

**تحليل قياسي تطبيقي لأنار الازدواج الخطى
المتعدد على قيم ومعنوية معاملات نموذج الانحدار الخطى المتعدد^(١)**

**An Applied Measurable Analysis for the consequences of
multicollinearity On Multivariate Regression coefficients**

د/محمد خلف عبد العال رفاعي	أ.د/كمال سلطان محمد سالم
مدرس الإحصاء التطبيقي	عميد المعهد العالي للحاسب الآلي
معهد العجمي العالي للعلوم الإدارية- الإسكندرية	كينج مريوط- الإسكندرية

(١) يقدم الباحثان خالص التقدير للاستاذة المحكمين على كافة الملاحظات التي أشارو إليها والتي ساهمت في أنشاء

تحليل قياسي تطبيقي لآثار الازدواج الخطى

المتعدد على قيم ومعنوية معاملات نموذج الانحدار الخطى المتعدد (١)

An Applied Measurable Analysis for the consequences of multicollinearity On Multivariate Regression coefficients

د/كمال سلطان محمد سالم
د/محمد خلف عبد العال رفاعى
عميد المعهد العالى للحاسب الآلى
مدرس الاحصاء التطبيقى
معهد العجمى العالى للعلوم الادارية - الاسكندرية
كينج مريوط - الاسكندرية

ملخص البحث:

يتناول البحث موضوع تحليل قياسي تطبيقي لآثار الازدواج الخطى المتعدد على قيم ومعنوية معاملات نموذج الانحدار الخطى المتعدد، وتتمثل مشكلة البحث فى قلة الدراسات القياسية التطبيقية فى مجال أثر الازدواج الخطى المتعدد على قيم ومعنوية وإشارات معاملات الانحدار وكذا فيما يتعلق بأثر استخدام طريقتى (PCR , RR).

والهدف من البحث يتمثل فى تحليل ودراسة آثار وجود مشكلة الازدواج الخطى المتعدد على قيم وإشارات معنوية معاملات الانحدار الخطى المقدره بطريقة (O.L.S)، وتكمن أهمية البحث فى تحديد : أفضل الطرق القياسية للآثار السلبية لمشكلة الازدواج الخطى على المعاملات أما منهجية البحث تتمثل فى النقاط التالية:

- متغيرات البحث هى: المتغيرات المستقلة و هى { متوسط أصول الأسرة بالدولار (X_1) - العمر (X_2) - عدد سنوات التعليم (X_3) - (X_4) دخول مستحقة للأسرة غير محصلة - (X_5) متوسط أجر الساعة بالدولار } والمتغير التابع يتمثل فى متوسط عدد ساعات العمل خلال السنة (y) .

يتمثل الفرض الرئيسى فى صورته الصغرى بأن وجود الازدواج الخطى لا يؤثر على قيم ومعنوية وإشارة المتغيرات

التفسيرية فى علاقتها مع المتغير التابع.

أساليب علاج مشكلة الازدواج الخطى (١) طريقة ريدج (RR) (٢) طريقة المكونات الرئيسية للانحدار (PCR) و بعد إثبات صحة الفروض من عدمها قد توصل البحث للنتائج التالية:

(١) يقدم الباحثان خالص التقدير لاساتذة المحكمين على كافة الملاحظات التى أشارو إليها التى ساهمت فى أراء

-وجد أن المتغيرات (X_1, X_3, X_2) غير معنوية في نموذج الانحدار الخطى المتعدد المقدر بـ (LS) وفي النموذج الفردي يوجد متغيرات غير معنوية أهمها (X_4, X_3)

-يفضل النموذج (PCR) عن نظيره (RR) كلمات مفتاحية: الإزدواج الخطى- طريقة المربعات الصغرى- معامل تضخم التباين- طريقة ريدج- طريقة انحدار المكونات الرئيسية

Abstract:

In this The research .An applied measurable Analysis for the consequences of multicollinearity On Multivariate Regression coefficients has been studied . The research problem represents the Few studies of applied econometrics in the field of multicollinearity on values, significant and signs of regression coefficient. Also the relation to The effect of method PCR, RR.

Objective: The research aims to the following:

- The consequences of multicollinearity on values, signs and significant of coefficients of linear regression estimated by(O.L.S.)
- The best econometrics methods using to solve the negative effects for the problem of multicollinearity.

Research Methodology:

The research variables are (independent and depends variables).

- the average of family assets in dollars (X_1), age (X_2), years of education (X_3), accrued incomes (X_4), average per hour (X_5) and dependent variable is the average labor hours during the year(y).

The Hypothesis of research:

The Null Hypothesis H_0 : multicollinearity does not affect the significant, sign and value of the regression coefficients (B_i) for independent variables.

The Alternative Hypothesis H_1 : multicollinearity affects the significant, sign and value of the regression coefficient(B_i) for independent variables.

The Remedies For multicollinearity are the method of (RR) and the method of (PCR).

The method of(PCR), the researchers reach the conclusion after proving the right of hypothesis or net.

- Variables (X_2, X_3, X_4) are non-significant in the model estimated by(O.L.S)
- There are non-significant variables such as (X_3, X_4).
- Model(PCR) is better than (RR).

Keywords: Multicollinearity-(O.L.S)-(VIF)-Ridge
Principal component Regression(PCR)

Regression(RR)-

١. مقدمة Introduction

من فروض assumptions طريقة (LS) المستخدمة في تقدير معالم نموذج الانحدار الخطي العادي فرض عدم وجود ارتباط (كامل) أو قريب من الكامل بين المتغيرات التفسيرية في هذا النموذج وعند عدم توفر هذا الفرض تكون هناك مشكلة الأزواج الخطي المتعدد ويعزى تعريف هذه المشكلة إلى Ragnar Frisch حيث عرفها بوجود علاقة خطية كاملة أو تامة بين بعض أو كل المتغيرات "التفسيرية" في نموذج الانحدار ومن المنطقي أن يقتصر هذا التعريف على العلاقات الخطية بين المتغيرات X^S ولكنه لا يمتد إلى العلاقات غير الخطية كما في دالة التكاليف من الدرجة الثالثة والنتائج الأساسية لتلك المشكلة هي إما عدم إمكانية تقدير معاملات الانحدار في حالة وجود علاقات خطية كاملة بين المتغيرات التفسيرية وتكون الأخطاء المعيارية Standard errors لا نهائية، أما إذا كانت العلاقات غير كاملة فإنه يمكن حساب معاملات الانحدار لها ولكن تكون الأخطاء القياسية لها كبيرة وبالتالي تكون معاملات الانحدار غير معنوية وعليه تفقد معناها أو دقتها وفي التطبيق الفعلي في مجال تقدير دالات الإنتاج أو الواردات فإنه عادة ما تظهر نتائج تسبب كثيراً من سوء الاستنتاج وعدم المنطقية ومخالفة المنطق العلمي من تلك النتائج مثل:

أ. عدم معنوية معاملات الانحدار لغالبية المتغيرات التفسيرية في هذه النماذج.

ب. مخالفة إشارات المعاملات المقدرة للمنطق النظري.

٢. مشكلة البحث: Problem of Research

عند استخدام طريقة المربعات الدنيا العادية (O.L.S) في تقدير معاملات المتغيرات التفسيرية

لنموذج الانحدار

الخطي المتعدد فإن كل معامل يعكس العلاقة أو التأثير بين هذا المتغير والمتغير التابع وذلك عند تحقق عدم وجود ارتباط شبه تام بين هذا المتغير والمتغيرات التفسيرية الأخرى [3-2] سالم .

أما في وجود هذا الارتباط المرتفع (أي وجود ظاهرة الأزواج الخطي) فإن ذلك يؤثر بشكل معنوي على تقديرات المعاملات المقدرة وبالتالي يصعب التمييز بين تأثير متغير معين وتأثير المتغيرات الأخرى ، فضلاً عن ذلك فإن الأزواج الخطي يرفع قيم تباين المعاملات وبالتالي قد يؤدي إلى إشارات غير متوقعة للمعاملات ويعزى ذلك إلى أن توزيع المعاملات (β^S) مع وجود الأزواج الخطي يكون أكثر

اتساعاً مقارنة مع عدم وجوده وبالتالي يزيد من إمكانية أن تقع قيمة معينه ($\hat{\beta}$) المقدرة في الجانب الآخر من القيمة الحقيقية لـ β وبالتالي تظهر إشارات مخالفة [33] Studenmund .

و خلاصة القول أن الازدواج الخطى يؤدي إلى:

أ- حدوث تغيير في قيم ومعنوية بعض المعاملات المقدرة.

ب- حدوث إشارات غير متوقعة لبعض المعاملات.

