استعمال بعض طرائق التقدير الحصينة في تقدير العلاقة بين الكميات المصدرة والمنتجة من النفط الخام العراقي

الباحث رضا قاسم محمد تميم
الجامعة المستنصرية/ كلية الادارة والاقتصاد

أ.م.د. احمد شاكر محمد طاهر
الجامعة المستنصرية/ كلية الادارة والاقتصاد

تاريخ استلام البحث: 2022/04/12

تاريخ قبول البحوث: 2022/05/09

نشر البحث في العدد عشرون: ايلول / سبتمبر 2023

رمز التصنيف ديوي / النسخة الالكترونية (Online): 2522-64X/310.1

رمز التصنيف ديوي / النسخة الورقية (Print): 2519-948X/310.1

استعمال بعض طرائق التقدير الحصينة في تقدير العلاقة بين الكميات المصدرة والمنتجة من النفط الخام العراقي

الباحث رضا قاسم محمد تميم **أ.م.د. احمد شاكر محمد طاهر**
الجامعة المستنصرية/ كلية الادارة والاقتصاد **الجامعة المستنصرية/ كلية الادارة والاقتصاد**

المستخلص:
يبنى انموذج الانحدار على عدة افتراضات لكي نحصل على تقديرات المربعات الصغرى التي تتصف بخاصية افضل تقدير خطي غير متحيز. تجانس تباين حدود الخطأ العشوائي يعد احد هذه الافتراضات والذي يتعذر تحققه في بعض البيانات الاقتصادية والمالية. يتطرق البحث الى استعمال طرائق التقدير الحصينة MM و TLS و MPV في تقدير معاملات انموذج الانحدار الذي يصف العلاقة بين الكميات المصدرة من النفط الخام العراقي والكميات المنتجة منه الذي يعاني من مشكلة عدم تجانس التباين لحدود الخطأ العشوائي ومن ثم اجراء مقارنة بين نتائج تقدير تلك الطرائق للتوصل الى افضل طريقة تقدير. وافرزت النتائج عن افضلية طريقة TLS إذ حققت اقل قيمة لمعيار المقارنة متوسط مربعات الخطأ (MSE).

الكلمات الافتتاحية: انموذج الانحدار, عدم تجانس التباين, طرائق التقدير المحصنة

Abstract:
The regression model is built on several assumptions in order to obtain the least squares estimation that have the property of the best linear unbiased estimate. Homogeneity of the random error terms is one of these assumptions which cannot be achieved in some economic and financial data. This research deals with the use of the robust estimation methods MM, TLS, and MPV to estimating the regression model coefficients that describes the relationship between the quantities of exported from Iraqi crude oil and quantities of produced from it, which suffers from the problem of heterogeneity of random error terms, and then a comparison is made between the results of estimating those methods to reach to the best estimation method. The result shows that the TLS is the best method, based on the mean squares error (MSE) criterion.

1. المقدمة

يعد تحليل الانحدار اسلوب مهم من الاساليب الاحصاء التطبيقي عند اجراء تحليل العلاقة بين الظواهر الاقتصادية والاجتماعية. ويهتم تحليل الانحدار بدراسة العلاقة بين متغير يسمى بمتغير الاستجابة وعدة متغيرات تدعى بالمتغيرات التوضيحية. كما تعد فرضية تجانس تباين الاخطاء العشوائية احدى الفرضيات الاساسية المهمة من فرضيات التحليل الخاصة بانموذج الانحدار الخطي، ففي حالة عدم تحقق هذه الفرضية فإن مقدرات المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) ستكون غير كفوءة وان الاعتماد على تلك المقدرات سيؤدي الى نتائج مضللة وتفسيرات خاطئة حول طبيعة العلاقة بين الظواهر قيد البحث. لذا يجب البحث عن طرائق بديلة تكون حصينة لمشكلة عدم تجانس التباين وتكون ذات كفاءة عالية. ويهدف البحث الى استعمال بعض طرائق التقدير الحصينة (طريقة المربعات الصغرى المشذبة (TLS) وطريقة التقدير (S) وطريقة التقدير (MPV)) لتقدير معلمات أنموذج الانحدار بوجود مشكلة عدم تجانس تباين الاخطاء العشوائية ومن ثم المقارنة بين تلك الطرائق بالاعتماد على تطبيق عملي على بيانات واقعية للكميات الشهرية المصدرة والمنتجة من النفط الخام العراقي للفترة (2020-2008)، وقد تمت المقارنة باستعمال معيار المقارنة متوسط مربعات الخطأ (MSE), اذ افرزت نتائج التقدير عن افضلية طريقة التقدير الحصينة TLS.

2. مشكلة البحث:

لغرض اجراء تحليل الانحدار الخطي للعلاقة بين الكميات المصدرة والمنتجة من النفط الخام العراقي يجب ان تتحقق الفرضيات الاساسية لأنموذج الانحدار واحدى تلك الفرضيات هي فرضية تجانس تباين الاخطاء العشوائية. إذ ان عدم تحقق هذه الفرضية سيؤدي الى تفسيرات خاطئة حول طبيعة العلاقة بين الكميات المصدرة والمنتجة إذا ما تم استعمال طرائق التقدير التقليدية لتقدير معلمات أنموذج الانحدار، الامر الذي يتطلب للبحث عن طرائق بديلة تتصف مقدراتها بالكفاءة العالية وتكون حصينة لمشكلة عدم تجانس التباين.

