

استخدام أسلوب البوتستراب في تقدير أنموذج الانحدار اللوجستي بطريقة الإمكان الأعظم - بحث تطبيقي

مصطفى نصيف جاسم*

أ.د. حمزة إسماعيل شاهين*

المستخلص

يتناول هذا البحث اجراء تطبيق عملي على بيانات حقيقة تخص العملية الجراحية لورم الدماغ ولعينة حجمها (130) مريض لعام (2017) لتقدير أنموذج الانحدار اللوجستي الثنائي الاعتيادي وباستخدام أسلوب البوتستراب وفق طريقة تقدير الإمكان الأعظم إذ تمت المقارنة بين أنموذج الانحدار اللوجستي الاعتيادي وباستخدام أسلوب البوتستراب بالاعتماد على معايير المقارنة متوسط مربعات الخطأ (MSE) ومتوسط Mean Square Error (MSE) ومتوسط الخطأ المطلق (MAE) وتم الحصول على النتائج باستخدام برنامج (Xplore) وتبيّن افضلية أسلوب البوتستراب في تقدير الأنموذج.

الكلمات المفتاحية : أنموذج الانحدار اللوجستي الثنائي ، أسلوب البوتستراب

The use of the bootstrap method in estimating the logistic regression model in the greatest possible way: Applied research

Abstract

This study deals with the practical application of real data on the operation of brain tumor and a sample size (130) patients (2017) to estimate the model of the logistic regression binary and using the method of bootstrap according to the method of estimating the greatest possible, as was compared between the standard logistic regression model and using the method of bootstrap based On the comparison criteria, Mean Square Error (MSE) and Mean Absolute Error (MAE) were obtained using the Xplore program.

Keywords: Binary Logistic Regression Model, Bootstrap Method.

1. المقدمة ومشكلة وهدف البحث

يعد أسلوب البوتستراب (Bootstrap procedure) أحد التقانات الإحصائية المفيدة لما له أهمية كبيرة للحصول على تقديرات أكثر دقة حيث يعتمد عليه للاستدلال لأخذ العينات من خلال سحب عينات متكررة جزئية مع الارجاع مستتمدة من العينة الأصلية للمجتمع بدلاً من استخدام بيانات المجتمع كله أي أنه يعتمد على أسلوب المعانينة مع الارجاع، وهو أسلوب حسابي يستعمل لتحديد قياس الدقة لتقدير الاحصاء ومن هنا تبرز أهمية استعماله من أجل الحصول على تقديرات أكثر دقة ومرنة، عند محاولة الباحثين استخدام تحليل الانحدار الخطى (البسيط أو المتعدد) لتوفيق البيانات ذات المتغير التابع الوصفي فإن هذا يشكل تحدياً كبيراً بالنسبة للباحثين نتيجة لذلك جعل المختصين في ميدان النمذجة الإحصائية يبحثون عن بدائل للانحدار الخطى (البسيط أو المتعدد) ومن أشهر هذه البدائل هي تقانة الانحدار اللوجستي (Logistic Regression Technique)، كذلك عند تقدير أنموذج الانحدار اللوجستي فإن طريقة المربعات الصغرى (Least Square Method) تكون غير مناسبة والسبب في ذلك عدم تحقق الفروض الخاصة بها وفي هذه الحالة لابد من البحث عن طرائق تقدير مناسبة لتقدير أنموذج الانحدار اللوجستي ومن هذه الطرائق طريقة تقدير الإمكان الأعظم.

يهدف البحث الى استخدام طريقة تقدير الإمكان الأعظم في تقدير أنموذج الانحدار اللوجستي الثنائي الاعتيادي وباستخدام أسلوب البوتستراب واجراء المقارنة بينهما من خلال معايير المقارنة متوسط مربعات الخطأ (MSE) ومتوسط الخطأ المطلق (MAE) بالاعتماد على بيانات تخص العملية الجراحية لورم الدماغ لعينة من المرضى بحجم (130) مريض.

2. أنموذج الانحدار اللوجستي ثانوي الاستجابة: (1)، (2)، (3)، (4)، (6)

Logistic Regression Model (Binary Response)

إن أنموذج الانحدار اللوجستي يقوم على فرض أساسى حيث ينص هذا الفرض على أن المتغير الذى نهتم بدراسته وهو متغير الاستجابة (Response Variable) (y) يكون متغيراً منفصلاً وهذا المتغير يتوزع توزيع بيرنولي (Bernoulli) حيث يأخذ متغير الاستجابة القيمة (1) في حالة النجاح (Success) باحتمال مقداره (π) ويأخذ القيمة (0) في حالة الفشل (Failure) باحتمال مقداره ($1-\pi$) أي إن

π : هو احتمال حدوث الاستجابة عندما ($y=1$)

$1-\pi$: هو احتمال عدم حدوث الاستجابة عندما ($y=0$)