وعند استخدام هذه المعاملات في تفسير العلاقات بين كل متغير تفسيري والمتغير التابع فإنه يؤدي إلى نتائج مضللة وغير متوافقة مع المنطق العلمى من ناحية ولا تعكس الواقع الحقيقى من ناحية أخرى.

وتكثر البحوث في تعريف وقياس ونتائج وعلاج مشكلة الازدواج الخطى المتعدد وخاصة استخدام عدة طرق قياسية لعلاج مشكلة الازدواج الخطى المتعدد ومنها:

أ. طريقة انحدار ريدج (Ridge Regression Method (RR).

ب. طريقة انحدار المكونات الرئيسية (Principal Component Regression (PCR).

ج. طريقة الانحدار الجزئى (Partial Least Squares Regression (PLRS).

وتكون المفاضلة بينها في ضوء عدة معايير منها:

قيم R^2 و RMSR (Root Mean Squares Error) وتكون المفاضلة على أساس هذه القيم فقط بدون تحليل أثر استخدام هذه الطرق على قيم وإشارات ومعنوية معاملات الانحدار في الطرق المختلفة.

ولذلك فإن مشكلة البحث تتركز في ندره الدراسات القياسية التطبيقية في مجال أثر الازدواج الخطى المتعدد على قيم ومعنوية وإشارات معاملات الانحدار وكذا فيما يتعلق بأثر استخدام طريقتى (PCR, RR) على هذه النتائج.

٣. هدف البحث: Objective of Research

ينصب هدف البحث في الإجابة على سؤالين هما

أ. ما هي آثار ونتائج وجود مشكلة الازدواج الخطى المتعدد على قيم وإشارات ومعنوية معاملات الانحدار الخطى المقدرة بطريقة (O.L.S).

ب. ما هي أفضل الطرق القياسية لعلاج أو التغلب أو تقليل الآثار السلبية لمشكلة الازدواج الخطى على هذه المعاملات؟

٤. أهمية البحث: Importance of Research

تعتبر مشكلة الازدواج الخطى من المشكلات التى تناولها العديد من الباحثين ولم يتم التوصل لحل نهائى حتى الآن، حيث توجد العديد من الطرق والمقدرات التى يتفاوت أداؤها في التعامل مع

المشكلة وتزداد عدم القدرة على التوصل إلى تقديرات دقيقة في حالة كون ثباينات وتغايرات مقدرات (O.L.S) كبيراً وفقاً لدرجة الازدواج الخطى كما تظهر حساسية الأخطاء المعيارية لمقدرات (O.L.S) لآى تغير بسيط فى البيانات مما يؤدى إلى نتائج مضللة عند تجاهل وجود مشكلة الازدواج الخطى أو عدم معالجتها بأسلوب فعال لذلك من الأهمية التعرض لهذه المشكلة وتقديم حلول وعلاج لها باستخدام طريقتى انحدار ريدج (RR) وانحدار المكونات الرئيسية (PCR)

من ثم تبرز أهمية الدراسة من خلال كونها تتبنى مدخلاً يستخدم لتقدير معالم النموذج بصورة أكثر دقة وبالتالي زيادة القدرة على التنبؤ و إجراء اختبارات الفروض بصورة سليمة.

• منهجية البحث: Methodology of Research

تتكون منهجية البحث من النقاط التالية:

- (٥-١): النموذج الرياضى الخطى المستخدم فى البحث: Multiple Linear Regression Model

هو نموذج الانحدار الخطى المتقدم وصورته العامة هي:

تأخذ الصيغة الدالية العامة لانحدار Y على X

$$Y_i = f(x_i) + \varepsilon_i, \quad i = 1, 2, \dots, p$$

حيث ε_i هو حد الخطأ العشوائى، $f(x_i)$ تعنى أن Y دالة فى (x_1, x_2, \dots, x_p) وسيتم افتراض أن الدالة خطية فى المعالم، والمتغيرات المستقلة لا يشترط أن تكون خطية وإذا حصلنا على عينة من الحجم n، وكان المتغير التابع Y دالة فى المتغيرات المستقلة (x_1, x_2, \dots, x_p) واعتبار أن مشاهدات x أى العمود الأول فى مصفوفة التصميم كلها تساوى واحد حتى يسمح بوجود جزء ثابت intercept فإنه يمكن كتابة نموذج الانحدار الخطى المتعدد على النحو التالى:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \dots + \beta_p x_p + U \quad (1)$$

متوسط Y عند وجود قيم معينة للمتغيرات

$$x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$$

وهذه المعادلة هي عبارة عن نظام به n معادلة يمكن التعبير عنها باستخدام صيغة المصفوفات والمتجهات Marix form كما يلي:

$$Y_{(n \times 1)} = X_{[n \times (p+1)]} + \beta_{[(p+1) \times 1]} + \varepsilon_{(n \times 1)} \dots \dots \dots (2)$$

حيث y: متجه المتغير التابع وهو متجه عمود أبعاده $(n \times 1)$ ، x مصفوفة التصميم matrix أبعادها

$$\beta_{(p+1) \times 1}, \text{ هو متجه المعاملات ذو أبعاد } [(p+1) \times 1]$$

وأخيراً ε : هو متجه الخطأ العشوائي حيث أبعادها $(n \times 1)$ ويتم تقدير معاملات النموذج باستخدام طريقة المربعات الصغرى العامة (O.L.S) بافتراض توافر بعض الافتراضات المتعلقة بالنموذج وهي: العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة يفترض أن تكون خطية، والنموذج تم توصيفه بشكل سليم، والمتغيرات التفسيرية مستقلة، ومتوسط الخطأ العشوائي صفر، وثباته ثابت ويساوي σ^2 والمتغيرات التفسيرية مستقلة بين الخطأ العشوائي وبافتراض أن المتغيرات التفسيرية غير مرتبطة خطياً بأن

$$\hat{\beta} = (x'x)^{-1} x'y \dots \dots \dots (3)$$

حيث $\hat{\beta}$ هو متجه مقدرات معالم النموذج باستخدام طريقة (O.L.S) وهو أفضل مقدر خطي غير متحيز (Best Liner Unbiased Estimator) BLUE والنموذج المقدر يأخذ الشكل التالي:

$$\hat{Y} = X \hat{\beta}$$

وبافتراض اعتدالية الأخطاء فإن $\hat{\beta}$ لها توزيع طبيعي بالخصائص التالية:

$$\hat{\beta} \approx N(\beta, \sigma^2 (x'x)^{-1}) \dots \dots \dots (4)$$

- (٥-٢): البيانات المستخدمة في البحث: Data of Research

وقد أستند البحث على بيانات سنوية لعدد ٣٥ مجموعة عمل (وهي عدد الملاحظات والتي تم إعدادها من قبل مؤسسة

راندالامريكية لدراسة العلاقة بين عرض العمل (والذي يمثل متوسط عدد ساعات العمل) وزيادة في الأجر وقد تم نشر هذه البيانات في كتاب الأقتصاد القياسي (Basic Econometrics) في صفحة ٣٨٥ وهو وارد في المرجع رقم [16] Gujarati وتتضمن عدة متغيرات تم اختيار خمسة متغيرات مستقلة منها وذلك (لمحدودية عدد الملاحظات وهي ٣٥ ملاحظة) ومتغير تابع وهي: [متوسط أصول الأسرة (X_1) - متوسط عمر العامل (X_2) - متوسط عدد سنوات الدراسة المنتهية (X_3) - متوسط الدخل المستحق للأسرة والغير محصلة (X_4) - متوسط معدل الأجر بالدولار (X_5) - متوسط عدد ساعات العمل خلال السنة (Y)] .

- (٥-٣): فروض البحث Hypothesis of Research

يقوم هذا البحث على فرض رئيسي مؤادة في صورته الصفرية لا تؤثر وجود مشكلة الازدواج الخطي المتعدد على معنوية وقيم وإشارة معاملات هذه المتغيرات الخمسة التفسيرية وتأثيرها على المتغير التابع

٦. الدراسات السابقة Lecture Review

يمكن تصنيف الدراسات السابقة إلى عدة مجموعات منها فيما يتعلق

بأساليب اكتشاف درجة الازدواج الخطى: Detection of Multicollinearity

كلما اقترب معامل التحديد R^2 من الواحد الصحيح للنموذج ككل فإن هذا يدل على وجود مشكلة ازدواج خطى فعال يؤدي إلى تضخم تباين مقدرات المربعات الصغرى بشكل غير مبرر حتى أنها تؤول إلى ما لا نهاية فى حالة ما إذا كان $R^2 = 1$ كما وردت إشارة فى البحوث Judge [15]-Gujarati [16] - [18] Hayashi [38] Woold

أو إذا كانت معاملات الارتباط البسيطة بين كل متغيرين من متغيرات الانحدار X_i , X_j أكبر من 0.8 وقد أوضح [17] (Haistorisky) أن الازدواج الخطى يكون فعال عندما يكون الارتباط $r_{ij} > 0.8$

حيث أن:

ارتفاع قيم معاملات R^2 بين كل متغير تفسيري وباقي المتغيرات التفسيرية الأخرى.

