

تحليل الانحدار الخطي البسيط بإستعمال أسلوب البرمجة الخطية مع توظيف أسلوب البواقي المطلقة بطرائق تقدير أخرى

م.د. عمر عبدالمحسن علي
مدرس في قسم الإحصاء
جامعة بغداد

Dr. Omar A. Ali
Dep. Of Statistics
University of Baghdad
dromar_72@yahoo.com

م.د. فراس أحمد محمد المهنا
مدرس في قسم الإحصاء
جامعة بغداد

Dr. Firas A. Mohamed
Dep. Of Statistics
University of Baghdad
firas mohana@yahoo.com

أ.م.د. نزار مصطفى الصراف
أستاذ مساعد في قسم الإحصاء
جامعة بغداد

Dr. Nazar M. Al-Sarraf
Dep. Of Statistics
University of Baghdad
nazaralsarraf@yahoo.com

المستخلص

يتناول هذا البحث تقديم طريقة غير معتادة لتحليل الانحدار الخطي البسيط ألا وهي بإستعمال البرمجة الخطية بأسلوب المرحلتين المتعارف عليه في فرع بحوث العمليات (Operation Research). إذ يتم إيجاد الحل الأمثل لمسألة البرمجة الخطية وذلك بإضافة متغيرات إصطناعية Artificial Variables: R_i الى معادلة المسألة ذاتها. وكذلك تم إستعمال طريقة أخرى لتحليل الإنحدار الخطي البسيط، فبدلاً عن إيجاد تقدير لمتوسط الاستجابة الشرطي وذلك بتصغير مجموع مربعات البواقي، يتم هنا إيجاد تقدير لوسيط الاستجابة الشرطي وذلك بتصغير مجموع مطلق البواقي - وهو ما يطلق عليه بإنحدار الوسيط (Median Regression) -. وكذلك تم الاعتماد على مطلق البواقي كأوزان لطريقة أخرى تدخل ضمن عملية تكرارية لتقدير معلمات الانحدار.

“Simple Regression Analysis by using Linear Programming Technique and illustration of Absolute Residuals method with another Estimation Techniques”

Abstract

This research deals with unusual approach for analyzing the Simple Linear Regression via Linear Programming by Two - phase method, which is known in Operations Research: “O.R.”. The estimation here is found by solving optimization problem when adding artificial variables: R_i . Another method to analyze the Simple Linear Regression is introduced in this research, where the conditional Median of (y) was taken under consideration by minimizing the Sum of Absolute Residuals instead of finding the conditional Mean of (y) which depends on minimizing the Sum of Squared Residuals, that is called: “Median Regression”. Also, an Iterative Reweighted Least Squared based on the Absolute Residuals as weights is performed here as another method to estimate the regression coefficients.

1 . المقدمة وهدف البحث

يعدّ تحليل الانحدار الخطي البسيط (Simple Linear Regression: SLR)، من أدوات التحليل الإحصائي الشائعة من حيث وصف الظاهرة، والتنبؤ لها، والسيطرة عليها. إذ تقوم أساساً بالاستناد الى مسألة إيجاد الحل الأمثل الناتج عن تصغير مجموع مربعات البواقي (Residuals: e_i)، والتي ستمثل الفرق بين القيم المشاهدة لمتغير الاستجابة Y والقيم المقدرة له والمتمثلة بالرمز $(\hat{Y})$ ، وسينتج عن هذا التصغير حلاً يقدر فيه معلمتي الانحدار β_0 و β_1 لأيجاد تقدير للمتوسط الشرطي لمتغير الاستجابة، وهو: $E[Y|X]$ ، بينما يمكن الاستعاضة عن عملية التصغير هذه بأخرى تستند الى تصغير مجموع القيم المطلقة للبواقي بمعنى إيجاد تقدير للوسيط الشرطي لمتغير الاستجابة، وهو: $Median[Y|X]$ ، للحصول على مقدر المعلمتين β_0 و β_1 لما للوسيط من حصانة تجاه الشوارد (Outliers) مقارنة بالمتوسط (Mean). ويمكن مقارنة هذا الوصف الى عملية تصغير دالة هدف تكون دالة للبواقي في حالة البرمجة الخطية (Linear Programming: LP) بأسلوب المرحلتين في بحوث العمليات والمقارنة به مع الأسلوبين السابقين.