3. هدف البحث:

يهدف البحث الى استعمال بعض طرائق التقدير الحصينة لتقدير معلمات أنموذج الانحدار الخطي البسيط الذي يصف العلاقة بين الكميات المصدرة والمنتجة من النفط الخام العراقي في ظل وجود مشكلة عدم تجانس تباين الاخطاء العشوائية ومن ثم ايجاد افضل طريقة حصينة بينها من خلال استعمال معيار المقارنة متوسط مربعات الخطأ.

4. الجانب النظري:

يتضمن هذ الجانب عرض نظري لأنموذج الانحدار الخطي البسيط ومشكلة عدم تجانس التباين وتقدير معاملات أنموذج الانحدار بطرائق التقدير الحصينة (TLS) و (MPV) و (MM).

1.4 أنموذج الانحدار الخطي البسيط:

يعد تحليل الانحدار من اكثر واوسع الاساليب الاحصائية استخداماً لانه يحلل العلاقة الخطية والعشوائية بين المتغيرات المطلوب دراستها. وابسط صيغة لعلاقة عشوائية بين متغيرين يعرف احدهما بمتغير الاستجابة (Y) بينما الاخر هو المتغير التوضيحي (X) فيدعى بالانحدار الخطي البسيط، وان الصيغة الرياضية لهذه العلاقة تعرف بالأنموذج الآتي: [8][2]،

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + \epsilon_i \quad (1)$$

إذ ان (ϵ) يمثل الخطأ العشوائي لأنموذج الانحدار
وان $(\alpha \text{ و } \beta)$ تمثل معلمات الأنموذج والمطلوب تقديرها

ولتقدير هذه المعلمات لا يجب فقط ان يكون شكل أنموذج الانحدار واضحاً ولكن يجب تحديد التوزيع الاحتمالي للأخطاء العشوائية وكذلك قيم المتغير التوضيحي. وهذه المعلومات تؤخذ من خلال ما يسمى الفرضيات الاساسية لأنموذج الانحدار. وهذه الفرضيات هي: [12]،
1- ان الاخطاء العشوائية تتبع التوزيع الطبيعي بوسط حسابي يساوي صفر وتباين ثابت يساوي (σ^2)

$$\epsilon_i \sim IN(0, \sigma^2) \quad (2)$$

ان حدود الخطأ العشوائي غير مرتبطة، اي ان التباين المشترك بينها يساوي صفر

$$cov(\epsilon_i, \epsilon_j) = 0 \quad , \ \forall\, i \neq j \quad (3)$$

3- ان تباين الخطأ العشوائي ثابت او متساوٍ لجميع مشاهدات العينة

$$E(\epsilon_i^2) = \sigma^2 \quad (4)$$

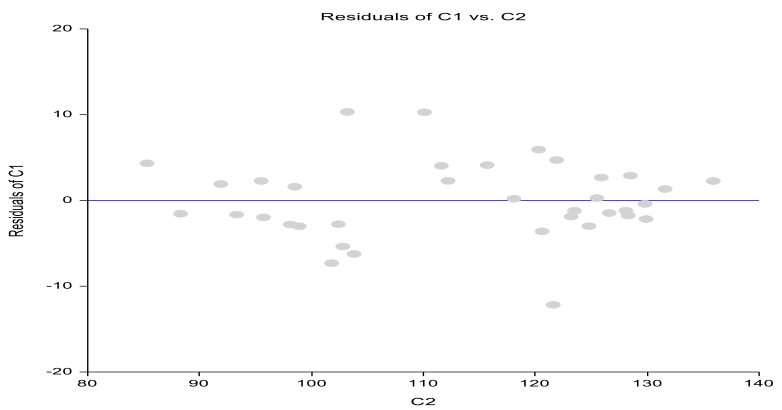
4- متغير الاستجابة Y هو متغير عشوائي بقيم مستقلة ويتبع التوزيع الطبيعي بمتوسط E(Y) وتباين يساوي (σ^2) :

$$Y_i \sim IN(E(Y), \sigma^2) \quad (5)$$

5- ان قيم المتغير التوضيحي (X) غير عشوائية وقيمها ثابتة في العينات المتكررة, وغير مرتبطة بحدود الخطأ العشوائي.

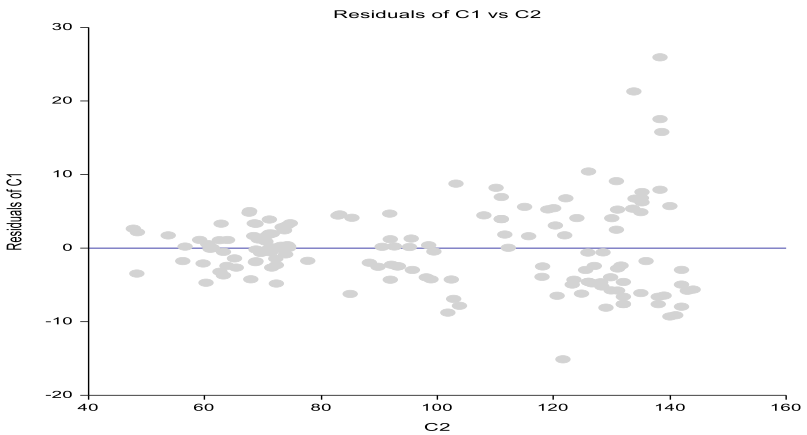
2.4 عدم تجانس تباين الاخطاء العشوائية:

ان احدى الفرضيات الاساسية لأنموذج الانحدار الخطي البسيط ان الاخطاء العشوائية تملك تباين ثابت لكل المشاهدات المستقلة للعينة، كما تم توضيحها في المعادلة (4). بمعنى اخر ان الاخطاء العشوائية تكون متجانسة التباين (Homogeneity)، كما في الشكل (1). ذلك لان طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) تعتمد على تحقق هذه الفرضية في تقدير معلمات انموذج الانحدار. [12][8][2]،



الشكل (1): يمثل الرسم البياني لفرضية تجانس تباين الاخطاء العشوائية

ان عدم تحقق فرضية تجانس التباين فإنه يصبح استخدام طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية امراً غير منطقياً ويؤدي الى نتائج مضللة. ففي معظم الدراسات القياسية فإن تباين مشاهدات المتغير المعتمد قد يختلف اختلافاً كبيراً من مستوى الى اخر من مستويات المتغيرات التوضيحية، وهكذا نجد بأن فرضية تجانس تباين حدود الخطأ العشوائي في هذه الحالة غير متحققة.



الشكل (2): يمثل الرسم البياني لفرضية عدم تجانس تباين الاخطاء العشوائية

وهذا يؤدي الى حدوث مشكلة تعرف بمشكلة عدم تجانس التباين (Heterogeneity). لذا فإن فرضية عدم تجانس التباين تأخذ الصيغة الاتية:

$$E(\epsilon_i^2) = \sigma_i^2 \qquad , \quad i = 1,2, \dots \dots, n \qquad (6)$$

وفي ظل تحقق فرضية عدم تجانس التباين فإن المعلمات المقدرة بطريقة (OLS) لا تمتلك اقل تباين ممكن وبالتالي فإنها لن تكون افضل تقدير خطي غير متحيز [Best Linear Unbiased Estimator (BLUE)]. لذا يجب استعمال طرائق بديلة لطريقة (OLS) وتكون حصينة ضد مشكلة عدم تجانس التباين.

3.4 طرائق التقدير الحصينة لمعلمات أنموذج الانحدار:

استعمال طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية في تقدير معاملات أنموذج الانحدار الخطي البسيط تؤدي الى نتائج مضللة عند عدم تحقق فرضية تجانس التباين للأخطاء العشوائية وذلك لان تقدير تباين الاخطاء العشوائية يكون متحيزا مما يؤثر على اختبارات المعنوية للمعلمات المقدرة وكذلك على بناء حدود الثقة والقيم التنبؤية. وكبديل لطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية يمكن اعتماد طرائق التقدير الحصينة في حالة وجود مشكلة عدم التجانس ومن تلك الطرائق:

1- طريقة المربعات الصغرى المشذبة
2- طريقة تقدير (MM)
3- طريقة (MPV)

1.3.4 طريقة المربعات الصغرى المشذبة Trimmed Least Square Method

تم اقتراح هذه الطريقة من قبل الباحث (Rousseeuw) في عام (1984) والتي تعد من طرائق التقدير الحصينة لتقدير معلمات أنموذج الانحدار وتتميز هذه الطريقة بكفاءة افضل من طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) في حال عدم تجانس تباين الخطأ العشوائي وكذلك عند وجود القيم الشاذة،[5][4]، وتتلخص هذه الطريقة بالخطوات الآتية:

1- ايجاد مربعات البواقي (e_i^2) لأنموذج الانحدار الخطي البسيط بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS).
2- يتم ترتيب تلك البواقي تصاعديا $e_1^2 \le e_2^2 \le \cdots\cdots \le e_n^2$.
3- ايجاد حجم المجموعة الجزئية (k) بالاعتماد على نسبة التشذيب (λ) ،[16][9]، وفق الصيغة الآتية:

$$k = n(1-\lambda) + \lambda(p+1) \qquad (7)$$

حيث n يمثل حجم العينة
p يمثل عدد المتغيرات التوضيحية

وفي حالة كانت نسبة التشذيب مساوية الى (50%) فيتم حساب حجم المجموعة الجزئية (k) من الصيغة التالية حيث تبلغ نقطة الانهيار اقصى حد لها عند هذه النسبة

$$k = \frac{n+p+1}{2} \qquad (8)$$

4- يتم حساب مجموع مربعات البواقي بعد استبعاد مربعات البواقي الكبيرة من المجموع للحصول على تقدير لمعاملات أنموذج الانحدار وفق الصيغة الآتية:

$$\hat{\beta}_{LTS} = \min \sum_{i=1}^{k} e_i^2 \qquad (9)$$

ان طريقة عمل (TLS) تشبه طريقة عمل (OLS) لكن الاختلاف يتمثل بإن طريقة (TLS) تقوم باستبعاد تأثير القيم ذات البواقي الكبيرة قبل البدء بالتقدير.

ان طريقة (TLS) يمكن ان تكون كفوءة جدا اذا تم تشذيب البيانات بطريقة صحيحة. حيث تكون مقدرات هذه الطريقة مكافئة حسابيا لطريقة (OLS)، وعلى العكس من ذلك اذا كان التشذيب اكبر من المطلوب فقد يتم استبعاد بعض البيانات الجيدة من الحساب وهذا قد يؤثر على كفاءة مقدرات هذه الطريقة.

