Comparison of the two maximum likelihood and the absolute least deviation to estimate the Poisson regression equation

المقارنة بين طريقتي الأمكان الأعظم وأقل أنحراف مطلق لتقدير معادلة أنحدار بواسون

أ.د عبدالحسين حسن حبيب الطائي عبدالامير طعيمه بندر الصالحي
جامعة كربلاء / كلية الإدارة والأقتصاد / قسم الاحصاء
بحث مستل من رسالة ماجستير قسم الاحصاء

المستخلص

تعد طرائق التقدير من الركائز الأساسية المهمة في تحليل الأنحدار ، وأن الأستناد الى أنموذج دقيق سيؤدي بالنتيجه الى الحصول على تحليل يمثل الظاهرة تمثيلاً جيداً ، تم في هذا البحث أجراء مقارنة بين طريقتي الأمكان الأعظم و أقل أنحراف مطلق ، تم تطبيق الطريقتين على بيانات حوادث الطرق في محافظة ذي قار لسنة 2016 وتم أستخدام ثلاث معايير للمفاضلة بين النماذج وهي معيار المعلومات البيزي ومعيار معامل التحديد ومعيار متوسط مربعات الخطأ وتبين أن طريقة الأمكان الأعظم أفضل من طريقة أقل أنحراف مطلق .

Abstract

Estimation methods are an important cornerstone of regression analysis, and based on an accurate model will result in a well-represented analysis. In this study, a comparison was made between the two methods of maximum likelyhood and the least absolute deviation. Thi Qar for the year 2016. Three criteria were used for the differentiation between the models, ie, the standard of the Bayesian information, the criterion of the coefficient of determination and the criterion of the mean squares error. The maximum likelihood method is better than the less absolute deviation method.

1- منهجية البحث

1-1 المقدمة

تعد طريقتي الأمكان الأعظم وأقل أنحراف مطلق من الطرائق المعلمية المهمة المستخدمة في تقدير معلمات أنموذج أنحدار بواسون حيث تعتمد طريقة الأمكان الأعظم على تعظيم دالة الأمكان في أيجاد معلمات الأنموذج وأن مقدرات الأمكان الأعظم لها بعض الخصائص منها مقدراتها تكون متحيزه بشكل تقاربي comparatively biased وكذلك تمثل مقدرات كفوءة بشكل تقاربي comparatively efficient و لها توزيع يقترب من الطبيعي approximated from normal ، أما طريقة أقل أنحراف مطلق فهي تعتمد على أقل القيم المطلقة الناتجة من طرح متغير الأستجابه والقيم المقدرة لمتغير الأستجابة و لغرض المقارنة بين الطريقتين المذكورتين يمكن أستخدام ثلاث معايير للمفاضلة بين الطريقتين المعيار الأول هو معيار المعلومات البيزي والمعيار الثاني معيار معامل التحديد إما المعيار الثالث فهو معيار متوسط مربعات الخطأ ، كذلك يمكن معرفة معنوية المعلمات المقدرة عن طريق أستخدام أختبار والد، كذلك يمكن أستخدام أختباري نسبة الأمكان الأعظم و F لمعرفة معنوية الأنموذج المقدر .

2-1 مشكلة البحث

تفاوت جودة نماذج الأنحدار المقدرة وعدم صلاحية أستخدام بعض النماذج منها لكون مقدراتها لا تملك خصائص المقدرات الجيدة وبالتالي لا تعطي نتائج دقيقة عند التنبؤ أو التقدير .

3-1 هدف البحث

يهدف البحث الى دراسة مقارنة بين طريقتي الأمكان الأعظم وأقل أنحراف مطلق لإختيار أفضل طريقة لتقدير معادلة أنحدار بواسون عن طريق معيار المعلومات البيزي ومعيار معامل التحديد ومعيار متوسط مربعات الخطأ .

2- الجانب النظري

1-2 طريقة الأمكان الأعظم : Maximum Likelihood Method

عند اخذ عينة من ازواج المشاهدات المستقلة عن بعضها (x_i, y_i) فأن دالة الأمكان هي عبارة عن حاصل ضرب الدالة الأحتمالية الشرطية لكل مشاهدة من مشاهدات متغير الأستجابة(Y) الذي يتبع توزيع بواسون المشروط مع المتغير التوضيحي (x) وتكون كمايلي**[8] [2]** :

$$P(Y = y_i) = \frac{e^{-\theta_i}\ \theta^{Y_i}}{Y_i!} \qquad i = 1,2, \ldots\ldots n \qquad \ldots\ldots.(1)$$

ومن خلال تعظيم المشاهدات لتوزيع المتغير المعتمد (Y_i) الوارد في الصيغة أعلاه تكون دالة الإمكان بالشكل الآتي:

$$L(Y_1, Y_2, \ldots \ldots, Y_n, \theta) = \frac{e^{-\sum_{i=1}^{n}\theta_i}\ \theta^{\sum_{i=1}^{n} Y_i}}{\prod_{i=1}^{n} Y_i!} \qquad \ldots\ldots(2)$$

وبأخذ اللوغاريتم الطبيعي لدالة الإمكان للمشاهدات أعلاه نحصل على:

$$LnL(\underline{Y}_{\,i}/X_{i\,,}\ \underline{\beta}) = -\sum_{i=1}^{n}\theta_i + \sum_{i=1}^{n} Y_i\ (Ln[\theta_i]) - Ln[\prod_{i=1}^{n} Y_i!] \qquad \ldots\ldots(3)$$

وبالاعتماد على الافتراض الثاني من الفروض الأساسية لأنموذج انحدار بواسون

$(\mu_i = \theta_i = e^{(x_i'\,\underline{\beta})})$ ، يتم تعويض هذا الافتراض بالدالة (3-3) أعلاه وكمايلي:

$$LnL(\underline{Y}_{\,i}/X_{i\,,}\ \underline{\beta}) = -\sum_{i=1}^{n} e^{(x_i'\,\underline{\beta})} + \sum_{i=1}^{n} Y_i\ \left(Ln\left[e^{(x_i'\,\underline{\beta})}\right]\right) - Ln[\prod_{i=1}^{n} Y_i!] \qquad \ldots\ldots(4)$$

وبإشتقاق المعادلة (4) بالنسبة لمتجه المعلمات ($\underline{\beta}$) نحصل على:

$$\frac{\partial LnL}{\partial\,\underline{\beta}} = \sum_{i=1}^{n}(Y_i - e^{(x_i'\,\underline{\beta})})x_i \qquad \ldots\ldots(5)$$

بجعل مشتقة دالة الإمكان تساوي صفر، نحصل على مقدرات الأمكان الأعظم لأنموذج بواسون $(\underline{\hat{\beta}})$ وهي تشير الى قيم متجه المعاملات $(\underline{\beta})$ والتي يجب أن تحقق مجموعة المعادلات التاليه:

$$\partial_n(\hat{\beta}_j, y, x) = 0 \qquad \ldots..(6)$$

أذ أن الصيغة(6) تمثل شرطاً ضرورياً لعملية التعظيم بالأضافه الى ذلك يتم أيجاد مصفوفة المشتقة الثانية والتي تسمى بمصفوفة (Hessian matrix) والتي يشترط أن تكون مصفوفة محدده وسالبة لجميع قيم المعلمات ، لكي تكون ممثلة تمثيلاً صحيحاً لتقديرات الأمكان الأعظم، أذ أن مصفوفة (Hessian matrix) لأنموذج أنحدار بواسون يتم الحصول عليها كمايلي :

$$H_n\left(\underline{\beta}\,, \underline{y}\,, \underline{x}\right) = \frac{\partial^2 l\left(\underline{\beta}, \underline{y}, \underline{x}\right)}{\partial\beta\partial\underline{\beta'}} \qquad \ldots\ldots(7)$$

$$= -\sum_{i=1}^{n} \exp(\underline{X_i'}\ \underline{\beta})(\,X_i'\,X_i) \qquad \ldots\ldots(8)$$

نلاحظ من خلال الصيغه اعلاه أن مصفوفة (Hessian matrix) هي مصفوفة محددة وسالبه لذلك فأن دالة لوغاريتم الأمكان الأعظم لأنموذج أنحدار بواسون سوف تكون مقعرة على المستوى العام (Concave In General) ، لذا فأن متجه المعلمات المقدرة $\hat{\underline{\beta}}$ والتي تحقق الحل لمجموعة المعادلات الواردة في الصيغه (8) تدعى بمقدرات الأمكان الأعظم الوحيدة Unique (Maximum Likelihood Estimator).