لذا يهدف هذا البحث الى تقديم إمكانية لإستعمال أساليب تحليل بديلة للانحدار الخطي البسيط مثل: أسلوب المرحلتين في البرمجة الخطية عبر دالة هدف وقيود يتم تمثيلها بالاستناد الى البواقي، ومقارنة ذلك بنتائج تحليل طريقة أخرى تستند الى متوسط (أو مجموع) الفروق المطلقة للبواقي. وتم بيان أنه يمكن إختزال مسألة تصغير مجموع القيم المطلقة للبواقي في الانحدار الى مسألة تصغير دالة هدف في البرمجة الخطية، وتم كذلك تقديم طريقة أخرى تستند في الحل الى الفروق المطلقة للبواقي وتم أخذ طريقة معدلة لها. وللوصول الى هذا الهدف تم تقسيم البحث الى أربعة أجزاء: يستهل في الجزء الأول، المقدمة وهدف البحث. أما في الجزء الثاني، فقد تم عرض ما يخص الجانب النظري لحالة تحليل الانحدار الخطي البسيط وإستعمال طريقة الفروق المطلقة الصغرى، والطريقة المعدلة عنها والتي تعتمد على إحتساب الوسيط، وثم تقديم طريقة أسلوب المرحلتين كأسلوب لحالة البرمجة الخطية، بالإضافة الى طريقة تكرارية موزونة بمطلق البواقي، وفي الجزء الثالث، تم تقديم الجانب التطبيقي المستند الى بيانات واقعية لمرضى مصابين بداء السكري Diabetes. وفي الجزء الأخير، تم تلخيص الاستنتاجات التي أفرزها البحث.

٢. الجانب النظري

لغرض تقديم الموضوع بشكل مفيد وموجز في آن واحد، فقد تم تقديم إستعمال طرائق مختلفة في تحليل الانحدار البسيط ، وكما موضح في الفقرات أدناه.

١.٢ طريقة تصغير مجموع مربعات البواقي

لنموذج الانحدار الخطي:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + e_i \quad \dots (1)$$

يتم إيجاد تقديرات β_0 و β_1 عن طريق تصغير مجموع مربعات البواقي المبين أدناه⁽³⁾:

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

وهي ما تدعى في بعض الأحيان بمسألة تصغير معيار L_2 . وباشتقاق المعادلة (2) أعلاه بالنسبة لـ (β_0) ولـ (β_1) وبمساواة المشتقات الجزئية المستحصلة للصفر، تتكون ماتدعى "بالمعادلات الطبيعية" ومن اشتقاقهما يتم الحصول على⁽³⁾:

$$\hat{\beta}_{1OLS} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i Y_i - \left(\sum_{i=1}^n X_i \right) \left(\sum_{i=1}^n Y_i \right) / n}{\sum_{i=1}^n X_i^2 - \left(\sum_{i=1}^n X_i \right)^2 / n} \quad \dots (3)$$

$$\hat{\beta}_{0OLS} = \bar{Y} - \hat{\beta}_1 \bar{X} \quad \dots (4)$$

أما معادلة الانحدار التقديرية تكون كما يأتي:

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_{0OLS} + \hat{\beta}_{1OLS} X_i \quad ; \quad i=1, 2, \dots, n \quad \dots (5)$$

٢.٢ طريقة تصغير متوسط الفروق المطلقة للبواقي

يمكن إستقصاء الحل لأيجاد تقديرات معاملات الانحدار بإستعمال أسلوب آخر ألا وهو تصغير مجموع القيم المطلقة للبواقي ما بين قيم Y المشاهدة و قيمها $\hat{Y}$ التنبؤية، وهي ماتدعى أحياناً بطريقة تصغير معيار L_1 وسندعوها هنا (LAR (slope)).

