مجلة
كلية التــراث الجامعة

مجلة علمية محكمة
متعددة التخصصات نصف سنوية
العدد الأربعون
30 آب 2024
ISSN 2074-5621

رئيس هيئة التحرير
أ.د. جعفر جابر جواد

مدير التحرير
أ.م. د. حيدر محمود سلمان

رقم الايداع في دار الكتب والوثائق 719 لسنة 2011

مجلة كلية التراث الجامعة معترف بها من قبل وزارة التعليم العالي والبحث العلمي بكتابها المرقم (ب 3059/4) والمؤرخ في (2014/ 4/7)

مقارنة طريقة الامكان الاعظم و طريقة انحدار الحرف في تقدير معلمات أنموذج انحدار كونواي- ماكسويل – بواسون في ظل وجود مشكلة التعدد الخطي مع تطبيق

نور علاءالدين عبدالمنعم
قسم الاحصاء، كلية الإدارة والاقتصاد جامعة بغداد، العراق ، بغداد

المستخلص

في انموذج انحدار كونواي – ماكسويل – بواسون (COMP) عندما ترتبط المتغيرات التوضيحية مع بعضها البعض، فهذا يعني أن هناك مشكلة في البيانات وتسمى مشكلة التعدد الخطي، وبالتالي فإن وجود علاقة خطية متعددة يؤدي إلى زيادة الخطأ المعياري (SE) لمقدر الاحتمالية القصوى (ML), وبالتالي فإن مقدر الاحتمالية القصوى لا يعطي تقديرات فعالة.

يهدف هذا البحث الى مقارنة طريقة الامكان الاعظم و طريقة انحدار الحرف في تقدير معلمات أنموذج انحدار كونواي - ماكسويل - بواسون في ظل وجود مشكلة التعدد الخطي.

وبإستخدام أسلوب المحاكاة (مونت- كارلو) لتوليد بيانات تتبع أنموذج انحدار كونواي- ماكسويل- بواسون وتعاني هذه البيانات من مشكلة التعدد الخطي وفقا للعوامل المؤثرة والمتغيرة تتضمن (حجم العينة، درجة الارتباط، قيم معلمة التشتت، عدد المتغيرات التفسيرية) وتم الاعتماد على متوسط مربعات الخطأ كمعيار للمقارنة بين الطريقتين.

وتم التوصل من خلال نتائج المحاكاة الى تفوق طريقة مقدر انحدار الحرف على طريقة مقدر الامكان الاعظم.

الكلمات المفتاحية :

محاكاة مونت – كارلو

انموذج انحدار كونواي-ماكسويل-بواسون

طريقة الامكان الاعظم

طريقة انحدار الحرف

Abstract

In the Conway–Maxwell–Poisson (COMP) regression model when the explanatory variables are related to each other, it means that there is a problem with the data called the polylinear problem, so having a multiple linear relationship leads to an increase in the standard error (SE) of the maximum probability estimator (ML), so the maximum probability estimator does not give effective estimates. This research aims to compare the method of greatest possibility and the method of character regression in estimating the parameters of the Conway-Maxwell-Poisson regression model in the presence of the problem of polylinearism. Using the simulation method (Monte-Carlo) to generate data tracking the Conway-Maxwell-Poisson regression model, these data suffer from the problem of linear multiplicity according to the influencing and variable factors including (sample size, degree of correlation, dispersion parameter values, number of explanatory variables) and the average squares of error were relied upon as a criterion for comparison between the two methods. Through the results of the simulation, it was reached that the method of estimating the gradient of the letter is superior to the method of the greatest possible estimator.

Keywords : Mont-Carlo simulation

Conway-Maxwell-Poisson regression model

Maximum likelihood method

Regression ridge method

المبحث الأول

ألمقدمة (Introduction)

انحدار بواسون هو أداة شائعة لنمذجة بيانات العد ويتم تطبيقها في العلوم الطبية والهندسة وغيرها ومع ذلك، غالبًا ما تكون البيانات الحقيقية أكثر من اللازم أو قليلة التشتت، ولا يمكننا تطبيق انحدار بواسون، للتغلب على هذه المشكلة، فإننا نعتبر أنموذج الانحدار القائم على توزيع Conway Maxwell Poisson (COMP) التوزيع الافضل لهذه المشكلة ، بشكل عام يتم استخدام مقدر الاحتمالية القصوى لتقدير المعلمات غير المعروفة لنموذج الانحداركونواي- ماكسويل- بواسون (COMP).