نلاحظ أن الصيغة (5) التي تمثل متجه مقدرات الأمكان الأعظم $\hat{\beta}$ لأنموذج انحدار بواسون هي صيغه غير خطيه بالنسبة للمعالم ، ودالة لوغاريتم الأمكان الأعظم للأنموذج هي دالة مقعرة ، لذا فأن هذه المعادلات يمكن حلها بواسطة احد الطرائق التكرارية،أذ تعد طريقة (نيوتن – رافسون) هي الأنسب لحل الدوال المقعرة ، إذ تقوم هذه الطريقة (نيوتن – رافسون) على اعطاء قيم تقديرية أبتدائية لمعلمات الأنموذج $\hat{\beta}_0$ إذ يمكن عن طريقها الحصول على تقريب من الدرجه الثانية الى لوغاريتم دالة الأمكان الأعظم $L(\beta)$ وهي كمايلي : **[8] [9] [2]**

$$L^*(\beta) = L(\hat{\beta}_0) + \partial_n(\hat{\beta}_0)'(\beta - \hat{\beta}_0) + \frac{1}{2}(\beta - \hat{\beta}_0)'H_n(\hat{\beta}_0)(\beta - \hat{\beta}_0) \approx L(\beta) \quad .....(9)$$

ثم نقوم بتعظيم $L^*(\beta)$ بالنسبه للمعلمة (β) للحصول على تقدير جديد للمعلمات نرمز له بالرمز $\hat{\beta}'$ والشرط الأساسي لعملية تعظيم الدرجة الأولى هو كمايلي :

$$\partial_n(\hat{\beta}_0) + H_n(\hat{\beta}^0)(\hat{\beta}' - \hat{\beta}^0) = 0 \quad ......(10)$$

$$\partial_n(\hat{\beta}_0) + \left(H_n(\hat{\beta}^0)\hat{\beta}' - H_n(\hat{\beta}^0)\hat{\beta}^0\right) = 0$$

بضرب المعادلة الأخيرة في $[H_n(\hat{\beta}^0)]^{-1}$ والتبسيط نحصل على :

$$\hat{\beta}' = \hat{\beta}^0 - [H_n(\hat{\beta}^0)]^{-1}\partial_n(\hat{\beta}_0) \quad ....(11)$$

إذ أن صيغة نيوتن رافسون التكرارية على فرض أن $(\hat{\beta}_0)$ تمثل قيمة تقديرية أبتدائيه تكون كمايلي:

$$\hat{\beta}^{t+1} = \hat{\beta}^t - [H_n(\hat{\beta}^t)]^{-1}\partial_n(\hat{\beta}_t) \quad ......(12)$$

ونتوقف عن تكرار صيغة نيوتن رافسون والحصول على مقدرات انموذج أنحدار بواسون عندما يكون الفرق بين $\hat{\beta}^{t+1}$ و $\hat{\beta}^t$ أقل من 10^{-5}. **[9]**

خصائص مقدرات الأمكان الأعظم:Properties Of The Maximum Likelihood Estimators

أن متغير لأستجابة Y في أنموذج أنحدار بواسون هو دالة غير خطية بالنسبة لمتجه المعلمات ،لذلك فأن توزيع المعاينه لمقدرات الأمكان الأعظم لا تملك خصائص العينه الكبيرة ،لذلك فأن هذه المقدرات تمتلك بعض الخصائص واهمها : **[8] [9]**

1- تمثل مقدرات متحيزه بشكل تقاربي comparatively biased

2- لها توزيع يقترب من الطبيعي approximated from normal

3- مقدرات كفوءة بشكل تقاربي comparatively efficient

ويمكن التعبير عن هذه الخصائص الثلاث بصورة رياضية كمايلي:

$$\sqrt{n}\left(\hat{\beta}_{ML}-\beta_0\right)\sim N(0\,,\mathrm{I}(\beta_0)^{-1}) \qquad \ldots\ldots(13)$$

حيث أن :

β_0 : تشير الى متجه المعلمات الأصلية.

$\hat{\beta}_{ML}$: تشير الى متجه مقدرات الأمكان الأعظم لمعلمات الأنموذج . $\mathrm{I}(\beta_0)$: تشير الى مصفوفة المعلومات لفشر Fisher Information Martix والتي تساوي :

$$\mathrm{I}\left(\underline{\beta}_0\right)=-E\left[H_n\left(\underline{\beta}_0\right)\right]=E\left[\exp\left(\underline{X}'\underline{\beta}_0\right)\underline{X}'\underline{X}\right] \qquad \ldots..(14)$$

وبما أن مقدرات الأمكان الأعظم تكون متحيزة بشكل تقاربي ، كما أنها كفوءة بشكل تقاربي بمعنى أن تباين هذه المقدرات يساوي معكوس مصفوفة المعلومات لفشر **[8] [9]** .

لذا فأن توزيع المعاينة لمقدرات الأمكان الأعظم تمتاز بكونها مقدرات متسقه أي أنها تتصف بصفات العينات الكبيرة .

إذ أن : التوزيع التقاربي لمتجه مقدرات الأمكان الأعظم $\hat{\beta}_{ML}$ يكون بالشكل التالي :

$$\hat{\beta}_{ML}\sim app\ N\left(\underline{\beta}_0,[n\,\mathrm{I}(\beta_0)]^{-1}\right) \qquad \ldots\ldots(15)$$

$[n\,\mathrm{I}(\beta_0)]^{-1}$:تمثل مصفوفة التباين لمتجه المعلمات المقدرة $\underline{\hat{\beta}}$ أي أن :

$$\mathrm{V}\left(\underline{\hat{\beta}}\right)=[n\,\mathrm{I}(\beta_0)]^{-1} \qquad \ldots..(16)$$

كما أن التقدير المتسق لمصفوفة التباين هي :

$$\widehat{\mathrm{V}}\left(\underline{\hat{\beta}}\right)=\left[n\mathrm{I}(\hat{\beta}_0)\right]^{-1} \qquad \ldots..(17)$$

حيث أن تقدير مصفوفة المعلومات لفشر $\mathrm{I}(\hat{\beta}_0)$ يعتمد حسابه على متجه المعلمات المقدرة $\underline{\hat{\beta}}$ إذ يمكن حسابه وفق الصيغه التالية :

$$\mathrm{I}(\hat{\beta}_0)=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\exp(\underline{X}_i'\,\underline{\hat{\beta}})\underline{X}_i'\underline{X}_i \qquad \ldots\ldots(18)$$

بالتعويض عن مقدر مصفوفة المعلومات لفشر $\mathrm{I}(\hat{\beta}_0)$ في صيغة مصفوفة التباين لمتجه المعلمات المقدره وكمايلي : **[9]**

$$\widehat{\mathrm{V}}\left(\underline{\hat{\beta}}\right)=\left[\sum_{i=1}^{n}\exp(\underline{X}_i'\,\underline{\hat{\beta}})\underline{X}_i'\underline{X}_i\right]^{-1} \qquad \ldots\ldots.(19)$$

(2-2)طريقة اقل انحراف مطلق Least Absolute Deviation Method(LAD) [5] [6] [7]