2.3.4 طريقة تقدير (MM) MM-estimation Method

وهي احدى طرائق التقدير الحصينة لتقدير معلمات أنموذج الانحدار، والتي تعد تعديلا لطريقة تقدير(M) والمقترحة من قبل الباحث (Yohai) عام (1987). وتتميز مقدرات طريقة تقدير(MM) بامتلاكها نقطة انهيار عالية وكفاءة عالية في حالة اتباع الاخطاء العشوائية التوزيع الطبيعي.،[15][10]، إن مقدر(MM) هو حل للمعادلة

$$\sum_{i=1}^{n} \rho_1 \left(\frac{y_i - \sum_{j=0}^{k} x_{ij}\hat{\beta}_j}{s_{MM}} \right) x_{ij} = 0 \qquad (10)$$

حيث إن (S_{MM}) هو الانحراف المعياري لبواقي طريقة تقدير(S)، وان (ρ_1) هي دالة الوزن لـ (Tukey's Bisquare) وكما يمكن اقتراح استعمال دالة الوزن لـ(Huber). ويتم حساب مقدرات(MM) وفق الخطوات الاتية:

1- تقدير معلمات انموذج الانحدار بطريقة (OLS)
2- حساب قيم البواقي $\left(e_i = Y_i - \hat{Y}_i\right)$ باستعمال طريقة تقدير(S)

3- حساب قيمة $\left(\hat{\sigma}_i = \hat{\sigma}_{S_n}\right)$

4- حساب قيمة الاوزان (w_i) لكل دالة من دوال الاوزان المذكورة سابقا وكالآتي:

أ- دالة الوزن (Tukey's Bisquare) وتحسب وفق الصيغة الآتية:

$$w_i = \begin{cases} \left(1 - \left(\frac{e_i/\hat{\sigma}_i}{4.685}\right)^2\right)^2 & , \ |e_i| \le 4.685 \\ 0 & , \ |e_i| > 4.685 \end{cases} \qquad (11)$$

ب- دالة الوزن (*Huber*) وتحسب وفق الصيغة الآتية:

$$w_i = \begin{cases} 1 & , \ |e_i| < 1.345 \\ \frac{1.345}{\left|\frac{e_i}{\hat{\sigma}_i}\right|} & , \ |e_i| \ge 1.345 \end{cases} \qquad (12)$$

5- حساب $\left(\hat{\beta}_{MM}\right)$ باستعمال طريقة المربعات الصغرى الموزونة (WLS)

6- تكرار الخطوات (2-5) حتى الحصول على قيم متقاربة لـ$\left(\hat{\beta}_{MM}\right)$

3.3.4 طريقة التقدير (MPV) MPV Estimation Method

اقترح الباحثون (Montgomery, Peck and Vining) في عام (2001)،[14][13][3]، تعديلاً على طريقة المربعات الصغرى الموزونة من خلال حساب قيمة الاوزان المعتمدة لمعالجة مشكلة عدم تجانس تباين الاخطاء العشوائية وذلك من خلال تقسيم قيم متغير الاستجابة الى مجاميع بالاعتماد على القيم المتقاربة للمتغير التوضيحي. وقد سميت هذه الطريقة بالمختصر (MPV) نسبة الى اسماء الباحثين. وتتلخص هذه الطريقة بالخطوات الآتية:

1- يتم ترتيب قيم المتغير التوضيحي (X_i) تصاعديا، ثم تفرز القيم المتقاربة لهذا المتغير على شكل مجاميع

2- تفرز قيم متغير الاستجابة (Y_i) المناظرة لقيم المتغير التوضيحي على شكل مجاميع

3- يتم حساب الاوساط الحسابية لمجاميع المتغير التوضيحي $\left(\bar{X}_j\right)$، $(j = 1,2, \dots, k)$ إذ ان (k) تمثل عدد المجاميع

4- يتم حساب تباين متغير الاستجابة ولكل مجموعة $\left(S_j^2\right)$، $(j = 1,2, \dots, k)$

5- بناء أنموذج انحدار $\left(S_j^2\right)$ باعتباره متغير استجابة على المتغير التوضيحي $\left(\bar{X}_j\right)$ وفق الصيغة الآتية:

$$S_j^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \bar{X}_j + e_j \ , \ j = 1,2, \dots \dots, k \qquad (13)$$

6- يتم تقدير معلمات الأنموذج *(2-46)*، إذ يمكن الحصول على تقدير لكل مجموعة

7- باستعمال الصيغة التقديرية لأنموذج الانحدار المبين بالصيغة *(12)* يمكن تقدير تباين الاخطاء $\left(\hat{S}_i^2\right)$ لكل قيمة من قيم متغير الاستجابة (Y_i) وذلك بتعويض قيم المتغير التوضيحي (X_i) وكالآتي:

$$\hat{S}_i^2 = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 X_i \ , \ i = 1,2, \dots \dots, n \qquad (14)$$

8- يتم حساب تقدير الاوزان$(\widehat{w}_i)$ وفق الصيغة الاتية:

$$\widehat{w}_i = \frac{1}{\hat{S}_i^2} \qquad (15)$$

9- يتم تقدير معلمات أنموذج الانحدار بموجب طريقة المربعات الصغرى الموزونة وفق الاوزان المقدرة بالصيغة *(15)* وكالآتي:

$$\hat{\beta}_{MPV} = \left(X'\widehat{W}X\right)^{-1} X'\widehat{W}Y \qquad (16)$$

وتعتبر هذه الطريقة كفوءة لتقدير معلمات أنموذج الانحدار في حالة وجود مشكلة عدم تجانس التباين، ولكنها تفقد خصائصها عندما تحتوي البيانات على قيم شاذة.