إن المتغيرات التوضيحية وكذلك متغير الاستجابة في الانحدار الخطى البسيط تأخذ قيمًا مستمرة لذلك فإن الأنماذج الآتى هو الذى يربط بين هذه المتغيرات:

$$(1) Y = \beta_0 + \beta_1 x_i + \epsilon_i, \quad i=1,2,\dots,p$$

إذ إن (y) هو المتغير المعتمد الذى يكون متغيراً مستمراً (Continuous Variable) وعلى فرض إن متوسط قيم المتغير (y) الفعلية أو المشاهدة عند قيمة معينة من قيم المتغير التوضيحي (x) تمثل ($E(y)$) لذلك فإن الأنماذج يمكن كتابته كالتالى:

$$(2) E(y | x) = \beta_0 + \beta_1 x_i, \quad i=1,2,\dots,p$$

من المعروف إن الطرف الأيمن لأنماذج الانحدار الخطى أعلى يأخذ قيمًا من سالب ما لانهاية ($-\infty$) إلى موجب ما لانهاية (∞) فإن استخدام هذا الأنماذج مع البيانات الوصفية لا يكون ملائماً والسبب في ذلك لأن:

$$(3) E(y | x) = p(y = 1) = \pi$$

لذلك فإن قيمة الطرف الأيمن تكون محصورة بين (0,1) وعليه فإن الأنماذج الانحدار الخطى من خلال وجهة نظر الانحدار يكون غير قابل للتطبيق لأن القيم المتوقعة لمتغير الاستجابة ($E(y | x)$) تتجاوز الرقين (0,1) لذلك في هذه الحالة نستخدم الانحدار اللوجستي الذي يأخذ شكل حرف الـ (S) ويوضح من الشكل أن العلاقة بين المتغيرين (y, x) غير خطية ولصعوبة استخدام النماذج اللاخطية لوصف وتحليل البيانات هذا ما دفع الباحثون إلى تحويل أنماذج الانحدار اللوجستي إلى الشكل الخطى هذا ما اقترحه الباحث (Berkson) عام 1944⁽²⁾ من خلال ادخال تحويلة رياضية تعرف بتحويل اللوجيت (Logit Transformation) على المتغير المعتمد (y), من المعروف إن قيمة π محصورة بين (0,1) وبعد ذلك النسبة ($1-\pi$) وهي محصورة بين (0, ∞) هذا يعني أنها مقدار موجب حيث تقوم بأخذ اللوغاریتم الطبيعي (Normal Logarithm) للأساس (e) للنسبة ($1-\pi$) أي إن ($1-\pi \leq \log_e \left(\frac{\pi}{1-\pi} \right) \leq \infty$) هذا يعني مجال قيمة تكون محصورة بين ($-\infty, \infty$), وعليه فإن أنماذج الانحدار اللوجستي البسيط ثانوي الاستجابة (Binary) الخطى في حالة متغير توضيحي واحد ويمكن كتابته كالتالى:

$$(4) \log_e \left(\frac{\pi}{1-\pi} \right) = \beta_0 + \beta_1 x$$

إن أنماذج الانحدار اللوجستي الخطى ثانوي الاستجابة (Binary) في حالة أكثر من متغير واحد من المتغيرات التوضيحية فيمكن كتابته كالتالى:

$$(5) \log_e \left(\frac{\pi}{1-\pi} \right) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_p$$

إذ إن:

(p) عدد المتغيرات التوضيحية.

(k) عدد المعلمات.

X_1, X_2, \dots, X_p تمثل المتغيرات التوضيحية.

$\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ معلمات الأنماذج التي يجب تقديرها.

$(\pi)/(1-\pi)$: تسمى نسبة الأفضلية أو افضلية النجاح (odds of success) وكذلك يمكن إن تسمى افضلية الفشل (odds of failure).

$\log_e(\pi/(1-\pi))$: يسمى اللوجيت (Logit) أو لوغاریتم نسبة الأفضلية (odds ratio log).

وباختصار فإن أنماذج الانحدار اللوجستي هو ببساطه تحويلة لوغاریتمية للانحدار الخطى إلا أننا في الانحدار اللوجستي يكون هدفنا ليس تفسير التغير في قيم متغير الاستجابة وإنما تفسير احتمال حدوث و عدم حدوث الظاهرة محل الدراسة.

من مميزات أنماذج الانحدار اللوجستي إن الافتراضات الاتية لا يشترط توافرها:

1. توزيع المتغيرات إن يكون توزيعاً طبيعياً (Normal Distribution).

2. وجود علاقة خطية ما بين المتغير المعتمد والمتغيرات المفسرة.

3. تجانس التباين (Homoscedasticity) (تحقق خاصية ثبات التباين).

3. طريقة تقدير الإمكان الأعظم: ^{(7),(10)}

Maximum Likelihood Estimation Method

من أجل تقدير معلمات أنماذج الانحدار اللوجستي يتم اللجوء إلى طريقة تقدير الإمكان الأعظم وهي من الطرق المعلمية الأكثر شيوعاً في تقدير معلمات أنماذج الانحدار اللوجستي ($\hat{\beta}$) التي تعظم دالة الإمكان وتجعلها أعظم ما يمكن وطريقة الإمكان الأعظم هي طريقة تكرارية يتم فيها تكرار العمليات الحسابية أكثر من مرة (عده مرات) وبذلك يتم الحصول على أفضل قيم لتقدير المعلمات.