تعد طريقة اقل انحراف مطلق من الطرائق الأقل استخداما في تقدير معلمات الأنحدار الخطي مقارنة بالطرائق الاخرى وهي تشبه الى حد ما طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية OLS والفرق بينهما هو أن في طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية يكون الهدف تصغير مجموع مربعات الاخطاء العشوائية بينما في طريقة اقل انحراف مطلق LAD يكون الهدف الحصول على اقل مجموع من الاخطاء العشوائية المطلقة وكمايلي :

$$f(\beta) = \|y - \beta x\|$$

$$f(\beta) = \sum_{i=1}^{n} \left| y_i - \sum_{j=1}^{m} \beta_j x_{ij} \right| \qquad \dots\dots (20)$$

لنفرض أن هنالك دالة g(z) معرفة على مطلق Z أي أن :

$$\mathrm{g(z)} = |z|$$

حيث أن g(z) دالة قابلة للأشتقاق ومعرفه عند جميع القيم بأستثناء قيمة (Z=0) وكمايلي:

$$\mathrm{g'(z)} = \frac{z}{|z|}$$

بالتعويض عن كل z في الصيغه الأخيرة ب $f(\beta)$ وعن $|z|$ ب $|f(\beta)|$ واخذ المشتقه بالنسبة للمعالم المجهولة β_r ومساواة المشتقه الى الصفر وكمايلي :

$$\frac{\partial f(\beta)}{\partial \beta_r} = \sum_{i=1}^{n} \frac{y_i - \sum_{j=1}^{m} \beta_j x_{ij}}{\left| y_i - \sum_{j=1}^{m} \beta_j x_{ij} \right|} (-x_{ir}) = 0 \qquad \dots\dots (21)$$

حيث أن :

r=1,2,…….m

$$\sum_{i=1}^{n} \frac{\beta_j x_{ij}}{U_i} = \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{m} \frac{\beta_j x_{ir} x_{ij}}{U_i} \qquad \dots\dots (22)$$

لتكن w هي مصفوفة قطرية حيث :

$$w_{ij} = \frac{1}{|U_i|} \qquad i = j$$

$$w_{ij} = 0 \qquad i \neq j$$

لذا يمكن كتابة المعادلات اعلاه بالصيغه المصفوفية وكمايلي :

$$(X'W\,Y) = X'W\,X\,\beta$$

بقسمة طرفي الصيغه اعلاه على $(X'W\,X)$ نحصل على :

$$\hat{\beta} = (X'W\,X)^{-1}(X'W\,Y) \qquad \ldots\ldots(23)$$

وبهذه الصيغه نكون قد حصلنا على معالم الأنحدار بطريقة اقل انحراف مطلق LAD.

3-2 أختيار أفضل طريقة تقدير لأنموذج بواسون :-

بعد تقدير معلمات أنموذج انحدار بواسون بواسطة طرائق مختلفه تأتي مرحلة أختيار أفضل طريقة من بين هذه الطرائق وأختبار مدى مطابقة الأنموذج للبيانات ويتم ذلك بواسطة بعض معايير المفاضلة منها :

1-3-2 معيار المعلومات البيزي[4] [5] Bayesian Information Criterion (BIC)

أقترح هذا المعيار من لدن العالم (Schwarz) عام 1978 إذ تناول كيفية اختيار أنموذج واحد من بين عدة نماذج غير متساوية وذلك من خلال إيجاد الحل البيزي له (Bayes Solution) وتم توسعة الحل البيزي بإستخدام نظرية بيز وحسب الصيغة التالية:

$$BIC = -2\,LL(\hat{\beta}) + K\,\log(n) \qquad \ldots..(24)$$

إذ أن :

$LL(\hat{\beta})$: لوغاريتم الأمكان الأعظم في الأنموذج الذي يحتوي على (K-1) من المتغيرات التوضيحية .

K : عدد المعالم المقدرة في الانموذج مع الحد الثابت

إذ يتم اختيار الانموذج الذي تكون فيه قيمة هذا المعيار اقل من باقي النماذج .

2-3-2 معيار معامل التحديد Coefficient Of Determination: [1] [3]

يستخدم معيار معامل التحديد في تحديد أمكانية قدرة الانموذج الخطي في تفسير التغيرات التي تحصل في متغير الأستجابة y.

يستعمل معامل التحديد في نماذج الأنحدار الخطية من خلال تحليل مجموع مربعات الأنحرافات الكلية أذ أن :

$$\sum_{i=1}^{n}(y_i-\overline{y})^2 = \sum_{i=1}^{n}\left(y_i-\hat{\theta}_i\right)^2 + \sum_{i=1}^{n}\left(\hat{\theta}_i-\overline{y}\right)^2 + 2\sum_{i=1}^{n}\left(y_i-\hat{\theta}_i\right)\left(\hat{\theta}_i-\overline{y}\right)$$

….(25)

أذ أن :

$\sum_{i=1}^{n}(y_i-\overline{y})^2$: تشير الى مجموع مربعات الأنحرافات الكلية SST.

$\sum_{i=1}^{n}\left(y_i-\hat{\theta}_i\right)^2$: تشير الى مجموع مربعات الأخطاء (البواقي) SSE

$\sum_{i=1}^{n}\left(y_i-\hat{\theta}_i\right)^2$: تشير الى مجموع مربعات الأنحرافات المفسرة SSR

في حال تقدير معلمات الأنموذج الخطي بطريقة المربعات الصغرى فأن معامل التحديد يمكن حسابه كمايلي :

$$R^2 = \frac{SSR}{SST} \qquad \ldots\ldots(26)$$

أو من الصيغة التالية :

$$R^2 = 1 - \frac{SSE}{SST} \qquad \ldots\ldots(27)$$

إذ أن : $SST = SSR + SSE$

وعندما يحتوي الأنموذج المقدر على الحد الثابت فأن :

$$\sum_{i=1}^{n}\left(y_i - \hat{\theta}_i\right)\left(\hat{\theta}_i - \bar{y}\right) = 0 \qquad \ldots\ldots(28)$$

أذ أن معامل التحديد يمتلك المميزات التالية :

1- قيمته تتراوح بين الصفر والواحد: $0 \le R^2 \le 1$

2- قيمته المحسوبه بواسطة الأنحراف المفسر في الصيغه (26) هي مساوية الى قيمته المحسوبة بواسطة الأنحراف الغير مفسر في الصيغه (27)

3- قيمة معامل التحديد لا تتناقص مهما أضيف متغيرات تفسيرية أضافية الى الأنموذج.

4- هنالك توافق بين قيمة معامل التحديد ومعنوية الأنموذج المقدر فكلما كانت قيمة معامل التحديد كبيرة دل ذلك على معنوية الأنموذج والعكس صحيح .

3-3-2 معيار متوسط مربعات الخطأ mean square error (mse) : [1] [3]

يعد معيار متوسط مربعات الخطأ من أهم معايير المفاضلة بين نماذج الأنحدار ويحسب وفق الصيغه التالية :

$$MSE = \frac{SSE}{n-(k+1)} \qquad \ldots\ldots(29)$$

أذ أن :

n : تمثل حجم العينه .

k+1 : تمثل عدد المعالم في الأنموذج مع الحد الثابت .

$$\boldsymbol{SSE} = \sum_{i=1}^{n} {U_i}^2 = \sum_{i=1}^{n}(y - \hat{y})^2 \qquad \ldots\ldots(30)$$

كذلك يمكن حساب SSE عن طريق الصيغه التالية :

$$SSE = SST - SSR$$

حيث أن SST تساوي:

$$SST = \sum(Y-\bar{Y})^2 = \sum y_i^2 \qquad \ldots\ldots(31)$$

وأن SSR تحسب عن طريق الصيغ التالية :

$$\text{SSR} = \sum(\hat{Y}-\bar{Y})^2 \quad \text{أو} \quad \text{SSR} = \hat{b}_1 \sum xy \quad \text{أو} \quad SSR = \hat{b}_1{}^2 \sum x^2 \qquad \ldots\ldots(32)$$

أذ أن الأنموذج الذي يكون متوسط مربعات الخطأ له أقل يعد أفضل مقارنة بالنماذج الاخرى.

