مقدرات ols الاعتيادية وبعض من المقدرات الحصينه لمعلمات أنموذج الانحدار الخطي -دراسة مقارنة في تصدير النفط العراقي

أ .د. عبد الرحيم خلف راهي الحارثي*   أ.م. خولة حسين الوكيل**

المستخلص:

يعد النفط مصدر الحياة وشريانها ولا يوجد مصدر بديل يهدد وجود النفط وبقى متربعاً على عرش الطاقة حتى وقتنا الحاضر وهو يمثل المرتبة الأولى في حجم الصادرات العراقية والموازنة العامة ونظراً لأهمية هذا الموضوع قمنا بدارسته في بحثنا من خلال جانبين : الأول : يمثل الأسس النظرية للمقدرات الاعتيادية (OLS) والموزونة (WLS) ومقدرات M الحصينة (R.M) ومقدرات M الحصينة الموزونة (R.M.W) والثاني : يتمثل بالجانب التطبيقي إذ تم تطبيق بيانات واقعية لشركة النفط العراقية من سنة (2008 - 2014) عن صادرات وإنتاج النفط وكذلك الغاز المتوهج المصاحب لإنتاج النفط وقد اختبرت البيانات لكونها تتوزع طبيعي ام لا ، كما استخدم برنامج (R) لتحليل هذه البيانات وقد تبين ان الطرائق الحصينة قد تفوقت على الطرائق التقليدية في التقدير وذلك باعتماد قيم R^2 Residual, F, .

الكلمات الرئيسية : المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) . المربعات الصغرى الموزونة (WLS) . مقدرات M الحصينة (R.M) ، مقدرات M الحصينة الموزونة (R.M.W) ، اختبار حسن المطابقة .

Abstract:

Oil is the source of life and lifeline and there is no alternative source threatens the existence of oil and remained sitting cross-legged on the throne of energy until the present day and is such the first rank in the Iraqi exports volume and the general budget and given the importance of this subject, we have to study in our research through two aspects: the first represents the theoretical foundations of the classical Estimation (OLS) and weighted (WLS) and the robust of M Estimation (R.M) and the weighted robust of M Estimation (RMW) and II: The side applied as it has been realistic data Iraqi oil company Iraqi application a year (2008 – 2014) for exports and production of oil as well as gas flaring associated with the production of Oil data has been tested for being distributed normally or not, has also been used program (R) for the analysis of this data has been shown that the robust method had excelled the classical method for estimation by adopting the values of R2, F and Residual.

Key Words:

Ordinary Least Squares (OLS),Weighted Least Squares (WLS) Robust of M Estimation (RM): Weighted robust of M Estimation (R.M.W), Goodness of fit.

* الجامعة المستنصرية / كلية الادارة والاقتصاد .
** الجامعة المستنصرية / كلية الادارة والاقتصاد .

تأريخ استلام البحث 2015/11/9
تأريخ قبول النشر 2016/1/4

1- المقدمة :

يعتمد الاقتصاد العراقي اعتماداً شديداً على النفط فاقتصاده نفطي في الأول ، الا ان النفط لا يشكل المورد الوحيد . والعراق من الدول المؤسسة لمنظمة اوبك وبدأت صناعته عام 1925 ونظراً لأهمية هذا الموضوع ارتئينا دراسة صادرات وإنتاج النفط والغاز المتوهج المصاحب لإنتاج النفط . وتعد الطرئق التقليدية طرائق شائعة الاستخدام لتقدير معلمات انموذج الانحدار الخطي وهذه الطرائق تعتمد الوسط الحسابي اساساً في التقديرات ومن المعروف ان الوسط الحسابي يتأثر كثيراً بوجود القيم الشاذه (out liers) لهذا تكون هذه الطرائق غير كفوءه في تقدير المعلمات وهناك طرائق تقليدية عدة للتقدير ولكن اكثر هذه الطرائق استخداماً وانتشاراً طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (ols) لان مقدراتها تمتاز بخواص مرغوبة فيها كعدم التميز واقل قيمة للتباين .....الخ وذلك بعد تحقق الافتراضات التي تقوم عليها هذه الطريقة، أما عدم تحقق واحد أو اكثر من هذه الافتراضات، تفقد مقدرات هذه الطريقة تلك الخواص الجيدة.

هنا تبرز اهمية استخدام الطرائق الحصينه (Robust Methods) كطرائق بديلة ذات كفاءه عاليه ولا تتاثر بالانحراف عن افتراضات انموذج الانحدار الخطي وتسمى مقدراتها بالمقدرات الحصينه (Robust Estimation) وهذه المقدرات تتصف بخصائص جيده عند ابتعاد التوزيع الاحصائي عن التوزيع الطبيعي لوجود الشواذ. وتكمن أهمية الطرائق الحصينة في نقطتين أساسيتين :

i. أعطاء أوزان اقل للمشاهدات الشاذة وذلك للتقليل من تأثيرها ان وجدت في البيانات.
ii. استخدام أسلوب التكرار (Iteration) في الحساب للتقليل من تأثير وجود الارتباط الذاتي والتعددية الخطية .

