Forecasting the number of road accidents in Dhi Qar Governorate in 2022 using the Boisson regression model

التنبؤ بأعداد حوادث الطرق في محافظة ذي قار لعام 2022 بأستخدام أنموذج أنحدار بواسون

أ.د عبدالحسين حسن حبيب الطائي عبدالامير طعيمه بندر الصالحي

قسم الاحصاء / كلية الإدارة والأقتصاد / جامعة كربلاء

بحث مستل من رسالة ماجستير قسم الاحصاء

المستخلص

أستخدمنا في هذا البحث بيانات حوادث الطرق في محافظة ذي قار للأعوام 2014 و 2015 و 2016 التي تم الحصول عليها من مديرية شرطة محافظة ذي قار قسم الأحصاء الجنائي ، قدرت معادلة أنحدار بواسون بواسطة طريقة الأمكان الأعظم حيث تعتمد هذه الطريقة على مبدأ تعظيم دالة الأمكان لغرض أيجاد معلمات الأنموذج وأن مقدرات الأمكان الأعظم لها بعض الخصائص منها مقدراتها تكون غير متحيزه بشكل تقاربي asympatotically unbiased وكذلك تمثل مقدرات كفوءة بشكل تقاربي asympatotically efficient و لها توزيع يقترب من الطبيعي approximated from normal ، حيث تم أستخدام هذه المعادلة لغرض التنبؤ بالحوادث المرورية المتوقعه في عام 2022 .

Abstract

In this study, we used the data of road accidents in Dhi Qar Governorate for the years 2014, 2015 and 2016 obtained from Dhi Qar Police Department of Criminal Statistics Department. The Poisson regression equation estimated by the method of maximum likelihood. This method is based on the principle of maximizing the likelihood function for the purpose of founding The parameters of the model and the possibilities of the maximum likelihood have some characteristics, such as their ability to be asympatotically unbiased , as well as to be asympatotically efficient and have approximated from normal, where this equation is used for forecasting traffic accidents in 2022.

1- منهجية البحث

1-1 المقدمة

يعد التنبؤ واحد من أهم الأساليب التي تستخدم في التخطيط للمستقبل بشكل صحيح ، إذ يعد أحد أهم الطرائق العلمية التي تؤدي الى التقليل أو الأبتعاد عن عنصر الحدس والتخمين عند أتخاذ القرار ، يتم التنبؤ بأستخدام العديد من النماذج الرياضية ومن أهمها معادلات الأنحدار ، لاسيما معادلات الأنحدار المحولة من التوزيعات الأحصائية ، لذا أرتأينا في بحثنا هذا أستخدام أنموذج أنحدار بواسون لغرض التنبؤ بأعداد حوادث الطرق في محافظة ذي قار بالأعتماد على بيانات تخضع لتوزيع بواسون تم الحصول عليها من مديرية شرطة محافظة ذي قار للسنوات من 2014 ولغاية 2016 ، لذا تم أستخدام طريقة الأمكان الأعظم في تقدير معادلة أنحدار بواسون المستخدمة لأغراض التنبؤ .

2-1 مشكلة البحث

عدم أستخدام أداة أحصائية للتنبؤ وعدم وجود تنبؤات دقيقة لأعداد حوادث الطرق في محافظة ذي قار حسب علم الباحث وغياب التخطيط مع كثرة هذه الحوادث تعد من المشكلات الكبيرة التي تستوجب وضع الحلول اللازمه لها.

3-1 هدف البحث

يهدف البحث الى التنبؤ بأعداد حوادث الطرق في محافظة ذي قار لسنة 2022 وذلك بأستخدام أنموذج أنحدار بواسون المقدر بواسطة طريقة الأمكان الأعظم .

2- الجانب النظري

1-2 توزيع بواسون (Poisson distribution).

عرف توزيع بواسون من قبل العالم الرياضي الفيزيائي المشهور الفرنسي سيمون دونيز بواسون(1781-1840) م (*Simeon – Denis Poisson*) الذي استخدم هذا التوزيع لأول مرة سنة 1930م الُا انه أشتهر عند استخدامه في كتابه المعروف (بحث في احتمال الأحكام في مجال الجريمه وفي المجال المدني) المؤلف سنة 1837م ، ويسمى أيضاً قانون بواسون للأعداد الصغيرة وهو توزيع إحتمالي متقطع يعبر عن إحتمالية حدوث عدد من الأحداث نادرة الحدوث أو غير متوقعة الحدوث يكون فيها إحتمال النجاح ضعيفاً ، ضمن فترة زمنية محددة ولعدد كبير من المحاولات[2][3][4] .