4-2 أختبار معلمات أنموذج بواسون:- [1] [3] [9] [5]

لغرض اختبار معنوية المعلمات المقدرة لأنموذج بواسون وأختبار معنوية الأنموذج المقدر بواسطة لطريقتي (طريقة الأمكان الأعظم ، ، طريقة أقل أنحراف مطلق) هنالك ثلاث اختبارات احصائية مهمة وهمها :

1-أختبار نسبة الأمكان likelihood Ratio Test

2-أختبار والد Wald Test

3- أحصاءة اختبار F

بأفتراض أن الفرضية الأحصائية للأختبارات الثلاث هي:

$$\text{H}_0\text{P}(\theta_0) = 0$$

ضد الفرضية البديلة:

$$\text{H}_1\text{P}(\theta_0) \neq 0$$

حيث أن P هي متجه من درجة (S×1) ويشير الى القيود الغير خطية على متجه المعلمات المقدرة ، $q\ (S \leq q)$ تمثل عدد معالم الأنموذج المقدرة وتحت أفتراض أن $\hat{\theta}_u$ التي تشير الى مقدرات الأمكان الأعظم غير المقيدة والتي تعظم لوغاريتم دالة الأمكان ، كما تشير $\tilde{\theta}_p$ الى مقدرات الأمكان الأعظم وذلك تحت صحة الفرضية الصفرية H_0 والتي تعظم كالأتي :$[ln(\theta) - \lambda' p(\theta)]$ حيث تشير λ الى متجه مضاعفات لاكرانج من الدرجة (S×1) لذا فأن صيغة الأختبارات الثلاث يمكن كتابتهما كمايلي:

1-4-2 احصاءة اختبار نسبة الأمكان الاعظم LR:- [9] [5]

لغرض أختبار الأنموذج المقدر لأنحدار بواسون يستخدم أحصاءة أختبار نسبة الأمكان التي تكون صيغتها كمايلي:

$$T_{LR} = -2[Ln(\tilde{\theta}_p) - Ln(\hat{\theta}_u)] \qquad \ldots\ldots(33)$$

تحت الفرضية الصفرية $\text{H}_0\text{P}(\theta_0) = 0$ فأن القيمه العظمى لدالة الأمكان الأعظم بالنسبة للمعلمة الغير مقيدة $\hat{\theta}_u$ والمعلمة المقيدة $\hat{\theta}_u$ أي أن: $T_{LR} \approx 0$

أذ أن قيمة أحصاءة نسبة ألأمكان الأعظم LR تقارن مع قيمة كاي سكوير الجدولية بمستوى دلالة($\frac{\alpha}{2}$) ودرجة حرية (n) فأذا كانت قيمة نسبة الأمكان الأعظم اكبر من قيمة كاي سكوير الجدولية فأن الأنموذج المقدر هو معنوي ، أما أذا كانت قيمة نسبة الأمكان الأعظم اقل من قيمة كاي سكوير الجدولية فأن الأنموذج المقدر هو غير معنوي .

2-4-2 احصاءة أختبار والد Wald: [9] [5]

لغرض أختبار معنوية المعالم المقدرة لأنموذج أنحدار بواسون يستخدم أختبار والد (Wald) تكون الصيغه العامه لأحصاءة أختبار والد كمايلي:

$$T_W = \mathrm{P}(\hat{\theta}_u)' \left[\frac{\partial \mathrm{P}(\theta)'}{\partial \theta}\bigg|_{\hat{\theta}_u} \left[\frac{1}{n} \hat{A}\big(\hat{\theta}_u\big)^{-1}\right] \frac{\partial P(\theta)}{\partial \theta'}\bigg|_{\hat{\theta}_u} \right]^{-1} P(\hat{\theta}_u) \qquad \ldots\ldots(34)$$

حيث أن $\hat{A}\big(\hat{\theta}_u\big)^{-1}$ يشير الى معكوس المقدر المتسق لمصفوفة التباين A والتي تحتسب عند مقدرات الأمكان الاعظم غير المقيدة $\hat{\theta}_u$ وحسب الصيغة التالية :

$$A = Lim_{\,n\to\infty} \frac{1}{n} E\left[\frac{\partial^2 Ln\, f_i}{\partial \theta \partial \theta'}\bigg|_{\theta_0} \right] \qquad \ldots\ldots (35)$$

بأستخدام توسعة تايلر من الدرجة الأولى ل $P(\hat{\theta}_u)$ بالنسبة للمعلمة الحقيقية θ_0 وتحت صحة الفرضية الصفرية H_0 لذا فأن $P(\hat{\theta}_u)$ سوف تتوزع بشكل تقاربي بالتوزيع الطبيعي بمتوسط يساوي صفر وتباين يساوي V_P أي أن :

$$V_P = \frac{\partial P(\hat{\theta})'}{\partial \theta}\bigg|_{(\hat{\theta}_u)} \left[\frac{1}{n} \hat{A}\big(\hat{\theta}_u\big)^{-1}\right] \frac{\partial P(\theta)}{\partial (\theta)}\bigg|_{(\hat{\theta}_u)} \qquad \ldots\ldots(36)$$

أذ أن قيمة أحصاءة والد (Wald) تقارن مع قيمة كاي سكوير الجدولية بمستوى دلالة($\frac{\alpha}{2}$) ودرجة حرية (n) فأذا كانت قيمة أحصاءة والد اكبر من قيمة كاي سكوير الجدولية فأن المعالم المقدرة هي معنوية ، أما أذا كانت قيمة أحصاءة والد اقل من قيمة كاي سكوير الجدولية فأن المعالم المقدرة هي غير معنوية .

3-4-2 أحصاءة اختبار F: [1] [3]

يعد أختبار F واحد من أهم المؤشرات والأختبارات الأحصائية المستخدمه في معرفة معنوية الأنموذج المقدر وتحسب قيمة أحصاءة اختبار F عن طريق صيغ عديدة وهي كالأتي :

$$\mathrm{F} = \frac{\sum \hat{y}_i^2/(k-1)}{\sum e_i^2/(n-k)} \qquad \ldots\ldots(37)$$

أو عن طريق الصيغه التالية:

$$\mathrm{F} = \frac{\hat{\beta}_1 \sum xy/(k-1)}{\sum e_i^2/(n-k)} = \frac{MSR}{MSE} \qquad \ldots\ldots(38)$$

أو عن طريق الصيغه التالية :

$$\mathrm{F} = \frac{{\hat{\beta}_1}^{\,2} \sum x^2/(k-1)}{\sum e_i^2/(n-k)} = \frac{MSR}{MSE} \qquad \ldots\ldots(39)$$

كذلك يمكن حساب أحصاءة أختبار F وذلك عن طريق قيمة معامل التحديد للأنموذج وكمايلي :

$$F = \frac{R^2/(k-1)}{1-R^2/(n-k)} \qquad ......(40)$$

بالأضافه الى ما تقدم هنالك علاقة تربط بين أحصاءة الأختبار T وأحصاءة الأختبار F حيث أن أحصاءة الأختبار F عبارة مربع أحصاءة الأختبار T وسنثبت هذه العلاقة رياضياً كمايلي :

