

مقارنة الطريقتين المقترحتين MPRM و MPLSKURSD مع طرائق المربعات الصغرى الجزئية PLS

م.د. رباب عبدالرضا صالح **

أ.م.د. سجي محمد حسين *

المسخلص

ان ظهور مشكلة التعدد الخطي التام في المتغيرات التوضيحية لنموذج الانحدار الخطي المتعدد المتغيرات يجعل من الصعوبة تطبيق الطرائق الكلاسيكية مثل طريقة (ols) لانها تعطي نتائج غير دقيقة ولمعالجة مثل هذه المشكلة تستعمل طرائق اخرى منها المربعات الصغرى الجزئية (pls). الا ان هذه الطريقة تكون حساسة تجاه القيم الشاذة ان وجدت في مجموعة البيانات لذا فمن المستحسن اللجوء الى الطرائق الحصينة ومنها (PRM) و (PLSKURSD). في هذا البحث سيتم استعمال الطريقتين اعلاه فضلاً عن (pls) وسيتم مقارنتها مع الطريقتين المقترحتين (MPRM) و (MPLSKURSD) عن طريق المحاكاة من خلال تجربتين اعتمدت التجربة الاولى على عدة انواع من القيم الشاذة من البيانات وبنسب مختلفة من التلوث ولحجوم عينات وابعاد متغيرات مختلفة واعتمدت الثانية على المقارنة بين الطرائق عندما يتوزع الخطأ توزيعاً طبيعياً فضلاً عن توزيعات اخرى .

المصطلحات : المربعات الصغرى الجزئية ، الشواذ ، خوارزمية simpls ، وسيط متعدد المتغيرات ، مصفوفة التباين المشترك الحصينة ، التفريط، الاسقاطات ، تجزئة القيمة المفردة

Abstract

The emergence of multi-linear full problem in the explanatory variables to model multi Alanhaddaralkhti variables makes it difficult to apply the classical methods such as the method (ols) because they give inaccurate results and to address such a problem using other methods such as least-squares District (pls) .ala that this method be sensitive towards anomalous values, if any, in the data set, so it is advisable to resort to methods such as fortified (PRM) and (PLSKURSD). In this research will be to use the two methods above in addition to (pls) will be compared with the methods proposed (MPRM) and (MPLSKURSD) by simulation through two experiments first experiment relied on several types of anomalous values of data and different rates of pollution and volumes of samples and the dimensions of different variables and adopted a second on a comparison between the methods when the error is distributed naturally distributed in addition to other distributions.

Terminology: partial least squares, gay, simpls algorithm, broker multivariate, covariance matrix fortified, kurtosis, projections, segmentation singular value

* جامعة بغداد / كلية الادارة والاقتصاد .

** جامعة بغداد / كلية الادارة والاقتصاد .

مقبول للنشر بتاريخ 2016/3/9

مستل من أطروحة دكتوراه

1-1 المقدمة

في نماذج الانحدار وخاصة التصاميم ذات الأبعاد الكبيرة وجود مشكلة الاعتمادات الخطية بين الأعمدة لتلك التصاميم ، في هذه الحالة فإن النتائج ممكن ان تبدو وهمية او متناقضة . ان الاعتماد على نتائج تقديرات المربعات الصغرى او الامكان الاعظم تصبح اسوأ عندما تزداد العلاقة الخطية بين اعمدة التصميم الناتجة عن التعدد الخطي . في الأدبيات هناك طرائق مختلفة لمعالجة مشكلة التعدد الخطي بين المتغيرات التوضيحية ، واحد من هذه الحلول الممكنة لعدد كبير من المدخلات المرتبطة هو باستخدام طريقة المربعات الصغرى الجزئية (PLS) التي تنتج عدد اصغر من التوافق الخطية المتعمدة للمدخلات الاصلية. الا ان هذه الطريقة عاجزة عن

معالجة الشواذ (outliers) اذ ان الشواذ بشكل عام يصعب اكتشافها في الأبعاد العالية ولكنها بصورة عامة تؤثر على التقدير . الاساليب الحصينة اوجدت الحلول لهذه المشكلة لذا افترض الباحثون استبدال طريقة (pls) بطرائق (pls) الحصينة التي بعض منها تعتمد على الانحدار الحصين مثل طريقة (PRM) وبعض يعتمد على حسنة مصفوفة التباين والتباين المشترك مثل طريقة (PLSKURSD) . هناك الكثير من الدراسات والبحوث التي تخصصت بهذا المجال نذكر منها : في عام (1995م) قدم كل من (Pena and Prieto) [14] طريقة حصينة لتقدير مصفوفة التباين والتباين المشترك تعتمد على المعلومات الحاصل عليها من خلال الاسقاطات على مجموعة محددة من الاتجاهات . في عام (1998 م) قدم كل من (Juan,A.andRosario,R.) [12] تقنية حصينة جديدة الى المربعات الصغرى الجزئية (PLS) تعتمد على حسنة مصفوفة التباين الحصينة باستعمال المقدر (Stahel_donoho,SD) وقد استعمل معيار (PRESS) لمقارنة بين الطريقة الجديدة وبقي الطرق (PLS, PLS2, PLSIR, IRPLS). في عام (2003م) قدم كل من (Hubert & Branden) [10] طرائق حصينة جديدة الى طريقة انحدار المربعات الصغرى الجزئية تعتمد على خوارزمية (SIMPLS) وهما خوارزمية (RSIMPLS و RSIMCD) في عام (2007م) قدم (المندلاوي) [2] بحثاً حول حسنة (PLS) ذكرت فيه ان هناك خوارزميات حصينة لانحدار المربعات الصغرى الجزئية بالاعتماد على خوارزمية (SIMPLS) وهي خوارزمية (RSIMPLS) والتي تستعمل للأبعاد العليا وخوارزمية (RSIMCD) والتي تستعمل للأبعاد القليلة. في عام (2010م) قدم كل من (Liebmann,B.,& et. al) [13] بحثاً حول حسنة (PLS) باستعمال انحدار (M) الحصين الجزئي ((PRM) حيث ان هذه الطريقة تعتمد على حساب اوزان معينة

1-2 الهدف :

ان هدف البحث هو معالجة مشكلة التعدد الخطي بين المتغيرات التوضيحية بوجود القيم الشاذة باستعمال بعض الطرائق الحصينة للمربعات الصغرى الجزئية بالإضافة الى الطرائق المقترحة باستعمال خوارزمية (SIMPLS) والمقارنة بين دقة مقدرات المربعات الصغرى الجزئية والحصينة منها من خلال تجربتين للمحاكاة ، التجربة الاولى عند وجود عدة انواع من القيم الشاذة في البيانات. اما في تجربة المحاكاة الثانية فقد تمت المقارنة بين المقدرات عندما يتوزع الخطأ توزيعاً طبيعياً إضافة الى توزيعات اخرى وفي كلا التجربتين تم تغيير حجوم العينات وابعاد المتغيرات.

2 - أنحدار المربعات الصغرى الجزئية [10] (PLSR)

ان انحدار المربعات الصغرى الجزئية (PLS) يستخدم لربط مجموعتين من المتغيرات بواسطة نموذج خطي . ان المجموعة الاولى من المتغيرات تحتوي على p من المتغيرات التوضيحية التي تتضمن ارتباطاً عالياً او عندما يكون عدد المتغيرات التوضيحية يفوق عدد المشاهدات. والمجموعة الثانية تتضمن واحد او q من متغيرات الاستجابة . في هذه الطريقة تم وضع عدة خوارزميات لحل مشكلة تقليل الأبعاد وبالتالي التخلص من مشكلة التعدد الخطي ومنها خوارزمية (SIMPLS).

افرض بان المصفوفة: $X_{n,p} = (X_1, X_2, \dots, X_n)'$ حيث $X_{i,p} = (X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ip})$ الى i^{th} من المشاهدات. والمصفوفة: $Y_{n,q} = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n)'$ فأنموذج الانحدار الخطي التالي :

$$y_i = \beta_0 + \beta'_{p,q} x_i + e_i \quad \dots (1)$$

اذ ان e_i : حد الخطأ الذي يشترط فيه: $E(e_i) = 0$, $cov(e_i) = \Sigma_e$, $cov(e_i) = \Sigma_e$, $E(e_i) = 0$ لحجم q .