إن توزيع بواسون يقترب من توزيع ثنائي الحدين *(Binomial distribution)* عندما يكون احتمال النجاح (θ) في توزيع ثنائي الحدين صغيراً جداً ويقترب من الصفر، و حجم العينة التي يقاس منها توزيع بواسون كبيراً. [2].

ليكن y المتغير العشوائي الذي يمثل عدد المرات التي سيحصل فيها الحدث في الفترة الزمنية فسوف يتبع هذا المتغير(y) توزيع بواسون بمعلمة قدرها (θ) ، أن دالة الكتلة الأحتمالية لتوزيع بواسون تكتب بالصورة التالية [2][7] [3] [4] [11] :

$$f(y,\theta) = \frac{\theta^{y} \quad e^{-\theta}}{y!} \qquad \ldots\ldots.(1)$$

إذ أن $y= 0,1,2,\ldots\ldots.$

θ : تمثل احتمال النجاح وقيمتها تتراوح بين الصفر والواحد (0 <θ < 1)

خصائص توزيع بواسون :

1- إن قيمة التباين لتوزيع بواسون Var (y) تكون مساوية إلى قيمة المتوسط الحسابيE(Y) وتساوي (θ). [2][5]

أي أن:

$$Var (y) = E(Y) = \theta$$

إذ تدعى هذه الخاصية بـ (Equi dispersion)، وفي الواقع العملي غالباً ما يكون المتوسط الحسابي للمتغيرات المعدودة (Count Variables) أصغر من التباين ، وفي هذه الحالة تسمى الخاصية أعلاه بخاصية فوق التشتت (Over Dispersion). [6][7] [11]

2- إن توزيع بواسون يتصف بأنه من التوزيعات الملتوية باتجاه اليمين.

3- في حالة خاصه عندما تكون قيمة معلمة توزيع بواسون والتي تمثل الوسط الحسابي والتباين (θ) مساوية الى (10.5) فإن توزيع بواسون سيقرب من التوزيع الطبيعي[7].

أن متوسط توزيع بواسون للمتغير y هو :

$$E(y)= \theta \qquad \ldots..(2)$$

وأن تباين توزيع بواسون للمتغير y هو :

$$V(y)=\theta \qquad ......(3)$$

كما أن الدالة المولده للعزوم لتوزيع بواسون للمتغير y هي:

$$M\binom{t}{y}=e^{\theta(e^{t}-1)} \qquad ....(4)$$

2-2 انموذج انحدار بواسون (Poisson regression model) [9] [10] [11] [1]

يعرف أنموذج انحدار بواسون بأنه أحد أنواع نماذج الانحدار التي تنضوي تحت مظلة نماذج الانحدار الخطية – اللوغاريتمية (Log - Linear Models) **[10] [1]**، إذ من خلال اخذ اللوغاريتم الطبيعي لصيغة التوزيع فإنها تتحول إلى صيغة خطية.

كما يعرف بأنه الأسلوب الذي يتم من خلاله نمذجة المتغير المعتمد كونه متغير استجابة (Response Variable) عندما تكون قيم ذلك المتغير بهيئة قيم معدودة (Count Data) أو بهيئة معدلات (Rate Data) ،أذ نحصل على أنموذج أنحدار بواسون من خلال توزيع بواسون وكما يلي **[9] [10] [1]**:

أذا كان المتغير Y يتبع توزيع بواسون بالمعلمه (θ) وكان X يمثل المتغير التوضيحي (الزمن) يمكن كتابة دالة توزيع بواسون كما يلي :

$$Y=\frac{e^{-\theta}\,\theta^{x}}{x!}$$

بضرب الوسطين بالطرفين وبأخذ اللوغاريتم ينتج :

$$Ln\,(Y.x!)=-\theta+xLn\,(\theta)$$

لتكن $-\theta$ تساوي b_0

ولتكن $Ln\,(\theta)$ تساوي b_1

ولتكن $(Y.x!)$ تساوي (y) :

$$Ln\,y=b_0+b_1X_i+U \qquad ......(5)$$

تدعى الصيغه (5) بالانموذج الخطي لأنحدار بواسون وبأخذ الدالة الأسية لطرفي المعادلة اعلاه ينتج :

$$y=e^{b_0+b_1X_i+U} \qquad ......(6)$$

تدعى الصيغة اعلاه(6) بالانموذج غير الخطي لأنحدار بواسون

ويرتكز الأنموذج الغير خطي على أمرين مهمين:

الامر الأول: الافتراضات الخاصة بتوزيع الأخطاء العشوائية كونها مختلفه عن توزيع الأخطاء العشوائية في أنموذج الانحدار الخطي.