وعندما (y) يتبع توزيع ثانوي الحدين فإن دالة الكثافة الاحتمالية لـ (y) هي:

$$P(y = y_i) = C_{y_i}^{n_i} \pi_i^{y_i} (1-\pi_i)^{n_i-y_i} \dots \dots \dots \quad (6)$$

إذ إن:

$i=1,2,\dots,n$

إن دالة الكثافة الاحتمالية لـ (y) دالة الإمكان هي:

$$L(\beta, y) = \prod_{i=1}^n C_{y_i}^{n_i} \pi_i^{y_i} (1-\pi_i)^{n_i-y_i} \dots \dots \dots \quad (7)$$

وبتبسيط المعادلة (7) نحصل على:

$$L(\beta, y) = \prod_{i=1}^n \left[\frac{\pi_i^{n_i}}{1-\pi_i} \right]^{y_i} (1-\pi_i)^{n_i} \dots \dots \dots \quad (8)$$

وبأخذ اللوغاريتم للمعادلة (8) نحصل على لوغاریتم دالة الإمكان وكالاتي:

$$\ln L(\beta, y) = \sum_{i=1}^n \left[\ln \left(\frac{\pi_i^{n_i}}{1-\pi_i} \right) + y_i \ln \left(\frac{\pi_i^{n_i}}{1-\pi_i} \right) + n_i \ln(1-\pi_i) \right] \dots \dots \dots \quad (9)$$

إذ إن (π_i) هو احتمال النجاح وتكون صيغته على النحو الآتي:

$$\pi_i = \frac{e^{\beta_0 + \sum \beta_j x_i}}{1 + e^{\beta_0 + \sum \beta_j x_i}} \dots \dots \dots \quad (10)$$

و عند تعويض المعادلة (10) في المعادلة (9) نحصل على الآتي:

$$x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_p = \sum_{i=1}^n \left[\ln C_{y_i}^{n_i} + y_i (\beta_0 + \beta_1 \dots + \beta_k x_i) \right] \quad (11)$$

إن تقديرات الإمكان الأعظم هي قيم المعلمات المقدرة ($\hat{\beta}$) التي تعظم دالة الإمكان ولإيجاد تقديرات الإمكان الأعظم نقوم باشتاقاق المعادلة (11) للملعمة المراد تقديرها وبعدتها نقوم بمساواتها للصفر لنجعل على (k+1) من المعادلات حيث نستخدم طريقة نيوتن-رافسون (Newton-Raphson) لحلها.

Bootstrap procedure

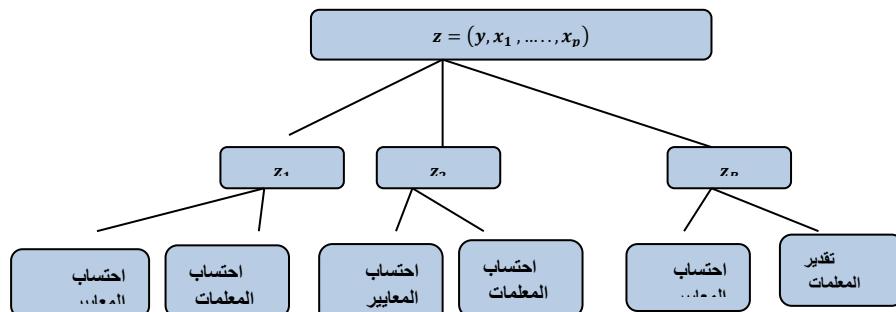
4. أسلوب البوتستراب: (5),(6)

طور العالم (Efron) عام (1977) طريقة جديدة لإعادة المعاينة بالإرجاع سميت بأسلوب البوتستراب (Bootstrap procedure) وهي إعادة عينة تتشتمل على (b) من العناصر المسحوبة بالإرجاع بشكل عشوائي من (n) من البيانات الأصلية، وإن أسلوب البوتستراب يزودنا بتقديرات للخطأ المعياري والتحيز عن طريق (b) من العينات المسحوبة المأخوذة بالإرجاع من العينة الأصلية.

الخطوات المتبعة في استعمال أسلوب البوتستراب وهي على النحو الآتي:-

- 1- من العينة الأصلية $[Z = (y, x_1, x_2, \dots, x_p)]$ نسحب عينة عشوائية بالإرجاع وبحجم معين نرمز له (b) $[Z^* = (y^*, x_1^*, x_2^*, \dots, x_p^*)]$ بدلاً من استخدام بيانات المجتمع كله كعينة بوتسترابية.
- 2- حساب تقدير أنموذج الانحدار اللوجستي بطريقة الإمكان الأعظم للعينة المسحوبة وكذلك حساب معايير المقارنة للطريقة لنفس العينة.
- 3- نكرر الخطوات (1) و (2) لـ (B) من المرات إذ إن ($B \geq 1000$) ومن ثم يتم حساب المتوسط العام للحصول على تقدير الأنماذج البوتسترابي للطريقة.