$\beta_0 = (\beta_{01} \dots \beta_{0q},)$, حد ثابت غير معلوم ببعد q .

β_{pq} : تمثل المعلمات غير المعلومة وهي مصفوفة الميل ببعد pxq .

ان خوارزمية SIMPLS تفترض ان المتغيرات x و y لها علاقة من خلال النموذج الثاني الاتي:

$$x_i = \bar{x} + P_{p,k} \tilde{t}_i + g_i \quad \dots(2)$$

$$y_i = \bar{y} + A'_{q,k} \tilde{t}_i + f_i \quad \dots(3)$$

\bar{x}, \bar{y} : الوسط الحسابي للمتغيرات y, x ; \tilde{t}_i : القياسات او النقاط (scores) ببعد k حيث $k \leq p$

$P_{p,k}$: مصفوفة التحميل (x-loading) ; $A'_{k,p}$: مصفوفة الميل في انحدار y_i على \tilde{t}_i ، f_i, g_i : البواقي.

وفيما يأتي تلخيص لاهم الخطوات لخوارزمية SIMPLS

تفترض الخوارزمية اولا تشكيل او بناء المركبات حيث يتم الحصول على (h) من المركبات التي تكون كتوافيق خطية من x من المتغيرات والتي لها اكير تباين مشترك مع التوافيق الخطية من المتغيرات (y) .

1- تبدأ هذه الخوارزمية مع $S_{xy}^1 = S_{xy}$ التي هي مصفوفة التباين والتباين المشترك cross-covariance matrix.

2- تكرر الخطوات من 2-1 الى 4-2 لكل $h = 1 \dots a$

2-1 حساب اول زوج من المتجهات (r_a, q_a) والتي تضع الى يسار ويمين المصفوفة S_{yx} حيث انالمتجة هو r_a المتجه المميز الى $S_{yx} * S_{xy}$ وابعادها $(p \times p)$ والمتجه q_a هو المتجه المميز الى $S_{yx} * S_{xy}$ وابعادها $(q \times q)$

2-2 حساب h^{th} من المركبات الخطية وكما يلي ويكون normalize

$$\tilde{T}_{n,h} = \tilde{X}_{n,p} R_{p,h}$$

$$R_{p,h} = (r_1 \dots r_h) \quad \text{أذ}$$

2-3 حساب h^{th} من x-loading وذلك بانحدار x على t_h وحسب المعادلة الاتية

$$P_j = \tilde{X}' \tilde{X} r_j / (r_j' \tilde{X} \tilde{X} r_j) = S_x r_j / (r_j' S_x r_j)$$

حيث: S_x هي مصفوفة التباين للمتغيرات التوضيحية

2-4 اذا $h=h+1$ يتم حساب المعادلة الاتية

$$S_{x,y}^a = S_{x,y}^{a-1} - P_{a-1} (P'_{a-1} P_{a-1})^{-1} P'_{a-1} S_{x,y}^{a-1}$$

3- واخيرا يتم الحصول على مقدرات المعلمات لنموذج الانحدار الخطي كما في الصيغة الاتية

$$\hat{\beta} = R_{p,h} (R'_{h,p} S_x R_{p,h})^{-1} R'_{h,p} S_{xy}$$

$$\hat{\beta}_0 = \bar{y} - \hat{\beta}'_{q,p} \bar{x}$$

3 - طرائق المربعات الصغرى الجزئية الحصينة

اذا احتوت بيانات متعدد المتغيرات على قيم شاذة فان طريقة (pls) تكون غير قادرة على التعامل لذا فان افضل علاج هو بالاستناد الى الطرائق الحصينة ، اذ يوجد نوعين لحصانة المربعات الصغرى الجزئية النوع الاول يعتمد على حصانة مصفوفة البيانات مثل (PRM) والنوع الثاني يعتمد على الانحدار الحصين مثل طريقة (PLSKURSD) .

1-3 تقدير M الحصين الجزئي (Partial Robust M-estimators (PRM) [17,13]

ان طريقة انحدار M الحصين الجزئي جانت تسميتها بالجزئية كما في انحدار (pls) الكلاسيكية وذلك لان فكرتها هي تخفيض الابعاد باستخدام متغيرات كامنة قليلة حيث يتم ابدال المتغيرات التوضيحية الاصلية بالمتغيرات الكامنة المتعامدة مع اكير تباين مشترك مع Y . وان الاستراتيجية الرئيسية لانحدار الحصين للمربعات الصغرى الجزئية هو تقليل وزن الشواذ اولا ثم يتم التقدير الحصين لمصفوفة التباين والتباين المشترك . للنموذج (1) يخفض الى نموذج انحدار المتغيرات الكامنة كالآتي :

$$y_i = t_i g + \delta_i \quad \dots (4)$$

حيث ان $g = (g_1, \dots, g_a)$: معاملات الانحدار الجديدة و (δ_i) : وحد الخطأ .
 ان بعد النموذج الجديد هو: $a < m$. حيث ان a :
 هناك نوعين من الشواذ تؤثر على تقديرات الانحدار هي نقاط الانعطاف (الرفع) **points (leverage)** وهي لشواذ متعدد المتغيرات في مجال متغيرات الانحدار و الشواذ العمودية **(vertical outliers)** التي هي ليست ضمن مجال الانحدار ولكن لها بواقي كبيرة . ان طريقة **RM** تقترح حصانه من هذين النوعين من الشواذ .
 ان الازان الكلية التي ترجح لكل المشاهدات فتعرف بالصيغة التالية :

$$W_i = \sqrt{W_i^x W_i^r} \quad \dots (5)$$

W_i^x : الازان المسؤولة عن معالجة نقاط الانعطاف (الرفع) **(leverage points)**

W_i^r : الازان التي تعود الى الشواذ العمودية **(vertical outliers)**

اما خطوات هذه الخوارزمية فيمكن الرجوع *

2-3 طريقة PLSKURSD [16,15,14,7]

تعتمد خوارزمية PLSKURSD على تطبيق خوارزمية SIMPLS على مصفوفة التباين والتباين المشترك الحصين ، ان تقدير مصفوفة التباين يتم بواسطة اسقاط البيانات في بعض الاتجاهات ويجاد القيم الشاذة على هذه الاتجاهات وحذفها من العينة واستعمال البيانات النظيفة لحساب مصفوفة التباين والتباين المشترك. اما خطوات هذه الخوارزمية فانها تكون من ثلاث خطوات* وهي:
 1- حساب الاتجاه الذي يعظم معامل التفلطح وكذلك الاتجاه الذي يصغر معامل التفلطح للاسقاطات.
 2- حساب الاتجاه العشوائي بأسلوب المعاينة التطبيقية ومن ثم البحث عن القيم الشاذة في هذه الاتجاهات
 3- ازالة الشواذ من العينة ثم تكرار الخطوات لكي يتم التأكد من عدم وجود الشواذ.

3-3 الطريقة المقترحة (MPRM)

هذه الطريقة محورة من الطريقة الرئيسية (PRM) ويمكن تسميتها بتقدير (M) الحصين الجزئية المعدلة (MPRM) . حيث تم فيها استعمال مبدأ الموازنة بين المشاهدات والذي يقلل من تأثير الشواذ (ان وجدت) مما يجعل المقدرات غير شديدة الحساسية بوجود القيم الشاذة ويتم الاعتماد فيها على ايجاد الازان الاولية الحصينة والمسؤولة عن معالجة نقاط الانعطاف من المركبات الرئيسية الحصينة بدلا من ايجاد الازان من بيانات X والسبب في استخدام المركبات الرئيسية الحصينة هو ان المركبات الرئيسية سوف تتضمن كل المعلومات عن المتغيرات التوضيحية اذ ان المركبة الاولى تعطي اعلى تباين ثم الثانية والثالثة وهكذا وتكون هذه المركبات متعامدة (مستقلة) بعضها عن البعض الاخر بينما البيانات الاصلية تتضمن جميع المعلومات لكنها تكون مرتبطة .
 ويمكن تلخيص خطوات الطريقة المعدلة كالآتي:-

1- يتم ايجاد الوسيط متعدد الابعاد $(Column-wise median)^{[6]}$ أو **L1-median** (وهو مقدر حصين للموقع في متعدد المتغيرات وله خصائص حصينة جيدة تتمثل بخاصية التباين المتساوي ويكون المقدر متعامد ويسمى بالوسيط المكاني **(spatial median)** أيضاً والذي تم تعريفه من قبل العالم (Weber 1909) بانها اي نقطة لها اقل مجموع لمسافة أقلديس من كل النقاط في مجموعة البيانات) $[9,6]$.

