحليل الإرتباط القويم يشوبة نوع من الغموض، أو ربما يكون مضللاً، ولهذا السبب سيتم تقدير معاملات الأحمال القويمة لتحل محل الأوزان القويمة في تفسير نتائج تحليل الإرتباط القويم التي تعرف على أنها معاملات الإرتباط بين متغيرات الأصلية والمتغيرات القويمة للمجموعة نفسها من المتغيرات وذلك بتطبيق العلاقتين (23) و (24) الواردتين في الجانب النظري كذلك نسبة التباين المفسّر لكل مجموعة من المتغيرات الأصلية من خلال المتغيرات القويمة المناظرة، باستعمال العلاقتين (27) و (28) الواردتين في المبحث نفسه والتي هي عبارة عن المتوسط الحسابي لمربعات معاملات الأحمال المناظرة لكل متغير قويم جدول رقم (5)

جدول (5)

يبين معاملات الأحمال (التشبعات) القويمة لمجموعتي المتغيرات المستقلة والتابعة (Y,X) بالعراق والنسبة المؤية للتباين المفسّر لكل مجموعة بالمتغير القويم المناظر

$(R^2_{(i)Y} \times 100, R^2_{(i)X} \times 100)$

المتغيرات	رمز المتغيرات	مجموعة المتغيرات المستقلة		مجموعة المتغيرات التابعة	
		معاملات الأحمال القويمة		معاملات الأحمال القويمة	
		$Rv^*_X(1)$	$Rv^*_X(2)$	$Ru^*_Y(1)$	$Ru^*_Y(2)$
المستوى الأقتصادي للأسرة	X1	-0.0189	-0.0879	------	------
عمر الأم عند الزواج	X2	-0.2591	0.0997	------	------
نوع الأسرة ممتدة أو ننوية	X3	0.0777	-0.0173	------	------
عمر الأم الحالي	X4	0.8620	-0.0434	------	------
عمر الأب الحالي	X5	0.3496	0.1964	------	------
مهنة الأم	X6	-0.0222	0.0928	------	------
المستوى التعليمي للأم	X7	-0.0302	-0.0262	------	------
مستوى الرعاية الطبية	X8	-0.0465	-0.1728	------	------
وسائل تنظيم الأسرة	X9	0.0555	0.3203	------	------
عدد أفراد الأسرة	X10	0.2323	0.5133	------	------
الرضاعة الطبعية	X11	-0.0076	0.6591	------	------
الخصوبة	Y1	-----	-----	0.9787	0.2051
الوفيات	Y2	-----	-----	0.3826	-0.9239
$R^2_{(i)}v \times 100$		9.0860	8.1642	------	------
$R^2_{(i)}u \times 100$		-----	-----	55.2118	44.7882

من ملاحظة جدول (5) والخاص بمعاملات الأحمال القويمة ونسبة التباين المفسّر مايلي:-

(أ) :- نلاحظ أن المتغير القويم التابع بزوج المتغير القويم الأول قد فسّر (55.2118%) من التباينات في قيم مجموعة المتغيرات التابعة، وارتبط هذا المتغير بدرجة عالية بمتغير عدد الأطفال الذين أنجبتهم الأم (Y1).

(ب):- تبين أن المتغير القويم المستقل بزوج المتغير القويم الأول قد فسّر (9.0860%) من التباينات في قيم مجموعة المتغيرات المستقلة، وأن هذا المتغير قد فسّر نسبة أعلى من المتغيرات المرتبطة معة بدرجة عالية وهي على التوالي:

- **عمر الأم الحالي (X4)، عمر الأب الحالي (X5)، عمر الأم عند الزواج (X2)، عدد أفراد الأسرة (X10)، واخيراً نوع الأسرة (X3). وبناءعلى هذه النتيجة يمكن القول أن المتغيرات [Y1، X4، X5، X2، X10، X3] هي أهم المتغيرات التي ساهمت في تكوين زوج المتغير القويم الأول (u^*_1, v^*_1).**

3.5 حساب معاملات الأحمال القويمة المختلطة لمجموعتي المتغيرات المستقلة والتابعة

Canonical Cross-Loadings for independent and dependent sets.

بعد أن تم العرف على المتغيرات التي ساهمت في تعظيم معامل الإرتباط بين زوجي المتغيرات القويمة، وبناء على الهدف من تحليل الإرتباط القويم نحن بحاجة الى دراسة العلاقة بين متغيرات المجموعة التابعة (Y) ومتغيرات المجموعة المستقلة (X) من خلال حساب معاملات الأحمال القويمة المختلطة لمجموعتي المتغيرات من خلال العلاقتين (25) و (26) الواردتين في الجانب النظري وقد دونت نتائجهما بالجدول (6).