4.4 اختبارات الكشف عن مشكلة عدم تجانس التباين

هناك عدد كثير من الاختبارات التي تعتمد في الكشف عن مشكلة عدم تجانس تباين الاخطاء العشوائية نذكر منها الاتي:

1- اختبار بارك (Park test)
2- اختبار غولدفيلد-كوانت (Goldfeld-Quandt test)
3- اختبار كوينكر-باسيت (Koenker-Bassett test)
4- اختبار هارفي-غودفري (Harvey-Godfrey test)
5- اختبار بروش- باغان (Breusch-Pagan-Godfrey test)
6- اختبار وايت العام (White's general test)
7- اختبار غليجسر (Glejser test)

وسنتطرق بشيءٍ من التفصيل لاختبارين من تلك الاختبارات.

1.4.4 اختبار هارفي-غودفري

اقترح هذا الاختبار من قبل الباحث *(Harvey)* عام *(1976)* وطوره الباحث *(Godfrey)* عام *(1978)* وخطوات هذا الاختبار كالآتي: *[11][1]*،

1- يتم تقدير معلمات أنموذج الانحدار في المعادلة *(1)* باستعمال طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية ثم حساب قيم البواقي المقدرة (e_i).

2- صياغة أنموذج الانحدار مساعد بمتغير استجابة يمثل اللوغاريتم الطبيعي لمربعات البواقي والمتغيرات التوضيحية لهذا الأنموذج عبارة عن المتغيرات التوضيحية لأنموذج الانحدار الاساسي كالآتي:

$$\ln(e_i^2) = \delta_0 + \delta_1 Z_{1i} + \delta_2 Z_{2i} + \cdots + \delta_m Z_{mi} + v_i \qquad (17)$$

3- صياغة الفرضية المطلوب اختبارها ولتكن:

$$H_0 : \delta_0 = \delta_1 = \cdots = \delta_m = 0$$

H_1 : على الاقل توجد معلمة واحدة لا تساوي صفر

4- حساب قيمة إحصاءة الاختبار من الصيغة الآتية:

$$HG = nR^2 \qquad (18)$$

إذ ان (n) تمثل عدد المشاهدات

(R^2) هو معامل التحديد لأنموذج الانحدار المساعد

إن إحصاءة الاختبار تتبع توزيع مربع كاي (χ^2) بدرجة حرية $(m-1)$. يتم رفض فرضية العدم اذا كانت قيمة إحصاءة الاختبار اكبر من قيمة (χ^2) الجدولية عند درجة حرية $(m-1)$ ومستوى معنوية (0.05)، هذا يعني بأن حدود الخطأ العشوائي غير متجانسة التباين.

2.4.4 اختبار غولدفيلد-كوانت:

اقترح الباحثان (Goldfeld و Quandt) عام (1965) طريقة اختبار جديدة تعتمد على فكرة اذا كانت تباينات البواقي هي نفسها لجميع المشاهدات (اي انها متجانسة التباين) فإن تباين

الجزء الاول من العينة يجب ان يكون متساوٍ مع تباين الجزء الاخر منها. ويمكن توضيح خطوات الاختبار كما يلي: [11][6][1]

1- يتم ترتيب مشاهدات المتغير التوضيحي لأنموذج الانحدار في المعادلة (1) تنازليا. اما اذا كان أنموذج الانحدار المستخدم هو أنموذج انحدار متعدد فسوف يتم تحديد المتغير التوضيحي الذي يعتقد انه يسبب مشكلة عدم تجانس التباين ومن ثم ترتيب مشاهدات ذلك المتغير تنازليا.

2- تقسيم مشاهدات العينة الى جزئين متساويين في الحجم كل عينة جزئية لها نفس عدد المشاهدات مع اهمال قيم المشاهدات المركزية (c)، هذا يعني ان كل عينة جزئية سوف تحتوي على $\left[\frac{1}{2}(n-c)\right]$ من المشاهدات. حيث تضم العينة الجزئية الاولى المشاهدات ذات القيم الكبيرة بينما ستضم العينة الثانية المشاهدات ذات القيم الصغيرة. ويجب الاشارة الى ان قيمة المشاهدات المركزية (c) التي يتم اهمالها يكون اختيارها بشكل عشوائي على ان يكون عدد المشاهدات المهملة بين $\left(\frac{1}{3}\right)$ و $\left(\frac{1}{6}\right)$ من عدد المشاهدات الكلية.

3- يتم صياغة أنموذج انحدار لكل عينة جزئية وكالآتي:

$$Y_{i1} = \alpha_1 + \beta_1 X_{i1} + \epsilon_{i1} \qquad (19)$$

$$Y_{i2} = \alpha_2 + \beta_2 X_{i2} + \epsilon_{i2} \qquad (20)$$

إذ ان المعادلة (19) تمثل أنموذج الانحدار لبيانات العينة الجزئية الاولى. والمعادلة (20) تمثل أنموذج الانحدار لبيانات العينة الجزئية الثانية.