الوسيط **L1-** او **(spatial median)** الى مجموعة من البيانات $\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ لكل

$x_i \in R^p$ هو متجه يرمز له بـ $(\hat{\mu}_{sm})$ والذي يحقق أقل مجموع وكالاتي :

$$\hat{\mu}_{sm} = \arg \min_{\eta \in R^p} \sum_{i=1}^n \|x_i - \eta\| \quad \dots$$

أذ ان $\|\cdot\|$ يشير الى الاقليدس الطبيعي.

وتوجد عدة خوارزميات لإيجاد **(l1-median)** وقد تم الاعتماد على خوارزمية $[17]$ (Hossjer and Croux) ، اذ يتم ايجاده الى متغيرات (X) ثم يتم طرح الوسيط **L1-** من المتغيرات التوضيحية (X).

* لمزيد من الاطلاع انظر (1)

- 2- نجد المركبات الرئيسية باستعمال خوارزمية (PCA) للبيانات الجديدة.
 3- نجد قيم المركبات الرئيسية الحصينة بواسطة تقدير الوسيط (L1_median) للمركبات الحاصل عليها من الفقرة الثانية وباستعمال مسافة اقليدس الى المركز الحصين نحصل على المسافات المتوسطة g_i وكالاتي:^[17,13]

$$g_i = \frac{\|pc - p\tilde{c}\|}{median \|pc - p\tilde{c}\|} \quad \dots (6)$$

أذ أن: pc :- المركبة الرئيسية

$p\tilde{c}$:- الوسيط (L1_meadian) للمركبات الرئيسية

4- ايجاد اوزان نقاط الانعطاف الى المركبات الرئيسية هي:

$$W_i^{pc} = \frac{1}{(1 + \left| \frac{g_i}{4} \right|)^2} \quad \dots (7)$$

5- اوزان البواقى W_i^r تحسب كما في خوارزمية (PRM)^[17,13] حيث يحسب بالصيغة التالية :

$$W_i^r = f\left(\frac{r_i}{\sigma}, c\right) = f(hi, c)$$

أذ أن: c قيمة القطع وتكون ثابتة $c=4$

أذ أن دالة الوزن f تسمى دالة وزن "Fair" وهي واحدة من عدة دوال للوزن^[4] منها (Huber)

(,Cauchy ,Fair ,Bisquare ,Talworth)

ثم يتم حساب المسافات المتوسطة hi ^[17,13] وكما يأتي :-

$$hi = \frac{y_i - y_{median}}{median |y_i - y_{median}|} \quad \dots (8)$$

فان اوزان

البواقى يمكن ان

تحسب كما يلي:

$$W_i^r = \frac{1}{(1 + \left| \frac{hi}{4} \right|)^2} \quad \dots (9)$$

6- الاوزان الكلية تحسب كالاتي :

$$W_i = \sqrt{W_i^r W_i^{pc}} \quad \dots (10)$$

7- يتم ترجيح الاوزان الكلية لكل المشاهدات لكي تقلل من التأثير العكسي لوجود الشواذ في نموذج الانحدار.

8- انجاز PLS الكلاسيكية بخوارزمية (SIMPLS) بأوزان المشاهدات الجديدة وهي $(W_i x_i \& W_i y_i)$. هذا

التحليل ينتج اول تقدير الى معاملات الانحدار g و t_i وهي (المركبات) PLS- ولكي تكون النتائج صحيحة يجب ان تقسم (المركبات ل-PLS) على الوزن الكلي W_i .

$$t_i = t_i / W_i$$

9- اعادة احتساب اوزان W_i^r للبواقى و W_i^{pc} من نقاط (scores)PLS والحصول على الاوزان النهائية

التي سترجح قيم المشاهدات لكي تقلل من التأثير العكسي للشواذ وكما موضحة بالخطوات التالية:

- حساب البواقى الجديدة كما في الصيغة التالية^[17,13]:

$$r_i = y_i - t_i g$$

حساب المسافات المتوسطة hi بواسطة تبديل y_i مع البواقى r_i وكالاتي :-

$$hi = \frac{|r_i - median(r_i)|}{MAD(r_1 \dots r_n)}$$

$$MAD(r_1 \dots r_n) = median |r_i - median(r_i)|$$

اوزان البواقى W_i^r الجديدة يتم الحصول عليها من تطبيق الصيغة (9)

ولتحديث اوزان الانعطاف (w_i^{PC}) يتم استبدال قيم المركبات الرئيسية في المعادلة (6) بمجموعة النقاط الحالية للمتجه t_i وكالاتي

$$g_i = \frac{\|t_i - med_{L1}(T)\|}{median_i \|t_i - med_{L1}(T)\|}$$

وبالتالي تطبيق الصيغة (7) ، ثم نحسب الازان النهائية W_i كما في الصيغة (10) و يعاد ترتيب البيانات الاصلية للمصفوفة X و Y بالاوزان النهائية المحدثة ثم تطبق خطوات الانحدار لخوارزمية (Simple) حتى يتم التقارب بمعامل الانحدار g

10- نحصل على معاملات الانحدار (b_{mprm}) مباشرة من اخر خطوة الى خوارزمية (SIMPLS).

وتطبق هذه الطريقة في حالة عدد المشاهدات اكبر من عدد المتغيرات وبالعكس اي ان ($p > n$) أذ يتم استخدام خوارزمية (SVD) على مصفوفة البيانات X ، نفرض ان X مصفوفة ببعد $n \times p$ ونفرض ان $t =$

$$X' = V S U' \quad \text{أذ : } \min \{n, p\}$$

S :- مصفوفة قطرية ذو بعد $t \times t$ ، عناصر القطر فيها هي t من القيم المفردة الى X
 U :- مصفوفة متعامدات رتبة $n \times n$ ؛ V :- مصفوفة ذات رتبة $p \times p$

فبدلا من تطبيق خطوات الخوارزمية على X يتم تطبيقها على البيانات المختزلة ببعد ($t \times t$)

$$\tilde{X} = US$$

ان مقدرات انحدار (M الحصين الجزئي) ($\hat{\beta}$) يجب ان ترجح وتحول الى

$$\hat{\beta} = V \tilde{\beta}$$

هذا التقدير هو مكافئ رياضيا الى التقدير المستحصل عليه من تطبيق الخوارزمية مباشرة على المصفوفة الكاملة X .