وقد تناول عدد من الباحثين موضوع التقدير الحصين منهم عبد الأحد ، مناهل دانيال[2]. وإيليا ادوارد مجيد سلمان[1] و Huber، P. J. [3][4] وآخرون.

2- مشكلة البحث :

الطرائق الاعتيادية المستخدمة في مقدرات معلمات نماذج الانحدار الخطي يتطلب التعامل معها شرط التوزيع الطبيعي في حين في الواقع العملي من الصعب تحقق هذا الشرط فيلجأ الباحث الى طرائق اكثر مرونة وفاعليه للتعامل مع مشاكل من هذا النوع.

3- هدف البحث :

يهدف البحث الى دراسة مقدرات بعض من الدوال الحصينة ومقارنتها مع مقدرات الطرائق الاعتيادية لما تمتاز به الدوال الحصينة من مرونة في التعامل مع البيانات في حالة خضوعها للتوزيع الطبيعي ام لا .

4- طرائق تقدير معلمات أنموذج الانحدار الذاتي :

1-4 طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية OLS[1] (Ordinary Least Square)

اذا كانت لدينا مجموعة النقاط التالية $(X_1 , Y_1) \ldots\ldots , (X_n , Y_n)$

والمطلوب أيجاد الخط المستقيم الذي يمثل أفضل مطابقة للنقاط بحيث ان الأخطاء يمكن التعبير عنها

$$\epsilon_i = Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i$$

وان أفضل المعايير لاختيار أفضل مطابقة هي تصفير مجموع البواقي

$$\sum_{i=1}^{n} \epsilon_i = \sum_{i=1}^{n} (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)$$

وبذلك الخط الذي يمر من منتصف النقاط سوف يحقق هذه المعايير .ان انحدار المربعات الصغرى (Least Square Regression)–هو لتصغير مجموع مربعات البواقي .

$$\sum_{i=1}^{n} \epsilon_i^2 = \sum_{i=1}^{n} (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)^2$$

للحصول على تقدير لقيم المعلمات : اي

$$\widehat{\beta}_{OLS} = (X'X)^{-1}X'Y \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (1)$$

والتي تعطي تقدير غير متحيز (BLUE) ، اي

$$E(\widehat{\beta}_{OLS}) = \beta \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots . (2)$$

$$[Var - Cov](\widehat{\beta}_{OLS}) = \sigma^2 (X'X)^{-1} \ldots\ldots\ldots\ldots (3)$$

حيث ان $E(S_\epsilon^2) = \sigma^2 \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (4)$

اما معامل التحديد R^2 فهو يحدد لنا درجة تفسير الخط المستقيم في وصف البيانات فكلما كانت R^2 اقرب الى الواحد الصحيح كلما كان أفضل خط مستقيم يمثل البيانات واذا $R^2 = 0$ فأن الخط المستقيم لا يمثل البيانات .

2-4 طريقة المربعات الصغرى الموزونة WLS [1] (Weighted Least Square)

ان الطريقة السابقة (OLS) تعتمد على فرضيات أساسية ، اذا كانت بعض منها غير متحققة ، فيصبح استخدامها امر غير منطقي يؤدي الى نتائج غير دقيقة . لذلك عوض عنها بطريقة (WLS) والتي يتم فيها التقدير بجعل مجموع مربعات الخطأ اقل ما يمكن اي ان مقدرات المربعات الصغرى الموزونة ستكون كالآتي :

$$\text{Minmize} \quad \sum_{i=1}^{n} p\left(\epsilon_{i(w)}\right) \ldots\ldots\ldots\ldots (5)$$

ولتكن

$$\Psi_{\epsilon_{i(w)}} = \frac{\partial\ p\left(\epsilon_{i(w)}\right)}{\partial\ \epsilon_{i(w)}}$$

وان:

$$p\left(\epsilon_{i(w)}\right) = \epsilon_{i\ (w)}^{2}$$

اذ ان $\beta^{\wedge(w)}$ هو متجه مقدرات المربعات الصغرى الموزونة والتي تأخذ الصيغة الآتية :-

$$\beta^{\wedge(w)} = (X'wX)^{-1}(X'wY) \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots (6)$$

3-4 مقدر (M) الحصينة Robust M Estimator

تتلخص هذه الطريقة في تحجيم قيم البواقي الكبير باستعمال معادلة $\emptyset^*_{(\epsilon_i)}$ والتي تعرف بالصيغة التالية :

$$\emptyset^*_{(\epsilon_i)} = \frac{\Psi_{(\epsilon_i)}}{\epsilon_i} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (7)$$

إذ أن :

$$\Psi_{(\epsilon_i)} = \max\{-C, \min(\epsilon_i\ , C)\}\ , C > 0 \ \ldots\ldots\ (8)$$