فلنموذج الانحدار الخطي البسيط المذكور في المعادلة (1) أعلاه، يمكن حصر مشاهدات X و Y كأزواج مرتبة بصيغة (X_i, Y_i) إذ أن: $i=1, 2, 3, \dots, n$ ويكون الهدف من ذلك إيجاد تقديرات β_0 و β_1 من تصغير مجموع القيم المطلقة للبواقي، وكما يأتي⁽¹⁾:

$$\sum_{i=1}^n |e_i| = \sum_{i=1}^n |Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i| \quad \dots (6)$$

وبأخذ قيد إضافي وهو أن المعادلة التنبؤية تمر بالنقطة $\bar{Y}(\bar{X})$, لتحقيق المعادلة (5) أي

$$\bar{Y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \bar{X} \quad \text{أن:}$$

وباستعمال هذا التحويل يتم الحصول على مشاهدات البيانات بصيغة الانحرافات عن الوسط الحسابي، وكما يأتي:

$$\begin{aligned} x_i &= X_i - \bar{X} \\ y_i &= Y_i - \bar{Y} \end{aligned} \quad \dots (7)$$

وعندها يمكن صياغة المسألة من عملية التصغير للمعادلة (5) الى الآتي:

$$\sum_{i=1}^n |e_i| = \sum_{i=1}^n |y_i - \beta_1 x_i|$$

وهنا يتم الحصول على خطين مستقيمين وبقيمة صغرى عند نقطة $(y_i/x_i, 0)$ وهي نقطة الحل الأمثل، وبميلين هما: $-|x_i|$ و $|x_i|$. والآن، فلتكن:

$$f(\beta) = \sum_{i=1}^n |y_i - \beta x_i| \quad ; i=1, 2, 3, \dots, n$$

x_{i1} : يمثل قيمة x_i المقابلة للرتبة (I).

وهي دالة محدبة خطية قطعية (Convex Linear Piecewise Function)، ولها الخصائص الآتية⁽²⁾:

١. إن ميل الجزء الخطي في أقصى جهة اليسار يساوي $-\sum_{i=1}^n |x_i|$ ، وكذلك يكون الميل

للجزء الخطي في أقصى جهة اليمين يساوي $\sum_{i=1}^n |x_i|$.

٢. إذا كانت النقاط من النمط (y_i/x_i) تعطي القيمة الصغرى بحيث تكون:

$$y_{i1}/x_{i1} \leq y_{i2}/x_{i2} \leq \dots \leq y_{in}/x_{in}$$

فإن ميل $f(\beta)$ سيزداد عند نقطة $\beta_{(K)}$ بمقدار $\sum_{i=1}^n |x_{iK}|$ ، إذ أن:

$$\beta_{(K)} = y_{(K)}/x_{(K)} \quad ; \quad k=1, 2, \dots, r$$

ويمكن إستحصال القيمة المثلى لـ (β) عن طريق إيجاد القيمة الصغرى $\beta_{(r)}$ بحيث يكون:

١. المقدار $-\sum_{i=1}^n |x_i| + 2\sum_{K=1}^{r-1} |x_{iK}|$ ذي قيمة سالبة ؛

٢. والمقدار $-\sum_{i=1}^n |x_i| + 2\sum_{K=1}^r |x_{iK}|$ ذي قيمة موجبة وعندها فقط يظهر الحل الأمثل

(المقابل للرتبة r).

ويمكن إيجاز العمل الحسابي بهذه الطريقة كما يأتي:

أ. إيجاد قيم المشاهدات y_i و x_i بصيغة الانحرافات عن الوسط الحسابي كما في المعادلة (7).

ب. تكوين النسب y_i/x_i وترتيبها تصاعدياً ومنحها رتباً (k) ، لتصبح $y_{(k)}/x_{(k)}$.