3-4 الطريقة المقترحة (MPLSKURSD)

يتم في هذه الخوارزمية ايجاد مصفوفة التباين والتباين المشترك الحصينة والتي توظف في خوارزمية (SIMPLS) ، أذ تعد هذه الطريقة كتعديل لطريقة المربعات الصغرى الجزئية الحصينة لخوارزمية (PLSKURSD) حيث ان هذه الطريقة تعتمد على اربع خطوات وكالاتي :

1- في الخطوة الاولى يتم ايجاد قيم \tilde{X} الحصينة وذلك بحساب تقدير الوسيط متعدد الابعاد (L1-median) (كما تم ذكره في المبحث السابق) حيث يتم طرح الوسيط $L1$ من المتغيرات التوضيحية (X) . ويتم ايجاد قيم \tilde{Y} الحصينة باستعمال الوسيط الذي يعتبر من المقاييس الحصينة أيضاً حيث يتم طرح الوسيط من المتغير (y) ، ثم

$$Z = [\tilde{X}, \tilde{y}]$$

$$\tilde{Z}_i = S_z^{-1/2} Z_i \quad , i = 1, 2, \dots, n \quad \text{يتم ايجاد}$$

ثم تكرر نفس خطوات خوارزمية (PLSKURSD) [16,15,14,7] وكما ياتي :

2- في هذه الخطوة يتم ايجاد الاتجاه الذي يعظم ويصغر معامل التفرطح للبيانات الحصينة . اول اتجاه نحصل عليه من حل الصيغة الآتية :-

$$D1 = \arg \max 1/n \sum_{i=1}^n (d' \tilde{Z}_i)^4$$

$$s.t \quad d' d = 1$$

حيث d' الاتجاه الحاصل عليه من تعظيم معامل التفرطح . ونفس العملية تكرر لحساب الاتجاه الذي يصغر معامل التفرطح

$$D2 = \arg \min 1/n \sum_{i=1}^n (d' \tilde{Z}_i)^4$$

$$s.t \quad d' d = 1$$

حيث d' الاتجاه الحاصل عليه من تصغير معامل التفلطح ، ثم أيجاد أسقاطات القيم الحصينة على هذين الاتجاهين وكالاتي:

$$P_i^{(j)} = d'_j \tilde{z}_i \quad i=1,2,\dots,n \quad j=1,2$$

وتم تحسب قياس الشواذ للمتغير الاحادي او المسافات $r_i^{(j)}$ للمتغير الاحادي الطبيعي كالاتي

$$r_i^j = 1/B_p \frac{|P_i^{(j)} - \text{median}_i(P_i^{(j)})|}{MAD_i(P_i^{(j)})} \quad j=1,2 \quad \dots(11)$$

وان

$$MAD_i(p_i^{(j)}) = \text{median}_i |p_i^{(j)} - \text{median}_i(p_i^{(j)})| \quad \dots(12)$$

وان **MAD**: وسيط الانحراف المطلق (**Median Absolute Deviation**)

و ان قيمة القطع B_p تعتمد على عدد المتغيرات (p) ويتم الحصول عليها من تجارب محاكاة لضمان في حالة غياب الشواذ بان نسبة المشاهدات الصحيحة التي صنفت بانها شواذ تقريبا هي **0.05** . في هذه الخطوة

ستعرف القيم الشاذة على انها القيم التي لها $r_i^{(j)} > 1$

3-أيجاد الاتجاه العشوائي وذلك من اسلوب المعاينة الطبقيّة ومن ثم البحث عن القيم الشاذة في هذه الاتجاهات العشوائية كل اتجاه يولد بخطوتين وهي :-

الخطوة الاولى:

يتم اختيار مشاهدتين عشوائيا من العينة ثم تحسب الاتجاه المعرف لهاتين المشاهدين (اما ان يكون على اساس المسافة او الفرق بين المشاهدين) ومن ثم اسقاط المشاهدات على الاتجاه العشوائي وتكرر الى h من المرات حيث $h=1,2, \dots, 10$ حيث p هو (عدد المتغيرات) .

الخطوة الثانية:

في هذه الخطوة يتم بناء مجموعة من k من العينات الطبقيّة حيث يتم ترتيب الاسقاطات وتقسّم الى k من الفترات حيث k تؤخذ اما 3 او 5 تحدد مسبقا وكل فترة سيكون حجمها n/k لكل k من الفترات، $1 < k < K$ ، سيتم اختيار عينة جزئية تتكون من p من المشاهدات تنتخب وبدون الارجاع ويحسب الاتجاه d_j الذي يستعمل لحساب الشواذ كما في الخطوة الاولى حيث ان الاسقاطات $\tilde{p}_i^{(j)}$ هي:-

$$\tilde{P}_i^{(j)} = \tilde{d}_j \tilde{Z}$$

ومن خلالها سوف تحسب المسافات للمتغير الاحادي الطبيعي \tilde{r}_i

$$\tilde{r}_i^j = 1/B_p \frac{|\tilde{P}_i^{(j)} - \text{median}_i(\tilde{P}_i^{(j)})|}{MAD_i(\tilde{P}_i^{(j)})} \quad j=1,2,\dots,h * K$$

4- في هذه الخطوة يتم التدقيق لكل مشاهدة (i) بعد ايجاد قياس الشواذ للمتغير الاحادي r_i

$$r_i = \max\{ r_i^1, r_i^2, \tilde{r}_i^1, \dots, \tilde{r}_i^j \} \quad j=1,2, \dots, h * K$$

والتي تم الحصول عليها بموجب المعادلات (16) ، (17).

فإذا كانت $r_i > 1$ ، فإن المشاهدة i تصنف على انها قيمة شاذة وتزال من العينة اذا كان عددهم اصغر من $[n - [n + p + 1] / 2]$ عدا ذلك فان المشاهدات التي عددها $[n - [n + p + 1] / 2]$ والتي لها اكبر قيم الى r_i فهي تعتبر شواذ وتزال من البيانات

واخيرا نجد المجموعة (U) والتي تمثل المشاهدات التي لا تتضمن القيم الشاذة بعدها يتم حساب مسافة مهالنوبس بالاعتماد على المشاهدات الجيدة وكما يلي:-

$$\tilde{m} = \frac{1}{|U|}$$

$$\tilde{S}_z = \frac{1}{|U| - 1} \sum_{i \in U} (Z_i - \tilde{m})(Z_i - \tilde{m})'$$

$$V_i = (Z_i - \tilde{m})' \tilde{S}_Z^{-1} (Z_i - \tilde{m})$$

حيث ان $|U|$ تمثل عدد المشاهدات في المجموعة (U). فإذا كانت $V_i < \chi_{P-1,0.99}^2$ فإنها لا تصنف

على انها قيم شاذة وتوضع في مجموعة U ، وفي حالة \tilde{S}_Z^{-1} غير موجودة سوف نستعمل المعكوس العام لها. وهذه الخطوات تكرر حتى لا تبقى قيم شاذة (او تصبح U مجموعة كل البيانات) .
ونستطيع ان نستخدم هذه الطريقة في حالة عدد المتغيرات أكبر من المشاهدات أيضاً بأستعمال خوارزمية (SVD).

4- تحديد العدد الامثل للمركبات في PLS [11,10]

ان قرار تحديد العدد الامثل من المركبات (h) في بناء نموذج المربعات الصغرى الجزئية PLS يعتبر قرار مهم وهناك طرائق متعددة لتحديد العدد الامثل والاكثر شيوعاً منها جذر متوسط مربعات الخطا الشرعي والتي تسمى (leave-one-out cross-validation (LOO-cv)). والاسلوب الاخر هو (m-fold cross-validation) و يكون هذا الاسلوب شائع الاستعمال عندما يكون حجم البيانات كبير اخذين بنظر الاعتبار عدد المشاهدات في مجموعة التدريب لا تقل عن (6-10) مرات بقدر عدد المتغيرات و ان البيانات الاصلية تقسم الى مجموعتين ، مجموعة الاختبار (test set) والتي تكون مستقلة عن مجموعة التدريب (training set) والمستعمل في تقدير معاملات نموذج المربعات الصغرى الجزئية.*

5- الجانب التجريبي

من خلال اسلوب المحاكاة تمت مقارنة الطرائق الحصينة فضلاً عن طريقة (PLS) مع الطريقتين المقترحتين عن طريق تجربتين

التجربة الاولى :