عندما (k=2) وهي عدد معالم أنموذج الأنحدار الخطي البسيط β_0 و β_1 فأن الصيغه رقم (40) يمكن أعادة كتابتها كالأتي :

$$F = \frac{\hat{\beta}_1^{\,2} \sum x^2}{\sum e_i^2/(n-2)}$$

فأذا كانت $\sum e_i^2\ /(n-2)$ يساوي التباين S^2 بالتعويض ينتج :

$$F = \frac{\hat{\beta}_1^{\,2} \sum x^2}{S^2}$$

بقسمة البسط والمقام على $\sum x^2$ ينتج :

$$F = \frac{\hat{\beta}_1^{\,2}}{S^2/\sum x^2}$$

ومنها نحصل على :

$$F = \frac{\hat{\beta}_1^{\,2}}{S^2\hat{\beta}_1} = (\frac{\hat{\beta}_1}{S\hat{\beta}_1})^2$$

$$F = (t_{\hat{\beta}_1})^2 \qquad ......(41)$$

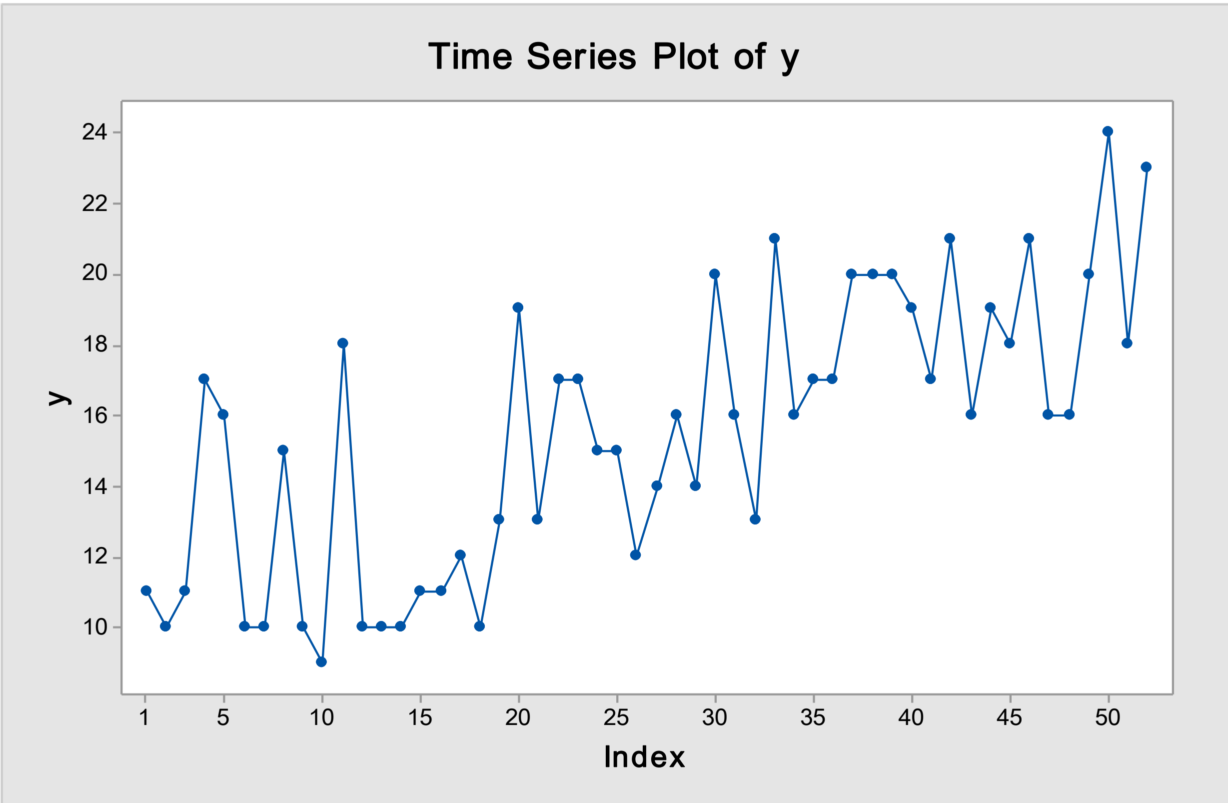
أذ أن قيمة أحصاءة F المحسوبة تقارن مع قيمة F الجدولية بمستوى دلالة($\frac{\alpha}{2}$) ودرجة حرية (k-1,n-k) فأذا كانت قيمة أحصاءة F المحسوبة اكبر من قيمة F الجدولية فأن الأنموذج المقدر هو معنوي ، أما أذا كانت قيمة أحصاءة F المحسوبة اقل من قيمة F الجدولية فأن الأنموذج المقدر هو غير معنوي **[1] [3]**.

3- الجانب التطبيقي :-

1-3 وصف وتعريف عينة البحث :-

تم الأعتماد على بيانات حوادث الطرق في محافظة ذي قار لعام 2016 حيث أن المتغير المعتمد Y يمثل عدد حوادث الحاصله خلال الزمن وأن المتغير المستقل X يمثل الزمن (بالأسابيع) أذ أن أعداد هذه الحوادث يتم جمعها عن طريق مراكز الشرطة في عموم نواحي وأقضية محافظة ذي قار وترسل هذه البيانات الى مديرية شرطة محافظة ذي قار قسم الأحصاء الجنائي أذ تكون هذه البيانات مستوفية للمعايير والمؤشرات الدولية حيث يصنف الحادث حسب خطورته فهنالك حوادث مميته وأخرى غير مميته ، كما تصنف حسب نوع الطريق فهنالك حوادث تقع على الطرق الرئيسية وحوادث تقع على الطرق الفرعية وحوادث تقع

على الطريق السريع ووحوادث تقع على الطرق الريفية ، كما تصنف حوادث الطرق حسب نوع الحادث فهنالك حوادث يكون سببها الأصطدام وهي تمثل النسبة الاعلى من بين أنواع حوادث الطرق في محافظة ذي قار والنوع الثاني من الحوادث هي حوادث الدهس والنوع الأخر هي حوادث الأنقلاب وهنالك أنواع أخرى غير مصنفه ضمن المعايير والمؤشرات الدولية لحوادث الطرق ، كما وتصنف حوادث الطرق حسب التزام السائق بإرتداء حزام الأمان أذ أن الصنف الأول الذي يرتدي حزام الأمان والصنف الثاني الذي لايرتدي حزام الأمان والأخر لايوجد حزام أمان في سيارته ، وغيرها من المؤشرات المصنفه التي توجد في الأحصائيات الرسمية لمديرية شرطة محافظة ذي قار ، أذ بلغ عدد الحوادث في محافظة ذي قار لسنة 2016 المسجلة لدى مديرية شرطة محافظة ذي قار قسم الأحصاء الجنائي (804) حادث حيث بلغت نسبة الحوادث على الطرق الرئيسية (66.42%) ونسبتها على الطرق الفرعية (20.77%) وكما بلغت نسبتها على الطريق السريع (8.46%) وبلغت نسبة الحوادث
على الطرق الريفية (4.35%) أذ بلغت نسبة الوفيات نتيجة حوادث الطرق في محافظة ذي قار نسبة الى الوفيات في العراق عدا محافظتي نينوى والأنبار ومحافظات أقليم كردستان (10.6%) من مجموع الوفيات ، كما بلغت نسبة الجرحى نتيجة حوادث الطرق (8.3%) من مجموع حالات الجرحى .



شكل (1) يوضح عدد الحوادث في محافظة ذي قار لعام 2016 خلال الزمن بالأسابيع

يمثل عدد حوادث الطرق الحاصلة في محافظة ذي قار خلال الزمن بالأسابيع للفترة من 2016\1\1 ولغاية 2016\12\30 أذ نلاحظ من خلال الشكل أعلاه بأن عدد الحوادث الحاصلة في الأسابيع الأخيرة من سنة 2016 هي أعلى من الحوادث الحاصلة في بداية السنة المذكورة ويرجع ذلك الى عدة أسباب أهمها تزامن تجمع أعداد كبيرة من زائري الأمام الحسين عليه السلام الوافدين من أقضية ونواحي جنوب محافظة ذي قار و محافظة البصرة في الأسابيع الأخيرة من السنه المذكورة أعلاه وكذلك تزامن هذه المدة من سنة 2016 مع بداية الدوام الرسمي للمدارس

والجامعات وأزدياد حركة التنقل بين الأقضية والنواحي ومركز المحافظة وكذلك أزدياد أعداد المركبات وغياب التخطيط في أنشاء شواع جديدة أو حتى عدم ديمومة الشوارع القديمة كلها أسباب تؤدي الى أزدياد عدد الحوادث .