بينما قد اقترح [22] (Lawrence) أن الازدواج الخطى يكون فعال عندما $| \frac{r_{ij}}{R} |$ حيث أن r_{ij} يمثل معامل الارتباط البسيط بين المتغيرين X_i , X_j ويمثل R معامل الارتباط المتعدد بين المتغير التابع Y والمتغيرين المستقلين X_i , X_j .

وقد أشار [19] (Hocking) أن استخدام القيم والمتجهات المميزة Eigen values & Eigen vectors لمعرفة مدى فعالية الازدواج الخطى فيعتبر الازدواج الخطى فعال إذا كانت أحد الجذور الكامنة latent root للمصفوفة $(x'x)$ يقترب من الصفر.

$$\lambda_i = y'x'xy_i \approx 0$$

حيث أن λ_i : أحد الجذور الكامنة Latent root

Y_i : أحد المتجهات الكامنة latent vector

بينما بين [7] (Belsley) أن رقم الحالة number condition دليل الحالة index condition يستخدم كلاً منهما لتحديد درجة الازدواج الخطى حيث أن:

$$\frac{\text{أقصى قيمة للقيم المميزة}}{\text{أدنى قيمة للقيم المميزة}} = \text{رقم الحالة } (K)$$

$$\sqrt{K} = \text{دليل الحالة } (CI)$$

فإذا اتضح أن:

$100 \geq K \geq 1000$ فتوجد مشكلة ازدواج خطى من معتدل إلى قوى $K \geq 1000$ فتوجد مشكلة ازدواج خطى حادة

$10 \geq CI \geq 30$ فتوجد مشكلة ازدواج خطى من معتدل إلى قوى $CI \geq 30$ فتوجد مشكلة ازدواج خطى حادة

وقدم [32](Schaefer et al) مقياس يسمى معامل تضخم التباين (VIF) Variance Inflation Factor

$$VIF = \frac{1}{(1 - R_i^2)} \dots \dots \dots (6)$$

$$\text{Tolerance (TOL)} = 1 - R_i^2$$

حيث: R_i^2 معامل التحديد لانهيار المتغير المستقل X_i على باقى المتغيرات المستقلة.

وقد حدد [11] (David et al) أنه يوجد ازدواج خطى إذا كان $VIF > 10$ أى أن R_i^2 تزيد من 0.9 .

The consequences of Multicollinearity: أما الدراسات الخاصة بأثار ونتائج الازدواج الخطى:

فقد أشارت الدراسات التالية [10] Chatelaine, [11] David, [16] (Gujarati), [17] Mishra [26], Haistovisky, Studenmund [33], Pasha [29], إلى الآثار والنتائج التالية للازدواج الخطى:

1. ستظل مقدرات المربعات الصغرى هي أفضل مقدرات خطية غير متحيزة (BLUE) إلا أن تبايناتها ستكون متضخمة.
2. اتساع فترات الثقة.
3. يزداد الخطأ المعياري (SE) للمتغيرات التفسيرية ومن ثم تقل قيمة t المحسوبة وتزداد احتمالات قبول الفرض العدم $H_0: \beta = 0$.
4. تتغير المعامل المقدرة معنوياً بأية تغيرات طفيفة فى العينة.
5. تأثر الخطأ المعياري (SE) بأى تغيرات طفيفة فى البيانات مثل حذف أو إضافة مشاهدة وكذلك استقلال مشاهدة بمشاهدة أخرى.
6. قد تختلف إشارة معاملات الانحدار على ما هو مقبول أو ثابت عليه فى النظرية الاقتصادية أو غيرها من الثوابت العملية الأمر الذى يسبب صعوبة فى تفسير معاملات الانحدار $(\beta's)$.

وفيما يتعلق بالدراسات الخاصة بالأساليب القياسية المستخدمة لعلاج مشكلة الازدواج الخطى

Econometrics Methods used to Detection Multicollinearity

فقد قدم [14] El-Dereny, [16] (Gujarati), [25] Marquardt, [30] Robert Laurence, [33] Studenmund.

أسلوب إسقاط المتغيرات Dropping avariabes فعندما تواجه بمشكلة ازواج خطى حاد فنجد أن أسهل الأساليب هو إسقاط المتغير أو المتغيرات التي تعاني من مشكلة الازواج الخطى الحاد إلا أن إسقاط المتغير الذى يعانى من مشكلة الازواج الخطى سيؤدى ذلك إلى الحصول على مقدرات متحيرة للمعالم وخطأ توصيف النموذج Specification error وهو أمر أشد خطورة من الازواج الخطى حيث أن مقدرات (O.L.S) لا تزال (BLUE) حتى فى ظل الازواج الخطى شبة التام ومن ثم تضعف قدرة النموذج فى عمليات التنبؤ فى المستقبل.

واقترح [15](GG. Judge.et.al) طريقة الحصول على أو إضافة بيانات جديدة
Additional or new data

تعتبر من أسهل طرق معالجة الازواج الخطى إلا أن قيد التكلفة يجعل من غير السهل الحصول على أو إضافة بيانات جديدة ويمكن توضيح هذه الطريقة على النحو التالى بشكل مبسط

$$Vor(\hat{\beta}_2) = \frac{\sigma^2}{\sum X_2^2 (1-r_{23}^2)} \dots\dots\dots (8)$$

وكما هو واضح فإنه كلما زاد حجم العينة فإن $\sum X_2^2$ سوف تزداد بالطبع الأمر الذى يؤدي على تقليل تباين $\hat{\beta}_2$.

١. استخدام مقدرات بديلة لمقدرات كل من المربعات الصغرى والإمكان الأعظم أو هى مقدر المربعات الصغرى المقيدة، مقدر المكونات الرئيسية، مقدر انحدار ريدج ومقدر الانحدار الجزئى وفى هذا البحث سوف يتم الاعتماد على طريقتى (PCR)-(RR) لعلاج مشكلة الازواج الخطى.

وهى: مقدر ريدج (RR) (Ridge Estimator) [20] (Hoerl and kennard)

وضع كل من [1] الصغير, [4] Ahmed, [6] Batah, [9] Bjorkstrom, [13] Draper, [20] Hoerl, [23] Le Cessie, [25] Marquardt, [35] Webster, [28] statistical Software

مقدر ريدج والذى يتبلور فى إضافة مقادير طفيفة موجبة لعناصر القطر الرئيسى $xy = (x'x + \lambda)^{-1} x'y$ لمصفوفة حواصل الضرب التباديلى $(x'x)$ قبل إيجاد معكوسها وذلك فى حالة وجود ازواج خطى فى النموذج، حيث تمثل (λ) مقدار طفيف موجب يسمى بمعلمة ريدج ومن خلال دراسة خصائص مقدر انحدار ريدج فإن مقدر النتائج $\hat{\beta}_R$ يكون به بعض التحيز لكنه يقلل التباين بمقدار كبير وذلك بدورة يؤدي إلى تحسين متوسط مربعات الخطأ والقدرة على التنبؤ بصورة أفضل بالإضافة إلى الحصول على مقدر مستقر لمعالم نموذج الانحدار.

والفكرة الأساسية التي يبنى عليها انحدار ريدج هي أن مصفوفة التباين والتغاير للمتغيرات المستقلة تكون غير منفردة في حالة وجود ازواج خطى في النموذج فيتم إضافة مقادير طفيفة موجبة لعناصر القطر الرئيسى.

مقدر ريج $\hat{\beta}_R$ (Ridge Estimator)

$$\hat{\beta}_R = [x'x + KIP]^{-1} x'\bar{y} - [Ip - \lambda x'x]^{-1} \hat{\beta} \dots\dots\dots(11)$$

حيث: تمثّل (Ip): مصفوفة الوحدة من الرتبة p, λ : تمثّل مقدار طفيف موجب يسمى بمعلمة

ريدج

$$\lambda = \frac{1}{K}, K > 0 \dots\dots\dots (12)$$

بينما قدم كلاً من [37] Wold , [31] Roso , [24] Maitra , [21] Janathan , [5] Ana طريقة مقدر المكونات الرئيسية (PCR) Principle Component Regression والتي يمكن إثباتها فيما يلى:

نفرض أن لدينا K من المتغيرات المستقلة، فإنه يمكن إيجاد مجموعة من الدوال الخطية للمتغيرات المستقلة وذلك كما يلى [21] Jonathan:

$$Z_1 = a_1 \times x_1 + a_2 \times x_2 + \dots\dots + a_k \times x_k \quad (a_1^2 + a_2^2 + \dots + a_k^2 = 1) \dots\dots\dots (13)$$

$$Z_2 = b_1 \times x_1 + b_2 \times x_2 + \dots\dots + b_k \times x_k \quad (b_1^2 + b_2^2 + \dots + b_k^2 = 1) \dots\dots\dots (14)$$

حيث أن:

Z_1 : تمثّل المكونات الرئيسية الأولى وهى عبارة عن دالة خطية للمتغيرات المستقلة والتي تمتلك أكبر تباين.