بوجود عدة انواع من القيم الشاذة في البيانات وتمت المقارنة بين سلوك الطرق الحصينة من خلال تغيير حجوم العينات وابعاد المتغيرات حيث تم توليد العينات بحجوم (n=30,50,200) وعدد المتغيرات التوضيحية (p=5) في حالة n>P اما في حالة p>n فقد تم توليد العينات بالحجم n=20 وعدد المتغيرات التوضيحية (p=40,60, 150). وكان عدد المركبات (2) في الحالتين اما مصفوفة التباين الى t (مصفوفة القياس) فهي قطرية [6,4] diag وتم استعمال نسب تلوث ε مساوية الى (10% , 20% , 30%). في هذه التجربة سنقارن بين اربعة انواع من الشواذ بالإضافة الى المشاهدات الاعتيادية. بالاعتماد على النموذج الابتدائي (2, 3) وعلى فرض ان الوسط الحسابي يساوي صفر حيث النموذج يتبع التوزيع الطبيعي وغير المرتبط تم توليد البيانات وفقاً لمايلي: [10,7]

$$t \propto N_a(0_a, \Sigma_t)$$

$$x = I_{p,a} t + N_p(0_p, 0.1 I_p), \quad p > a$$

$$y = q' t + N(0,1)$$

و $I_{p,a} = 1$ عندما $i=j$ و $I_{p,a} = 0$ ماعدا ذلك .

q متجه من الواحدات ذو بعد $ax1$: مصفوفة الوحدة ذو بعد $p \times p$

اما بالنسبة للبيانات الملوثة فقد تم توليد مجموعة تتكون [100*(1-ε)] من المشاهدات وفقاً للنموذج اعلاه وتم اضافة [100*ε] من المشاهدات الملوثة التي تولد من خلال نماذج التلوث ادناه لتكون انواع التلوث التالية :

1- نقاط الرفع (انعطاف) غير جيدة (bad Leverage points)

$$x_\varepsilon = I_{p,a} t_\varepsilon + N_p(0_p, 0.001 I_p)$$

$$t_\varepsilon \propto N_a(10_a, \Sigma_t)$$

-1

2- الشواذ العمودية (Vertical outliers)

$$y_\varepsilon = q' t + N(30, 0.3)$$

3- نقاط انعطاف جيدة (good Leverage points)

$$x_\varepsilon = t_\varepsilon I_{a,p} + N_p((0_a, 3_{p-a}), 0.01 I_p)$$

$$t_\varepsilon \propto N_a(3_a, \Sigma_t)$$

$$y_\varepsilon = q' t + N(30, 0.3)$$

* لمزيد من الاطلاع انظر (1)

4- الشواذ المركزة (concentrated outliers)

$$x_{\varepsilon} = I_{a,p}t_{\varepsilon} + N_p(1_p, 0.001I_p)$$

$$t_{\varepsilon} \propto N_a(1_a, \sum_t)$$

لاجل المقارنة بين متجه المعلمات β ومتجه المعلمات المقدّر $\hat{\beta}_a^{(L)}$ تم أستعمال المقياس الآتي [7]:

$$MSE_a(\hat{\beta}) = 1/m \sum_{L=1}^m \|\hat{\beta}_a^{(L)} - \beta\|^2 = Norm(\hat{\beta})$$

حيث $\|\cdot\|$ يشير الى اقليدس الطبيعي و m يشير الى عدد التكرارات فقد تم تكرار التجربة 1000 .

التجربة الثانية :

تم توليد الخطأ على اساس توزيعات اخرى بالاضافة الى التوزيع الطبيعي وبحجوم عينات وابعاد متغيرات مختلفة حيث تم توليد العينات، 200، 100، 60، 40، 20، p=20، 40، 60، 100، 200، و (n=10) و (p=100، n=25) و (p=200، n=50) وبأستعمال الأنموذج الابتدائي الآتي: [7]

$$y_m = X\beta + \varepsilon_m$$

β : متجه معاملات الانحدار الذي يولد على أساس التوزيع الطبيعي القياسي

ε_m حد الخطأ العشوائي الذي يولد حسب التوزيعات التالية : التوزيع الطبيعي القياسي (standard normal)، توزيع (t students) بدرجة حرية 5، كوشي (Cauchy)، لابلاس (laplace). بوجود تعدد خطي بين المتغيرات التوضيحية والذي يمثل كما يلي:

$$X = TR'$$

حيث T مصفوفة القياس ذو بعد (nxa).

R مصفوفة ذو بعد (pxa) والائتان يولدان من التوزيع الطبيعي القياسي.

وقد كررت التجربة 1000 مرة للحصول على الدقة العالية، و قد نفذت المحاكاة من خلال برامج كتبت بلغة ماتلاب (R2011a)(7.12.0.635 version)

5-1 نتائج تجربة المحاكاة الاولى في حالة $n > p$

من ملاحظة الجداول (1) و(2) و(3) نستطيع ان نلخص النسب المنوية لمتوسط مربعات الخطأ (MSE) للمعاملات المقدرة للخوارزميات المذكورة اعلاه في الجدول كالاتي :

جدول يوضح النسب المنوية لمتوسط مربعات الخطأ (MSE) لمتجهات المعلمات المقدرة للخوارزميات عند انواع القيم الشاذة المختلفة

الطرائق	PLS	PRM	MPRM	PLSKUR	MPLSKUR
الشواذ					
لا توجد شواذ	0	0.67	.33	0	0
الشواذ العمودية	0	0.45	0.45	0.1	0
نقاط الرفع الجيدة	0	0	0	0.56	0.44
الشواذ المركزة	0	0.33	0.67	0	0
نقاط الرفع السيئة	0	0.78	0.22	0	0

يتضح من الجدول اعلاه ان الطريقة (PRM) هي الافضل في حالة عدم وجود الشواذ ونقاط الرفع السيئة اما الطريقة المقترحة (MPRM) فقد كانت متساوية مع الطريقة (PRM) في حالة الشواذ العمودية والافضل في الشواذ المركزة اما طريقة (PLSKUR) هي الافضل عند نقاط الرفع الجيدة ثم تليها الطريقة المقترحة (MPLSKUR) حيث كان التفاوت قليلا.

5-2 نتائج تجربة المحاكاة الاولى في حالة $p > n$

من ملاحظة الجداول (4) و(5) و(6) نستطيع ان نلخص النسب المنوية لمتوسط مربعات الخطأ (MSE) للمعاملات المقدرة للخوارزميات المذكورة اعلاه في الجدول كالاتي :

جدول يوضح النسب المنوية لمتوسط مربعات الخطأ (MSE) لمتجه المعلمات المقدرة للخوارزميات

الشواذ \ الطرائق	PLS	PRM	MPRM	PLSKUR	MPLSKUR
لا توجد شواذ	0	0	0	0	1
نقاط الرفع السيئة	0	0.33	0.33	0	0.33
الشواذ العمودية	0	0.22	0.44	0	0.33
نقاط الرفع الجيدة	0	0	0	0	1
الشواذ المركزة	0	0.11	0.33	0	0.56

- يتضح من الجدول اعلاه في حالة عدم وجود الشواذ ونقاط الرفع الجيدة والشواذ المركزة فان الطريقة المقترحة (MPLSKUR) هي الافضل اما في حالة الشواذ العمودية فنجد بان الطريقة المقترحة (MPRM) كانت الافضل تليها (MPLSKUR) ثم طريقة PRM اما في حالة نقاط الرفع السيئة فنلاحظ بان الطرائق (MPLSKUR و MPRM,PRM) كانت متساوية

3-5 نتائج تجربة المحاكاة الثانية :

يتضح من الجداول من (7) الى (13) بان متوسط مربعات الخطأ (MSE) ولجميع الطرائق ولكافة توزيعات الاخطاء عند المركبات (h=1,2,3) ولجميع الحجوم والابعاد متساوي تقريبا وهذا دليل على ان الدقة الاحصائية لكافة الطرائق متساوية تقريبا في حالة ان الاخطاء تتوزع توزيع معين وبهذا من جميع الجداول السابقة نستطيع ان نلخص النسب المنوية لمتوسط مربعات الخطأ MSE لمتجه المعلمات المقدره للخوارزميات المذكورة اعلاه في الجدول الاتي :

جدول يوضح النسب المنوية لمتوسط مربعات الخطأ (MSE) لمتجه المعلمات المقدره للخوارزميات وتوزيعات مختلفة للاخطاء

الطرائق \ التوزيعات	PLS	PRM	MPRM	PLSKUR	MPLSKUR
Normal	0.275	0.225	0.225	0.15	0.125
Laplace	0.19	0.29	0.26	0.12	0.14
t_5	0.136	0.295	0.25	0.159	0.159
Cauchy	0.026	0.5	0.474	0	0

من الجدول يتضح ان طريقة (PLS) هي الافضل في حالة ان الاخطاء تتوزع توزيع (normal) وان طريقة (PRM) هي الافضل عندما الاخطاء تتوزع توزيع (Cauchy و t_5 laplace) وان الطريقة المقترحة (MPRM) كانت مقاربة لنتائجها ثم جاءت الطريقتان MPLSKUR و PLSKUR على التوالي.