ويمكن توضيح الخطوات حسب المخطط الآتي:



Chi Square Test

5. اختبار مربع كاي: (2),(9)

يعد اختبار مربع كاي أحد الاختبارات المهمة المستعملة لمعرفة معنوية الأنماذج وذلك من خلال اختبار الفرضيتين الآتيتين وعلى النحو الآتي:

فرضية العدم (H_0) :- لا يوجد تأثير للمتغيرات المستقلة على المتغير المعتمد (الأنماذج غير معنوي).

الفرضية البديلة (H_1) :- يوجد تأثير للمتغيرات المستقلة على المتغير المعتمد (الأنماذج معنوي).

ذلك يوضح لنا هذا الاختبار كيف يصف الأنماذج متغير الاستجابة، والذي يساوي مجموع مربعات الفروق بين القيم المشاهدة والمتواعدة مقسوماً على القيم المتوقعة، وتقيير معنوية الأنماذج يتضمن تقارب القيم المتوقعة من القيم المشاهدة وعلى النحو الآتي:

$$= \sum_{i=1}^N \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} \quad \dots \dots \dots \quad (12) \chi^2$$

إذ ان (O_i) تعني القيم المشاهدة و (E_i) تعني القيم المترقبة، وتقارن قيمة إحصاء الاختبار مع قيمة الجدولية لمربع كای (χ^2) بدرجة حرية تساوي عدد المتغيرات التوضيحية ولمستوى معنوية (α) .

6. اختبار (Wald) $(9),(2)$:

من الاختبارات المهمة التي تستعمل لبيان أهمية ومعنى تأثير المتغير المستقل على المتغير المعتمد إذ يمكن استخدام الاختبار للعديد من النماذج المختلفة بما فيها النماذج مع المتغيرات الثانية او المتغيرات المستمرة. وفي حالة أنموذج (Logit) يتم استخدام إحصاء (Wald) لغرض احتساب معنوية المعلمات المقدرة لكل متغير توضيحي من أجل اختبار الفرضيتين الآتيتين:

H_0 : إن تأثير معاملات الانحدار اللوجستي الثاني المرتبط بالمتغير المستقل تساوى صفرًا.

H1: إن تأثير معاملات الانحدار اللوجستي الثنائي المرتبط بالمتغير المستقل لا تساوي صفرًا.

إن صيغة إحصاء (Wald) تكون على النحو الآتي:

$$\text{Wald} = \left(\frac{\hat{\beta}}{SE(\hat{\beta})} \right)^2 \quad \dots \dots \dots \quad (13)$$

إذ إن:

β : قيمة معامل الانحدار اللوجستي المقدر للمتغير التوضيحي (x).

قيمة الخطأ المعياري لمعامل الانحدار اللوجستي المقدر للمتغير التوضيحي (x).
 $SE(\hat{\beta})$

إن اختبار (Wald) هو اختبار من طرفيين ويجب أن تكون معنوية المعلمات المناظرة لقبول أو رفض فرضية العدم باستعمال الاحتمالات أقل من (0.05) لكي يتم رفض فرضية العدم (H_0) وقبول الفرضية البديلة (H_1).

7. تقييم القوة التفسيرية لأنموذج (2)، (9)

من المعلوم ان معامل التحديد R^2 هو مقياس يوضح نسبة التغيير في المتغير المعتمد (y) الذي سببها التغيير في المتغير المستقل (x) و في أنموذج الانحدار اللوجستي فإن هناك العديد من المقاييس لحساب معامل التحديد R^2 اقررت لقياس حسن المطابقة وتسمى احياناً شبه معامل التحديد ومنها:-

1 - مؤشر Cox and Snell

إن صيغة $R^2_{Cox \& snell}$ تكون على النحو الآتي:

$$\dots \dots \dots (14) R_{Cox \& snell}^2 = 1 - \left[\frac{L_0}{L_1} \right]^{2/n}$$

اُذ ان:

L_1 : تمثل قيمة الامكان الاعظم لأنموذج الانحدار اللوجستي الثنائي عندما يحتوي الأنموذج على كل المتغيرات

L_0 : تمثل قيمة الامكان الاعظم لأنموذج الانحدار اللوجستي الثنائي عندما يحتوي الأنموذج على الحد الثابت فقط.

n: تمثل حجم المجتمع.

: Nagelkerke - مؤشر 2

ويعد هذا المؤشر مصححاً أو معدلاً ($R^2_{Cox \& Snell}$) وهو يعد مقياساً لحسن المطابقة العامة وصيغته:

$$R_{Cox \& Snell}^2 / R_z^2 \quad \dots \dots \dots \quad (15) \quad R_{Nagelkerke}^2 =$$

اڏ ان:

إن مؤشر Nagelkerke يكون دائمًا أكبر من $R^2_{Cox \& Snell}$ ، لأنه في الحقيقة مصحح له وإن أعلى قيمة لهما هي الواحد.

وبشكل عام فان قيمة R^2 في الانحدار اللوجستي تعد مقياساً للنماذج الجيدة، وتكون قيمها اقل من R^2 في النماذج الخطية المقدرة بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية وذلك لأنها تعتمد على المدى وتوزيع المتغيرات المستقلة وايضاً لأن المتغيرات الثانية تميل إلى إن يكون R^2 منخفضاً حتى في علاقة الانحدار المثلالية.