Z_2 : تمثّل المكونات الرئيسية الثانية وهى عبارة عن دالة خطية للمتغيرات المستقلة والتي تمتلك أقل من تباين المكونات الرئيسية الأولى.

تستخدم طريقة المكونات الرئيسية فى حالة وجود عدد كبير من المتغيرات يتم وضعها فى صورة توليفات خطية حتى تتمكن من تخفيض عدد المتغيرات مع إمكانية تبسيط وفهم وتفسير الظاهرة محل البحث والاحتفاظ بأكثر نسبة ممكنة من التباين ويعاب على هذا الأسلوب:

١. قد يودى إلى صعوبات فى الفهم والتفسير وخصوصاً إذا اختلفت وحدات قياس المتغيرات الأصلية.

٢. لا يلتفت أسلوب المكونات الرئيسية على علاقات التباين بين المتغيرات الأصلية وإنما يهتم فقط بتبايناتها حتى يتم الاحتفاظ بأكثر نسبة من هذه التباينات.

ويعتبر هذا الأسلوب بالآتي:

تتميز المكونات الرئيسية بأنها غير مرتبطة خطياً ببعضها البعض مهما كان شكل العلاقة الخطية بين المتغيرات الأصلية ولن يكون أسلوب المكونات الرئيسية مفيداً إذا كانت المتغيرات الأصلية غير مرتبطة خطياً ففي هذه الحالة ستكون المكونات الرئيسية هي نفسها المتغيرات الأصلية.

ولاستخراج المقدرات باستخدام طريقة المكونات الرئيسية يتم ذلك بإجراء انحدار التغير (Y) المعتمد على المكونات الرئيسية التي تمتلك أعلى تباين بحيث نجد أن:

$$\text{var}(z_1) > \text{var}(z_2) \dots > \text{var}(z_k) \dots \dots \dots (12)$$

$$\text{var}(z_1) + \text{var}(z_2) \dots + \text{var}(z_k) = \text{var}(x_1) + \text{var}(x_2) + \dots \text{var}(x_k) \dots \dots \dots (13)$$

ولقد تم استخدام برنامج SPSS - v.22 لتقدير معاملات (LS) وبرنامج NCSS لتقدير معاملات (PCR, RR).

٧. مؤشرات وجود الازدواج الخطي المتعدد: Indicators of Multicollinearity

يتم استعراض مؤشرات وجود الازدواج الخطي المتعدد وهي:

١. ارتباط قيم معاملات الارتباط البسيط بين متغيرات البحث ببعضها البعض ويتضح ذلك من مصفوفة الارتباط كما هو موضح في الجدول رقم (٢).

٢. ارتفاع قيم معاملات R^2 بين كل X وباقي X^s فهي تزيد من ٩٣,٠ لأربع متغيرات هي X_1, X_2, X_3, X_4, X_5 وتبلغ ٨٦,٢.

٣. تزيد قيمة VIF عن ١٠ لكل المتغيرات X_1, X_2, X_3, X_4, X_5 وتبلغ فقط ٧,٢ للمتغير X_2 .

وتقترب قيمة معامل التباين المسموح به Tolerance من الصفر بالنسبة لكل المتغيرات فيما عدا المتغير X_2 فتكون ٠,١٤، وأن قيمة الرقم الشرطي Condition number تساوي ٤٦,٥٠ وهو يمثل أكبر قيمة لـ Condition Index وذلك للمتغير (x_5) و كعرف إحصائي إذا زادت قيمة الرقم الشرطي عن ٣٠ فهذا يدل على وجود مشكلة الازدواج الخطي والجدول رقم (٣) يوضح لنا نتائج معامل تضخم التباين (Variance Inflation Factor) ومعامل التباين المسموح به (Tolerance) والدليل الشرطي (Condition Index).

جدول رقم (٢)

مصنوفة معاملات الارتباط بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع

متوسط معدل الأجر بالدولار (X ₅)	متوسط الدخل المستحقة للأسرة غير محصلة (X ₄)	متوسط عدد السنوات الدراسية المنتهية (X ₃)	متوسط عمر العامل (X ₂)	متوسط أصول الأسرة بالدولار (X ₁)	متوسط عدد المناعات العمل خلال السنة (Y)	المتغيرات المستقلة والتابع (Y)
					١	متوسط عدد الساعات العمل خلال السنة (Y)
				١	٠,٧٢ (صفر)	متوسط أصول الأسرة بالدولار (X ₁)
			١	٠,٤٢ (٠,٠٠٦)	٠,٠٨- (٠,٣٣)	متوسط عمر العامل (X ₂)
		١	٠,٣٣- (٠,٠٣)	٠,٦٣ (صفر)	٠,٦٨ (صفر)	متوسط عدد سنوات الدراسة المنتهية (X ₃)
	١	٠,٥٤ (صفر)	٠,٥٠ (٠,٠٠١)	٠,٩٩ (صفر)	٠,٦٨ (صفر)	متوسط الدخل المستحقة للأسرة غير محصلة (X ₄)
١	٠,٧٠ (صفر)	٠,٨٨ (صفر)	٠,٠٤ (٠,٤٠)	٠,٧٨ (صفر)	٠,٦٢ (صفر)	متوسط معدل الأجر بالدولار (X ₅)

من الجدول السابق يتضح أن تأثير متوسط معدل الأسرة بالدولار (X_1) على متوسط عدد ساعات العمل خلال السنة (Y) أظهر وجود علاقة طردية قوية $0,72$ ، ووجود علاقة معنوية تبلغ صفر، كما تبين أن تأثير متوسط عمر العامل (X_2) على متوسط ساعات العمل خلال السنة أظهر وجود علاقة عكسية ضعيفة جداً $-0,33$ ، ووجود علاقة غير معنوية $0,33$ ، والعلاقة بين متوسط عمر العامل (X_2)، ومتوسط أصول الأسرة بالدولار (X_1) طردية ضعيفة $0,42$ ، وهى علاقة معنوية تبلغ $0,006$ ، وأن تأثير عدد سنوات الدراسة المنتهية (X_3) على متوسط عدد ساعات العمل خلال السنة (y) أظهر علاقة طردية قوية $0,68$ ، ووجود علاقة معنوية تبلغ صفر وأن العلاقة بين متوسط عدد سنوات الدراسة المنتهية (X_3) وبين متوسط أصول الأسرة بالدولار (X_1) ومتوسط عمر العامل (X_2) طردية قوية $0,63$ ، وعكسية ضعيفة $-0,33$ ، وكلامهم معنوى وتبلغ معنوية كلاً منها صفر، $0,03$ على التوالي وأن تأثير متوسط الدخل (X_4) على متوسط عدد ساعات العمل خلال السنة (Y) أظهر وجود علاقة طردية قوية $0,68$ ، ووجود علاقة معنوية تبلغ صفر وأن العلاقة بين متوسط الدخل (X_4) وكلاً من متوسط أصول الأسرة بالدولار (X_1)، متوسط عمر العامل (X_2)، ومتوسط عدد سنوات الدراسة المنتهية (X_4) هى على التوالي طردية قوية جداً، طردية قوية، طردية قوية وتبلغ $0,099$ ، $0,050$ ، $0,054$ على التوالي وأن تأثير متوسط معدل الأجر بالدولار (X_5) على متوسط عدد ساعات العمل خلال السنة (Y) أظهر وجود علاقة طردية قوية $0,62$ ، ووجود علاقة معنوية تبلغ صفر، وأن العلاقة بين متوسط معدل الأجر بالدولار (X_5) ومتوسط أصول الأسرة بالدولار (X_1)، ومتوسط عمر العامل (X_2) ومتوسط عدد سنوات الدراسة المنتهية (X_3) ومتوسط الدخل (X_4) هى على التوالي طردية قوية $0,78$ ، وطردية ضعيفة جداً $0,04$ ، وطردية قوية جداً $0,88$ ، وطردية قوية $0,70$ ، وتبين أن المتغيرات (X_1)، (X_3)، (X_4) معنوية وتبلغ المعنوية على التوالي صفر أما عن المتغير (X_5) فهو غير معنوى بنسبة $0,40$ ، ومن الجدول السابق يتضح ارتفاع قيم معاملات الارتباط بين غالبية المتغيرات التفسيرية وكذا معنويتها.