6-1 الاستنتاجات

- 1- تم التحقق من كفاءة الصيغ المقترحة والمتعلقة بحساب تقدير المعلمات ولبعض انواع الشواذ حيث اثبتت الطريقة المقترحة (MPRM) كفاءتها وذلك لحصولها على اقل $(\hat{\beta})$ MSE عند استعمال اسلوب المحاكاة الاول والابعاد متغيرات وحجوم عينات مختلفة وفي حالة عدد المشاهدات اكبر من عدد المتغيرات لبعض انواع الشواذ وخصوصا عند الشواذ المركزة اما عند الشواذ العمودية فهي كانت متساوية مع طريقة (PRM) عندما ابعاد المتغيرات وحجوم العينات مختلفة ، وكانت هي الافضل عندما عدد المتغيرات اكبر من عدد المشاهدات اما في حالة عدم وجود الشواذ ونقاط الرفع السيئة كانت (PRM) الافضل، وعند نقاط الرفع الجيدة كانت (PLSKURSD) هي الافضل عندما ابعاد المتغيرات وحجوم العينات مختلفة.
- 2- اما في حالة عدد المتغيرات اكبر من المشاهدات فقد اثبتت الطريقة المقترحة الحصينة الثانية (MPLSKURSD) كفاءتها في تقدير معالم النموذج الخطي حيث حصلت على اقل $(\hat{\beta})$ MSE مقارنة ببعض الطرق الحصينة الاخرى فهي كانت الافضل في حالة عدم وجود الشواذ ونقاط الرفع الجيدة والشواذ المركزة، وكانت متساوية مع الطرائق (MPRM، PRM) عند نقاط الرفع السيئة والشواذ العمودية .
- 3- في حالة تجربة المحاكاة الثانية اتضح ان طريقة (PLS) هي الافضل عندما تتوزع الاخطاء توزيع (normal) وان طريقة (PRM) هي الافضل عندما تتوزع الاخطاء توزيع (laplace و t_5 cauchy) وواضحت النتائج بان الطريقة المقترحة (MPRM) تكافى تقريبا الطريقة الحصينة (PRM) وكذلك الطريقة المقترحة الثانية (MPLSKURSD) تكافى تقريبا الطريقة الحصينة (PLSKURSD) ولجميع انواع توزيعات الاخطاء وعند جميع ابعاد المتغيرات وحجوم العينات المختلفة.
- 4- أظهرت النتائج في حالة استعمال اسلوب المحاكاة الثاني وعندما حجم العينة صغير وعدد المتغيرات اكبر من المشاهدات بان الفروقات بين الخوارزميات تكاد تكون متقاربة.
- 5- أظهرت النتائج بان قيم متوسط مربعات الخطأ $(\hat{\beta})$ MSE تتناقص بزيادة حجوم العينات وتزايد في حالة عدد المتغيرات اكبر من عدد المشاهدات.

2-6 التوصيات

- بناءً على ماتم التوصل اليه من استنتاجات للجانب النظري نوصي بما يأتي:
- 1- دراسة نماذج متعدد المتغيرات (في حالة $q > 1$) للطرق الحصينة الى (PLS).
 - 2- دراسة الخوارزميات اخرى الى (PLS) غير خوارزمية (SIMPLS) واجراء مقارنات بين هذه الخوارزميات من خلال استعمالها في الطرق الحصينة الاخرى.
 - 3- استعمال الطرق الحصينة المقترحة لطريقة المربعات الصغرى الجزئية في حالة احتواء البيانات على قيم شاذة وذلك للحصول على تقديرات مناسبة.

7- المصادر

- 1- البكري ، رباب عبد الرضا صالح (2013) " بعض الطرائق الحصينة لمعالجة مشكلة التعدد الخطي في النماذج الخطية مع تطبيق عملي" اطروحة دكتوراه ، كلية الادارة والاقتصاد ، جامعة بغداد.
- 2- المنذلاوي ، ميسون علي رحمن 2007 "مقارنة بعض الطرائق الحصينة للمربعات الصغرى الجزئية " رسالة ماجستير ، كلية الادارة والاقتصاد ، جامعة بغداد.
- 3- Branden ,K.V.&Hubert,M., (2003) "Robustness Properties of arobust PLS regression method"December10.J.AnalyticaChimica p229-41.
- 4- Cummins,D.JandAndrews,C.W., (1995) "Iteratively Reweighted Partial Least Squares: Aperformance Analysis by Monte Carlo simulation" journal of chemometrics, vol.9, 489-507
- 5- DeJong, S.,1993."SIMPLS:an alternative approach to partial least squares regression"Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems, 18: 251-26 3.
- 6- Fritz,H., Filzmoser,P. , Croux,C., 2010" A comparison of algorithms for the multivariate l1 median"<http://www.statistik.tuwien.ac.at>
- 7- Gonzales, J., & et al. (2009) "A robust partial least squares regression method with application" J. Chemometrics; 23:78-90
- 8- GriepM.I., Wakeling,I.N., Vankeerberghen,P., Massart,.D.L.,(1995) "Comparison of semirobust and robust partial least squaresprocedures"chemometrics and intelligent laboratory systems 29 - 37-50 .
- 9- Hossjer and Croux (1995) "Generalizing Univariate Signed Rank Statistics for Testing and Estimating a Multivariate Location Parameter",Non-parametric Statistics, 4, 293.
- 10- Hubert ,M. &Branden ,K.V., (2003) "Robust Methods for Partial Least Squares Regression "9th ofOctober J. chemometrics p 537-549.
- 11- Hubert, M. and Engelen, S.(2006)"Fast Cross - Validation Of High-Breakdown Resampling Methods For PCA "J.ComputationalStatistics & Data Analysis
- 12- Juan,A.G. and Rosario,R., (1998) "On Robust Partial Least Squares (PLS) Methods " j. chemometrics 12,365-378
- 13- Liebmann ,B., Filzmoser,P. and Varmuza ,K.,(2010) "Robust and classical PLS regression compared", J.chemometrics
- 14- Pena,D. and Prieto,F.J., (1997) "Robust Covariance Matrix Estimation and Multivariate Outlier Detection" working paper 97-08, statistics and Econometrics series 04
- 15- Pena,D. and Prieto,F.J.,(2001) "Multivariate Outlier Detection and Robust Covariance Matrix Estimation" Technometrics,vol.43,no.3
- 16- Pena,D., and Prieto,F.J., (2007)"Combining Random and Specific Direction for Outlier Detection and Robust Estimation in High-Dimensional Multivariate Data" journal of computational and graphical statistics, ,vol.16, number 1,pages 228-254
- 17- Serneels,s., Croux, C. , Filzmoser, P., Espen,P.J.V. , (2005) "Partial Robust M Regression" ,J.Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems.
- 18- Yuditskaya,s., (2010)" An Overview of Methods in Linear Least-Squares Regression"pattern recognition and Analysis ,November 4 .