تُستخدم نماذج انحدار بيانات العد مع البيانات التي تعاني من التشتت المفرط أو الناقص، تتضمن نماذج انحدار بيانات العد أنموذج بواسون، وأنموذج ذو الحدين السالب (NB) , وأنموذج الجرس، وأنموذج كونواي - ماكسويل – بواسون، في العديد من مجالات البحث، فإن النموذج الشائع الاستخدام هو أنموذج بواسون ومع ذلك، يفترض أنموذج بواسون أن متوسط وتباين متغير الاستجابة متساويان، في معظم الحالات، يمكن أن تكون بيانات متغير الاستجابة مفرطة ومشتتة، في هذه الحالات، يتم استخدام انموذج الانحدار ذو الحدين السالب (NB) لأنه أكثر مرونة من انموذج الانحدار بواسون في استيعاب التشتت المفرط ومع ذلك، فإن أنموذج كونواي- ماكسويل- بواسون(Conway-Maxwell-Poisson) أكثر مرونة من انموذج ذو الحدين السالب (NB) لأنه يمكن استخدامه في كل من حالات التشتت الزائد أو الناقص.

1- مشكلة البحث (The Problem of Research)

في تحليل الانحداركونواي-ماكسويل-بواسون عندما تكون المتغيرات التوضيحية مترابطة بشكل كبير، فهذا يعني أن هناك مشكلة التعدد الخطي في النموذج تزيد هذه المشكلة من الخطأ المعياري لتقديرات الاحتمالية القصوى (ML) لإدارة تأثيرات مشكلة التعدد الخطي في أنموذج انحدار كونواي - ماكسويل - بواسون (COMP)، تم استخدام معيار متوسط مربعات الخطأ (MSE)، وتم إجراء المقارنة النظرية لمقدر الامكان الاعظم و مقدر انحدار الحرف لمعرفة ايهما افضل.

2- هدف البحث (Research Goal)

ان الهدف من البحث هو مقارنة طريقة الامكان الاعظم و طريقة انحدار الحرف في تقدير معلمات أنموذج انحدار كونواي- ماكسويل – بواسون في ظل وجود مشكلة التعدد الخطي.

المبحث الثاني

2-1- انحدار كونواي – ماكسويل - بواسون

يعد أنموذج الانحدار Conway-Maxwell-Poisson (COMP) أحد نماذج بيانات العد التي تأخذ في الاعتبار التشتت الزائد أو الناقص، في تحليل الانحدار، عندما تكون المتغيرات التوضيحية مرتبطة، عندها تكون هناك مشكلة خطية متعددة تؤدي إلى تضخيم الخطأ المعياري للتقديرات الاحتمالية القصوى.

يتم التعبيرعن توزيع Conway-Maxwell-Poisson بالمعادلة التالية:

$$P(Y_i = y_i | x_i , z_i) = \frac{1}{Z(\lambda_i , \gamma_i)} \frac{\lambda_i^{y_i}}{(y_i!)^{\gamma_i}} \quad , \ y_i = 0,1,2, \dots \dots \qquad (1)$$

كما في (Shmueli وآخرون) [1] (2005).

حيث $Z(\lambda_i, \gamma_i)$ تعرف بعامل التطبيع وكما في الصيغة التالية:

$$Z(\lambda_i , \gamma_i) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\lambda_i^n}{(n!)^{\gamma_i}} \qquad (2)$$

n : يشير الى حجم العينة.

γ_i : يشير الى معلمة التشتت لتوزيع كونواي – ماكسويل – بواسون.

و ان

$$\lambda_i = exp(x_i' \beta) \qquad (3)$$

$$\gamma_i = exp(-g_i' \delta) \qquad (4)$$

β : يشير الى متجه ابعاده 1× (k+1) متجه معلمات (التقاطع هو βo , ومعاملات الانحدار k هي β_1 , β_2 , ... , β_K).

δ : يشير الى متجه ابعاده1× (m+1) متجه معلمات (يتم تمثيل التقاطع بواسطةδ_o , ومعاملات الانحدار m هي δ_1 , δ_2 , ... , δ_k).

يتم تمثيل المتغيرات المشتركة بواسطة المتجهات x_i و g_i .

2-2- مشكلة التعدد الخطي (The problem of Multicollinearity)

العلاقة الخطية المتعددة هي حدوث ارتباطات عالية بين متغيرين توضيحيين أو أكثر في انموذج الانحدار المتعدد، يمكن أن تؤدي العلاقة الخطية المتعددة إلى نتائج منحرفة أو مضللة عندما يحاول الباحث أو المحلل تحديد مدى جودة استخدام كل متغير توضيحي بشكل أكثر فاعلية للتنبؤ أو فهم المتغير التابع في انموذج إحصائي(Adam & Gordon)[2] .