4- استعمال طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية لتقدير معلمات أنموذج الانحدار في المعادلتين (19) و (20).

5- حساب مجموع مربعات الانحدار(RSS) لكل عينة جزئية.

6- يتم صياغة فرضية الاختبار وكالآتي:

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2$$
$$H_1 : \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$$

7- حساب إحصاءة الاختبار(F) من الصيغة الاتية:

$$F = \frac{RSS_1}{RSS_2} \qquad (21)$$

إذ ان (RSS_1) يمثل مجموع مربعات الانحدار للعينة الجزئية الاولى. وان (RSS_2) هو مجموع مربعات الانحدار للعينة الجزئية الثانية.

يتم رفض فرضية العدم اذا كانت قيمة إحصاءة الاختبار اكبر من قيمة (F) الجدولية بدرجة حرية تساوي $\left[\frac{1}{2}(n-c)-k\right.,\left.\frac{1}{2}(n-c)-k\right]$، وان (k) تمثل عدد المتغيرات التوضيحية لأنموذج الانحدار.

ان المشكلة في اختبار غولدفيلد-كوانت انه لا يأخذ في الاعتبار الحالات التي تحدث فيها مشكلة عدم تجانس التباين بسبب وجود اكثر من متغير توضيحي، كما انه ليس مناسب دائما لبيانات السلاسل الزمنية، إلا انه اختبار شائع جدا لنماذج الانحدار الخطية البسيطة.

5. الجانب العملي

يتضمن الجانب العملي نتائج اختبارات الكشف عن مشكلة عدم تجانس تباين الاخطاء العشوائية وطرائق التقدير الحصينة لمعلمات أنموذج الانحدار الخطي البسيط باستعمال (TLS

و MM و MPV). إذ تم تطبيق طرائق التقدير الحصينة تلك على بيانات حقيقية تمثل الكميات المنتجة من النفط الخام العراقي والكميات المصدرة منه للفترة (2008-2020). وتمت المقارنة بين طرائق التقدير بالاعتماد على معيار المفاضلة متوسط مربعات الخطأ (MSE).

1.5 وصف عينة البحث

تمثل بيانات عينة البحث المشاهدات الشهرية للكميات المنتجة من النفط الخام العراقي للفترة (2008-2020) وقد تم تمثيلها بالمتغير (P)، بينما تمثل المشاهدات الشهرية للكميات المصدرة من النفط الخام العراقي لنفس الفترة بالمتغير (E). إذ تكونت لدينا عينة عشوائية مؤلفة من (156) زوج من المشاهدات وقد تم الحصول على هذه البيانات من وزارة التخطيط/ الجهاز المركزي للإحصاء/ المجموعة الإحصائية السنوية.

ولتحليل العلاقة بين الكميات المصدرة، المنتجة من النفط الخام العراقي تم صياغتها بأنموذج الانحدار الخطي البسيط وفق العلاقة الآتية:

$$E_i = \alpha + \beta P_i + \epsilon_i \quad (22)$$

إذ ان (E_i) يمثل الكميات المصدرة من النفط الخام وهو متغير الاستجابة

(P_i) يمثل الكميات المنتجة من النفط الخام وهو المتغير التوضيحي

(β) و (α) تمثل معلمات أنموذج الانحدار المطلوب تقديرها

(ϵ_i) يمثل حد الخطأ العشوائي والذي تكون تباييناته غير متجانسة

2.5 الاختبارات المعتمدة في الكشف عن مشكلة عدم تجانس التباين

قبل اجراء عملية تقدير معلمات أنموذج الانحدار تم اجراء اختبارات الكشف عن مشكلة عدم تجانس التباين، إذ تم استعمال الاختبارين (هارفي وغولدفيلد-كوانت) الذي تم عرضها في المبحث الثاني إذ تم اختبار فرضية عدم تجانس التباين للاختبارين المذكورين سابقا، واشارت النتائج الى معنوية إحصاءة الاختبار لكلا الاختبارين وكانت قيمة إحصاءة اختبار هارفي تساوي (44.26) بينما كانت قيمتها لاختبار غولدفيلد-كوانت تساوي (4.73) وكما موضح في الجدول رقم (1)

الجدول(1): نتائج اختبارات الكشف عن مشكلة عدم تجانس التباين

Harvey–Godfrey		Goldfeld–Quandt	
HG	P–value	F	P–value
44.26	0.0000	4.73	0.0000

من نتائج الجدول اعلاه نستنتج ان تباينات الاخطاء العشوائية لأنموذج الانحدار وفق المعادلة (22) غير متجانسة. وبالنظر لعدم تحقق فرضية تجانس تباين الاخطاء العشوائية، سوف يتم استعمال طرائق التقدير الحصينة التي تم ذكرها في الجانب النظري لتقدير معلمات أنموذج الانحدار موضوع البحث.

3.5 تقدير معلمات أنموذج الانحدار بطرائق التقدير الحصينة

بالاعتماد على الطرائق الحصينة التي تم توضيحها في الجانب النظري وبوجود مشكلة عدم تجانس تباين الاخطاء العشوائية سيتم تقدير معاملات أنموذج الانحدار الخطي البسيط الذي يصف العلاقة بين الكميات المصدرة من النفط الخام العراقي والكميات المنتجة منه.