جدول (1)
يوضح قيم MSE لمتجه المعلمات المقدرة عند (n=30) و (p=5) عند نسب التلوث (0.3,0.2,0.1)

نسب التلوث	الطرائق الشواذ	PLS	PRM	MPRM	PLSKUR	MPLSKUR
		0%	لا توجد شواذ	3.93198	3.128095	3.191438
10%	نقاط الرفع السيئة	2.604226	2.410823	2.425544	5.464185	6.312738
	الشواذ العمودية	17.85582	3.138295	3.261658	6.683227	7.938724
	نقاط الرفع الجيدة	26.62007	9.639245	9.626159	6.15471	6.179438
	الشواذ المركزة	3.536876	2.965567	2.99684	5.502633	5.878988
20%	نقاط الرفع السيئة	2.64198	2.377776	2.395004	4.516184	4.702131
	الشواذ العمودية	30.993430.993	4.14967	4.070025	11.32486	9.957953
	نقاط الرفع الجيدة	28.49926	25.91649	25.93971	6.120336	5.882657
	الشواذ المركزة	2.977922	2.813003	2.817864	5.223898	5.066862
30%	نقاط الرفع السيئة	2.52037	2.323835	2.325562	3.10733	2.977724
	الشواذ العمودية	52.44824	8.975385	9.178658	28.51931	26.12804
	نقاط الرفع الجيدة	29.05623	27.27656	27.3146	6.703405	7.145314
	الشواذ المركزة	2.961806	2.721444	2.70841	3.968517	4.030898

جدول (2)
يوضح قيم MSE لمتجه المعلمات المقدرة عند (n=50) و (p=5) عند نسب التلوث 0.3,0.2,0.1

نسب التلوث	الطرائق الشواذ	PLS	PRM	MPRM	PLSKUR	MPLSKUR
		0%	لا توجد شواذ	3.143267	2.760466	2.730027
10%	نقاط الرفع السيئة	2.484038	2.287489	2.295501	4.48765	4.572959
	الشواذ العمودية	12.74727	2.871288	2.865137	4.238654	4.396087
	نقاط الرفع الجيدة	27.27451	11.72146	11.75841	4.212243	4.217679
	الشواذ المركزة	2.885578	2.698759	2.668627	4.211664	4.135587
20%	نقاط الرفع السيئة	2.442899	2.305609	2.304643	3.819094	4.005598
	الشواذ العمودية	22.78322	3.483506	3.41411	4.551482	4.438952
	نقاط الرفع الجيدة	29.07668	26.89553	26.88556	4.707521	4.964694
	الشواذ المركزة	2.736025	2.628254	2.619497	4.290445	4.301218
30%	نقاط الرفع السيئة	2.383217	2.297833	2.314675	2.729035	2.687254
	الشواذ العمودية	30.0315	6.204013	6.660494	10.47879	11.1865
	نقاط الرفع الجيدة	29.26588	27.7416	27.74081	4.551511	4.448104
	الشواذ المركزة	2.605533	2.500286	2.505283	3.579481	3.295105

جدول (3)
يوضح قيم MSE لمتجه المعلمات المقدرة عند (n=200) و (p=5) عند نسب التلوث 0.3,0.2,0.1

نسب التلوث	الطرائق الشواذ	PLS	PRM	MPRM	PLSKUR	MPLSKUR
		0%	لا توجد شواذ	2.468142	2.332279	2.337385
10%	نقاط الرفع السيئة	2.2636	2.223658	2.225356	2.587775	2.586279
	الشواذ العمودية	4.565388	2.378945	2.407979	2.555479	2.553579
	نقاط الرفع الجيدة	27.33878	13.28781	13.37544	2.570506	2.567473
	الشواذ المركزة	2.334942	2.297701	2.291472	2.570749	2.573741
20%	نقاط الرفع السيئة	2.248788	2.224955	2.219996	2.553724	2.551361
	الشواذ العمودية	7.58146	2.568577	2.540077	2.602076	2.605444
	نقاط الرفع الجيدة	29.00699	26.79536	26.79755	2.623537	2.621256
	الشواذ المركزة	2.31701	2.291171	2.287811	2.607924	2.600909
30%	نقاط الرفع السيئة	2.266568	2.215074	2.216326	2.258193	2.341524
	الشواذ العمودية	9.250026	3.045639	3.016626	2.688	2.748775
	نقاط الرفع الجيدة	29.69553	28.13204	28.13435	3.007342	3.29134
	الشواذ المركزة	2.318153	2.274656	2.274513	2.356786	2.365914

جدول (4)

يوضح قيم MSE لمتجه المعلمات المقدرة عند (n=20) و (p=40) عند نسب التلوث 0.1, 0.2, 0.3

نسب التلوث	الطرائق الشواذ	PLS	PRM	MPRM	PLSKUR	MPLSKUR
		لاتوجد شواذ	90.76676	83.99906	83.82995	83.67835
10%	نقاط الرفع السينية	83.28603	80.40058	80.42986	80.7259	80.72827
	الشواذ العمودية	203.7097	86.25143	85.81304	130.7868	129.3845
	نقاط الرفع الجيدة	76.85447	77.59814	77.48883	76.39718	76.36648
	الشواذ المركزة	84.45805	81.77212	81.75398	81.15005	81.07931
20%	نقاط الرفع السينية	38.84241	36.40377	36.47896	37.1319	37.08395
	الشواذ العمودية	255.2324	50.69596	50.49213	121.5665	119.8704
	نقاط الرفع الجيدة	43.28528	42.9403	42.90585	42.79096	42.77652
	الشواذ المركزة	38.18807	36.89767	36.90983	36.98811	36.95709
30%	نقاط الرفع السينية	50.01483	47.60157	47.55851	48.6485	48.54654
	الشواذ العمودية	399.5773	174.342	175.4223	163.3382	159.6765
	نقاط الرفع الجيدة	51.60886	51.35346	51.36904	51.29083	51.2872
	الشواذ المركزة	48.3837	47.52974	47.50163	48.0536	47.9966

جدول (5)

يوضح قيم MSE لمتجه المعلمات المقدرة عند (n=20) و (p=60) عند نسب التلوث 0.1, 0.2, 0.3

نسب التلوث	الطرائق الشواذ	PLS	PRM	MPRM	PLSKUR	MPLSKUR
		لاتوجد شواذ	66.45336	58.97368	58.92541	58.18977
10%	نقاط الرفع السينية	59.18198	56.12499	56.08824	55.7096	55.62378
	الشواذ العمودية	174.4606	60.80002	60.67636	95.6495	95.23426
	نقاط الرفع الجيدة	58.34411	59.85868	59.83663	57.55186	57.5446
	الشواذ المركزة	59.7887	56.97345	56.90954	55.82944	55.73347
20%	نقاط الرفع السينية	50.58159	47.94009	47.96561	48.2731	48.1673
	الشواذ العمودية	281.1992	59.44168	60.11083	123.3543	122.2643
	نقاط الرفع الجيدة	52.75271	52.3188	52.37399	51.99841	51.98885
	الشواذ المركزة	49.30511	48.11332	48.09967	47.91679	47.84368
30%	نقاط الرفع السينية	74.22322	71.43377	71.41488	72.46761	72.39801
	الشواذ العمودية	421.7863	207.2473	208.7589	175.031	173.1078
	نقاط الرفع الجيدة	74.58289	74.18248	74.1554	74.13526	74.10261
	الشواذ المركزة	72.52221	71.45205	71.42188	71.75499	71.66955

جدول (6)

يوضح قيم MSE لمتجه المعلمات المقدرة عند (n=20) و (p=150) عند نسب التلوث 0.1, 0.2, 0.3

نسب التلوث	الطرائق الشواذ	PLS	PRM	MPRM	PLSKUR	MPLSKUR
		لاتوجد شواذ	147.6072	142.1276	142.0823	141.1587
10%	نقاط الرفع السينية	143.8799	140.8549	140.887	140.1985	140.1638
	الشواذ العمودية	230.5816	142.828	142.8537	169.0253	168.9759
	نقاط الرفع الجيدة	143.02	143.0405	143.1292	141.3591	141.3234
	الشواذ المركزة	142.4376	141.1316	141.1782	139.6625	139.6232
20%	نقاط الرفع السينية	169.9366	167.3754	167.4046	167.4479	167.3653
	الشواذ العمودية	339.5476	172.7895	172.3558	215.9492	215.4868
	نقاط الرفع الجيدة	167.7448	166.7224	166.7445	166.3475	166.3294
	الشواذ المركزة	167.9935	166.9792	166.972	166.5497	166.5092
30%	نقاط الرفع السينية	158.4073	156.0714	156.0699	156.3259	156.265
	الشواذ العمودية	407.2903	260.7705	257.9959	218.4858	218.4827
	نقاط الرفع الجيدة	155.5631	154.491	154.4779	154.501	154.4384
	الشواذ المركزة	156.4661	155.3434	155.3383	155.3627	155.3524