وان

$\epsilon_i = Y_i - \widehat{Y}_i$ وان $C = 1.7$ ، $C = 1.5$

وبعد الحصول على قيم $\Psi_{(\epsilon_i)}$ يتم موازنة قيمها من خلال المعادلة (7) ونلاحظ انه عندما تكون $|\epsilon_i| \to \infty$ فان قيمة $\emptyset^*_{(\epsilon_i)}$ تكون صغيرة وتقترب الى الصف $\{\emptyset^*_{(\epsilon_i)} \to 0\}$ وباستخدام مبدأ طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية والقاضي بتصغير مجموع مربعات الخطأ الى اقل ما يمكن للحصول على مقدارات M الحصينة (R.M) الاعتيادية
وحسب العلاقة التالية

$$\widehat{\beta}_M = (X'\emptyset X)^{-1}X'\emptyset Y \ \ldots.. (9)$$

اذ ان

$$\emptyset = \begin{pmatrix} \emptyset^*_{(\epsilon_1)} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \emptyset^*_{(\epsilon_2)} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & . & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \emptyset^*_{(\epsilon_n)} \end{pmatrix}$$

مقدرات (M) الحصينة الموزونة Robust M-Weighted Estimators (R.M.W)

يختص أسلوب M الحصين لمعالجة القيم المتطرفة الموجودة في متجه الأخطاء ، وعند وجود هذه القيم في مصفوفة المتغيرات التوضيحية يصبح هذا الأسلوب غير قادر على معالجة هذه القيم والتخلص من اثرها ، لذا يفضل تعديل القيم المتطرفة في مصفوفة المتغيرات التوضيحية باستخدام مصفوفة الأوزان بطريقة المربعات الصغرى الموزونة Weighted Least Square(W.L.S) أولاً ، ومن ثم معالجة القيم المتطرفة الموجودة في متغير الاستجابة من خلال استخدام متجه الأخطاء بأسلوب M الحصين ثانياً وأخيراً أيجاد المقدرات الجديدة الموزونة بعد التعديل الأخير وهذه الأخيرة يطلق عليها مقدرات M الحصينة الموزونة (R.M.W) ويمكن توضيح المراحل للوصول الى هذه المقدرات كالآتي :-

$$[Y_i : X_{ij}] = [Y_i : X_{i0}, X_{i1}, \dots, X_{im}], \quad i = 1, 2, \dots n$$

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0^{(w)} X_{i0} + \hat{\beta}_1^{(w)} (X_{i1}) + \hat{\beta}_2^{(w)} X_{im} \quad \dots\dots\dots\dots\dots\dots (10)$$

ان المبدأ المستند عليه في أيجاد مقدرات نموذج الانحدار هو تصغير مجموع مربعات الخطأ الى اقل ما يمكن . فبذلك مقدرات المربعات الصغرى الموزونة ستكون كالآتي :-

$$\text{Minmize} \sum_{i=1}^{n} p_{(\epsilon_{i(w)})}$$

حيث ان الدالة (p) تعطي مساهمة (Contribution) لكل قيم البواقي (ϵ_i) الى دالة الهدف ا وان (p) المنطقية تملك الخصائص التالية :-

دائماً موجبه ، $i - p(\epsilon) > 0$

مساوية للصفر ، $ii - p(0) = 0$

متماثلة ، $iii - p(\epsilon) = p(-\epsilon)$

$iv\text{-}\ p(\epsilon_i) = p(\epsilon_i')$ كل $|\epsilon_i| \le |\epsilon_i'|$

للحصول على مقدرات M الحصينة الموزونة تكون كالآتي:-

ان متجه الأخطاء هو :

$$\epsilon_{i(w)} = Y_i - \hat{Y} = Y_i - X_i' \hat{\beta}^{(w)} \quad \dots\dots\dots\dots (11)$$

$$\Psi_{\epsilon_{i(w)}} = \max\left\{-C, \min\left(\epsilon_{i(w)}, C\right)\right\}, \ C = 1.5 \ . \ C = 1.7 \ \dots\dots\dots (12)$$

$$\emptyset_{\epsilon i(w)} = \frac{\Psi_{\epsilon_{i(w)}}}{\epsilon_{i(w)}} \quad \dots\dots\dots\dots\dots (13)$$

$$\sum_{i=1}^{n} X_{ij} \emptyset_{\epsilon i(w)} \epsilon_i (w) = 0 \ , \quad j = 1, 2, \dots\dots m$$

$$\sum_{i=1}^{n} X_{ij} \emptyset_{\epsilon i(w)} (Y_i - X_i' \hat{\beta}) = 0 \quad \dots\dots\dots\dots\dots (14)$$

$$\sum_{i=1}^{n} X_{ij} \emptyset_{\epsilon i(w)} Y_i - \sum_{i=1}^{n} X_{ij} \emptyset_{\epsilon i(w)} X_i' \hat{\beta} = 0$$

$$X_j' \emptyset_{(w)} Y - X_j' \emptyset_{(w)} X \hat{\beta} = 0 \quad \dots\dots\dots\dots (15)$$