الامر الثاني: تمتاز معلمة توزيع بواسون والمتمثلة بالمتوسط الحسابي والتباين (θ) باعتبارها دالة للمتغيرات التوضيحية.

تسمى الصيغه اعلاه بألانموذج المضاعف لأنحدار بواسون لذا فأن معامل الانحدار الاسي (Exponential coefficient regression) **[1] [11]** يمثل التأثير المضاعف على متوسط متغير الاستجابة Y بواسطة المتغير التوضيحي لذا فأن زيادة وحدة واحده في المتغير التوضيحي X سوف يؤدي الى زيادة في متوسط متغير الاستجابة بمقدار $\exp(\beta)$ حيث أن β هي متجه المعلمات في الانموذج من الدرجه $((k+1)\times 1)$.

ينبى أنموذج انحدار بواسون على ثلاث افتراضات أساسية وهي كما يلي: **[11] [1]**

الافتراض الأول:

إن الدالة الاحتمالية الشرطية لمتغير الأستجابه (y) تتبع توزيع بواسون بالمعلمة (θ)، وان الصيغة العامة لتوزيع هي :

$$f(y/\theta)=\frac{e^{-\theta}\ \ \theta^{y}}{y!} \qquad\qquad y=0,1,2,...$$

وإن هذا الافتراض واجب التحقق عندما تكون قيمة المعلمة اكبر من صفر $(\theta>0)$.

الافتراض الثاني:

معلمة توزيع بواسون التي تمثل المتوسط الحسابي لمتغير الأستجابة (y) يمكن أن يعبر عنها بدلالة متجه المتغيرات التوضحية كمايلي**[9]** :

$$\theta_i=e^{X_i'\underline{\beta}} \qquad ....(7)$$

إذ أن:

X_i' : تمثل الصف (i) للمصفوفة X التي رتبتها (n * p+1)

الافتراض الثالث:

إن الأزواج المرتبة للمشاهدات $(y_i\,,x_i)$ لها توزيع مستقل.

إجمالا يمكن من خلال تعويض قيمة المعلمه θ_i حسب الصيغه رقم (7) في دالة توزيع بواسون الواردة في الأفتراض الأول نحصل على الدالة الاحتمالية الشرطية التالية:

$$f(y_i/x_i)=\frac{e^{-(e^{x_i'\underline{\beta}})}\ (e^{yx_i'\underline{\beta}})}{y!} \qquad i=0,1,2,..... \qquad ......(8)$$

إن أنموذج انحدار بواسون المعرف سابقاً والذي يمتلك الخصائص الثلاث سابقة الذكر يحقق دالة الوسط الحسابي الشرطية الآسية (الخطية – اللوغارتمية) كون الأنموذج يتحول بأخذ اللوغاريتم الطبيعي إلى أنموذج خطي كما ورد في الصيغه (5) والتي تكون مساوية الى دالة التباين الشرطية الأسية (الخطية – اللوغارتمية) وكمايلي :

دالة المتوسط الشرطية الآسية (الخطية – اللوغارتمية) هي:

$$E(y_i / x) = \theta_i = Exp\left\{x_i' \underline{\beta}\right\} \qquad ....(9)$$

ودالة التباين الشرطية الآسية (الخطية – اللوغارتمية) هي :

$$Var(y_i / x) = \theta_i = Exp\left\{x_i' \underline{\beta}\right\} \qquad ....(10)$$

أن خاصية تساوي المتوسط الحسابي والتباين في توزيع بواسون تكون متحققه أيضاً في أنموذج انحدار بواسون وتسمى (Equi dispersion). **[9]**

أذ أن خاصية تساوي المتوسط والتباين المشروطين في انموذج انحدار بواسون (Equi dispersion) تعد حالة فريدة ليست واردة في نماذج الاخرى ، عملياً في انموذج انحدار بواسون المشروط تكون هذه الخاصية غير متحققه وفي كثير من الأحيان يكون التباين المشروط اكبر من المتوسط المشروط وتدعى هذه الخاصية بخاصية فوق التشتت (over dispersion) وقد يحدث العكس في حالات نادرة، **[11] [1]**