في الشكل رقم (1) يشير المحور السيني (الأفقي) الى الزمن بالأسابيع و يشير المحور الصادي (الشاقولي) الى عدد الحوادث الحاصلة خلال الزمن بالأسابيع ، وأن الرسم البياني أعلاه جاء أعتماداً على البيانات التي تم الحصول عليها لمدة (52) أسبوع وكمايلي :

جدول (1) يوضح عدد الحوادث الحاصلة في محافظة ذي قار لعام 2016 خلال الزمن بالأسابيع

الأسبوع	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
عدد الحوادث	11	10	11	17	16	10	10	15	10	9	18	10
الأسبوع	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
عدد الحوادث	10	10	11	11	12	10	13	19	13	17	17	15
الأسبوع	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36
عدد الحوادث	15	12	14	16	14	20	16	13	21	16	17	17
الأسبوع	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48
عدد الحوادث	20	20	20	19	17	21	16	19	18	21	16	16
الأسبوع	49	50	51	52								
عدد الحوادث	20	24	18	23								

ومن خلال جمع البيانات نلاحظ أن أغلب الحوادث في المحافظة وقعت بين مركز المحافظة وقضاء سوق الشيوخ وبين مركز المحافظة وقضاء الجبايش بسبب الزخم الحاصل في هذه المناطق وعدم وجود ممر ثاني للمركبات.

2-3 تقدير معادلة انحدار بواسون:-

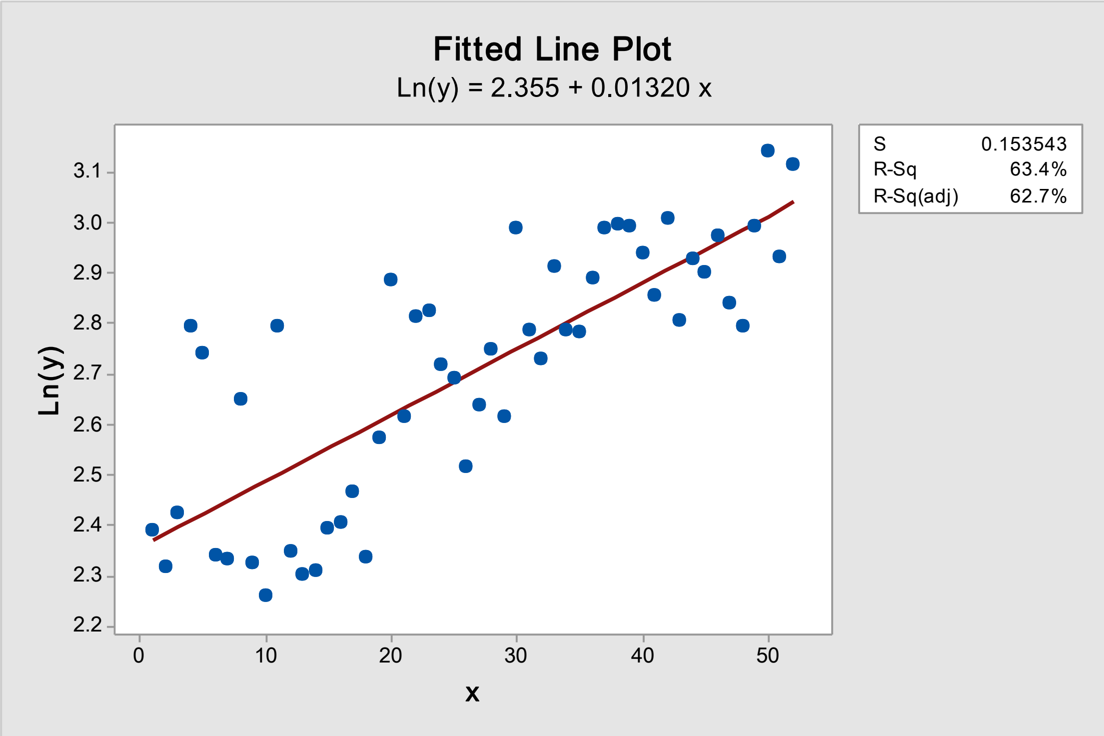
لغرض تقدير معادلة أنحدار بواسون بواسطة طريقة الأمكان الأعظم (MLE) وطريقة أقل انحراف مطلق (LAD) التي بيناها في الجانب النظري يتم ذلك كمايلي :

1- طريقة الأمكان الأعظم (MLE) :

تعد طريقة الأمكان الأعظم من الطرائق المعلمية المهمة في تقدير معادلة الأنحدار تم التطرق اليها في الجانب النظري وبأستخدام البرنامج الأحصائي (SPSS V25) والبرنامج الأحصائي (MINITAB 17) تم تقدير معادلة أنحدار بواسون وكمايلي :

$\ln(\hat{y}) = 2.3550 + 0.0132x_i$ لبيان شكل الأنتشار

للأخطاء العشوائية حول معادلة خط الأنحدار المقدرة وفق طريقة الأمكان الأعظم يمكن توضيحها بالرسم التالي وذلك بأستخدام البرنامج الأحصائي (MINITAB 17) وكمايلي .



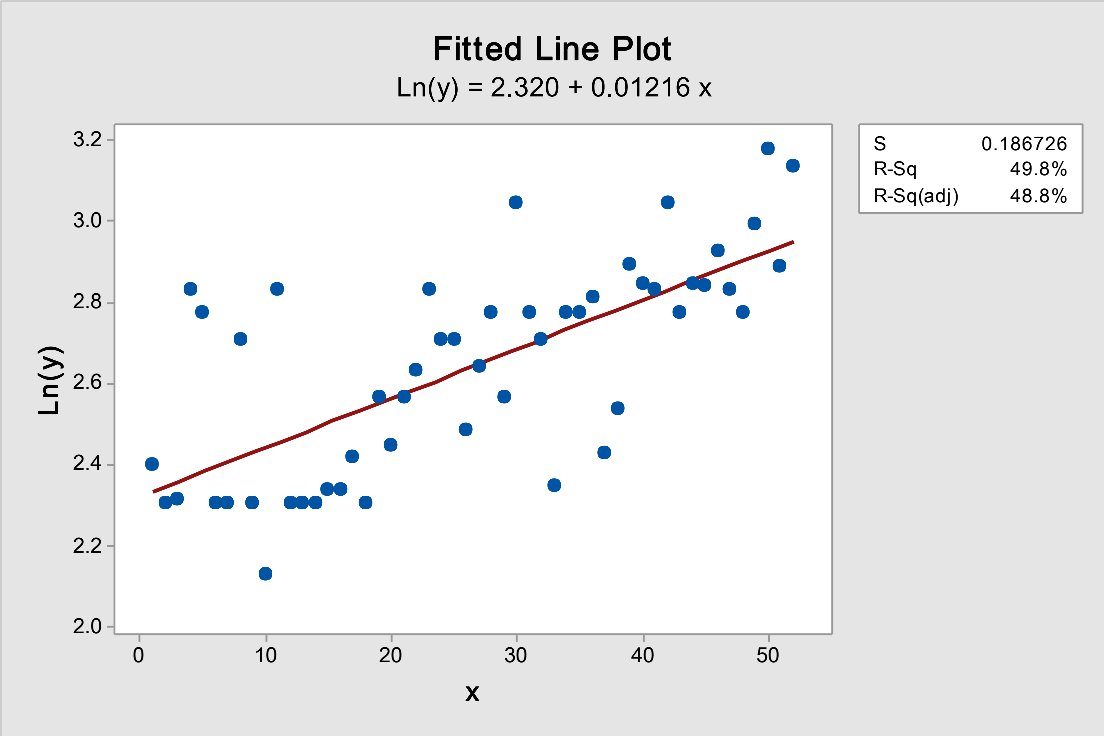
شكل (2) يوضح مدى مطابقة خط الأنحدار للأخطاء العشوائية وفق طريقة الأمكان الأعظم

الشكل رقم (2) يبين مدى تباعد الأخطاء العشوائية عن معادلة أنحدار بواسون المقدرة بواسطة طريقة أنحدار الأمكان الأعظم في بعض النقاط ،واقتراب هذه الأخطاء من خط الأنحدار في نقاط أخرى ، حيث أن النقاط التي تقع أعلى خط الأنحدار تشير الى الأخطاء العشوائية ذات القيم الموجبة والنقاط التي تقع أسفل خط الأنحدار تشير الى الأخطاء العشوائية ذات القيم السالبة إما النقاط التي تقع على خط الأنحدار فأن قيمة الخطأ عندها تساوي صفر .