Mean Square Error (MSE)

8. متوسط مربعات الخطأ: $(2, 9)$

وهو من المعايير المهمة التي تستخدم للمقارنة بين النماذج وطرق التقدير ويكون الأنماذج او الطريقة المثلث الذي يعطي اقل قيمة لمتوسط مربع الخطأ (MSE) وتحتاج صيغته من طريقة الى أخرى وعلى النحو الاتي:

1- صيغة معيار متوسط مربع الخطأ (MSE) حسب الطريقة المعلمية تكون كالتالي

$$\text{MSE} = \frac{1}{n-K} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 \quad \dots \dots \dots \quad (17)$$

2- صيغة معيار متوسط مربعات الخطأ (MSE) حسب الطريقة الامثلية تكون كالتالي

إذ إن:

K : تمثل عدد معاملات الأنماوذج.

٢- تمثل حجم المجتمع.

P : تمثل عدد المتغيرات التوضيحية في الأنماذج.

تمثل دالة الانحدار المعلمـي التقديرـة بـطـرـيقـةـ الـمـكـانـ الـأـعـظـمـ.

تمثل دالة الانحدار \hat{m}_{NW} التقديرية بطريقة مقدرة النواة (X) :

Mean Absolute Error (MAE)

٩. متوسط الخطأ المطلقة: (٩، ٢)

إن معيار متوسط الخطأ المطلق هو مشابه لمعيار متوسط مربع الخطأ من حيث اختيار الأنماذج أو الطريقة المثلثيّة التي تعطي أقل قيمة لمتوسط الخطأ المطلق (MAE)، أما صيغته الرياضية تختلف من طريقة إلى أخرى وعلّم النحو الآتي:

١- صيغة متوسط الخطأ المطلوب (MAE) حسب الطريقة المعلمية تكون كالتالي:

2- صيغة متوسط الخطأ المطلق (MAE) حسب الطريقة الامثلية تكون كالتالي:

$$\text{MAE} = \frac{1}{n-p} \sum_{i=1}^n |y_i - \hat{m}_{NW}(x)| \quad \dots \dots \dots \quad (20)$$

11. الجانب التطبيقي:

1-11 وصف العينة والمتغيرات المستخدمة

تم الحصول على بيانات الدراسة من وزارة الصحة / مركز السرطان شعبة الإحصاء لعام (2017) حيث تم اختيار عينة حجمها (130) مريض تم اجراء عمليات جراحية لهم خاصة بورم الدماغ وبشكل عشوائي من أصل (376) عملية جراحية لعام (2017) وذلك من خلال الاستمار الإحصائية للأورام السرطانية.

ي: المتغير المعتمد ويمثل العملية الجراحية الخاصة بورم الدماغ ومصنف إلى:

(1) نجاح العملية الجراحية، (0) فشل العملية الجراحية.

X₁: يمثل حجم الورم ومصنف الى:

(1) حجم الورم متقدم، (2) حجم الورم غير متقدم.

X₂: يمثل درجة الورم ومصنف الى:

(1) ورم من الدرجة الأولى، (2) ورم من الدرجة الثانية، (3) ورم من الدرجة الثالثة، (4) ورم من الدرجة الرابعة، (5) ورم متقدم الدرجة غير معروف الدرجة.

X₃: يمثل مدى انتشار الورم ومصنف الى:

1- (1) في الموقع الأصلي، (2) متكرر في موضعه، (3) امتداد محلي، (4) امتداد محلي للعقد المفاوضية، (5) منتشر في موضعه، (6) انتشار بعيد، (7) غير قابل للانتشار، (8) انتشار كبير غير معروف المدى.

X4: يمثل الجنس ومصنف الى: (1) ذكر، (2) انثى.

كما موضح في الجدول (1)

الجدول (1) يبين لنا الاحصاءات الوصفية كافة لبيانات البحث

النسبة المئوية	عدد الحالات	المتغيرات
100 %	130	العملية الجراحية (Y)
73.1 %	95	نجاح العملية (1)
26.9 %	35	فشل العملية (0)
100 %	130	حجم الورم (X ₁)
35.4 %	46	متقدم (1)
64.6 %	84	غير متقدم (2)
100 %	130	درجة الورم (X ₂)
19.2 %	25	من الدرجة الأولى (1)
33.1 %	43	من الدرجة الثانية (2)
17.7 %	23	من الدرجة الثالثة (3)
6.2 %	8	من الدرجة الرابعة (4)
23.8 %	31	متقدم الدرجة غير معروف (5)
100 %	130	مدى انتشار الورم (X ₃)
9.2 %	12	في الموقع الأصلي (1)
49.2 %	64	متمزّر في موضعه (2)
25.4 %	33	امتداد محلي (3)
2.3 %	3	امتداد محلي للعقد المفاوية (4)
1.5 %	2	منتشر في موضعه (5)
3.8 %	5	انتشار بعيد (6)
1.5 %	2	غير قابل للانتشار (7)
6.9 %	9	انتشار كبير غير معروف (8)
100 %	130	الجنس (X ₄)
53.1 %	69	ذكر (1)
46.9 %	61	أنثى (2)