3-2 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**[9] [1]** :

$$P(Y = y_i) = \frac{e^{-\theta_i}\ \theta^{y_i}}{y_i!} \qquad i = 1,2, \ldots\ldots n \qquad \ldots\ldots.(11)$$

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

$$L(Y_1, Y_2, \ldots \ldots, Y_n, \theta) = \frac{e^{-\sum_{i=1}^{n} \theta_i}\ \prod_{i=1}^{n} {\theta_i}^{y_i}}{\prod_{i=1}^{n} y_i!} \qquad \ldots\ldots(12)$$

وبأخذ اللوغاريتم الطبيعي لدالة الإمكان للمشاهدات أعلاه نحصل على:

$$LnL(\underline{Y}_i / X_{i\,,}\ \underline{\beta}) = -\sum_{i=1}^{n} \theta_i + \sum_{i=1}^{n} Y_i\ (Ln[\theta_i]) - Ln[\prod_{i=1}^{n} Y_i!] \qquad \ldots\ldots(13)$$

وبالاعتماد على الافتراض الثاني من الفروض الأساسية لأنموذج انحدار بواسون

$(\mu_i = \theta_i = e^{(x_i' \underline{\beta})})$ ، يتم تعويض هذا الافتراض بالدالة (13) أعلاه وكمايلي:

$$LnL(\underline{y}_i / X_{i\,,}\ \underline{\beta}) = -\sum_{i=1}^{n} e^{(x_i' \underline{\beta})} + \sum_{i=1}^{n} y_i\ \left(Ln\left[e^{(x_i' \underline{\beta})}\right]\right) - Ln[\prod_{i=1}^{n} y_i!] \qquad \ldots\ldots(14)$$

وبإشتقاق المعادلة (14) بالنسبة لمتجه المعلمات ($\underline{\beta}$) نحصل على:

$$\frac{\partial LnL}{\partial \underline{\beta}} = \sum_{i=1}^{n}(y_i - e^{(x_i' \underline{\beta})})x_i = \frac{\partial l(\beta,y,x)}{\partial \beta} \quad ......(15)$$

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

$$\frac{\partial l(\beta,y,x)}{\partial \beta} = 0 = \partial_n(\hat{\beta}_j, y, x) \quad .....(16)$$

أذ أن الصيغة(16) 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 :

$$H_n\left(\underline{\beta}\,, \underline{y}\,, \underline{x}\right) = \frac{\partial^2 l\left(\underline{\beta}, \underline{y}, \underline{x}\right)}{\partial\beta\partial\underline{\beta'}} \quad ......(17)$$

$$= -\sum_{i=1}^{n} \exp(\underline{x}_i' \, \underline{\beta})(\, x_i' \, x_i) \quad ......(18)$$

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 (18) تدعى بمقدرات الأمكان الأعظم الوحيدة Unique (Maximum Likelihood Estimator).

نلاحظ أن الصيغة (15) التي تمثل متجه مقدرات الأمكان الأعظم $\hat{\underline{\beta}}$ لأنموذج انحدار بواسون هي صيغه غير خطيه بالنسبة للمعلمات ، 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 : **[9] [11] [1]**

$$L^*(\beta) = L(\hat{\beta}_0) + \partial_n(\hat{\beta}^0)'(\beta - \hat{\beta}^0) + \frac{1}{2}(\beta - \hat{\beta}^0)' H_n(\hat{\beta}^0)(\beta - \hat{\beta}^0) \approx L(\beta) \quad .....(19)$$

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 :

$$\partial_n(\hat{\beta}_0) + H_n(\hat{\beta}^0)(\hat{\beta}^1 - \hat{\beta}^0) = 0 \quad ......(20)$$

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

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

$$\hat{\beta}^1 = \hat{\beta}^0 - [H_n(\hat{\beta}^0)]^{-1}\partial_n(\hat{\beta}^0) \qquad \text{.......(21)}$$

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

$$\hat{\beta}^{t+1} = \hat{\beta}^t - [H_n(\hat{\beta}^t)]^{-1}\partial_n(\hat{\beta}_t) \qquad t=0,1,2,.... \qquad \text{......(22)}$$

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}. **[11]**، حيث أن $\hat{\beta}^t$ قيمة المقدر في الدورة t و $\hat{\beta}^{t+1}$ قيمة المقدر في الدورة t+1 .