وان X_j' هو مدور العمود j

وبضرب طرفي المعادلة (15) بالعمود X_j نحصل على :

$$X_j X_j' \emptyset_{(w)} Y - X_j X_j' \emptyset_{(w)} X \hat{\beta} = 0, \dots\dots\dots\dots (16)$$

ان x_j هو متجه عمودي ، وبما ان $X_j X_j' = I_M$ فان

$$\emptyset_{(w)} Y - \emptyset_{(w)} X \hat{\beta} = 0 \quad \dots\dots\dots\dots\dots (17)$$

وبضرب طرفي المعادلة (17) بـ X' نحصل على

$$(X' \emptyset_{(w)} X)^{-1} X \emptyset_{(w)} Y - (X' \emptyset_{(w)} X)(X' \emptyset_{(w)} X)^{-1} \hat{\beta} = 0$$

$$\therefore \ \hat{\beta}_M^{(w)} = (X' \emptyset_{(w)} X)^{-1} X' \emptyset_{(w)} Y \ , \quad \dots\dots\dots\dots\dots\dots (18)$$

ان المعادلة (18) تمثل أسلوب M الحصين الموزون (R.W.M) والذي يتم بواسطته معالجة التطرف الموجود في المتغيرات التوضيحية او متغير الاستجابة او كليهما معاً.

لقد وضعت أساليب عديدة لاختيار أوزان المصفوفة (W) او تقديرها وقد اعتمد الأسلوب التكراري لتقدير الأوزان ويدعى بالمربعات الصغرى المعادة الوزن المكرره (Iteratively Reweighted Least Squares) (IRLS)

ان خطوات أيجاد المصفوفة هي .

1- افترض قيمة أولية للأوزان هي : $W_i = 1$

2- حساب المقدار $h_{i(w)}$ وكما يلي :

$$h_{i(w)} = w_i^2 X_i'(X'wX)^{-1} X_i$$
$$= w_i^2 d_i^2 (X_i) \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (19)$$

Where

$$d^2(X_i) = X_i' (X'wX)^{-1} X_i$$

أن المقدار $h_{i(w)}$ في المعادلة (19) يعود لمقدرات المربعات الصغرى الموزونة

3- حساب الوزن w_i حيث أن

$$w_i = \min\left(1 \ , n \ / d_{(X_i)}\right) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (20)$$

تكرر الخطوة (2) (3) حتى يحصل تقارب في قيم $h_{i(w)}$ وهنا لابد من الإشارة الى ان الخطأ في حالة المربعات الصغرى الموزونة سيكون بالصيغة الآتية :

$$\epsilon_i = Y_i - W X \hat{\beta} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (21)$$

وان الخطأ بأسلوب M الحصين الموزون سيكون بالصيغة التالية :

$$\epsilon_i = Y_i - \emptyset_{(w)} \ X \hat{\beta} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (22)$$

ومن الأمثلة لهذه المقدرات والمعرفة بدلالة الدالة $p(\epsilon)$ هي :-

1- دالة Least-square [4] :

وتكون بالصيغة :

أ- دالة الهدف

$$p_{LS}(\epsilon) = \epsilon^2 \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (23)$$

ب- الدالة الموزونة

$$WLS(\epsilon) = 1 \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (24)$$

2- دالة Huber [3] [4] [6] :

وتكون بالصيغة

أ- دالة الهدف

$$p_H(\epsilon) = \begin{cases} \frac{1}{2}\ \epsilon^2 \ \ldots\ldots, & \text{for } |\epsilon| \le k \\ k\,|\epsilon| - \frac{1}{2}\ k^2 & \text{for } |\epsilon| > k \end{cases} \qquad \ldots\ldots\ldots (25)$$

ب- الدالة الموزونة

$$w_H(\epsilon) = \begin{cases} 1 & \text{for } |\epsilon| \le k \\ k\,|\epsilon| - \frac{1}{2}\ k^2 & \text{for } |\epsilon| > k \end{cases} \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots (26)$$

حيث ان: K ثابت يساوي (1.345)

3- دالة Tukey [3] [4]