ج. إعادة النسب المكونة في الفقرة السابقة الى موقعها (تسلسلها) الأصلي حسب المشاهدات مع الاحتفاظ بالترتيب الممنوحة لها.

د. الاحتكام الى المعيار:

$$S_{K-1} = -\sum_{i=1}^n |x_i| + 2 \sum_{L=1}^{K-1} |x_{i_L}| \quad \dots (8)$$

إذ أن: $i=1, 2, \dots, n$ و $k=1, 2, \dots, r+1$

هـ. يستقر الحل عند الحصول على الرتبة r والمقابلة للمعيار S_r ذو القيمة الموجبة.

وبهذا يكون الحل عند الخطوة $\beta_{1(r)}$ تكون تقديرات معاملات الانحدار كالتالي:

$$\hat{\beta}_{1(r)} = \frac{y_{(r)}}{x_{(r)}} \quad \dots (9)$$

$$\hat{\beta}_0 = \bar{Y} - \hat{\beta}_{1(r)} \cdot \bar{X} \quad \dots (10)$$

3.2 طريقة تصغير مجموع الفروق المطلقة للبواقي (باستعمال الوسيط)

يمكن النظر الى المعادلة (2) على إنها تبين تباين البواقي عبر المقدار $\sum_{i=1}^n e_i^2$ واذ يمكن

التعبير عنه بالصيغة:

$$Var(e_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (e_i - \bar{e})^2$$

إلا أن:

$$\bar{e} = \frac{\sum_{i=1}^n e_i}{n} = \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)}{n}$$

$$\bar{e} = 0$$

ولكن يمكن التعبير عن $\sum_{i=1}^n (e_i - \bar{e})^2$ بالصيغة الآتية:

$$\sum_{i=1}^n (e_i - \bar{e})^2 \equiv \frac{\sum_{i < j} (e_i - e_j)^2}{n}$$

وبذلك يمكن إستبدال علامة "التربيع" بـ "المطلق" لإيجاد تقديرات β_0 و β_1 وعبر تحقيق معيار التصغير الآتي:

$$\text{Minimize} \sum_{i < j} |e_i - e_j|$$

وبإعادة صياغة المعادلة رقم (6) ولكن بالتعبير عنها بـ (e_i) و (e_j) يمكن الحصول على⁽⁴⁾:

$$\begin{aligned} \sum_{i < j} |e_i - e_j| &= \sum_{i < j} |(Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i) - (Y_j - \beta_0 - \beta_1 X_j)| \\ &= \sum_{i, j} |(Y_i - Y_j) - \beta_1 (X_i - X_j)| \\ \therefore \sum_{i < j} |e_i - e_j| &= \sum_{i < j} |Y_{ij} - \beta_1 X_{ij}| \end{aligned}$$

إذ أن: $Y_{ij} = Y_i - Y_j$ وإن: $X_{ij} = X_i - X_j$ ؛ لكل $i < j$.

وبهذا يكون هنالك $n(n-1)/2$ من النقاط التي يتم أخذ المعلومات منها وكما في الصيغة الآتية لتقدير معلمة مقطع الانحدار وهي β_0 :

$$\hat{\beta}_0 = \text{median} \left\{ \frac{1}{2} (Y_i - Y_j) \right\} \quad \dots (11)$$

أما معلمة الميل β_1 فكما مر في المعادلة (9) أعلاه.

فبدلاً عن إيجاد تقدير لمتوسط الاستجابة الشرطي وذلك بتصغير مجموع مربعات البواقي، يتم هنا إيجاد تقدير لوسيط الاستجابة وذلك بتصغير مجموع مطلق البواقي (وهو ما يطلق عليه بإنحدار الوسيط Median Regression)، وسندعوها هنا (LAR(median)).

4.2 طريقة تكرارية بإعادة وزن البواقي

يمكن إستعمال مقدرات OLS كقيم إبتدائية لعملية تقدير أخرى تستند الى تقدير موزون. وسيتم تسميتها هنا Iterative Reweighted Least Absolute Residuals: IWLAR فللنموذج المذكور في المعادلة رقم (1) وذلك بحسب الخوارزمية الآتية:

١. إيجاد تقديرات OLS كما في المعادلتين (3) و (4) أعلاه، ومنها نجد $\hat{e}$ ،

إذ أن: $\hat{e}_i = y_i - \hat{y}_i$.