خصائص مقدرات الأمكان الأعظم:Properties Of The Maximum Likelihood Estimators

أن متغير لأستجابة Y في أنموذج أنحدار بواسون هو دالة غير خطية لمتجه المعلمات ،لذلك فأن توزيع المعاينه لمقدرات الأمكان الأعظم لا تملك خصائص العينه الكبيرة ،لذلك فأن هذه المقدرات تمتلك بعض الخصائص واهمها : **[9] [11]**

1- تمثل مقدرات غير متحيزه بشكل نسبي asymptotically unbiased

2- لها توزيع يقترب من الطبيعي approximated from normal

3- مقدرات كفوءة بشكل نسبي asymptotically efficient

ويمكن التعبير عن هذه الخصائص الثلاث بصورة رياضية كمايلي:

$$\sqrt{n}(\hat{\beta}_{ML} - \beta_0) \sim N(0\,, \mathrm{I}(\beta_0)^{-1}) \qquad \text{......(23)}$$

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 :

$$\mathrm{I}\left(\underline{\beta}_0\right) = -E\left[H_n\left(\underline{\beta}_0\right)\right] = E\left[\exp\left(\underline{X}'\underline{\beta}_0\right)\underline{X}'\underline{X}\right] \qquad \text{.....(24)}$$

وبما أن مقدرات الأمكان الأعظم تكون غير متحيزة بشكل نسبي ، كما أنها كفوءة بشكل تقاربي بمعنى أن تباين هذه المقدرات يساوي معكوس مصفوفة المعلومات لفشر **[9] [11]** .

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 :

$$\hat{\beta}_{ML} \sim app\ N\left(\underline{\beta}_0, [n\ \mathrm{I}(\beta_0)]^{-1}\right) \qquad ......(25)$$

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

$$\mathrm{V}\left(\underline{\hat{\beta}}\right) = [n\ \mathrm{I}(\beta_0)]^{-1} \qquad .....(26)$$

كما أن التقدير المتسق لمصفوفة التباين هي :

$$\hat{\mathrm{V}}\left(\underline{\hat{\beta}}\right) = \left[n\mathrm{I}(\hat{\beta}_0)\right]^{-1} \qquad .....(\ 27)$$

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

$$\widehat{\mathrm{I}\left(\hat{\beta}_0\right)} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} \exp(\underline{X}_i'\ \underline{\hat{\beta}})\underline{X}_i'\underline{X}_i \qquad ......(28)$$

بالتعويض عن مقدر مصفوفة المعلومات لفششر $\mathrm{I}\left(\hat{\beta}_0\right)$ في صيغة مصفوفة التباين لمتجه المعلمات المقدره وكمايلي : **[11]**

$$\hat{\mathrm{V}}\left(\underline{\hat{\beta}}\right) = \left[\sum_{i=1}^{n} \exp(\underline{x}_i'\ \underline{\hat{\beta}})\underline{x}_i'\underline{x}_i\right]^{-1} \qquad ....(29)$$

أختبار معنوية أنموذج بواسون:-

لغرض اختبار معنوية أنموذج بواسون يستخدم أختبار نسبة الأمكان likelihood Ratio Test

بأفتراض أن الفرضية الأحصائية للأختبار هي:

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

ضد الفرضية البديلة:

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

إذ أن P هي متجه من درجة (S×1) ويشير الى القيود غير الخطية 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: $[ln(\theta) - \lambda' p(\theta)]$ إذ تشير λ الى متجه مضاعفات لاكرانج من الدرجة (S×1) لذا فأن صيغة الأختبار يمكن كتابته كما يأتي:

- **احصاءة اختبار نسبة الأمكان الاعظم LR:-**

لغرض أختبار الأنموذج المقدر لأنحدار بواسون يستعمل أحصاءة أختبار نسبة الأمكان التي تكون صيغتها كما يأتي:

$$T_{LR} = -2[Ln(\tilde{\theta}_p) - Ln(\hat{\theta}_u)] \qquad ......(30)$$

تحت الفرضية الصفرية $\mathrm{H_0 P}(\theta_0) = 0$ فأن القيمه العظمى لدالة الأمكان الأعظم بالنسبة للمعلمة غير المقيدة $\hat{\theta}_u$ والمعلمة المقيدة $\hat{\theta}_u$ أي أن: $T_{LR} \approx 0$