2-3- طرائق تقدير معلمات انحدار كونواي- ماكسويل - بواسون (Methods for estimating Conway-Maxwell-Poisson regression parameters)

في هذه الفقرة سوف يتم توضيح طرائق تقدير معلمات انحدار كونواي ماكسويل بواسون(COMP).

2-3-1- طريقة تقدير الامكان الأعظم: COM–Poisson maximum likelihood (estimator)

لنموذج الانحدار كونواي - ماكسويل - بواسون (COMP), اقترح كل من (Guikema & Goffelt)[3] أنموذج إعادة تحديد المعاملات لتوزيع COMP لتوفير معلمة توسيط واضحة على النحو التالي :

$$P(Y = y) = \frac{1}{S(\mu,\gamma)} \left(\frac{\mu^y}{y!}\right)^{\gamma} \quad ; y = 0,1,\dots\dots,\infty \; ; \; \gamma > 0 \qquad (5)$$

حيث $\mu = \pi^{1/\gamma}$ و $S(\mu,\gamma) = \sum_{n=0}^{\infty} \left(\frac{\mu^n}{n!}\right)^{\gamma}$

n : يشير الى حجم العينة.

γ : يشير الى معلمة التشتت لتوزيع كونواي- ماكسويل – بواسون.

π : يشير الى معلمة الموقع لتوزيع كونواي- ماكسويل – بواسون.

$$\hat{\beta}_{ML} = Z^{-1} X' \widehat{W} C \qquad (6)$$

$$MSE(\hat{\beta}_{ML}) = E(\hat{\beta}_{ML} - \beta)'(\hat{\beta}_{ML} - \beta) = \hat{\gamma}\, tr(\psi \Lambda^{-1} \psi') = \hat{\gamma} \sum_{j=1}^{p} \frac{1}{\lambda_j} \qquad (7)$$

حيث $tr(.)$ هو اثر المصفوفة , $\Lambda = diag\left(\lambda_1, \lambda_2, \ldots, \lambda_p\right) = \psi\, Z\, \psi'$

ψ هي المصفوفة المتعامدة التي تمثل أعمدتها المتجهات الذاتية لـ Z ، و λ_j هي القيمة الذاتية j^{th} لـ Z ، و $\hat{\gamma}$ هو تقدير الاحتمالية القصوى (ML) لـ γ .

2-3-2- طريقة انحدار الحرف (COM–Poisson–ridge estimator)

تم اقتراح بعض مقدرات انحدار الحرف في انموذج انحدار COMP من خلال إدخال معلمة التشتت في سياق التشتت المفرط والتشتت المتساوي و التشتت المنخفض، يتم استخدام طريقة إعادة الوزن الأقل تكرارًا لتقدير معاملات انحدار الحرف في أنموذج الانحدار(COMP)، ولتقييم أداء المقدرات المقترحة، نستخدم متوسط مربعات الخطأ (MSE) كمعيار لتقييم الأداء، اقترح (Segerstedt) [4]مقدر RR لـ GLM بناءً على دراسة (Kennard & Hoerl)[5] للتعامل مع مسألة مشكلة التعدد الخطي,عندما تكون المتغيرات التوضيحية في انموذج COMP مترابطة بشكل كبير.

$$\hat{\beta}_k = (Z + kI_P)^{-1} Z\, \hat{\beta}_{ML} \quad ; \quad k > 0 \tag{8}$$

$$MSE\left(\hat{\beta}_k\right) = tr\left(MMSE\left(\hat{\beta}_k\right)\right) = \hat{\gamma}\sum_{j=1}^{p}\frac{\lambda_j}{(\lambda_j+k)^2} + k^2\sum_{j=1}^{p}\frac{\alpha_j^2}{(\lambda_j+k)^2} \tag{9}$$

حيث α_j هو العنصر j^{th} من المتجه $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2, \ldots\ldots, \alpha_p)' = \psi'\beta$