تسمى أحياناً (Tukey Bisquare) وتكون بالصيغة

أ- دالة الهدف

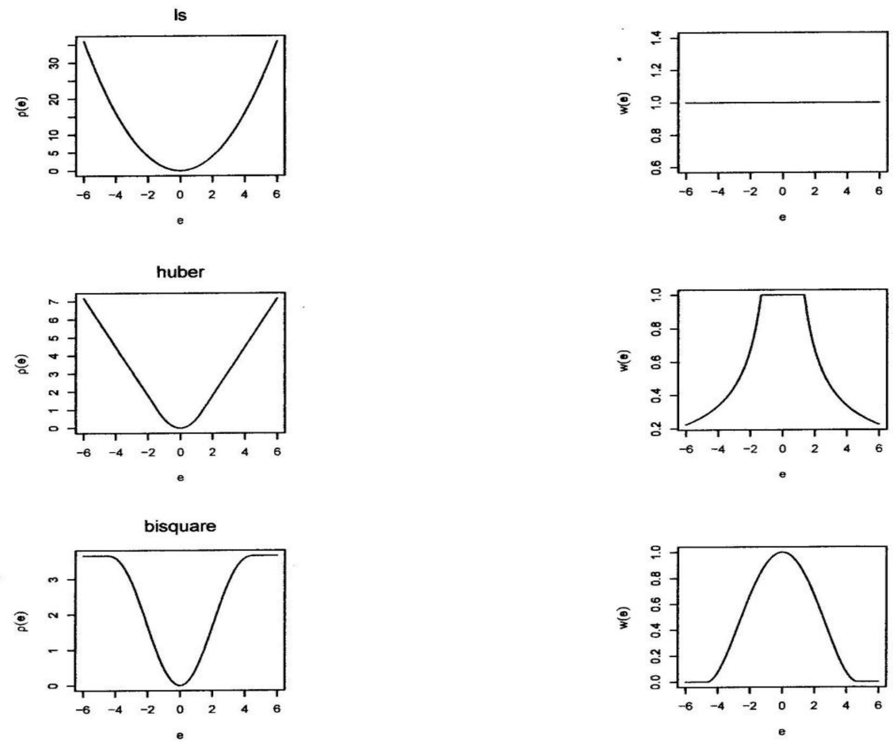
$$p_B(\epsilon) = \begin{cases} \frac{k^2}{6}\left\{u\left[1-\left(\frac{\epsilon}{k}\right)^2\right]^3\right\} & \text{for } |\epsilon| \le k \\ k^2/6 & \text{for } |\epsilon| > k \end{cases} \quad \ldots\ldots (27)$$

ب : الدالة الموزونة

$$w_B(\epsilon) = \begin{cases} \left[1-\left(\frac{\epsilon}{k}\right)^2\right]^2 & \text{for } |\epsilon| \le k \\ 0 & \text{for } |\epsilon| > k \end{cases} \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots (28)$$

K : ثابت يساوي (4.685)

ويمكن توضيح هذه الدوال كما في الشكل (1)



الشكل (1)

يبين الدوال الاعتيادية والموزونة

(Bisquare & Huber , OLs)

(5): اختبار حسب المطابقة : Goodness of fit [2]

لاختبار مدى ملاءمة البيانات المستخدمة في هذه الدراسة مع التوزيع الطبيعي تم استخدام اختبار (Kolmogorov –Simirirnov –D) للتوزيع الطبيعي وهو من الاختبارات اللامعلميه للتوزيع الطبيعي حيث يختبر الفرضية التالية :

H_o : المشاهدات تتبع التوزيع الطبيعي .

H_1 : المشاهدات لا تتوزع طبيعياً

وتستخدم الاحصاءه D في الاختبار :

$$D = \underset{x}{\mathbf{Sup}} \, |F_s(w) - F_t(x)| \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots (29)$$

حيث ان

$F_s(x)$: تمثل دالة التوزيع التجميعي للعينة

$F_t(x)$: تمثل دالة التوزيع النظري (التوزيع الطبيعي)

وتقارن مع القيمة الجدولية بمستوى دلالة معينة ودرجة حرية (n) التي تمثل حجم العينة .

الجانب التطبيقي

المقدمة :

يعد النفط مصدر من مصادر الطاقة الأولية المهمة وهو ركيزة يعتمد عليها اقتصاد البلد فضلاً عن انه عنصر رئيسي لإنتاج الطاقة الكهربائية وتشغيل المعامل وتحريك وسائط النقل وغيرها ونظراً لأهمية هذه المادة قمنا بدراسة وتحليل بيانات شهرية للفترة من 2008 - 2014 عن صادرات وإنتاج النفط الخام والغاز المصاحب له لعينة مكونه من (60) مشاهده متضمنة ما يلي :-

Y : صادرات النفط وهو متغير الاستجابة

X_1 : أنتاج النفط وهو المتغير التوضيحي الأول

X_2 : توهج الغاز المصاحب لإنتاج النفط وهو المتغير التوضيحي الثاني .

وقد استخدم برنامج SPSS لبيان مدى ملاءمة البيانات للتوزيع الطبيعي باستخدام اختبار (Kolmgoror-Simirnov-D) وكانت النتيجة كالآتي :

جدول (1)

يبين اختيار التوزيع الطبيعي Y

	Kolmogorov - Smirnov		
	Statistic	d.f	Sig
Y	.178	60	0.000
X_1	.155	60	0.001
X2	.110	60	0.048

نلاحظ من هذه الاختبارات ، أن البيانات لا تطابق التوزيع الطبيعي حيث ان قيمة (P-Value) هي اقل من (0.05) مما يدعو الى رفض فرضية العدم اي عدم مطابقة متغير الاستجابة والمتغيرات التوضيحية في أنموذج الانحدار للتوزيع الطبيعي ، وبذلك تكون الأخطاء لنموذج الانحدار تتوزع غير طبيعي .