جدول (6)

معاملات الأحمال القويمة المختلطة لمجموعتي المتغيرات المستقلة والتابعة على مستوى العراق

المتغيرات	رمز المتغيرات	مجموعة المتغيرات المستقلة		مجموعة المتغيرات التابعة	
		معاملات الأحمال القويمة		معاملات الأحمال القويمة	
		$Rv^*_X(1)\sqrt{\lambda 1}$	$Rv^*_X(2)\sqrt{\lambda 2}$	$Ru^*_Y(1)\sqrt{\lambda 1}$	$Ru^*_Y(2)\sqrt{\lambda 2}$
المستوى الأقتصادي للأسرة	X1	-0.0157	-0.0160	------	------
عمر الأم عند الزواج	X2	-0.2152	0.0181	------	------
نوع الأسرة ممتدة أو نووية	X3	0.0645	-0.0031	------	------
عمر الأم الحالي	X4	0.7160	-0.0079	------	------
عمر الأب الحالي	X5	0.2904	0.0357	------	------
مهنة الأم	X6	-0.0184	0.0169	------	------
المستوى التعليمي للأم	X7	-0.0251	-0.0048	------	------
مستوى الرعاية الطبية	X8	-0.0386	-0.0314	------	------
وسائل تنظيم الأسرة	X9	0.0461	0.0582	------	------
عدد أفراد الأسرة	X10	0.1929	0.0932	------	------
الرضاعة الطبعية	X11	-0.0063	0.1197	------	------
الخصوبة	Y1	------	------	0.8129	0.0372
الوفيات	Y2	------	------	0.3178	-01678

يتضح من نتائج معاملات الأحمال القويمة المختلطة لزوج المتغير القويم الأول مايلي

اولاً:- أن عمر الأم الحالي (X4) وعمر الأب الحالي (X5) وعدد أفراد الأسرة المقيمين معها (X10)، هي أكثر متغيرات المجموعة المستقلة (X) إرتباطاً بكل من عدد الأطفال الذين انجبتهم الأم (Y1)، وعدد الأطفال المتوفين لديها (Y2) أي بمتغيري المجموعة (Y)، وتحمل معاملات الأحمال القويمة المختلطة لهذه المتغيرات الاشارة نفسها (إشارة موجبة) أي أن العلاقة طردية بين العمر اللأم الحالي وعمر الأب الحالي وعدد أفراد الأسرة المقيمين معها من جهة و عدد الأطفال الذين أنجبتهم الأم وعدد الأطفال المتوفين لديها من جهة أخرى، وهذه النتيجة تدل على أن الزيادة في كل من عمر الأم وعمر الأب وعدد أفراد الأسرة المقيمين معها ينتج عنه أرتفاع كل من الخصوبة والوفيات أنياً، والعكس بالعكس.

ثانياً:- عمر الأم عند الزواج (X2)، ومستوى الرعاية الطبية المقدمة للأم وطفلها (X8) ومستوى تعليم الأم (X7) ومهنة وطبيعة عمل الأم (X6)، والمستوى الأقتصادي للأسرة (X1) تعد هذه الأخرى من أهم المتغيرات المرتبطة مع كل من عدد الأطفال الذين أنجبتهم الأم وعدد الأطفال المتوفين لديها آنياً، أي مع متغيرات المجموعة (Y)، وقد أختلفت أشارات معاملات الأحمال القويمة المختلطة لمجموعة المتغيرات المستقلة عن مجموعة المتغيرات التابعة، مما يشير الى أن المتغيرات المستقلة هذه ترتبط بشكل عكسي مع متغيرات المجموعة التابعة، ويعد هذا مؤشراً على أن هناك انخفاضاً في عدد كل من الأطفال الذين أنجبتهم الأم والأطفال المتوفين لديها آنياً، كلما أتجه عمر الأم عند الزواج ومستوى الرعاية الطبية المقدمة للأم وطفلها والمستوى التعليمي للأم ومهنة الأم والوضع الأقتصادي للأسرة الى الزيادة كل حسب وحدات قياسه، و العكس صحيح، وعدا هذه المتغيرات فان هناك إما ارتفاعاً وإما انخفاضاً طفيفاً في كل من عدد الأطفال الذين انجبتهم الأم والأطفال المتوفين لديها في نفس الوقت.

ومن الملاحظ الى أنه من بين متغيري المجموعة التابعة (Y) يتبين أن عدد الأطفال الذين انجبتهم الأم (الخصوبة) (Y1) هو المتغير الأكثر تأثيراً بمتغيرات المجموعة المستقلة (X) في زوج المتغير القويم الأول لذا فأن تأثير هذه المتغيرات في الخصوبة أكثر من تأثيرها في وفيات الأطفال، حيث كانت قيمة معامل التشبع القويم المختلط له بالمتغير القويم الأول (0.8129)، بينما كانت هذه القيمة للوفيات تساوي (0.3178).