2-4- تقدير معلمات التحيز(Estimation of bias parameters)

$$\hat{k}_1 = min_j\left(\frac{\hat{\gamma}}{2\hat{\alpha}^2_{ML(j)} + \left(\frac{\hat{\gamma}}{\lambda_j}\right)}\right) \tag{10}$$

$$\hat{k}_2 = min_j\frac{p\hat{\gamma}}{\sum_{j=1}^{p}\left(2\hat{\alpha}^2_{ML(j)} + \left(\frac{\hat{\gamma}}{\lambda_j}\right)\right)} \tag{11}$$

$$\hat{k}_3 = \frac{\min_j(\lambda_j)(\hat{\gamma}-\min_j\hat{\alpha}^2_{ML(j)})}{\hat{\gamma}+\min_j(\lambda_j)\min_j(\hat{\alpha}^2_{ML(j)})} - \hat{d}_1$$

(12)

$$\hat{d}_1 = \frac{1}{p}\sum_{j=1}^{p}\left(\frac{\hat{\alpha}^2_{ML(j)}}{\left(\frac{\hat{\gamma}}{\lambda_j}+\hat{\alpha}^2_{ML(j)}\right)}\right)$$

(13)

المبحث الثالث

3-1- المحاكاة (Simulation)

يمكن تعريف المحاكاة على انها عملية تصميم أنموذج مشابه بمعطياته وفرضياته النظام الحقيقي، وذلكّ لاجل التعرف على سلوكية النظام الحقيقي والحصول على نتائج تمكن من اتخاذ القرار(رشيد)[10].

تم اجراء تجارب المحاكاة باستخدام بعض المستويات المختلفة ل (n), (γ), (ρ), (p), (σ^2) و على النحو التالي:

تم استخدام أحجام عينات مختلفة.

n = 50, 100, 150, 250.

تم استخدام قيم مختلفة لمعلمة التشت.

γ = 0.80, 1, 1.5.

تم استخدام درجات مختلفة من الارتباط بين المتغيرات التوضيحية.

ρ = 0.90, 0.95, 0.99.

تم ضبط عدد المتغيرات التوضيحية

p=3, 5.

تم ضبط حالات لقيم تباينات مختلفة (حمود)[11].

σ^2 =0.3, 1.5, 4.

$$x_{ij} = m_{ij}\sqrt{1-\rho^2} + \rho m_{ip} \quad , i = 1, \dots \dots, n;\ j = 1, \dots \dots, p \qquad (14)$$

$$y_i = \mu_i = \exp\left(\beta_1 x_{i1} + \cdots + \beta_p x_{ip}\right) \quad , i = 1, \dots, n \qquad (15)$$

اذ ان $\beta_1 = \cdots = \beta_p$; $\sum_{j=1}^{p} \beta_j^2 = 1$ كما في (Farghali وآخرون)[9] و(Abonazelوآخرون)[6,8].

يتم تكرار بيانات الإخراج (x_{ij}, y_i), L = 1000 مرة لحساب معيار MSE المحاكاة على النحو التالي:

$$MSE(\hat{\beta}) = \frac{1}{L}\sum_{l=1}^{L}(\hat{\beta}_l - \beta)'(\hat{\beta}_l - \beta) \qquad (16)$$

3-2- نتائج المحاكاة

الجداول(1)و(2)و(3) تبين قيم متوسط مربعات الخطأ (MSE) للطريقتين التقديرعندما يكون عدد المتغيرات التوضيحية (P=3) وحجم عينة (n=50, 100, 150, 250) على التوالي تبين ان مقدر انحدار الحرف افضل من مقدر الامكان الاعظم في انموذج انحدار كونواي- ماكسويل- بواسون في جميع الحالات.

الجداول (4)و(5)و(6) يبين قيم متوسط مربعات الخطأ (MSE) للطريقتين التقدير عندما يكون عدد المتغيرات المستقلة (p=5) وحجم عينة (n=50, 100, 150, 250) على التوالي تبين ان مقدر انحدار الحرف افضل من مقدر الامكان الاعظم في انموذج انحدار كونواي- ماكسويل- بواسون في جميع الحالات.

حيث يمكن ملاحظة التراجع الحاصل في قيم متوسط مربعات الخطأ (MSE) كلما ازاد حجم العينة اذ يوضح احدى الخصائص الجديدة عندما يقترب المقدر من القيمة الحقيقة للمعلمة بزيادة حجم العينة وثبوت عامل (عدد المتغيرات التوضيحية، معامل الارتباط) هذا يدل على انه كلما ازداد حجم العينة تقل قيمة متوسط مربعات الخطأ (MSE).