لقد تم استخدام التحويل اللوغاريتمي لكي تتوزع البيانات توزيعاً طبيعياً واعتماد طريقة التكرار (Iterative Method) لمعالجة مشكلة وجود الارتباط الذاتي بين الأخطاء حيث اختبرت باختبار (Durbin Watson) وكانت القيمة المحسوبة اقل من الجدوليه وهذا يعني الفروق معنوية أي يوجد ارتباط ذاتي، ثم بعد ذلك تم تطبيق (OLS) ، ان انحراف الخطأ عن التوزيع الطبيعي ومشكلة الارتباط الذاتي او التعددية الخطية بين المتغيرات التوضيحية (ان وجدت) في البيانات قد يكون لها تأثيرها في تقدير المربعات الصغرى الاعتيادية وتتم معالجة هذه المشاكل باستخدام طرائق ذات كفاءة عالية لا تتأثر بالانحراف عن افتراضات ألانموذج الخطي وتسمى بالطرائق الحصينة (Robust methods) ومنها طريقة Huber وطريقة Bisquare التي استخدمت في هذا البحث ، والمقدرات الناتجة تسمى بالمقدرات الحصينة (Robust Estimators) وهذه المقدرات تتصف بخصائص جيدة سواء كان توزيع الأخطاء توزيعاً طبيعياً او غير طبيعي . اي اقل حساسية تجاه الشواذ وتعالج مشكلة الارتباط الذاتي والتعددية الخطية .

كماتم استخدام برنامج (R) كما موضح في الملحق رقم (1). لتقدير معلمات أنموذج الانحدار الخطي لكل من طريقة (OLS) وطريقة (M. Estimation) الاعتيادية والموزونة وكانت النتائج كالآتي :-

1-طريقة (OLS) الاعتيادية :

```
Residuals:
    Min       1Q    Median      3Q       Max
-0.043495 -0.008674  0.000330  0.007168  0.040254

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.746119   0.109867  -6.791 7.09e-09 ***
z            1.218626   0.035586  34.244  < 2e-16 ***
w           -0.007677   0.016998  -0.452   0.653

Multiple R-squared:  0.9588,   Adjusted R-squared:  0.9573
F-statistic: 662.6 on 2 and 57 DF,  p-value: < 2.2e-16
```

$$\hat{Y} = -0.7119 + 1.218626\, X_1 - 0.007677\, X_2$$

ويلاحظ ان هناك مشاهدتين آثرت على توزيع البيانات طبيعياً . فإذا حذفت ستؤدي الى زيادة معاملات أنتاج النفط وتقليل معاملات توهج الغاز المصاحب لإنتاج النفط وكالاتي :

2- طريقة (OLS) الموزونة :

```
Residuals:
     Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.043310 -0.008795 0.000407 0.007416 0.040368

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.754132  0.112973  -6.675 1.28e-08 ***
z            1.221135  0.036557  33.403  < 2e-16 ***
w           -0.007793  0.017277  -0.451    0.654
---
Multiple R-squared:  0.9581,	Adjusted R-squared:  0.9566
F-statistic: 629.3 on 2 and 55 DF,  p-value: < 2.2e-16
```

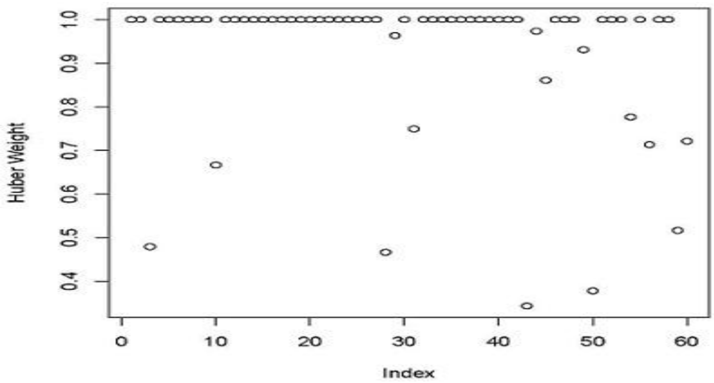
$$\hat{\mathbf{Y}} = -0.754132 + 1.221135\ \mathbf{X_1} - 0.007793\ \mathbf{X_2}$$

3- طريقة (Huber)الاعتيادية :

```
Residuals:
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-142.948 -31.558  -5.764  34.392 192.782

Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -381.17939   57.87260  -6.587 1.55e-08 ***
x1             1.10979    0.04086  27.163  < 2e-16 ***
x2            -0.02932    0.05450  -0.538    0.593
---
Multiple R-squared:   0.96,	Adjusted R-squared:  0.9586
F-statistic: 683.8 on 2 and 57 DF,  p-value: < 2.2e-16
```

$$\hat{Y} = -381.17939 + 1.10979\ X_1 - 0.02932\ X_2$$



الشكل (2)