3.6 حساب مؤشرات الافاضة Redundancy- Indexes

لتحديد مقدار التباينات في قيم مجموعة المتغيرات التابعة الذي فسّر من خلال مجموعة المتغيرات المستقلة في حالة أي زوج من المتغيرات القويمة، والعكس صحيح تم حساب المؤشر الفائض (Redundancy- Indexes) من خلال العلاقتين (27) و (28) ودونت نتائجة في الجدول التالي:

جدول (7)

مقياس الافاضة لمجموعتي المتغيرات المستقلة والتابعة في العراق

مجموعة المتغيرات	المتغير القويم	λi	$R^2_{(i)Y}$	$R^2_{(i)X}$	المؤشر الفائض	
					$\lambda_i \times R^2_{(i)Y}$	$\lambda_i \times R^2_{(i)X}$
التابعة (Y)	الأول (1)	0.6899	0.5521	-------	0.3808	-------
	الثاني (2)	0.3033	0.4479	-------	0.1358	-------
المستقلة (X)	الأول (1)	0.6899	-------	0.09086	-------	0.0627
	الثاني (2)	0.3033	-------	0.0816	-------	0.0247

وبعد التعويض عن هذه النتائج في العلاقة (29) تم حساب مقدار التباينات في قيم مجموعة المتغيرات التابعه التي استطاعت المتغيرات المستقلة تفسيرها في حالة زوجي المتغيرات القويمة $(v^*_1 ، u^*_1)$ ، $(v^*_2 ، u^*_2)$ كما يلي:

$$R^2_{Y/X} = (0.3808 + 0.1358) = 0.5166$$

وتشير هذه النتيجة الى ان المتغيرات المستقلة قد فسّرت (52%) من التباينات في قيم مجموعة المتغيرات التابعة (Y2, Y1) مجتمعه.

أذ أن $R^2_{Y/Xi}$ يمثل نسبة التباين في متغيرات المجموعة الأولى والمحتسبة بواسطة العوامل القويمة للمجموعة الثانية.

4. الاستنتاجات

1- تبين أن هناك ارتباط معنوي مابين مجموعة المتغيرات المستقلة (X) والتي تمثل المتغيرات الأجتماعية والأقتصادية والديموغرافية ومجموعة المتغيرات التابعة التي تمثل الخصوبة والوفيات

2- تبين من نتائج تحليل الأرتباط القويم الذي طبق على بيانات البحث أن عمر الأم الحالي وعمر الأب الحالي وعدد افراد الأسره المقيمين مع الأم على التوالي تعد أهم المتغيرات الأجتماعية والأقتصادية والديموغرافية التي ترتبط بشكل طردي بعدد الأطفال الذين أنجبتهم الأم (الخصوبة) وعدد الأطفال

المتوفين لديها (الوفيات) أنياً غير أن عدد الأطفال الذين أنجبتهم الأم (الخصوبة) هو الأكثر تأثراً بهذه المتغيرات.

3- تبين من خلال النتائج أن المتغيرات عمر الأم عند الزواج (الزواج المبكر)، ومستوى الرعاية الطبية المقدمة للأم وطفلها، ومستوى تعليم الأم، والمستوى الأقتصادي للأسره على التوالي تعد من أهم المتغيرات المرتبطة مع كل من الخصوبة ووفيات الأطفال أنياً وترتبط بشكل عكسي معهما غير أن تأثيرهما على الخصوبة أكثر من تأثيرهما على الوفيات.

4- تبين من خلال زوج القويم الثاني أن مدة الرضاعة الطبيعية له تآثير كبير على وفيات الأطفال أكثر من تآثيره على الخصوبة ويرتبط بعلاقة عكسية مع الوفيات وهذا ما يشير الى أهمية عامل الرضاعة الطبيعية في المحافظة على حياة الأطفال.

5- أن المتغيرات المستقلة نجحت في تفسير نسبة (51.66) من التباين الكلي الحاصل في المتغيرات المعتمدة على ضوء نتائج مؤشر الفائض.

المصادر

المصادر العربية

1. الجهاز المركزي للإحصاء وتكنلوجيا المعلومات/ وزارة التخطيط والتعاون الأنمائي (المسح متعدد المؤشرات (MICS-4)) العراق 2012.
2. مانلي، بريان.ف.ج (1994): الأساس في الطرق الإحصائية المتعددة المتغيرات، الطبعة الثانية، ترجمة أبو عمة، عبد الرحمن محمد، النشر العلمي والمطابع، جامعة الملك سعود، الرياض (2001)، ص[115].

المصادر الاجنبية

1. Baslievsky. A. (1994): Statistical factor analysis and related methods Theory and Application, John Wiley and Sons, Inc.
2. Dillon, W, R., and Goldstein, M. (1984): Multivariate Analysis Methods and Applications, John Wiley and Sons, Inc, New York.
3. Hotelling, H. (1936): Relations between two sete of variates, Biometrika., 28, PP. 321-327.
4. James. P.S. (1972): Applied multivariate analysis, Series Quantitive Methods, For Decision Making, Holt, Winston, New York., P. 333.
5. Rencher. A.C. (1998): Multivariate statistical Inference and APPlications, John Wiley and Sons, Inc. P. 381.
6. Sharma. S. (1996): Applied multivariate techniques, John Wiley and Sons, Inc, P. 403.
7. Stevens (1986): Applied multivariate statistical for social science, Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
8. Stewart, D, k and Love. A (1968): A general Canonical Correlation index. Psychological Bulletin 70, PP. 160-163
9. Tacq, J. (1997): Multivariate analysis techniques in social science Resesarch from problem to analysis, Sage publication, London.

.....

.....

.....