1.3.5 طريقة تقدير المربعات الصغرى المشذبة

تم اجراء عملية تقدير معلمات أنموذج الانحدار باستعمال طريقة المربعات الصغرى المشذبة (TLS) بالاعتماد على اربعة نسب للتشذيب $(\lambda_1 = 10\%, \lambda_2 = 25\%, \lambda_3 = 40\%, \lambda_4 = 50\%)$. والجدول (2) يعرض نتائج تقدير التقدير وفق طريقة التقدير هذه، إذ اشارت النتائج الى افضلية نسبة التشذيب (50%) إذ حققت اقل قيمة لمعيار المفاضلة متوسط مربعات الخطأ وكانت قيمته تساوي (1.62)، كما اشارت النتائج الى معنوية تأثير الكميات المنتجة من النفط الخام وكانت قيمة معامل الميل تساوي (0.82) وان قيمة معامل التحديد لهذه النسبة بلغت (99.17).

الجدول(2): نتائج تقدير المعلمات بطريقة المربعات الصغرى المشذبة

نسبة التشذيب	المعلمات	تقدير المعلمات	S.E.	t-value	P-value	R^2	MSE
$\lambda_1 = 10\%$	α	-1.04	1.10	-0.94	0.3135	97.54	12.59
	β	0.81	0.01	73.96	0.0000		
$\lambda_2 = 25\%$	α	-1.57	0.97	-1.63	0.1067	98.21	6.60
	β	0.82	0.01	79.37	0.0000		
$\lambda_3 = 40\%$	α	-1.97	0.86	-2.29	0.0245	98.73	3.20
	β	0.83	0.01	84.52	0.0000		
$\lambda_4 = 50\%$	α	-1.25	0.73	-1.71	0.0921	99.17	1.62
	β	0.82	0.01	95.66	0.0000		

2.3.5 طريقة تقدير (MM):

تم تقدير معلمات أنموذج الانحدار الخطي باستعمال طريقة تقدير (MM) بالاعتماد على دالتي الوزن (Tukey's Bisquare و Huber)، والجدول (3) يوضح نتائج التقدير لهذه الطريقة، إذ اشارت تلك النتائج الى معنوية تأثير الكميات المنتجة من النفط الخام لكلتا الدالتين وكانت قيمة معلمة الميل لدالة (Tukey's Bisquare) تساوي (0.80) بينما كانت قيمتها لدالة (Huber) تساوي (0.75). وللمقارنة بين الدالتين تم الاعتماد على معيار المفاضلة (MSE) وكانت قيمته لدالة (Tukey's Bisquare) تساوي (32.90) مما يشير الى افضلية هذه الدالة، وكانت قيمة معامل التحديد لها تساوي (74.09).

الجدول(3): نتائج تقدير طريقة (MM)

دالة الوزن	المعلمات	تقدير المعلمات	S.E.	t-value	P-value	R^2	MSE
Tukey	α	0.04	1.31	0.03	0.9767	74.09	32.90
	β	0.80	0.01	62.85	0.0000		
Huber	α	3.45	1.07	3.22	0.0013	42.67	44.09
	β	0.75	0.01	72.12	0.0000		

3.3.5 طريقة تقدير (MPV)

تم استعمال طريقة (MPV) لتقدير معلمات أنموذج الانحدار الخطي البسيط بوجود مشكلة عدم تجانس التباين. وقد اشارت النتائج الى معنوية تأثير الكميات المنتجة من النفط الخام وكانت قيمة معلمة الميل تساوي (0.83)، وكانت قيمة معامل التحديد لهذه الطريقة تساوي (88.95) وان قيمة متوسط مربعات الخطأ تساوي (7.40).

الجدول(4): نتائج تقدير طريقة (MPV)

المعلمات	تقدير المعلمات	S.E.	t-value	P-value	R^2	MSE
α	-2.44	0.91	-2.68	0.0082	88.95	7.40
β	0.83	0.01	70.93	0.0000		

4.5 اختيار افضل طريقة تقدير حصينة

الجدول (5) يبين نتائج التقدير المثلى لكل طريقة تقدير، واشارت النتائج الى افضلية طريقة المربعات الصغرى المشذبة (TLS) بنسبة تشذيب (50%) إذ حققت اقل قيمة لمعيار المفاضلة متوسط مربعات الخطأ وكانت قيمته تساوي (1.62)، تلتها طريقة (MPV) وكانت قيمة متوسط مربعات الخطأ لها تساوي (7.40)، في حين حققت طريقة (MM) اكبر قيمة لمعيار المفاضلة والبالغة (32.90).

الجدول(5): نتائج التقدير الحصينة المثلى

طريقة التقدير	R^2	MSE
TLS ($\lambda_4 = 50\%$)	99.17	1.62
MM (Tukey)	74.09	32.09
MPV	88.95	7.40

مما ورد اعلاه نستنتج ان طريقة (TLS) هي افضل طريقة حصينة لتقدير معلمات أنموذج الانحدار. وان الأنموذج المقدر له كالتالي إذ بلغت قدرته التفسيرية (99.17):

$$\hat{Y}_i = -1.25 + 0.82\, X_i \qquad (22)$$

6. الاستنتاجات والتوصيات

1.6 الاستنتاجات

من خلال ما تم التوصل اليه من نتائج تقدير معاملات انموذج الانحدار موضوع البحث باستعمال طرائق التقدير المستعملة، فقد تم التوصل الى الاستنتاجات الآتية:

1- ان نسبة التشذيب (50%) لطريقة المربعات الصغرى المشذبة كانت افضل نسبة تشذيب معتمدة لتحقيقها اقل قيمة لمتوسط مربعات الخطأ.