2- طريقة أقل أنحراف مطلق (LAD) :

تعد طريقة اقل أنحراف مطلق من الطرائق المعلمية وهي مشابهه الى طريقة المربعات الصغرى المستخدمة في تقدير معادلة الأنحدار، تم التطرق اليها في الجانب النظري، وبأستخدام البرنامج الأحصائي (GRETL) تم تقدير معادلة أنحدار بواسون وكمايلي :

$$\ln(\hat{y}) = 2.320 + 0.01216x_i$$



شكل (3) يوضح مدى مطابقة خط الأنحدار للأخطاء العشوائية وفق طريقة أقل أنحراف مطلق

الشكل رقم (3) يبين مدى تباعد الأخطاء العشوائية عن معادلة أنحدار بواسون المقدرة بواسطة طريقة أقل أنحراف مطلق في بعض النقاط ، واقتراب هذه الأخطاء من خط الأنحدار في نقاط أخرى ، حيث نلاحظ أن الأخطاء العشوائية أكثر أبتعاداً عن خط الأنحدار وفق هذه الطريقة مقارنة بطريقة الأمكان الأعظم، حيث أن النقاط التي تقع أعلى خط الأنحدار تشير الى الأخطاء العشوائية ذات القيم الموجبة أما النقاط التي تقع أسفل خط الأنحدار تشير الى الأخطاء العشوائية ذات القيم السالبة إما النقاط التي تقع على خط الأنحدار فأن قيمة الخطأ عندها تساوي صفر .

أجمالاً يمكن أيجاز النتائج التي تم الحصول عليها لمعالم أنموذج أنحدار بواسون للطريقتين السابقتين بأستخدام البرامج الأحصائية (GRETL) و (SPSS V25) (MINITAB 17) في الجدول التالي :

جدول (2) يبين تقدير معلمات أنموذج بواسون لطريقة الأمكان الأعظم وطريقة أقل أنحراف مطلق

طريقة التقدير	المعلمات	تقدير المعلمات
MLE	β_0	2.3550
	β_1	0.0132
LAD	β_0	2.320
	β_1	0.01216

3-3 أختبار معنوية المعلمات المقدرة :-

لغرض أختبار معنوية المعلمات المقدره (β_0)و (β_1) للنماذج التي قدرت بواسطة (طريقة الأمكان الأعظم وطريقة أقل أنحراف مطلق) ، يمكن أستخدام أختبار والد (Wald) الذي يختبر معنوية هذه المعلمات (β_0) و (β_1) ويتم ذلك عن طريق مقارنة قيمة أحصاءة والد (Wald) مع قيمة كاي سكوير الجدولية بمستوى دلالة $\frac{0.05}{2}$ ودرجة حرية (n=52) فأذا كانت قيمة أحصاءة والد (Wald) المحسوبة أكبر من قيمة كاي سكوير الجدولية فأن المعلمة المقدرة معنوية ، أما أذا كانت القيمة المحسوبة ل أحصاءة والد (Wald) أقل من قيمة كاي سكوير الجدولية فأن المعلمة المقدرة غير معنوية ، كذلك يمكن معرفة معنوية المعلمات المقدرة عن طريق مقارنة قيمة (P-Value) مع مستوى الدلالة (0.05) فأذا كانت قيمة (P-Value) اقل من مستوى الدلالة (0.05) فأن ذلك يدل على معنوية المعلمات المقدرة ، أما أذا كانت قيمة (P-Value) اكبر من مستوى الدلالة (0.05) فأن المعلمات المقدرة غير معنوية وكما في الجدول التالي :-

جدول (3) يبين مدى معنوية المعلمات المقدرة وفق أختبار والد (Wald)

الطريقة التقدير	المعلمات	تقدير المعلمات	Wald – chi square	P-Value
MLE	β_0	2.3550	35.220	0.000
	β_1	0.0132	38.145	0.000
LAD	β_0	2.320	34.764	0.000
	β_1	0.01216	36.876	0.000

نلاحظ من خلال النتائج في الجدول رقم (3) أن المعلمات المقدرة β_0 و β_1 هي معنوية لكلا الطريقتين وذلك عن طريق مقارنة قيمة أحصاءة والد (Wald) مع قيمة كاي سكوير الجدولية التي تساوي (33.963) أذ أن جميع قيم أحصاءة والد (Wald) للمعلمات المقدرة هي أكبر من قيمة كاي سكوير الجدولية ، وكذلك قيمة P-Value كانت أقل من مستوى الدلالة (0.05) ،

4-3 أختبار معنوية النماذج المقدرة :-

لغرض أختبار معنوية النماذج التي قدرت بواسطة (طريقة الأمكان الأعظم وطريقة أقل أنحراف مطلق) ، يتم ذلك بأستخدام أختبار نسبة الأمكان الأعظم (Likelihood Ratio) وأختبار F الذان يختبران معنوية الأنموذج ككل ولغرض معرفة معنوية الأنموذج المقدر نقارن قيمة أحصاءة نسبة الأمكان الاعظم (Likelihood Ratio) مع قيمة كاي سكوير الجدولية بمستوى دلالة $\frac{0.05}{2}$ ودرجة حرية (n=52) فأذا كانت قيمة نسبة الأمكان الاعظم المحسوبة أكبر من قيمة كاي سكوير الجدولية فأن الأنموذج معنوي ، أما أذا كانت القيمة نسبة الأمكان الاعظم المحسوبة أقل من القيمة كاي سكوير الجدولية فأن الأنموذج غير معنوي ، كذلك يمكن معرفة معنوية الأنموذج عن طريق مقارنة قيمة أحصاءة F المحسوبة مع قيمة F الجدولية بمستوى ثقه (975%) ودرجة حرية (1، 50) فأذا كانت القيمة المحسوبة لأحصاءة F اكبر من قيمة F الجدولية فأن الأنموذج المقدر معنوي ، أما أذا كانت قيمة أحصاءة F المحسوبة اقل من قيمة F الجدولية فأن الأنموذج المقدر غير معنوي ، وكذلك يمكن معرفة معنوية الأنموذج عن طريق مقارنة قيمة (P-Value) مع مستوى الدلالة (0.05) فأذا كانت قيمة (P-Value) اقل من مستوى الدلالة (0.05) فأن ذلك يدل

على معنوية الأنموذج ، أما أذا كانت قيمة (P-Value) اكبر من مستوى الدلالة (0.05) فأن الأنموذج غير معنوي وكما في الجدول التالي :-

جدول (4) يبين مدى معنوية النماذج المقدرة وفق أختبار نسبة الأمكان الأعظم وأختبار F

الطريقة التقدير	معلمات الأنموذج	معلمات الأنموذج المقدرة	Likelihood Ratio Chi square	P-Value	أحصاءة F	P-Value
MLE	β_0	2.3550	40.056	0.000	86.61	0.000
	β_1	0.0132				
LAD	β_0	2.320	35.443	0.000	49.65	0.000
	β_1	0.01216				

نلاحظ من خلال النتائج في الجدول رقم (4) أن النماذج المقدرة بواسطة الطريقتين كانت معنوية وذلك لكون قيمة نسبة الأمكان الاعظم (Likelihood Ratio) كانت أكبر من قيمة كاي سكوير الجدولية التي تساوي (33.963) ، كذلك قيم أحصاءة أختبار F المحسوبة كانت أكبر من F الجدولية التي تساوي (5.34) ، كذلك قيم P-Value للنماذج المقدرة كانت أقل من (0.05) .