جدول رقم (٣)

نتائج معامل تضخم التباين ومعامل التباين المسموح به وقيمة

الدليل الشرطى

Variance	Tolerance	VIF	Condition index
X_1	0.009	111.986	5.799
X_2	0.137	7.289	15.653
X_3	0.054	18.663	42.405
X_4	0.010	99.531	89.100
X_5	0.073	13.769	146.504

٨. النماذج المقدرة Estimated Models

تم تقدير أربعة نماذج لكل المتغيرات وهي:

١- استخدام طريقة (LS) في تقدير معاملات الخمسة متغيرات التفسيرية.

٢- العلاقات الفردية بين كل متغير تفسيري والمتغير التابع.

٣- استخدام طريقة (RR) في تقدير معاملات الخمسة متغيرات التفسيرية.

٤- استخدام طريقة (PCR) في تقدير معاملات الخمسة متغيرات التفسيرية.

جدول رقم (٤)

معاملات الانحدار للمتغيرات المستقلة الخمسة بطريقة (L.S)

القيمة الاحتمالية P- Value	معاملات انحدار (LS)			المتغيرات المستقلة
	نسبة t	الخطأ القياسى (S.E)	المعامل (β)	
٠,٠٠٤	٢,١٢ *	٠,٠٢٠٦	٠,٠٤٣٥٨	(X ₁) متوسط أصول الأسرة بالدولار
٠,٤٧	٠,٧٥١ -	٣,٤٢٠٩	٢,٥٦٩٨ -	(X ₂) متوسط عمر العامل
٠,٠٥	١,٩٩٣	٢٠,٦٤٩٩	٤١,١٦٢	(X ₃) متوسط عدد سنوات الدراسة المنتهية
٠,٣٣	٠,٩٦٦	٠,٤٠٨٢	٠,٣٩٤٥ -	(X ₄) متوسط الدخول المستحقة للأسرة غير مرحلة
٠,٠٠٣	٣,١٥٨ *	٤٥,١٣١٣	١٤٢,٥٣٨ -	(X ₅) متوسط معدل الأجر بالدولار
			٢٠٨٣,٧٧	الجزء الثابت
				$R^2 = ٠,٧٧٩٣$
				$\sigma = ٣٢,٦١١٤$

- وعند تحليل موجز لتلك النتائج اتضح بالنسبة لنموذج (LS) مع الخمس متغيرات المستقلة
- وجود علاقة موجبة ومعنوية بين (X_1) متوسط أصول الأسرة بالدولار ومتوسط عدد ساعات العمل خلال السنة (Y).
 - وجود علاقة سالبة وغير معنوية بين (X_2) متوسط عمر العامل ومتوسط عدد ساعات العمل خلال السنة (Y).
 - وجود علاقة موجبة وغير معنوية بين (X_3) متوسط عدد سنوات الدراسة المنتهية ومتوسط عدد ساعات العمل خلال السنة (Y).
 - وجود علاقة سالبة وغير معنوية بين (X_4) متوسط الدخل ومتوسط عدد ساعات العمل خلال السنة (Y).
 - وجود علاقة سالبة ومعنوية بين (X_5) متوسط معدل الأجر بالدولار ومتوسط عدد ساعات العمل خلال السنة (Y).
- ولقد تم تقدير المعاملات الفردية بين كل X والمتغير التابع فكانت النتائج موضحة في الجدول رقم (٥) وهي معاملات الانحدار للمتغيرات الفردية بطريقة (LS).

جدول رقم (٥)

معاملات الانحدار للمتغيرات الفردية بطريقة L.S

القيمة الاحتمالية (P- Value)	معاملات انحدار (LS)			المتغيرات المستقلة
	نسبة (t)	الخطأ القياسي (S.E)	المعامل (β)	
صفر	٥,٩٥*	٠,٠٠٣ ٠,٥١٨	٠,٠١٦ = r^2	(X_1) متوسط أصول الأسرة بالدولار
٠,٦٦	٠,٤٤٥ -	٢,٥٣ ٠,٠٠٦	١,١٢٤ - = r^2	(X_2) متوسط عمر العامل
صفر	٥,٣٤٧*	٦,٩٩٥ ٠,٤٦٤	٣٧,٤٠٧ = r^2	(X_3) متوسط عدد سنوات الدراسة المنتهية
صفر	٥,٣٢١*	٠,٠٦ ٠,٤٦٢	٠,٣١٩ = r^2	(X_4) متوسط الدخل المستحقة للأسرة غير مرحلة
صفر	٣,٩٠٢*	٢٠,٠٧٩ ٠,٣١٦	٧٨,٣٤٢ = r^2	(X_5) متوسط معدل الأجر بالدولار

وبالنسبة للمعاملات الفردية بطريقة L.S: فتفسير التقديرات الواردة فى الجدول رقم (٥) على

الآتى:

وجود علاقة موجبة ومعنوية بين المتغيرات التفسيرية (X_1, X_3, X_4, X_5) والمتغير التابع (Y) بينما هناك علاقة سالبة وغير معنوية بين (X_2)، (Y)، ولحساب الأثر المتداخل للارتباط المرتفع بين المتغيرات التفسيرية على قيم وإشارة كل متغير تفسيري فإنه يتم التمييز (التفرقة) بين التأثير الاجمالى لكل متغير مستقل منفرداً على المتغير التابع وهو معامل الانحدار البسيط بين كل متغير تفسيري والمتغير التابع أما التأثير الصافى فهو يعنى معامل الانحدار المقدر لكل متغير تفسيري على المتغير التابع فى وجود المتغيرات التفسيرية الأخرى (أى الأربعة متغيرات الأخرى فى هذا البحث)

وبالتالى فهناك ٣ متغيرات وهى (X_2)، (X_3)، (X_4) غير معنوية فى نموذج الانحدار الخطى المتعدد بينما فى نموذج الانحدار الخطى البسيط (النموذج الفردى) يوجد متغير واحد فقط وهو (X_2) وعليه فيرى الباحثان أن سبب ذلك يرجع إلى وجود مشكلة الازدواج الخطى المتعدد وللتأكد على صحة ذلك فقد تم حساب العلاقة بين التأثير الفردى لمتغيرين^(١) وتأثيره الصافى فى نموذج الانحدار ذلك وفقاً للمعادلة التالية: (راجع فى هذا كتاب الاقتصاد القياسى ورسالة الدكتوراه) فى حالة خمسة متغيرات كما فى البحث وترقم على أن يأخذ Y رقم (١) والمتغيرات التفسيرية من رقم (٢) حتى رقم (٦).

$$\beta_{12.3456} = \beta_{12} - [(\beta_{32})(\beta_{13.2456}) + (\beta_{42})(\beta_{14.2356}) + (\beta_{52})(\beta_{15.2346}) + (\beta_{62})(\beta_{16.2345})]$$

$$\beta_{13.2456} = \beta_{13} - [(\beta_{23})(\beta_{12.3456}) + (\beta_{43})(\beta_{14.2356}) + (\beta_{53})(\beta_{15.2346}) + (\beta_{63})(\beta_{16.2345})]$$

$$\beta_{14.2356} = \beta_{14} - [(\beta_{24})(\beta_{12.3456}) + (\beta_{34})(\beta_{13.2456}) + (\beta_{54})(\beta_{15.2346}) + (\beta_{64})(\beta_{16.2345})]$$

$$\beta_{15.2346} = \beta_{15} - [(\beta_{25})(\beta_{12.3456}) + (\beta_{35})(\beta_{13.2456}) + (\beta_{45})(\beta_{14.2356}) + (\beta_{65})(\beta_{16.2345})]$$

$$\beta_{16.2345} = \beta_{16} - [(\beta_{26})(\beta_{12.3456}) + (\beta_{36})(\beta_{13.2456}) + (\beta_{46})(\beta_{14.2356}) + (\beta_{56})(\beta_{15.2346})]$$

حيث أن $\beta_{12}, \beta_{13}, \beta_{14}, \beta_{15}, \beta_{16}$

هى التأثيرات الفردية بين المتغير التابع وكل متغير مستقل

أما المعاملات B_{ij} مثل $\beta_{26}, \beta_{25}, \beta_{24}, \beta_{23}, \beta_{32}$ بين كل متغيرين مستقلين

$\beta_{12.3456}, \beta_{13.2456}, \beta_{14.2356}, \beta_{15.2346}$ فهى التأثيرات الخاصة بين كل متغير تفسيري (X, S) أما المعاملات $\beta_{16.2345}$

(١): التأثير الصافى لـ X على Y يعنى أخذ العلاقة بين X و Y على الأخذ فى الاعتبار العوامل الأخرى.