2. إحتساب أوزان عددية بالأستناد الى مقلوب مطلق البواقي، وكما يأتي:

$$w_{j,n} = \frac{1}{|e_i|} \quad \text{for } i = 1, 2, 3, \dots, n \quad \dots (12)$$

3. إيجاد المعاملات الموزونة بالطريقة التكرارية إذ ستقوم بتصغير مجموع المربعات الآتي:

$$\sum_{i=1}^n e_i^{*2} = \sum_{i=1}^n \left(\sqrt{w_i} Y_i - \beta_0 \sqrt{w_i} - \beta_1 \sqrt{w_i} X_i \right)^2 \quad \dots (13)$$

$$e_i^* = \sqrt{w_i} e_i$$

وباشتقاق المعادلة (13) أعلاه بالنسبة لـ (β_0) ولـ (β_1) وبمساواة المشتقات الجزئية المستحصلة للصفر، تتكون ماتدعي "بالمعادلات الطبيعية" وبحلها نحصل على:

$$\hat{\beta}_{1IWLAR} = \frac{\sum_{i=1}^n w_i X_i Y_i - \left(\sum_{i=1}^n w_i X_i \right) \left(\sum_{i=1}^n w_i Y_i \right) / \sum_{i=1}^n w_i}{\sum_{i=1}^n w_i X_i^2 - \left(\sum_{i=1}^n w_i X_i \right)^2 / \sum_{i=1}^n w_i} \quad \dots (14)$$

$$\hat{\beta}_{0IWLAR} = \bar{Y}_w - \hat{\beta}_{1IWLAR} \bar{X}_w \quad \dots (15)$$

إذ أن:

$$\bar{Y}_w = \frac{\sum_{i=1}^n w_i Y_i}{\sum_{i=1}^n w_i} \quad ; \quad \bar{X}_w = \frac{\sum_{i=1}^n w_i X_i}{\sum_{i=1}^n w_i}$$

$$\hat{Y}_{(IWLAR)_i} = \hat{\beta}_{0(IWLAR)} + \hat{\beta}_{1(IWLAR)} X_i \quad \dots (16)$$

٥.٢ البرمجة الخطية بأسلوب المرحلتين في تحليل الأنحدار الخطي

تعنى طريقة البرمجة الخطية بالأساس على صياغة مشكلة في أحد ميادين العمل (أو لظاهرة معينة) تتضمن وجود قيود ومواد متاحة، ويتم إيجاد أنسب (أمثل) توزيع لهذه المواد على العوامل (أو المتغيرات) الداخلة في دالة الهدف. ويمكن إجراء مقارنة بين متطلبات أسلوب تحليل الأنحدار في الأحصاء مع البرمجة الخطية في بحوث العمليات كما في الجدول الآتي:

جدول (1) يبين مقارنة بين أسلوبي الأنحدار الخطي والبرمجة الخطية

الصفة	طريقة تحليل الأنحدار الخطي البسيط	البرمجة الخطية بأسلوب المرحلتين
أ. التجميعية (Additivity)	يفضل توفرها، إذ أن يجب أن تكون مكونات نموذج الأنحدار من النوع التجميعي. وهو ما يلاحظ من وجود حد المقطع β_0 مضافاً إلى حد الميل $\beta_1 x$.	يشتري توفرها، ومعناها أن لا يوجد تفاعل (Interactions) بين الفعاليات أو الأنشطة وهي ما يمثلها عوامل (أو متغيرات) دالة الهدف.
ب. اللاسلبية (Non-Negative)	لا يشترط توفرها، إذ معظم سواء لقيم المشاهدات أو لقيم معاملات الأنحدار قد تكون موجبة أو سالبة.	يشتري توفرها، يجب أن تكون قيم عوامل (أو متغيرات) القرار موجبة (أو غير سالبة). فمن غير المعقول الحصول على كميات مادية ملموسة بقيمة سالبة.
ج. قابلية القسمة (أو الكسرية) Divisibility (Fractionality)	يشتري توفرها، إذ أنه غالباً ما يتم التعامل في الأنحدار مع متغيرات كمية مستمرة (Continuous) قابلة للكسور.	يشتري توفرها، إذ تكون الأعداد الداخلة في حل مسألة البرمجة الخطية قيماً صحيحة، بل يعني إمكانية الحصول على قيم كسرية (مستمرة) للعوامل (أو المتغيرات). أما إذا كان من الصعب إنتاج كسور من المنتج فعند ذاك يتم اللجوء إلى البرمجة الصحيحة (Integer Programming).
د. التأكد (Certainty)	لا يشترط توفرها، فالحكس صحيح. إذ أن التحليل يقوم على مبدأ عدم التأكد (Uncertainty).	يفضل توفرها، أي أن هناك معرفة تامة بمدى مساهمة العوامل الداخلة في دالة الهدف، وإحتياجاتها، والمصادر من المواد المتاحة.
هـ. التناسبية (Proportionality)	يشتري توفرها، وهو ما يلاحظ من إعطاء وزن لمساهمة المتغير التوضيحي x في تفسير معادلة الأنحدار التقديرية $\hat{y}$.	يشتري توفرها، أي أن معيار الإنجاز في حل المسألة الخطية يكون حاصل جمع المساهمات المختلفة في دالة الهدف، بحيث تتناسب الكميات المستعملة في مختلف المواد مع إحتياجات العوامل المختلفة لكل من هذه المواد.

ومن أهم أنواع البرمجة الخطية ما يدعى بأسلوب المرحلتين. إذ يتم إيجاد الحل الأمثل لمسألة البرمجة الخطية وذلك بإضافة متغيرات إصطناعية Artificial variables إلى معادلة المسألة ذاتها. ومن الجدير بالذكر أن هذه الطريقة تستعمل في حالة وجود قيود بحالة (مساواة =) أو (أكبر أو يساوي $\geq$).

فلنموذج الانحدار الخطي البسيط المذكور في المعادلة (1) وللمعادلات الطبيعية المذكورة بالصيغة (2) أعلاه، ولأزواج المشاهدات (X_i, Y_i) إذ أن: $i=1, 2, 3, \dots, n$ ويكون الهدف من ذلك إيجاد تقديرات β_0 و β_1 . وبذا يمكن إستعمال أسلوب البرمجة الخطية الآتية لحل مسألة التصغير:

$$\text{Minimize} \quad f(\beta) = \sum_{i=1}^n (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)^2$$

subject to :

$$n\beta_0 + \beta_1 \sum_{i=1}^n X_i = \sum_{i=1}^n Y_i$$

$$\beta_0 \sum_{i=1}^n X_i + \beta_1 \sum_{i=1}^n X_i^2 = \sum_{i=1}^n X_i Y_i$$

إذ يتم تطبيق المرحلة الأولى (Phase I) من أسلوب المرحلتين (two - phase) كأحد أساليب البرمجة الخطية لحل المعادلة أعلاه، وكما يأتي:

إنطلاقاً من حقيقة أن: $\max\{f(x)\} = \min\{-f(x)\}$ يمكن عرض المسألة كالآتي:

$$\text{Maximize} \quad Z_0 = -R_1 - R_2$$

subject to :

$$n\beta_0 + c_1\beta_1 + R_1 = c_2$$

$$c_1\beta_0 + d_1\beta_1 + R_2 = d_2$$

R_1 & R_2 : متغيرات إصطناعية (Artificial variables)

$$\begin{array}{ll} R_j \geq 0 & ; \quad j=1, 2 \\ \beta_i \geq 0 & ; \quad i=0, 1 \end{array}$$