الأوزان للمقدرات الحصينة بطريقة Huber لصادرات وإنتاج النفط والغاز المتوهج المصاحب لإنتاج النفط

4- طريقة (Huber) الموزونة :

Residuals:

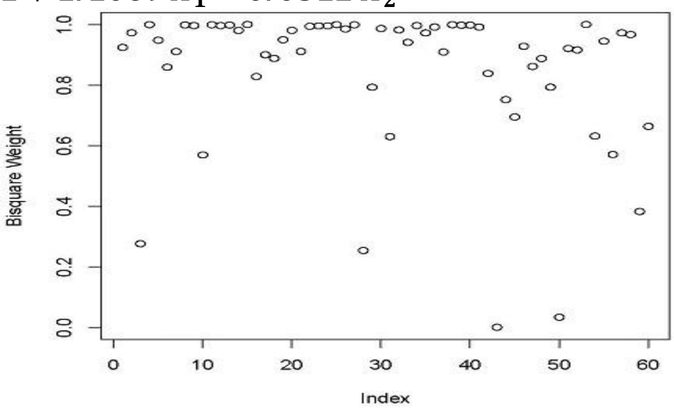
Min	1Q	Median	3Q	Max
-142.348	-29.239	-5.737	36.308	193.520

Coefficients:

	Value	Std. Error	t value
(Intercept)	-374.3191	51.3436	-7.2905
x1	1.1069	0.0362	30.5385
x2	-0.0312	0.0483	-0.6446

Multiple R-Sq : 0.96 = Adjusted R^2 = 0.9586
F - Statistic : 683.8 on = and 57d.f
P – Value : < 2.26-16

$$\widehat{Y} = -374.3191 + 1.1069\, X_1 - 0.0312\, X_2$$



الشكل (3)

الأوزان للمقدرات الحصينة بطريقة Bisquare لصادرات وإنتاج النفط والغاز المتوهج المصاحب لإنتاج النفط

5- طريقة (Bisguare)الموزونة :

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-140.118	-24.040	-4.448	40.569	195.963

Coefficients:

	Value	Std. Error	t value
(Intercept)	-364.3578	49.9776	-7.2904
x1	1.1025	0.0353	31.2466
x2	-0.0345	0.0471	-0.7332

Multiple R - Squared : 0.96 = Adjusted R - Squared = 0.959
F - Statistic : 984.239 on 2 and 57 D.f, P – Value : < 2.2e - 16

$$\hat{Y} = -364.3578 + 1.1025\,X_1 - 0.0345\,X_2$$

يتضح من التحليل السابق ما يأتي :-

طريقة (OLS) : ان المتغير X_1 (أنتاج النفط) تأثيره ايجابي على صادرات النفط فالزيادة التي تحصل فيه بمقدار وحده واحده تؤدي الى زيادة صادرات النفط بمقدار (1.221135) كما ان العلاقة بين صادرات النفط وتوهج الغاز المصاحب لإنتاج النفط (احتراق الغاز) عكسية فكلما قل احتراق الغاز زادت صادرات النفط بمقدار (0.0345) .

اما في طريقة (Huber) : ان المتغير (X_1) تأثيره ايجابي على صادرات النفط فالزيادة التي تحصل فيه بمقدار وحده واحده تؤدي الى زيادة صادرات النفط بمقدار (1.10979) كما ان توهج الغاز المصاحب لإنتاج النفط علاقته عكسية مع صادرات النفط فكلما قل الاحتراق للغاز زادت صادرات النفط بمقدار (0.02932).

اما في طريقة (Bisquare) : ان (أنتاج النفط) تأثيره ايجابي على تصدير النفط حيث ان زيادة وحده واحده تؤدي الى زيادة صادرات النفط بمقدار (0.1025) وان توهج الغاز المصاحب لإنتاج النفط تأثير سلبي على صادرات النفط فكلما قل احتراق الغاز زادت صادرات النفط بمقدار (0.0312)

ويلاحظ ان قيمة R^2 كانت اقرب الى الواحد في طريقة (M - Estimation) (التقديرات الحصينة) مقارنة بطريقة (OLS) مما يبين ان تفسير او توضيح المعلمات المقدرة بالطريقة الحصينه أفضل من تفسير المعلمات المقدرة بطريقة (OLS).

ويمكن عمل مقارنة بين الطرائق الحصينة وطريقة (OLS) كالآتي :

جدول (2)

مقارنة بين الطرائق الحصينة وطريقة OIS.

OLSالاعتيادية	OLS الموزونة	Huber	Bisquare
R^2 = 0.9573	R^2 = 0.9566	R^2 = 0.9586	R^2 = 0.959
F = 662.6	F = 629.3	F = 683.8	F = 984.239
t = - 6.791	t = - 6.675	t = - 7.2905	t = - 7.2904
Residual = 0.000330	Residual = 0.000407	Residual = 5.764-	Residual = - 4.448

يتضح في هذا الجدول ان الطرائق الحصينة أفضل في تقدير معاملات أنتاج وصادرات النفط من طريقة (OLS) .