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

3- الجانب التطبيقي :-

1-3 حوادث الطرق

حوادث الطرق هي الحوادث الناتجة عن اصطدام سياره بإنسان ،أو سياره بسياره،أو سياره بحيوان، أو بمنشآت أو أي شي آخر في الطرق ، والتي تحدث بسبب مجموعة من العوامل المتمثلة في قيادة السيارة كاسرعة العالية، أوتخطي الإشارة الحمراء، أوعدم الالتزام بالقواعد المروريّة، أو حتى التكلم بالهاتف أحياناً، أوالانشغال عن الطريق خلال قيادة السيارة ،عدم اتقان السائق للقيادة وعدم تركه مسافة آمان بينه وبين المركبات الأخرى. بالأضافة الى تلك العوامل المسببه لحوادث الطرق هنالك مسببات اخرى لحوادث الطرق تكون خارج سيطرة السائق منها التصميم السيء للشوارع ، أو أعطال خفيه في المركبه لايدرك وجودها السائق ، أو أصابة السائق اثناء القيادة بمشكلة صحية مفاجئة مثل حدوث حالة اغماء أو تعرضه لنوبه قلبية ، بالأضافة الى عدم وجود أشارات في بعض المنعطفات الخطرة .

كما وأن هناك بعض العوامل التي تزيد الخطر الناتج عن هذه الحوادث وتسبب في أصابات خطيرة أو الوفاة ، وهو عدم ربط حزام الأمان لسائق المركبه أوالركاب، ويشار إلى أنّ الأطفال الذين تقل أعمارهم عن عشر سنوات، وكبار السن، والأشخاص ذوي الاحتياجات الخاصة هم الأكثر عرضةً لمثل هذه الحوداث، وذلك كونهم لا يملكون الخبرة اللازمة للتعامل عند المشي أو عبور الطريق، والحاجة لوجود من يساعدهم اثناء ذلك.

تؤدي حوادث الطرق الحاصلة سنويّاً إلى التكبّد بخسائر اقتصاديّة فادحة تصل إلى ملايين الدولارات ففي نيوزلندا قدرت أضرار حوادث الطرق في عام 1983 ب (510) مليون دولار وفي بريطانيا قدرت تلك الأضرار بحوالي (3) مليار دولار خلال الفترة (1981-1985) . [8]

كما تقدر معدل عدد الحوادث في الطرق العامه في بريطانيا بين (0.5 - 1) حادثة لكل ميل وأن نسبة الحوادث الى المركبات التي تسلك الطرق العامه قدرت ب (10^{-6}) كما بلغت نسبة الأشخاص الذين ماتوا بسبب حوادث الطرق في بريطانيا قدرت ب 0.04% من مجموع السكان في عام 1986.

بألأضافه الى انها تخلف أضرار في المركبات، والمباني العامة، و تعطّل الحركة المروريّة، ويشار إلى أنّ الخسائر البشريّة تتركز في الشباب، وتصل نسبة الوفيّات منهم إلى حوالي 40% في الفئات العمريّة الواقعة بين 15-25 عاماً من مجموع المتوفين بحوادث الطرق .

2-3 وصف وتعريف عينة البحث :-

تم الأعتماد على بيانات حوادث الطرق في محافظة ذي قار للأعوام 2014 و 2015 و 2016 حيث أن المتغير المعتمد Y يمثل عدد حوادث الحاصله خلال الزمن وأن المتغير المستقل X يمثل الزمن (بالأشهر) 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 توحد في الأحصائيات الرسمية لمديرية شرطة محافظة ذي قار ، أذ بلغ عدد الحوادث في محافظة ذي قار لسنة 2014 المسجلة لدى مديرية شرطة محافظة ذي قار قسم الأحصاء الجنائي (868) حادث وأن عدد الحوادث التي المسجلة لعام 2015 بلغ (920) حادث بينما مجموع الحوادث المسجلة لعام 2016 بلغ (745) حادث.

جدول (1) يوضح عدد الحوادث الحاصلة في محافظة ذي قار للأعوام 2014 و 2015 و2016 خلال الزمن بالأشهر

الشهر/ لسنة 2014	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
عدد الحوادث	59	78	65	76	74	73	76	70	78	65	75	76
الشهر/ لسنة 2015	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
عدد الحوادث	78	75	74	80	75	80	80	76	78	79	79	66
الشهر/ لسنة 2016	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36
عدد الحوادث	60	60	56	62	59	53	55	59	63	75	72	74

من خلال البيانات اعلاه نجد أن المتوسط الحسابي لها يساوي 70.36 وهو مساوي تقريباً الى تباينها الذي يساوي 70.58 لذلك فأن بيانات حوادث الطرق أعلاه تتبع توزيع بواسون .