2- ان دالة الوزن (Tukey's Bisquare) كانت افضل من دالة الوزن (Huber) لطريقة التقدير (MM).

3- طريقة المربعات الصغرى المشذبة كانت افضل طريقة حصينة لتقدير معلمات أنموذج الانحدار.

2.4 التوصيات

1- استعمال طرائق تقدير حصينة اخرى لتقدير معلمات أنموذج الانحدار بوجود مشكلة عدم تجانس تباين الاخطاء العشوائية.

2- استعمال طرائق التقدير موضوع البحث لتقدير معلمات أنموذج الانحدار لبيانات اقتصادية اخرى.

3- استعمال طرائق التقدير اللامعلمية ومقارنتها مع طرائق التقدير الحصينة موضوع البحث.

المصادر

[1]. السواعي، خالد محمد. (2018). مبادئ الاقتصاد القياسي. عمان، الاردن: دار الكتاب الثقافي.

[2]. بخيت، حسين علي ، و فتح الله، سحر. (2008). الاقتصاد القياسي. عمان، الاردن: دار اليازوري العلمية للنشر والتوزيع.

[3]. بندر، علي قاسم محمد. (2018). تقدير انموذج الانحدار باستخدام طريقة المربعات الصغرى الموزونة الحصينة في حالة وجود مشكلة عدم تجانس التباين والقيم الشاذة معا مع تطبيق عملي. مجلة الادارة والاقتصاد، العدد 117، الصفحات 285-299.

[4]. حسن، تارا احمد ، و رضا، مهدي صابر. (2011). استخدام الانحدار الحصين لإيجاد أنسب نموذج لتمثل بيانات الأنواء الجوية في مدينة اربيل خلال الفترة (1998-2010). مجلة الادارة والاقتصاد، العدد التاسع والثمانون، الصفحات 195-213.

[5]. حميد، زينب حامد. (2018). مقارنة بين الطرائق الاعتيادية (LS,4SIV) والطرائق الحصينة (LTS,2SLWLS,RA) لتقدير معلمات أنموذج ARX(1,1,1)للاحمال الكهربائية. مجلة العلوم الاقتصادية و الادارية، العدد 109، الصفحات 496-514.

[6]. عبدالله، رائد اسمر. (2018). إختيار أفضل طريقة اختبار لمشكلة عدم تجانس التباين في نموذج الانحدار المتعدد (مع تطبيق عملي). رسالة ماجستير، كلية الادارة والاقتصاد جامعة كربلاء، قسم الاحصاء

[7]. علي، سيف حسين. (2019). اختيار افضل تقدير معالم إنموذج الانحدار الحصين مع تطبيق عملي. رسالة ماجستير، كلية الادارة والاقتصاد جامعة كربلاء، قسم الاحصاء.

[8]. كاظم، اموري هادي. (2009). مقدمة في القياس الاقتصادي. عمان، الاردن: دار زهران للنشر والتوزيع.

[9]. كاظم، خالد جمال. (2018). المربعات الصغرى المشذبة الموزونة لتقدير تأثير مياه الصرف الصحي في تلوث مياه نهر دجلة/محافظة واسط. مجلة العلوم الاقتصادية والادارية، العدد 109، الصفحات 486-495.

[10]. Almetwally, E. M., & Almongy, H. M. (2018). Comparison Between M-Estimation, S-Estimation, and MM-Estimation Methods of Robust Estimation with Application and Simulation. International Journal of Mathematical Archive, 9(11), pp. 55-63.

[11]. Asteriou, Dimitrios & Hall, Stephen G. (2021). Applied Econometrics. (Forth Edition). London, England, Uk: Macmillan Education Limited. ISBN 978-1-353-01202-6 paperback.

[12]. kmenta, J. (1986). Elements of Econometrics (Vol. Second Edition). New York: Macmillan Inc.

[13]. MIDI, H., RANA, S., & IMON, A. R. (2009). The Performance of Robust Weighted Least Squares in the Presence of Outliers and Heteroscedastic Errors. WSEAS Transactions on Mathematics, vol. 8(issue 7), pp. 351-361.

[14]. Montgomery, D. C., Peck, E. A., & Vining, G. G. (2006). Introduction to Linear Regression Analysis (4th ed.). Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.

[15]. Susanti, Y., Pratiwi, H., Sulistijowati, S., & Liana, T. (2014). M Estimation, S Estimation, and MM Estimation in Robust Regression. International Journal of Pure and Applied Mathematics, Vol. 91(No. 3), pp. 349-360. doi: http://dx.doi.org/10.12732/ijpam.v91i3.7.

[16]. Zaman, A., Rousseeuw, P. J., & Orhan, M. (2001). Econometric applications of high-breakdown robust regression techniques. Economic Letters, 71, pp. 1-8. Retrieved from http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0165176500004043.