2- اختيار مشكلة التعدد الخطى (8)، (3)

قبل البدء في تطبيق تحليل أنماذج الانحدار اللوجستي لابد من الكشف عن مشكلة التعدد الخطي للتأكد من وجودها أو عدم وجودها وذلك من أجل ضمان ملائمة البيانات لافتراضات تحليل الانحدار اللوجستي وذلك من خلال معامل تضخم التباين (Variance Inflation Factor) إذ إن صيغته تكون على النحو الآتي:

$$VIF = \frac{1}{Tolerance} \quad \dots \dots \dots \quad (22)$$

إذا أتضح إن قيمة معامل تضخم التباين أكبر من عشرة (VIF > 10) فهذا يدل على وجود هذه المشكلة وهذا يعني إن المتغيرات المستقلة تكون مرتبطة مع بعضها البعض ارتباطاً عالياً والعكس بالعكس وكما موضح في الجدول.

الجدول (2) حساب معامل تضخم التباين (VIF)

المتغيرات المستقلة	Tolerance	VIF
X ₁	0.791	1.264
X ₂	0.814	1.229
X ₃	0.709	1.411
X ₄	0.987	1.013

نلاحظ من نتائج الجدول (2) إن قيم اختبار معامل تضخم التباين (VIF) لجميع المتغيرات المستقلة تقل عن الـ (10) ويعد هذا مؤشراً على عدم وجود ارتباط عالي بين المتغيرات المستقلة.

3-3 اختبار معنوية الأنماذج

لمعرفة تأثير المتغيرات المستقلة في المتغير المعتمد يتم ذلك من خلال حساب معاملات الانحدار (β) ولمعرفة ذلك نفرض الفرضيتين الآتىين وعلى النحو الآتى:

فرضية العد (H₀) :- لا يوجد تأثير للمتغيرات المستقلة في المتغير المعتمد (الأنماذج غير مناسب)

الفرضية البديلة (H₁) :- يوجد تأثير للمتغيرات المستقلة في المتغير المعتمد (الأنماذج مناسب)

ولاختبار معنوية الأنماذج أي لاختبار الفرضيتين أعلاه نستخدم اختبار مربع كاي (Chi-Square)، كما موضح في الجدول (3) وعلى النحو الآتى:-

جدول (3) نتائج اختبار Chi-Square (Chi-Square) لمعنى الأنماذج

Model	Chi-Square	df	Sig.
	104.626	4	.000

ومن خلال نتائج الجدول (3) تتضح معنوية الاختبار وذلك من خلال القيمة الاحتمالية عند درجة حرية (4) ومستوى معنوية (0.05) والتي تساوي (P-Value=0.000) وبما إن قيمتها أقل من مستوى المعنوية لذا نرفض فرضية العد ونقبل الفرضية البديلة أي إن الأنماذج بالكامل معنوي ويتمثل البيانات تمثيلاً جيداً.

4-4 اختبار ملائمة الأنماذج لبيانات الدراسة

ولمعرفة مدى ملائمة أنماذج الانحدار اللوجستي الثنائي لبيانات الدراسة من خلال الجدول الآتى:-

جدول (4) ملائمة الأنماذج

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	46.822	0.553	0.803

ومن خلال نتائج الجدول (4) يتضح لنا الآتى:

-1- ($R^2_{cox \& snell}$) التي تساوي (0.553) وهذا يعني إن (55.3%) من التغيرات الحاصلة بين نجاح العملية او فشلها يمكن تفسيرها من خلال أنماذج الانحدار اللوجستي الثنائي.

-2- ($R^2_{Nagelkerke}$) التي تساوي (0.803) وهذا يعني إن (80.3%) من التغيرات الحاصلة بين نجاح العملية او فشلها يمكن تفسيرها من خلال أنماذج الانحدار اللوجستي الثنائي.

5-5 تقييم أنماذج الانحدار اللوجستي الثنائي بالطريقة الاعتيادية حسب طريقة تقييم الإمكان الأعظم

لبيان تأثير المتغيرات المستقلة في المتغير المعتمد يتم ذلك من خلال حساب معاملات الانحدار ($\hat{\beta}$) حيث تم تقدير معلمات أنموذج الانحدار اللوجستي الثنائي حسب طريقة الإمكان الأعظم وكما موضح في الجدول (5) إذ تم الحصول على المعلمات المقدرة في التكرار السادس وعلى النحو الآتي:-

جدول (5) نتائج أنموذج الانحدار اللوجستي حسب طريقة تقدير الإمكان الأعظم

نسبة الأفضلية $Exp(\hat{\beta})$	القيمة الاحتمالية Sig.	درجات الحرية df	إحصاء Wald	الأخطاء المعيارية S.E	معاملات الانحدار اللوجستي $\hat{\beta}$	المتغيرات التوضيحية
7.825	0.020	1	5.445	0.881	2.057	X ₁ حجم الورم
0.244	0.000	1	18.77	0.326	-1.441	X ₂ درجة الورم
0.233	0.000	1	13.601	0.395	-1.455	X ₃ مدى الانتشار
0.145	0.037	1	4.357	0.925	-1.93	X ₄ الجنس
16814.49	0.001	1	11.258	2.9	9.73	الحد الثابت