الاستنتاجات والتوصيات

الاستنتاجات

لقد تم التوصل الى :

1- عندما لا يتوزع الخطأ طبيعياً ، يتم اما إزالة المشاهدة التي تجعل المنحني ملتوياً او يتم استعمال الانحدار الحصين وكما حصل في بحثنا هذا عند دراسة بيانات (إنتاج وتصدير النفط وتوهج الغاز المصاحب لإنتاج النفط) تبين ان توزيع مشاهدات المتغير التوضيحي ومتغير الاستجابة لا تتبع التوزيع الطبيعي وكذلك الخطأ ، لذلك تم الاعتماد على الطرائق الحصينة لتقدير المعلمات.

2- طريقة تقدير M تعتبر تعميم لطريقة تقديرات الإمكان الأعظم في حالة توفر شرط استخدام الطريقة الثابتة.

3- من خلال دراسة النتائج المستخرجة تبين ان انتاج النفط تأثيره ايجابي على تصدير النفط إما توهج الغاز المصاحب لإنتاج النفط فهو تأثيره سلبي على التصدير للنفط في الطرائق الثلاث OLS و Huber و Bisquare
4- ان قيمة معامل التحديد كانت اقرب الى الواحد في طريقة (M) الحصينة مقارنة بطريقة (OLS) ، مما يبين ان تفسير او توضيح المعلمات المقدرة بالطريقة الحصينة أفضل في تفسير المعلمات المقدرة بطريقة OLS.
5- يلاحظ من الشكل (2) ان هناك مشاهدتين أثرت على توزيع البيانات طبيعياً فإذا حذفت ستؤدي الى زيادة معاملات أنتاج النفط وتقليل معاملات توهج الغاز المصاحب لإنتاج النفط.
6- من ملاحظة جدول (2) تبين ان قيمة F في طريقتي Bisquare ، Huber اكبر من قيمة F في طريقة OLS كذلك ان قيمة Residual في الطريقه الحصينة [Bisquare و Huber] اصغر من قيمته في OLS مما يدل على ان الطرائق الحصينة أفضل في تقدير معاملات انتاج وتصدير النفط قياساً بالطريقه الاعتيادية (OLS) .

التوصيات

1- استخدام الطرائق الحصينة بدلاً من الطرائق الاعتيادية نظراً لكفاءتها العالية في تقدير المعلمات حيث أنها اقل حساسية تجاه الشواذ وتعالج مشكلة الارتباط الذاتي والتعددية الخطية.
2- إجراء دراسة موسعة للطرائق الحصينة الأخرى ومقارنتها بالطريقة الاعتيادية وتطبيقها على شركات النفط الأخرى.

المصادر:

1- إيليا ، ادوارد مجيد سلمان (1994) : دمج القيود المتطابقة وغير المتطابقة في تقدير معالم الانحدار مع تطبيق عملي ، رسالة ماجستير ، كلية الإدارة والاقتصاد ، جامعة بغداد .
2- عبد الأحد ، مناهل دانيال (2004) : "التقدير الحصين في نموذج الانحدار الذاتي من الرتبة الأولى " رسالة ماجستير مقدمة الى مجلس كلية علوم الحاسبات والرياضيات ، جامعة الموصل .

1- Doddy Sauterne and Ibnu Fatrio, (2007)."Robust M-Estimation of Csamt Impedance functions ",Indonesian Journal of Physics, vol.18 No.3, PP.(81-85)
2- Dovalce Dorsett and Richard F. Gunst, (1982) : "Bounded Leverage Weights For Robust Regression Estimators "Technical Report 171, Southern Methodist university, Dept .of statistics.
3- Huber, Peter. j. (1973) : "Robust Regression : Asymptotic, Conjectural, and Monte Carlo "The Annals of Statistics ,1 (799-821)
4- Huber, Peter. j. (2004) : "Robust Statistics. Wiley Publishing.USA.

ملحق رقم (1)

L.S codes

```
>data1 <- read.csv(file.choose(), header=T)
>mod.ls <- lm(u ~ z + w, data=data1)
>summary(mod.ls)
```

Huber codes

```
>data <- read.csv(file.choose(), header=T)
>library(MASS)
>mod.huber <- lm(y ~ x1 + x2, data=data)
>summary(mod.huber)
```

Wieghted Huber codes

```
>data <- read.csv(file.choose(), header=T)
>library(MASS)
>mod.huber <- rlm(y ~ x1 + x2, data=data)
>summary(mod.huber)
```

Bisquare codes

```
>data <- read.csv(file.choose(), header=T)
>mod.bisquare <- rlm(y ~ x1 + x2, data=data, method='MM')
>summary(mod.bisquare, cor=F)
```

weighted L.S.

```
>data1 <- read.csv(file.choose(), header=T)
> mod.ls.2<-update.ls,subset=-c(20,40)
>summary(mod.ls)
```

....

....

....