و (y) في حالة وجود المتغيرات المستقلة الأخرى.

فهي تمثل العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة الخمسة مع الأخذ في الاعتبار المتغيرات الأخرى في نموذج الانحدار الخطى المتعدد وتحليل هذا الأثر فإنه سوف يتم أخذ معامل X_5 كنموذج حيث أنه في النموذج المقدر بطريقة (O.L.S) سالبة ومعنوية بينما التأثير الفردي موجب ومعنوي وذلك كالتالي وفقاً للمعادلة الأخيرة ويتم الآن عرض التأثير الصافي لـ X_5 على Y .

$$\beta_{16.2345} = 78.342 - [(4873.362) (0.044) + (.415) (-2.451) + (2.242) (41.747) + (209.31)]$$

(-0.401)

$$= 78.342 - [214.4279 - 1.01883 + 93.5968 - 83.9333] = - 144.73$$

وهو يقترب من قيمة المعامل الفردي والبالغ 142.536

ويعزى هذا الفرق البسيط نتيجة تقريب كل مكونات حسابه وبالتالي يتأكد تأثير الازدواج الخطى

على

تحويل العلاقة من موجب معنوي إلى سالبة معنوي وعليه يتم تأكيد عدم صحة الفرض العدم (H_0) ومن ثم تأثير الازدواج الخطى على قيمة وإشارة ومعنوية معاملات الانحدار للمتغيرات X_2 و X_3 و X_4 للفروض الثاني والثالث والرابع وتأكيد عدم صحة الفرض العدم (H_0) للفروض الأول والخامس على عدم تأثير الازدواج الخطى على قيمة وإشارة ومعنوية معاملات الانحدار للمتغيرات X_5 و X_1 .

٩. علاج مشكلة الازدواج الخطى بأسلوب (RR , PCR)

وكمحاولة لعلاج مشكلة الازدواج الخطى تم استخدام أسلوبين قياسيين هما (RR ، PCR) و تم تقديرهما في الصورتين الخطية واللوغاريتمية المزدوجة وفي ضوء معايير R^2 ، وإشارة المتغيرات المستقلة حيث تم الأقتصار على نموذج الانحدار الخطى المتعدد وتشير النتائج الموجودة في الجدول رقم (٦) على المقارنة بين معاملات الانحدار والأخطاء القياسية وقيم t وكذا قيم R^2 ، RMSR والقيمة الاحتمالية (p-value) لنماذج (RR) ، (PCR).

جدول رقم (٦)

معاملات الانحدار لنموذج (PCR ، RR)

معاملات انحدار المكونات الرئيسية (PCR)				معاملات انحدار Ridge (RR)				المتغيرات
P- (Value)	نسبة (t)	الخطأ القياسي (S.E)	المعامل (β)	P- (Value)	نسبة (t)	الخطأ القياسي (S.E)	المعامل (β)	
صفر	*٦,٦٠٢	٠,٠٠١٨٧٨	٠,٠١٢٤	صفر	٤,١٣٤٣	٠,٠٠٣٢	٠,٠١٣٢٢	(X ₁) متوسط أصول الأسرة بالدولار
صفر	*٤,٧٢٠	١,٧١١١٥	٨,٠٧٧٩٦-	صفر	*٢,٣٩٢	٢,١١٦١	٥,٠٦٨٤-	(X ₂) متوسط عمر العامل
صفر	*٣,٨٥	٢,٥٩٢٢	٩,٩٧٦٢١	صفر	*٢,١٢	١٠,٤٧٩١	٢٢,٢٥٠١	(X ₃) متوسط عدد سنوات الدراسة المتبقية
صفر	*٦,٠٥	٠,٠٤٨٧٩	٠,٢٩٥٢٥	٠,٠٦	٢,٧٢٩	٠,٠٦٥٨٢	٠,١٧٩٠٦	(X ₄) متوسط الدخل للمستحقة للأسرة غير محصنة
صفر	*٣,٠٩	٠,٠٤٨٧٩	٦١,٢٧٥٢-	صفر	*٢,٧٥	٢٤,٩٤٢٩	٦٨,٥٨٠٢-	(X ₅) متوسط معدل الأجر بالدولار
			٠,٧٤٥٨=٢ ر					٠,٧١١٣=٢ ر عند k=0.04
			=35,005 σ					٣٧,٣٠١٧=RMSE
								٠,٧٣٤٦=٢ ر عند k=0.02
								٣٥,٧١١٢=RMSE

وتشير النتائج في جدول رقم (٦) إلى المعاملات المقدرة لهذه المتغيرات باستخدام RR و PCR

ويمكن إيجاز هذه النتائج فيمايلي:

أ- بالنسبة لنتائج الـ RR

١- معنوية معاملات المتغيرات (X₁, X₂, X₃, X₅) عند (p-value) تساوى صفر بينما كانت معنوية

المتغير (X₄) عند ٠,٠٠٦.

٢- إيجابية أشارات المتغيرات (X₁, X₃, X₄) وسالبة إشارة المتغيرين (X₃, X₅).

٣- تبلغ R² لهذا النموذج ٠,٧٣٥ عند K=٠,٠٢ و RMSE = ٣٥,٧٧.

ب- فيما يتعلق بنتائج طريقة PCR فهي:

١- معنوية معاملات المتغيرات الخمس عند (p-value) تساوى صفر.

- ٢- إيجابية أشارات المتغيرات (X_1, X_3, X_4) وسالبة إشارة المتغيرين (X_3, X_5) .
- ٣- تبلغ قيمة R^2 للنموذج $0,7458$ بينما قيمة $RMSE=35$ وبالتالي يمكن القول بصفة عامة أنه يوجد تقارب بين نتائج النموذجين.
- وعند مقارنة النتائج الواردة في هذا الجدول مع تلك المبينة في جدول رقم (٥) والذي يضم معاملات الانحدار للمتغيرات الفردية المقدره بطريقة (L.S) يتضح مايلي:
- ١- معنوية المتغيرات (X_1, X_3, X_4, X_5) كل بصورة منفردة مع (Y) عند مستوى p - (value) يساوى صفر وعدم معنوية المتغير (X_2) منفرداً مع (Y) .
- ٢- إتفاق أشارات المتغيرات (X_1, X_2, X_3, X_4) في صورتها الفردية مع أشارات نفس المعاملات في النموذجين (PCR, RR) حيث أن الثلاثة الأولى موجب بينما إشارة المتغير (X_2) سالبة في الصورة الفردية وكلا النموذجين.
- ٣- إختلاف قيم المعاملات في صورتها الفردية وخاصة لمتغيرات (X_2, X_3) مع نظيرتها في النموذجين (RR, PCR).
- ٤- أما معامل المتغير (X_5) الفردى فقد كان موجباً وقيمة $78,34$ ومعنوى عند p - (value)

تساوى صفر بينما كان المعامل سالباً و معنوياً في كلا النموذجين RR, PCR ويبلغ على الترتيب - 68,58 ، - 61,27 ويتوافق هذا مع فروض البحث التى تشير إلى أن وجود الازدواج الخطى يغير من قيم وإشارات بعض المتغيرات ومنها (X_5) .

١٠. النتائج والتوصيات

(١٠-١): النتائج

- في ضوء النتائج سالفة الذكر فإن البحث توصل إلى عدة نتائج عامه منها:
- ١- تؤثر مشكلة الازدواج الخطى بشكل معنوى على قيم وإشارة ومعنوية بعض أوكل المتغيرات التفسيرية في نموذج الانحدار الخطى المتعدد.
- ٢- يؤدي - غالباً استخدام الطريقتين (RR), (PCR) إلى تحسين في إشارة ومعنوية معاملات الانحدار المتعدد مقارنة بطريقة (O.L.S).
- ٣- ليس بالضرورة أن يؤدي استخدام (RR), (PCR) إلى زيادة R^2 أو تخفيض قيمة σ مقارنة بطريقة (O.L.S)
- ٤- لم تقل قيمة متوسط مربع الخطأ في ظل أسلوبى (RR) ، (PCR) حيث كانت $32,6$ في (L.S) 35 في (PCR) $37,3$ في (RR)
- ٥- قيم المعاملات وإشارتها في النماذج (RR ، PCR) أصبحت أكثر منطقية عن نموذج (LS).

٦-يفضل النموذج (PCR) عن نظيره (RR) فى عدة معايير:

- الارتفاع النسبى لـ (R^2) حيث يبلغ حوالى ٧٥% بدلاً من ٧١% فى النموذج (RR)

-الانخفاض النسبى فى Sigma حيث تقدر بـ ٣٥ فى حين تقدر بـ ٣٧,٣ فى (RR).