من خلا نتائج الجدول (5) يمكن كتابة معادلة أنموذج الانحدار اللوجستي الثنائي وعلى النحو الآتي

$$\left(\frac{\pi}{1-\pi} \right) = 9.73 + 2.057X_1 - 1.441X_2 - 1.455X_3 - 1.93X_4 \quad \dots \dots \dots \quad (23) \log_e$$

كذلك إن القيم الإحصائية الخاصة بأنموذج الانحدار اللوجستي الثنائي حسب طريقة الإمكان الأعظم تم توضيحها في الجدول (6) إذ تم حساب متوسط مربعات الخطأ (MSE) و متوسط الخطأ المطلق (MAE) وعلى النحو الآتي:-

جدول (6) المعايير الإحصائية الخاصة بأنموذج الانحدار اللوجستي الثنائي حسب طريقة الإمكان الأعظم (MLE)

MSE	MAE
8.0766	2.5815

11-6 تقدير أنموذج الانحدار اللوجستي حسب طريقة تقدير الإمكان الأعظم باستخدام أسلوب البوتستراب

من أجل الحصول على نتائج تقدير تقدير أنموذج الانحدار اللوجستي باستخدام أسلوب البوتستراب تم سحب عينة عشوائية جزئية من العينة الأصلية وبحجم (50) مشاهدة وبالإرجاع للمتغير المعتمد والمتغيرات المستقلة وتقدير أنموذج الانحدار اللوجستي الثنائي بطريقة تقدير الإمكان الأعظم وتكرار سحب العينات البوتسترابية (1000) مرة وحساب المتوسط العام للتقدير.

لبيان تأثير المتغيرات المستقلة على المتغير المعتمد لأنموذج الانحدار اللوجستي يتم ذلك من خلال حساب معاملات الانحدار ($\hat{\beta}$) البوتسترابية حيث تم تقدير معلمات أنموذج الانحدار اللوجستي الثنائي حسب طريقة الإمكان الأعظم باستخدام أسلوب البوتستراب وكما موضح في الجدول (7) حيث تم الحصول على المعلمات المقدرة البوتسترابية في التكرار الثالث وعلى النحو الآتي:-

جدول (7) نتائج أنموذج الانحدار اللوجستي حسب طريقة الإمكان الأعظم باستخدام أسلوب البوتستراب (Bootstrap procedure)

نسبة الأفضلية $Exp(\hat{\beta})$	القيمة الاحتمالية Sig.	درجات الحرية df	إحصاء Wald	الأخطاء المعيارية S.E	معاملات الانحدار اللوجستي $\hat{\beta}$	المتغيرات التوضيحية
0.008	0.001	1	422.14	0.238	4.890	X ₁ حجم الورم
0.954	0.003	1	0.656	0.058	-0.047	X ₂ درجة الورم
0.868	0.000	1	10.905	0.043	-0.142	X ₃ مدى الانتشار
0.0002	0.020	1	205004.19	0.018	-8.150	X ₄ الجنس

3.975	0.0015	1	6.136	0.557	1.380	الحد الثابت
-------	--------	---	-------	-------	-------	-------------

من خلا نتائج الجدول (7) يمكن كتابة معادلة أنموذج الانحدار اللوجستي الثنائي باستخدام أسلوب البوتستراب وعلى النحو الآتي

$$\left(\frac{\pi}{1-\pi} \right) = 1.380 - 4.890X_1 - 0.047X_2 - 0.142X_3 - 8.15X_4 \quad \dots\dots\dots (24) \log_e$$

كذلك إن القيم الإحصائية الخاصة بأنموذج الانحدار اللوجستي الثنائي حسب طريقة الإمكان الأعظم وباستخدام أسلوب البوتستراب (Bootstrap procedure) تم توضيحيها في الجدول (8) إذ تم حساب لكل عينة بوتسترابية متوسط مربعات الخطأ (MSE) و متوسط الخطأ المطلق (MAE) وعلى النحو الآتي:-

جدول (8) المعايير الإحصائية الخاصة بأنموذج الانحدار اللوجستي حسب طريقة الإمكان الأعظم (MLE) باستخدام أسلوب البوتستراب

MSE	MAE
2.3899	1.4542

11- المقارنة بين تقدير أنموذج الانحدار اللوجستي الثنائي الاعتيادي وباستخدام أسلوب البوتستراب

الجدول (9) يبين لنا نتائج المقارنة لطريقة تقدير الإمكان الأعظم في تقدير أنموذج الانحدار اللوجستي الثنائي الاعتيادي وباستخدام أسلوب البوتستراب حسب المعايير الإحصائية للمقارنة (MAE ، MSE) لاختيار الأفضل ، وبملاحظة نتائج الجدول (9) نبين لنا إن أفضل أسلوب في تقدير أنموذج الانحدار اللوجستي الثنائي الاستجابة هو أسلوب البوتستراب لحصوله على أقل قيم لجميع المعايير الإحصائية للمقارنة (MAE ، MSE) جدول (9) المعايير الإحصائية للمقارنة بين الطريقيتين في تقدير أنموذج الانحدار اللوجستي الثنائي الاعتيادي والبوتسترابي