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.

3-3 تقدير معادلة انحدار بواسون:-

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

- **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 :

$$\ln(\hat{y}) = 4.3392 - 0.0047x_i$$

$$\hat{y} = e^{4.3392-0.0047x_i}$$

ولغرض معرفة معنوية الأنموذج المقدر تم حساب أحصاءة نسبة الأمكان الأعظم المذكورة في الصيغه رقم (30) وكانت تساوي(63.456) وعند مقارنتها مع قيمة كاي سكوير الجدولية ب 36 , $\frac{0.05}{2}$ والتي تساوي 21.335 نجد أن الأنموذج معنوية .

بالتعويض في المعادلة الأخيرة بقيم x_i لعام 2022 نجد القيم التنبؤية لأعداد حوادث الطرق في محافظة ذي قار للعام المذكور والنتائج كما مبين أدناه :

جدول (2) يوضح عدد الحوادث التنبؤية في محافظة ذي قار لعام 2022

الشهر/ لسنة 2022	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
عدد الحوادث المتوقعة	49	48	48	48	47	47	47	47	46	46	46	45

4- الأستنتاجات والتوصيات

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

1-4 : الاستنتاجات :-

1- من خلال التنبؤ بأنموذج أنحدار بواسون المقدر بواسطة طريقة الأمكان الأعظم تبين أن أعداد حوادث الطرق المتوقعه لعام 2022 في محافظة ذي قار هي في أنخفاض مستمر مقارنة مع السنوات 2014 و 2015 و2016 ويعود ذلك الى الأجراءات المتخذة من قبل مديرية مرور محافظة ذي قار .

2- من خلال جمع بيانات البحث تبين أن أغلب الحوادث تقع على الطرق الرئيسية الرابطة بين مركز محافظة ذي قار وقضاء سوق الشيوخ وبين مركز محافظة ذي قار وقضاء الجبايش من جهة اخرى .

2-4 : التوصيات :-

توصي الدراسة بما يأتي:

1- ضرورة أتخاذ أجراءات أستثنائية أضافية من قبل مديرية مرور محافظة ذي قار للتقليل من الحوادث الى أقل مايمكن

2- ضرورة وضع أجراءات مشددة من قبل مديرية مرور المحافظة كأرتداء حزام الأمان من قبل السائقين وفرض غرامات مالية على السائقين الذين لا يملكون رخصة قيادة .

3- ضرورة أنشاء ممر ثاني للطرق الرئيسية وخاصة الطريق الرابطة بين مركز محافظة ذي قار وقضاء سوق الشيوخ وبين مركز محافظة ذي قار وقضاء الجبايش للتقليل من الحوادث الحاصلة .

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

المصادر

أولاً : المصادر العربية

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

2- هرمز، أمير حنا (1990) م. "الاحصاء الرياضي"، مديرية دار الكتب للطباعة والنشر، العراق، نينوى.

ثانياً : المصادر الأجنبية

3- Al – Nasir, A. M & Rashid, D. H (1988). “Statistical Inference’, Baghdad University, Higher Education Printing Press, Iraq, Baghdad.

4- Al – Sa`adi, S. D & Yong, (1983). “Statistical Theory and Methods”, Al – Resalah Press, Kuwait .

5- Batah, F. S (2010. “A New Estimator by Generalized Modefied Jackknife Ridge Regression Estimator’, Jornal of Basrah Researches (Sciences), Vol. 37, No. 4, pp. 138-149, Iraq, Basrah.

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

7- Long, J . S (1997). “Regression Models for Categorical and Limited Independent Variables”, SAGE Publicayion Inc, USA.

8- Nicholson A.J,1991, "Understanding the stochastic nature of accident occurrence "Australian Road research Vol.21.No . 1 ,1991.

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

10- Spinelli,J. and others,2002, “Test for The response Distribution in a Poisson regression Model”, Journal of Statistical Planning and Inference, vol. 108,issue 1, pp. (137-154).

11- Winkelmann, R (2008). “Econometric Analysis of Count Data”, 5 th ed., Springer, Verlag Berlin Heidelberg, Germany.