5-3 المقارنة بين طريقتي الأمكان الأعظم و أقل أنحراف مطلق :-

لغرض اختيار أفضل طريقة لتقدير أنموذج أنحدار بواسون (طريقة الأمكان الأعظم ، طريقة أقل أنحراف مطلق) تم استعمال بعض معايير المفاضلة التي ذكرت في (الجانب النظري) وهي :

1- معيار المعلومات البيزي (BIC):-

تتم المقارنة بين النماذج المقدرة وفق هذا المعيار بحيث أن الأنموذج الذي تكون قيمة معيار بيز المعلوماتي (BIC) له أقل يكون أفضل من باقي النماذج ويحسب وفق الصيغه المرقمة (24) والذي كان مقداره (23.63-) بالنسبة للأنموذج المقدر وفق طريقة الأمكان الأعظم و (21.93-) لأنموذج أقل أنحراف مطلق ..

2- معيار معامل التحديد R^2 :-

أذ يعد الأنموذج الذي تكون قيمة R^2 أكبر هو ألأفضل مقارنة بالنماذج الاخرى ويحسب من الصيغه المرقمة (26) أو من الصيغه (27) وتدل قيمة معامل التحديد على مدى تفسير معادلة الأنحدار للتغيرات التي تحصل في قيمة ($\hat{y}$) الناتجة من التغيرات التي تحصل في المتغير التوضيحي (X) ، والذي كان مقداره (63.4**%**) بالنسبة للأنموذج المقدر وفق طريقة الأمكان الأعظم و (49.8**%**) لأنموذج أقل أنحراف مطلق ..

3- معيار متوسط مربعات الخطأ (MSE):-

حيث الأنموذج الذي يكون متوسط مربعات الخطأ له أقل (MSE) يعد أفضل من النماذج الأخرى ويحسب من الصيغه المرقمة (29) والذي كان مقداره (0.02358) بالنسبة للأنموذج المقدر وفق طريقة الأمكان الأعظم و (0.03487) لأنموذج أقل أنحراف مطلق .

بأستخدام البرامج (SPSS V25) و (MINITAB 17) و (GRETL) للحصول على النتائج وكانت كمايلي:

جدول (5) يبين المقارنة بين النماذج المقدرة وفق المعايير(R^2،MSE، BIC)

ت	طريقة التقدير	المعالم المقدرة		MSE	R^2	BIC
		β_0	β_1			
1	MLE	2.3550	0.0132	0.02358	63.4%	-23.63
4	LAD	2.320	0.01216	0.03487	49.8%	-21.93

نلاحظ من خلال النتائج في الجدول رقم (5) أن ال MSE لطريقة الأمكان الأعظم (MLE) بلغ (0.02358) ، ولطريقة اقل أنحراف مطلق (LAD) حيث بلغ (0.03487) ، كما حصلت طريقة طريقة الأمكان الأعظم على أكبر R^2 أذ بلغ مقداره (63.4%) ، و طريقة أقل أنحراف مطلق أذ بلغ R^2 لها (49.8%) ، و معيار المعلومات البيزي لطريقة الأمكان الأعظم بلغ (23.63-) ولطريقة أقل أنحراف مطلق حيث بلغ (21.93-) .

أي أن طريقة MLE هي افضل من الطريقة الأخرى LAD .

4- الأستنتاجات والتوصيات

من خلال ما تم عرضه في الجانبين النظري التطبيقي فقد توصل الباحث إلى الاستنتاجات والتوصيات الاتية :

1-4 : الاستنتاجات :-

1- من خلال تقدير معادلة أنموذج أنحدار بواسون بأستخدام طريقتي الأمكان الأعظم و أقل أنحراف مطلق ومن خلال أستخدام معايير المفاضلة بين النماذج المقدرة (معيار المعلومات البيزي، معيار معامل التحديد ، معيار متوسط مربعات الخطأ) تبين أن أفضل طريقة لتقدير أنموذج بواسون هي طريقة الأمكان الأعظم.

2- من خلال بيانات الدراسة تبين أن أعداد حوادث الطرق في محافظة ذي قار في الأسابيع الأخيرة من سنة 2016 كانت أعلى من باقي الأسابيع ويرجع ذلك الى بداية الدوام الرسمي لطلبة المدارس والجامعات ومصادفة الأسابيع الأخيرة مع زيارة أربعينية الأمام الحسين عليه السلام وتجمع أعداد كبيرة من الزائرين في المحافظة .

3- من خلال الدراسة حوادث الطرق التي وقعت في المحافظة لسنة 2016 كانت حوادث الأصطدام في المرتبة الأولى وكانت حوادث الدهس في المرتبة الثانية وأخيراً حوادث الأنقلاب .

2-4 : التوصيات :-

توصي الدراسة بما يأتي:

1- ضرورة أستخدام طريقة الأمكان الأعظم لتقدير معلمات أنموذج أنحدار بواسون .

2- ضرورة أتخاذ أجراءات أستثنائية من قبل مديرية مرور محافظة ذي قار مع بداية الدوام الرسمي لطلبة المدارس والجامعات وكذلك في أيام المناسبات الدينية .

3- ضرورة وضع أجراءات مشددة من قبل مديرية مرور المحافظة على أرتداء حزام الأمان من قبل السائقين ومحاسبة المخالفين .

4- وضع أجهزة مراقبة السرعة على الطرق الرئيسية والطرق الخارجية ووضع عقوبات مشددة على السائقين المخالفين للسرعة المحددة .

المصادر

أولاً : المصادر العربية

1- التميمي ، زهرة حسن عباس ، و السعدون ، فوزية غالب عمر ، والثعلبي ، ساهرة حسين زين (2014)" تحليل الانحدار " مديرية دار الكتب للطباعة والنشر جامعة البصرة ، العراق .

2- صبري ، حسام موفق، (2013) ،" مقارنة طرائق تقدير معلمات أنموذج أنحدار بواسون في ظل وجود مشكلة التعدد الخطي " ، أطروحة دكتوراه ، كلية الأدارة والأقتصاد – جامعة بغداد.

3- كاظم ، اموري هادي و الدليمي ، محمد مناجد عيفان (1988) "مقدمة في تحليل الانحدار الخطي " كلية الادارة والاقتصاد جامعة بغداد .

ثانياً : المصادر الأجنبية

4- AL-Nasser , A . H and Juma , A , A (2013) , " Interoduction To Applied Time Series Analysis " , AL-Jazeera Bureau For printing and publishing.

5- Camarda, C. G., 2008, "Smoothing methods for the analysis of mortality data", PH.D thesis, Carlos III University, Madrid, Spain.

6- Cameron,A. C. and Trived, P.R, 1998, "Regression Analysis of count Data", Cambridge University press, pp.(1-434).

7- Chen . Kani , 1997, " Analysis Of Least Absolute Deviation " Department Of Mathematics , Hkust , Kowloon , Hong Kong.

8- Rodringuez , G. ,2007, Generalized Linear Models , University Princeton , Revised September 2007.

9- Winkelmann, R (2008). "Economic Analysis of Count Data", 5 th ed., Springer, Verlag Berlin Heidelberg, Germany.