الطريقة الاعتيادية	باستخدام أسلوب البوتستراب	معايير المقارنة
(MLE)	(MLE)	
8.0766	2.3899	MSE
2.5815	1.4542	MAE

12- الاستنتاجات والتوصيات

Conclusions

1- الاستنتاجات

في ضوء تحليل النتائج والتطبيق العملي تم التوصل إلى الاستنتاجات الآتية:-

1- بينت نتائج أنموذج الانحدار اللوجستي إن المتغيرات التوضيحية (حجم الورم، درجة الورم ومدى انتشار الورم) لهم تأثير معنوي على متغير الاستجابة (نجاح او فشل العملية الجراحية لورم الدماغ) إلا إن متغير الجنس ليس له تأثير معنوي على متغير الاستجابة.

2- تبين إن اعتماد أسلوب البوتستراب في تقدير أنموذج الانحدار اللوجستي الثنائي الاستجابة له اثر واضح من خلال معايير المفاضلة (MAE ، MSE) لمقدر الإمكان الأعظم.

4- على ضوء نتائج معايير المقارنة نستنتج إن استخدام أسلوب البوتستراب بطريقة الإمكان الأعظم في تقدير أنموذج الانحدار اللوجستي هي أفضل من الطريقة الاعتيادية في التقدير.

The Recommendations**2- التوصيات**

- بالنظر لنفوذ أسلوب البوتستراب في تقدير أنموذج الانحدار اللوجستي نوصي بدراسة هذا الاسلوب لتقدير أنموذج الانحدار اللوجستي متعدد الاستجابة في الدراسات القادمة.
- مقارنة أنموذج الانحدار اللوجستي باستخدام أسلوب البوتستراب مع أساليب إحصائية أخرى مثل تحليل النماذج اللوغاريتمية الخطية أو تحليل الدوال التمييزية.
- إجراء دراسة مستقبلية تتلخص في تقدير أخرى كطريقة العزوم وطريقة تحليل الموجه الصغير Wavelet وطريقة انحدار الشرائح (Spline Regression method).
- من الضروري تشخيص المرض عن طريق مراجعة المختصين لمرض ورم الدماغ واجراء العملية الجراحية اللازمة في وقت مبكر ، كذلك زيادة الوعي الصحي للأمراض المتعلقة بالأورام ومنها مرض ورم الدماغ عن طريق المراجعة المنتظمة للطبيب واجراء التحاليل اللازمة.

المصادر

- الجاعوني، فريد وغانم، عدنان، (2011)، "استخدام تقنية الانحدار اللوجستي ثنائية الاستجابة في دراسة أهم المحددات الاقتصادية والاجتماعية لكافية دخل الاسرة دراسة تطبيقية على عينة عشوائية من الاسر في محافظة دمشق "، بحث منشور مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية، المجلد (27)، العدد (1).
- النصراوي، نور عباس عمران، (2017) "استخدام اسلوب البوتستراب في تحليل النماذج المعلمية وشبه المعلمية والمقارنة بينهما" رسالة ماجستير مقدمة الى قسم الإحصاء ، كلية الادارة والاقتصاد، جامعة كربلاء.
- جبارة، أزهار كاظم، (2014)"تحليل البيانات متعددة الاستجابة لتشخيص أمراض العيون باستخدام الدالة التمييزية والانحدار اللوجستي (دراسة مقارنة)"، رسالة ماجستير مقدمة إلى قسم الإحصاء ، كلية الادارة والاقتصاد، الجامعة المستنصرية.
- عبدالرضا، علي يحيى، (2015)"استعمال أنموذج الانحدار اللوجستي لدراسة ظاهرة البطالة عند الشباب في محافظة بغداد ، " بحث دبلوم عالي إلى قسم الإحصاء ، كلية الإدراة والاقتصاد جامعة بغداد.
- Adjei, I. A., & Karim, R. (2016). An Application of Bootstrapping in Logistic 5 Regression Model. Open Access Library Journal, 3(09),1.
- 6- Fitrianto, A., & Cing, N. M. (2014). Empirical Distributions of Parameter Estimates in Binary Logistic Regression Using Bootstrap. International Journal of Mathematical Analysis, 8, 721-726.
- 7- Czepiel, S. A. (2002). Maximum likelihood estimation of logistic regression models: theory and implementation. Available at czep.net/stat/mlelr.pdf.
- 8- Gujarati, Damodar N. (1988). "Basic Econometrics", McGraw-Hill Book Company, New York.
- 9- Jassim, Hussain N., And, Low, Heng Chin , And , AL-Karkhi , Abbas F.MK (2007) "An Overview Of Evaluation Criteria In Logistic Regression Model " , International Conference on Mathematical Sciences, University Teknologi , Malaysia.
- 10- Liang, H., & Du, P. (2012). Maximum likelihood estimation in logistic regression models with a diverging number of covariates. Electronic Journal of Statistics, 6, 1838-1846