٧- قيم وإشارات معاملات (PCR) معنوية ومتوافقة مع المنطق النظرى.

(١٠-٢): التّوصيات Recommendations

تشمل هذه التوصيات الآتى:

١- ضرورة التحقق من توافر الفروض الخاصة بنظرية GAUSS-Markov

ومنها الفرض الخاص بعدم وجود ارتباط شبه تام بين المتغيرات التفسيرية.

٢- النظره المعمقة للنتائج المقدره بطريقة (O.L.S) وليس مجرد التعليق على النتائج "

الحسابية" حتى ولو كانت غير متوافقة للمنطق العلمى والواقعى.

٣- أن إستخدام طرق التقدير الأخرى- فى حاله وجود الازدواج الخطى مثل

(RR),(PCR) يفيد فى الوصول لنتائج أكثر تقوية.

٤- يمكن التوسع فى استخدام طرق تقدير أخرى ومنها طريقة الانحدار الجزئى (PLRS).

٥- أهمية أن تكون العينات المستخدمه فى البحوث كبيرة الحجم.

٦- أن استخدام طرق RR و PCR وغيرها يجنب الباحث الوقوع فى مشاكل

التحيز (Bias Problem) التى تنتج من حذف متغير تفسيرى أو أكثر من النموذج.

References(قائمة المراجع)

أولاً: المراجع العربية:

١. الصغير، سامح (٢٠٠٨)، " نموذج الانحدار اللوجستي في ظل وجود ازدواج خطى شبه تام"، رسالة ماجستير غير منشورة - كلية التجارة - جامعة الإسكندرية.
٢. سالم كمال سلطان (١٩٧٦) - تحليل اقتصادي قياسي للجدارة الانتاجية للموارد الزراعية الوطنية والقومية العربية"، رسالة دكتوراه - جامعة الإسكندرية.
٣. سالم كمال سلطان(٢٠١٤) - الاقتصاد القياسي - الطبعة الأولى، مكتبة الوفاء القانونية - الإسكندرية.

ثانياً: المراجع الأجنبية:

4. Ahmed, M. and G.M. Gilmi, (2010) "comparing Ridge regression (RR), Principal component regression (PCR) and partial least square regression (PLSR)" methods to tackle the multicollinearity problem, Department of statistics, Government College University ,Faisalabad ,Pakistan.
5. Ana, M.A.,E., and Mariano, J.V.(2006)"using principal components for Estimating Logistic Regression with high Dimensional Multicollinearity Data" , computational statistics Data Analsis,50,1905-1924.
6. Batah, F, sh. M., and Gore, S.D., (2009) "Ridge Regression Estimator. Combining unbiased and ordinary Ridge Regression Methods of estimation", online at: <http://www.utgjiu.ro/math/sma>
7. Belsley, D. A. (1991)" Conditioning Diagnostics, Collinearity and Weak Data inRegression". New York: John Wiley and Sons.
8. Adnan, Norliza (2006) "Comparing three methods of handling multicollinearity using simulation approach". Masters thesis, Universiti Teknologi Malaysia, Faculty of Science.
9. Bjorkstrom,(2007) "A Ridge regression and inverse problems",Stockholm university, Sweden.
10. Chatelaine, J-B, and Ralf, K., (2002) "spurious Regressions and Near - multico linearity, with an application to Aid, policies and growth, centre d' Economie de laSorbonne, Paris School of Economics", online at <http://mpr.ub.uni-muenchen.de/42533/>.

11. David, B. O., & Hamer, M. P. (2012). "Remediation of a perched stream culvert with ropes improves fish passage". *Marine and Freshwater Research*, 63(5), 440.
12. Dekker, D, Krackhardt, D. and Snijders, T, (2003) "Multicollinearity Robust QAP for Multiple Regression", university of Nijmegen, The Netherlands.
13. Draper, N.R., and Nostr and, R.C.V., (1979) "Ridge Regression and James - stein Estimation: Reriew, Technometric", vol. 4, Nov. 1979 onlineat: <http://www.Jstor.org/stable/1268284>
14. El – Dereny, M, and Rashvan, N. I., (2011) "Solving Multicollinearity problem using Ridge Regression Models", *Int. J. Contemp. Math. Sciences*, Vol.6 no.12, 585 – 600.
15. GG. Judge.(1988)"Introduction to Theory and Practice of Econometrics", John willy and sons, New York,.
16. Gujarati, d.n.,(2003) "Basic Econometrics", Fourth edition, Mc Graw-Hill Higher Education, Singapore.
17. Haistovisky, Y.(1969)"Multicollinearity in Regression Analysis: Coment" *The Review of Economic and Statistics* 59,486-489.-
18. Hayashi, F,(2000)"Econometrics", Princeton university press, New Jersey.
19. Hocking, RR.(1984). Discussion of "K – clustering a s a detection tool for influential subbers in regression by J.B. Gray and R.F. ling Technimetrics", 26, 321 – 323.
20. Hoerl, A.E. and Kennand, R.W.(1970). "Ridge regression Biased estimation for nonorthogonal problems, technometr", 12,55- 67.
21. Janathan Annon (2012)" Principal component analysis of customer shums in Ghanaian telecommunication Industry", vol.2nor2, December, Department of mathemetics kvame Nkrumoh university of science and techmdoy.
22. Lawrence, B., and cedric, B(2001)"Logistic Regression when Binary Predictor variables are highly correlated Statistics" *Medicine*20,1431-1442.
23. Le Cessie, S., and van Houwelingen. J.c. (1992)."Ridge Estimation Logistic Regression " *Applied statistics* 41, 7, 191 – 201.

24. Maitra, S. and J. Yan, (2008) "principal component analysis and partial least squares: Two dimension reduction techniques" for regression. *Casualty a actuarial society Discussion paper program*, pp:79 – 90.
25. Marquardt, D, w., and Snee, R.D., (1975) "Ridge Regression in practice, *A mericanstatisticalAssociation*",onlineat: <http://www.Jstor.org/stable/2683673>
26. Mishra,Sk,(2004),"EstimationunderMulticollinearity:Applicationof Restricted liu and Maximum Entropy Estimators to the Portland cement Dataset",North-EasternHilluniversity,shillong,India,onlineat <http://mpr.aub.unimuenchen.de/1809/>
27. Nagai, I., (2008)"selection of Model selection criteria For Multivariate Ridge Regression". Dep. of Math, Graduate school of science, Hiroshima university, Japan.
28. Ncss statistical Software,(2012)" Ride Regression", chapter 335,1-21.
29. Pasha, G. Rand Shah, M,A.A.,(2004)"Application of ridge Regression to Multicollineairty Data, *Journal of Research (Science)*, Bahauddin Zakariya university, Multan, pakistan, VoL.15.No.1pp97-106.
30. Robert, C. and Kmbokawa, T.A. KMD. E. Saleh (1992), "Empirical Bayes Estimation of the covariene Matrix of a Normal Distribution with unknown mew under an Entropy Loss", *Sankhya*, A, 54, 402 – 410.
31. Roso,V.M,Schenkel, F.s., Mille, S.p and Schaeffer, L, R(2005)" Estimation of genetic effects in the presence of multicollinearity in Multibreed beef Cattle evaluation" , *J. Anim. Sci*, 2005, 83:1788-1800.
32. Schaefer, R.L. (1983)" Bias Correction in Maximum-likelihood logistic Regression statistics in medicine 2" 71 – 78.
33. Studenmund,A..H.,(2011)"using Econometrics: A practical Guide"Sixth Edition, pearson,Inc.New York.
34. Tang, T. and Weiner J,(2004)" Multicollinearity In CSAT studies" white paper, Ipsos - in sight.

35. Webster, J.T. Gunst, R.F. and Mason, R.L (1974) "Latent Root Regression Analysis", *Technometrics*, 16,513-522.
36. Welling,M.,(2013)" kernel ridge Regression, Department of computer Science", university of Toronto, canada.
37. Wold, H.,(1966)."Estmation of principal components and relate models by it erative least squares. In multivariate analysis, Ed. Krishnaiah", P.R, New York: Academic press, PP:391- 420.
38. Woold ridge, J.M.,(2003)" Introductory Econometrics: modern Approach", south western , Thomson Learning Ohio USA.