جدول (7)

يوضح قيم (MSE) لمتجه المعلمات المقدرة عند (n=10) و (p=20) ولطرائق مختلفة وتوزيعات مختلفة للاخطاء وعند اعداد المركبات h=1,2,3

H	Noise models	Pls	Prm	mprm	Plskurd	Mplskurd
1	Normal	11.188	11.183	11.183	11.192	11.192
	Laplace	11.179	11.184	11.184	11.179	11.179
	T ₅	11.193	11.174	11.174	11.212	11.212
	Cauchy	11.173	11.208	11.208	11.177	11.177
2	Normal	11.077	11.075	11.075	11.077	11.077
	Laplace	11.074	11.075	11.075	11.074	11.074

3	T ₅	11.084	11.079	11.079	11.083	11.083
	Cauchy	11.134	11.078	11.078	11.125	11.125
	Normal	9.783	9.791	9.791	9.793	9.793
	Laplace	9.800	9.762	9.762	9.813	9.813
	T ₅	9.850	9.829	9.829	9.866	9.866
	Cauchy	11.045	9.831	9.831	11.009	11.009

جدول (8)

يوضح قيم (MSE) لمتجه المعلمات المقدرة عند (n=10) و (p=40) ولطرائق مختلفة لتوزيعات مختلفة للاخطاء وعند اعداد المركبات h=1,2,3

H	Noise models	Pls	Prm	mprm	Plskusd	Mplskursd
1	Normal	34.362	34.363	34.363	34.363	34.363
	Laplace	34.385	34.377	34.377	34.384	34.384
	T ₅	34.362	34.363	34.363	34.362	34.362
	Cauchy	34.706	34.397	34.397	34.745	34.745
2	Normal	38.135	38.136	38.136	38.136	38.136
	Laplace	37.994	37.993	37.993	37.997	37.997
	T ₅	37.928	37.929	37.929	37.930	37.930
	Cauchy	34.314	34.140	34.140	34.477	34.477
3	Normal	34.089	34.091	34.091	34.089	34.089
	Laplace	34.118	34.127	34.127	34.123	34.123
	T ₅	34.083	34.089	34.089	34.083	34.083
	Cauchy	34.894	34.149	34.150	34.887	34.887

جدول (9)

يوضح قيم (MSE) لمتجه المعلمات المقدرة عند (n=10) و (p=60) ولطرائق مختلفة لتوزيعات مختلفة للاخطاء وعند اعداد المركبات h=1,2,3

H	Noise models	Pls	Prm	mprm	Plskusd	Mplskursd
1	Normal	53.171	53.177	53.177	53.170	53.170
	Laplace	53.178	53.168	53.168	53.179	53.179
	T ₅	53.175	53.180	53.180	53.174	53.174
	Cauchy	53.346	53.170	53.170	53.493	53.493
2	Normal	53.087	53.087	53.087	53.087	53.087
	Laplace	53.094	53.094	53.094	53.095	53.095
	T ₅	53.087	53.087	53.087	53.087	53.087
	Cauchy	53.133	53.105	53.105	53.181	53.181
3	Normal	53.087	53.091	53.091	53.093	53.093
	Laplace	53.105	53.102	53.102	53.108	53.108
	T ₅	53.089	53.094	53.094	53.112	53.112
	Cauchy	53.493	53.125	53.125	53.457	53.457

جدول (10)

يوضح قيم (MSE) لمتجه المعلمات المقدرة عند (n=10) و (p=80) ولطرائق مختلفة لتوزيعات مختلفة للاخطاء وعند اعداد المركبات h=1,2,3

H	Noise models	Pls	Prm	mprm	Plskusd	Mplskursd
1	Normal	65.492	65.492	65.492	65.492	65.492
	Laplace	65.513	65.523	65.523	65.513	65.513
	T ₅	65.492	65.492	65.492	65.491	65.491
	Cauchy	65.873	65.564	65.564	65.869	65.869
2	Normal	65.000	64.999	64.999	65.001	65.001
	Laplace	65.008	65.002	65.002	65.008	65.008
	T ₅	65.001	65.000	65.000	65.001	65.001
	Cauchy	65.208	65.005	65.005	65.205	65.205
3	Normal	64.409	64.406	64.406	64.409	64.409
	Laplace	64.404	64.404	64.404	64.403	64.403
	T ₅	64.423	64.415	64.415	64.423	64.423
	Cauchy	64.455	64.408	64.408	64.452	64.452

جدول (11)

يوضح قيم (MSE) لمتجه المعلمات المقدرة عند (n=10) و (p=100) ولطرائق مختلفة لتوزيعات مختلفة للاخطاء وعند اعداد المركبات h=1,2,3

H	Noise models	Pls	Prm	mprm	Plskusd	Mplskursd
1	Normal	74.920	74.921	74.921	74.921	75.140
	Laplace	74.858	74.858	74.858	74.858	75.041
	T ₅	74.861	74.862	74.862	74.863	75.076
	Cauchy	74.863	74.858	74.858	74.865	74.941
2	Normal	74.853	74.853	74.853	74.853	74.874
	Laplace	74.853	74.862	74.862	74.854	74.870
	T ₅	74.857	74.853	74.853	74.859	74.877
	Cauchy	74.896	74.876	74.876	74.891	74.883
3	Normal	74.271	74.272	74.272	74.272	74.562
	Laplace	74.270	74.272	74.272	74.271	74.700
	T ₅	74.288	74.283	74.283	74.295	74.509
	Cauchy	74.281	74.277	74.277	74.288	76.116

جدول (12)

يوضح قيم (MSE) لمتجه المعلمات المقدرة عند (n=25) و (p=100) ولطرائق مختلفة لتوزيعات مختلفة للاخطاء وعند اعداد المركبات h=1,2,3

H	Noise models	pls	Prm	mprm	Plskusd	Mplskursd
1	Normal	74.918	74.919	74.919	74.918	74.919
	Laplace	74.918	74.918	74.918	74.918	74.918
	T ₅	74.860	74.859	74.859	74.860	74.860
	Cauchy	74.859	74.859	74.859	74.861	74.861
2	Normal	74.853	74.853	74.853	74.853	74.853
	Laplace	74.852	74.853	74.853	74.853	74.852
	T ₅	74.853	74.853	74.853	74.853	74.853
	Cauchy	74.876	74.854	74.854	74.875	74.880
3	Normal	74.272	74.270	74.270	74.272	74.272
	Laplace	74.270	74.270	74.270	74.271	74.271
	T ₅	74.273	74.271	74.271	74.273	74.273
	Cauchy	74.465	74.274	74.274	74.472	74.484

جدول (13)

يوضح قيم (MSE) لمتجه المعلمات المقدرة عند (n=50) و (p=200) ولطرائق مختلفة لتوزيعات مختلفة للاخطاء وعند اعداد المركبات h=1,2,3

H	Noise models	pls	Prm	mprm	Plskusd	Mplskursd
1	Normal	164.868	164.868	164.868	164.868	164.868
	Laplace	164.797	164.797	164.797	164.797	164.797
	T ₅	164.797	164.797	164.797	164.797	164.797
	Cauchy	164.812	164.797	164.797	164.612	164.612
2	Normal	164.546	164.546	164.546	164.546	164.546
	Laplace	164.547	164.546	164.546	164.547	164.547
	T ₅	164.546	164.546	164.546	164.546	164.546
	Cauchy	164.567	164.547	164.547	164.564	164.564
3	Normal	164.544	164.544	164.544	164.544	164.544
	Laplace	164.545	164.545	164.545	164.545	164.545
	T ₅	164.545	164.545	164.545	164.545	164.545
	Cauchy	164.565	164.546	164.546	164.574	164.574