ويمكن كتابة المسألة أعلاه بالصيغة:

$$\text{Maximize} \quad Z_0 = (n + c_1)\beta_0 + (d_1 + c_1)\beta_1 - (d_2 + c_2)$$

subject to :

$$n\beta_0 + c_1\beta_1 + R_1 = c_2$$

$$c_1\beta_0 + d_1\beta_1 + R_2 = d_2$$

$$\begin{array}{ll} R_j \geq 0 & ; \quad j=1, 2 \\ \beta_i \geq 0 & ; \quad i=0, 1 \end{array}$$

إذ أن:

$$c_1 = \sum x_i, \quad c_2 = \sum y_i, \quad d_1 = \sum x_i^2, \quad d_2 = \sum x_i y_i$$

أما الجدول الابتدائي لحل مسألة البرمجة الخطية أعلاه، فهو:

جدول (2) يبين الجدول الأساسي لبدأ الحل بأسلوب المرحلتين بأستعمال معلومات الانحدار

B.V.	β_0	β_1	R_1	R_2	R.H.S.
R_1	n	c_1	1	0	c_2
R_2	c_1	d_1	0	1	d_2
Z	-n-c1	-d1-c1	0	0	-d2-c2

أما عملية تحسين الحل فهي كما في طريقة المرحلتين العادية تماماً (للاستزادة راجع المصدر 5).

٥.٢ معايير الكفاءة المستعملة

تم إستعمال ثلاث معايير لمقارنة كفاءة النموذج، وجودة المعيار تعتمد على صغر قيمته فالمعيار ذو القيمة الأصغر يكون أفضل، وهي:

Mean Square Error: MSE

١. متوسط مربعات الخطأ

$$MSE = \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{n}$$

وصيغته

Mean Absolute Error: MAE

٢. متوسط الفروق المطلقة للخطأ

$$MAE = \frac{\sum_{i=1}^n |Y_i - \hat{Y}_i|}{n}$$

وصيغته

Mean Absolute Percentage of Error: MAPE

٣. متوسط الفروق المطلقة النسبية للخطأ

$$MAPE = \sum_{i=1}^n \left| \frac{Y_i - \hat{Y}_i}{Y_i} \right|$$

وصيغته

٣. الجانب العملي

١.٣ البيانات

إستند البحث الى بيانات حقيقية عن مرض السكري ولعينة بحجم (n=12) مريض، وكان متغير الاستجابة Y عبارة عن نسبة السكر داخل كرية الدم الحمراء، في حين يمثل المتغير التوضيحي X أعمار المرضى (بالسنوات).

٢.٣ النتائج

تم إستعمال لغة MATLAB version 2008a البرمجية في تحليل بيانات ووضع برنامج خاص لهذا الغرض للطرائق الخمس الآتية الذكر في الجانب النظري. فعند تطبيق الصيغ (7) و (8) و (9) و (10)، كتصغير لمتوسط مطلق البواقي LAR(Slope) تم الحصول على نتائج الجدول (3) الآتية:

جدول (3) يبين نتائج تحليل الانحدار بأسلوب الرتب

i	Y_i	X_i	y_i	x_i	y_i/x_i	Rank
1	7.00	41	-0.60	4.83	-0.124	1
2	6.00	27	-1.60	-9.17	0.175	10
3	7.60	46	0.00	9.83	0.000	4
4	7.70	52	0.10	15.83	0.006	5
5	7.80	68	0.20	31.83	0.006	6
6	7.70	45	0.10	8.83	0.011	7
7	8.40	24	0.80	-12.17	-0.066	3
8	7.30	17	-0.30	-19.17	0.016	8
9	7.50	36	-0.10	-0.17	0.600	12
10	6.60	19	-1.00	-17.17	0.058	9
11	9.30	17	1.70	-19.17	-0.089	2
12	8.90	42	1.30	5.83	0.223	11
Σ	91.80	434	---	---	---	---

أما عند تطبيق محتويات الجدول (2) فيما يخص أسلوب البرمجة الخطية، فتم الحصول على النتائج الآتية:

جدول (4) يبين مراحل تطبيق لأسلوب البرمجة الخطية المكافئ لتحليل الانحدار الخطي

B.C.	B.V.	β_0	β_1	R_1	R_2	R.H.S.	Ratio
------	------	-----------	-----------	-------	-------	--------	-------

-1	R_1	12	434	1	0	91.8	0.212
-1	R_2	434	18454	0	1	3328.9	0.180
	$Z_i - C_i$	-446	-18888	0	0	-3420.7	

B.C.	B.V.	β_0	β_1	R_1	R_2	R.H.S.	Ratio
-1	R_1	1.79	0	1	-0.0235	13.511	7.53
0	β_1	0.0235	1	0	0.00006	0.1804	7.67
	$Z_i - C_i$	-1.79	0	-1	0.023517	-13.511	

B.C.	B.V.	β_0	β_1	R_1	R_2	R.H.S.	Ratio
0	β_0	1	0	0.55765	-0.0131	7.5346	
0	β_1	0	1	-0.0131	3.6262	0.0032	
	$Z_i - C_i$	0	0	0	0	0	

ويمكن تقديم نتائج تقديرات معلمات الانحدار بالطرائق الخمس المستعملة في هذا البحث بإيجاز بالجدول الآتي:

جدول (5) يبين تقديرات معلمتي الانحدار بالطرائق الخمس

الطريقة المعلمة	OLS	IRWLS	LAR(slope)	LAR(median)	أسلوب المرحلتين (Two-phase)
β_0	7.5346	7.3747	7.4000	7.6500	7.5346
β_1	0.0032	0.0063	0.0060	0.0130	0.0032

أما نتائج معايير الكفاءة للمقارنة بين طرائق التقدير، فقد تم عرضها بالجدول الآتي:

جدول (6) يبين قيم معايير كفاءة النموذج الخطي البسيط

الطريقة المعيار	OLS	WLS	LAR(slope)	LAR(median)	أسلوب المرحلتين (Two-phase)
MSE	0.6336	0.6177	0.6223	0.8987	0.6336
MAE	0.7702	0.7747	0.7731	1.0133	0.7702
MAPE	1.0113	0.9765	0.9862	1.4747	1.0113

٤. الاستنتاجات والتوصيات

١. أفرز التحليل بالبرمجة الخطية Two-Phase نتائجاً مطابقة لطريقة OLS من حيث تقدير

- معلمتي الانحدار أو من حيث معايير الكفاءة للنموذج.
٢. قد تفوقت طريقة IWLAR بمعياري MSE و MAPE على ما سواها من الطرائق الأخرى، وتأتي بالمرتبة الثانية بعدها طريقة LAR(slope) ولمعياري MSE و MAPE بشكل جيد.
٣. تفوقت طريقة OLS على ما سواها من الطرائق بمعيار MAE.
٤. يوصي الباحثون بدراسة تعميم استعمال أسلوب المرحلتين في الانحدار الخطي المتعدد (Multiple Regression).
٥. يوصي الباحثون بتقصي حالة أن تكون معلمات الانحدار غير مقيدة بأشارة (Unrestricted).

المصادر

1. Armstrong, Ronald D., and Kung, Mabel Tam; (1978); "Least Absolute Estimates for a Simple Regression Problem"; Applied Statistics; Vol. 27; No. 3; pp. 363-366.
2. Barrodale, I., and Roberts, F.D.K.; (1973); "An Improved Algorithm for Discrete L_1 Linear Approximation"; SIAM J. Numer. Anal. 10, 839.
3. Draper, N.R., and Smith, H.; (1998); "Applied Regression analysis"; 3rd edition John Wiley & Sons. ; New – York.
4. Gutenbrunner, C., and Jureckova, J.; (1992); "Regression rank scores and regression quanriles"; Annals Statistics; 43, 410-414.
5. Taha, Hamdy A.; (2007); "Operations Research: An Introduction"; 8th edition , Pearson Education Inc., New-Jersey.