الملاحق: Appendix

الملحق الأول: بيانات البحث

X_5	X_4	X_3	X_2	X_1	Y	الملاحظات
٢,٩٠٥	٣٨٠	١٠,٥	٣٨,٥	٧٢٥٠	٢١٥٧	١
٢,٩٧٠	٣٩٨	١٠,٥	٣٩,٣	٧٧٤٤	٢١٧٤	٢
٢,٣٥٠	١٨٥	٨,٩	٤٠,١	٣٠٦٨	٢٠٦٢	٣
٢,٥١١	١١٧	١١,٥	٢٢,٤	١٦٣٢	٢١١١	٤
٢,٧٩١	٧٣٠	٨,٨	٥٧,٧	١٢٧١٠	٢١٣٤	٥
٣,٠٤٠	٣٨٢	١٠,٧	٣٨,٦	٧٧٠٦	٢١٨٥	٦
٣,٢٢٢	٤٧٤	١١,٢	٣٩,٠	٩٣٣٨	٢٢١٠	٧
٢,٤٩٣	٢٥٥	٩,٣	٣٩,٩	٤٧٣٠	٢١٠٥	٨
٢,٨٣٨	٤٣١	١١,١	٣٨,٩	٨٣١٧	٢٢٦٧	٩
٢,٣٥٦	٣٧٣	٩,٥	٣٨,٨	٦٧٨٩	٢٢٠٥	١٠
٢,٩٢٢	٣١٢	١٠,٣	٣٩,٨	٥٩٠٧	٢١٢١	١١
٢,٤٩٩	٢٧١	٨,٩	٣٩,٧	٥٠٦٩	٢١٠٩	١٢
٢,٦٩٦	٢٥٩	٩,٢	٣٨,٢	٤٦١٤	٢١٠٨	١٣
٢,٤٥٣	١٣٩	٩,١	٤٠,٣	١٩٨٧	٢٠٤٧	١٤
٣,٥٨٢	٤٩٨	١١,٧	٤٠,٠	١٠٢٣٩	٢١٧٤	١٥
٢,٩٠٩	٢٣٩	١٠,٥	٣٩,١	٤٤٣٩	٢٠٦٧	١٦
٢,٥١١	٣٠٨	٩,٥	٣٩,٣	٥٦٥١	٢١٥٩	١٧
٢,٥١٦	٣٩٢	١٠,١	٣٧,٩	٧٢٩٣	٢٢٥٧	١٨
١,٤٢٣	١٤٦	٦,٦	٤٠,٦	١٨٦٦	١٩٨٥	١٩
٣,٦٣٦	٥٦٠	١١,٦	٣٩,١	١١٢٤٠	٢١٨٤	٢٠

تابع: بيانات البحث

X_5	X_4	X_3	X_2	X_1	Y	المشاهدات
٢,٩٨٣	٢٩٦	١٠,٢	٣٩,٨	٥٦٥٣	٢٠٨٤	٢١
٢,٥٧٣	١٧٢	٩,١	٤٠,٠	٢٨٠٦	٢٠٥١	٢٢
٣,٢٦٢	٤٠٨	١٠,٨	٣٩,٥	٨٠٤٢	٢١٢٧	٢٣
٣,٢٣٤	٣٥٢	١٠,٧	٣٩,٨	٧٥٥٧	٢١٠٢	٢٤
٢,٢٨٠	٢٧٢	٨,٤	٤٠,٦	٤٤٠٠	٢٠٩٨	٢٥
٢,٣٠٤	١٤٠	٨,٢	٤١,٨	١٧٣٩	٢٠٤٢	٢٦
٢,٩١٢	٣٨٣	١٠,٢	٣٩,٠	٧٣٤٠	٢١٨١	٢٧
٣,٠١٥	٣٥٢	١٠,٩	٣٧,٢	٧٢٩٢	٢١٨٦	٢٨
٣,٠١٠	٣٧٤	١٠,٦	٣٨,٤	٧٣٢٥	٢١٨٨	٢٩
١,٩٠١	٩٥	٨,٢	٣٧,٤	١٣٧٠	٢٠٧٧	٣٠
٣,٠٠٩	٣٤٢	١٠,٦	٣٧,٥	٦٨٨٨	٢١٩٦	٣١
١,٨٩٩	١٢٠	٨,١	٣٧,٥	١٤٢٥	٢٠٩٣	٣٢
٢,٩٥٩	٣٨٧	١٠,٥	٣٩,٢	٧٦٢٥	٢١٧٣	٣٣
٢,٩٧١	٣٩٧	١٠,٥	٣٩,٤	٧٧٧٩	٢١٧٩	٣٤
٢,٩٨٠	٣٩٣	١٠,٦	٣٩,٢	٧٨٨٥	٢٢٠٠	٣٥

Source: Gujarati, d.n., (2003) Basic Econometrics, Fourth edition, Mc Graw-Hill Higher Education, Singapore.

الملحق الثالث: معاملات الانحدار باستخدام طريقة المكونات الرئيسية

Regression Coefficient Section with 2 Components Omitted

Independent Variable	Regression Coefficient	Standard Error	Stand'zed Regression Coefficient	VIF
Intercept	2352.29			
x1	0.0124122	1.878317E-03	0.5553	0.8056
x2	-8.077955	1.7115	-0.5542	1.5728
x3	9.976211	2.59222	0.1817	0.2543
x4	0.2952509	4.879176E-02	0.6292	1.2332
x5	-61.27533	20.0486	-0.4398	2.3622

Analysis of Variance Section with 1 Component Omitted

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F-Ratio	Level
Intercept	1	1.598497E+08			
Model	5	21322.93	18.6523	0.000000	
Error	29	1143.177			
Total(Adjusted)	34	139766.8	4110.787		
Mean of Dependent		2137.086			
Root Mean Square Error		33.81089			
R-Squared		0.7628			
Coefficient of Variation		0.01582103			

الملحق الرابع: معاملات الانحدار باستخدام طريقة ريدج

($k=0.02$)

Ridge Regression Coefficient Section for $k = 0.020000$

Independent Variable	Regression Coefficient	Standard Error	Stand'zed Regression Coefficient	VIF
Intercept	2154.083			
x1	0.0163125	4.862074E-03	0.7299	5.1705
x2	-4.857755	2.481995	-0.3333	3.1683
x3	26.93358	13.77737	0.4906	6.8805
x4	0.1374891	0.0964466	0.2930	4.6156
x5	-86.40157	29.95308	-0.6202	5.0506

Analysis of Variance Section for $k = 0.020000$

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F-Ratio	Prob Level
Intercept	1	1.598497E+08	1.598497E+08		
Model	5	102669.1	20533.82	16.0517	0.0000
Error	29	37097.62	1279.228		
Total(Adjusted)	34	139766.8	4110.787		
Mean of Dependent		2137.086			
Root Mean Square Error		35.7663			
R-Squared		0.7346			
Coefficient of Variation		1.673602E-02			

الملحق الخامس: ملخص نموذج الانحدار- معاملات النموذج- تحليل التباين

(1)Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Change Statistics					Durbin-Watson
					R Square Change	F Change	df1	df2	Sig. F Change	
1	.884 ^a	.781	.743	32.51877	.781	20.634	5	29	.000	1.686

a. Predictors: (Constant), x5, x2, x4, x3, x1

b. Dependent Variable: y

(3)ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	109100.108	5	21820.022	20.634	.000 ^b
	Residual	30666.635	29	1057.470		

(2)Coefficients

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		t	Sig.
		B	Std. Error	Beta			
1	(Constant)	2077.621	219.787			9.453	.000
	x2	-2.455	3.423	-.168	-.717		.479
	x1	.044	.021	1.959	2.132		.042
	x3	41.747	20.630	.760	2.024		.052
	x4	-.401	.407	-.854	-.804		.333
	x5	-143.713	45.004	-1.031	-3.193		.003
Total		139766.7	34				

a. Dependent Variable: y

b. Predictors: (Constant), x5, x2, x4, x3, x1

الملحق السادس: مصفوفة معاملات الارتباط

		Correlations					
		y	x2	x1	x3	x4	x5
Pearson Correlation	y	1.000	-.077-	.719	.681	.680	.562
	x2	-.077-	1.000	.417	-.331-	.502	.043
	x1	.719	.417	1.000	.631	.988	.781
	x3	.681	-.331-	.631	1.000	.539	.883
	x4	.680	.502	.988	.539	1.000	.704
	x5	.562	.043	.781	.883	.704	1.000
Sig. (1-tailed)	y	.	.330	.000	.000	.000	.000
	x2	.330	.	.006	.026	.001	.402
	x1	.000	.006	.	.000	.000	.000
	x3	.000	.026	.000	.	.000	.000
	x4	.000	.001	.000	.000	.	.000
	x5	.000	.402	.000	.000	.000	.
N	y	35	35	35	35	35	35
	x2	35	35	35	35	35	35
	x1	35	35	35	35	35	35
	x3	35	35	35	35	35	35
	x4	35	35	35	35	35	35
	x5	35	35	35	35	35	35