جدول (1) قيم متوسط مربعات الخطأ لكافة طرائق التقدير عندما يكون عدد المتغيرات التوضيحية p = 3 و $\gamma = 0.80$ و $\sigma^2 = 0.3$

N		50			100			150			250		
ρ		0.9	0.95	0.99	0.9	0.95	0.99	0.9	0.95	0.99	0.9	0.95	0.99
$\hat{\beta}_{ML}$		0.0045171	0.0050734	0.0063518	0.0026427	0.0029676	0.0037145	0.0018938	0.0021269	0.0026629	0.0014569	0.0016335	0.0020381
$\hat{\beta}_k$	K1	0.0044408	0.0049774	0.0062023	0.0008691	0.0009528	0.0036315	0.0018813	0.0021112	0.0026383	0.0014476	0.0016218	0.0020199
	K2	0.0044375	0.0049728	0.0061936	0.0003806	0.0004027	0.0036269	0.0018811	0.0021109	0.0026377	0.0014474	0.0016216	0.0020195
	K3	0.0044269	0.0049600	0.0061756	0.0008056	0.0008880	0.0036091	0.0018792	0.0021086	0.0026343	0.0014455	0.0016192	0.0020158

جدول (2) قيم متوسط مربعات الخطأ لكافة طرائق التقدير عندما يكون عدد المتغيرات التوضيحية p = 3 و γ =1 و $\sigma^2 = 1.5$..

N		50			100			150			250		
ρ		0.9	0.95	0.99	0.9	0.95	0.99	0.9	0.95	0.99	0.9	0.95	0.99
$\hat{\beta}_{ML}$		0.0066855	0.0074883	0.0093260	0.0039846	0.0044631	0.0055584	0.0028235	0.0031625	0.0039386	0.0020173	0.0022596	0.0028141
$\hat{\beta}_k$	K1	0.0064526	0.0071978	0.0088811	0.0038893	0.0013336	0.0053752	0.0027958	0.0031157	0.0038663	0.0019896	0.0022249	0.0027796
	K2	0.0064	0.007117	0.0088326	0.0038836	0.0005012	0.0053607	0.0027951	0.0031139	0.0038630	0.0019887	0.0022236	0.0027785

		3 3 3	1 3									
	K 3	0 . 0 0 6 3 8 9 1	0. 0 0 7 1 1 9 0	0.008762 3	0.00 38617	0.00126 50	0.005323 0	0.00278 96	0.003 1031	0.0038 471	0.0019 813	0.002 2145	0.0027706

جدول (3) قيم متوسط مربعات الخطأ لكافة طرائق التقدير عندما يكون عدد المتغيرات التوضيحية p = 3 و γ =1.5 و 4 = σ^2.

N	50			100			150			250		
ρ	0.9	0.95	0.99	0.9	0.95	0.99	0.9	0.95	0.99	0.9	0.95	0.99
$\hat{\beta}_M$	0.0 137 032	0.01 5282 1	0.018 8752	0.0084 192	0.0093 904	0.01159 78	0.005 8559	0.006530 4	0.008064 5	0.0037490	0.00 41934	0.0052 098
$\hat{\beta}_k$ K1	0 . 0 1 3 0 3 1 7	0.0 14 45 32	0.017 6319	0.0080 081	0.0025 731	0.00312 63	0.005 7384	0.006384 7	0.007769 0	0.0036880	0.00 41174	0.0050 930
$\hat{\beta}_k$ K2	0 . 0 1 2 9 5 6 9	0.0 14 35 27	0.017 4554	0.0079 624	0.0008 147	0.00095 36	0.005 7325	0.006376 7	0.007743 4	0.0036855	0.00 41139	0.0050 865
$\hat{\beta}_k$ K3	0 . 0 1 2 8 4	0.0 14 23 08	0.017 3052	0.0078 845	0.0025 004	0.00305 30	0.005 7059	0.006344 6	0.007682 5	0.0036699	0.00 40948	0.0050 587

		9 9												

جدول (4) قيم متوسط مربعات الخطأ لكافة طرائق التقدير عندما يكون عدد المتغيرات التوضيحية p =5 و $\gamma = 0.80$ و $\sigma^2 = 0.3$.

N		50			100			150			250		
P		0.9	0.95	0.99	0.9	0.95	0.99	0.9	0.95	0.99	0.9	0.95	0.99
$\hat{\beta}_l$		0.0043641	0.0048984	0.006127 1	0.0025615	0.0028750	0.0035959	0.0018396	0.0020651	0.0025835	0.0012523	0.0014044	0.0017536
$\hat{\beta}_k$	K1	0.004296 3	0.0048133	0.005994 6	0.0022612	0.0025039	0.0030393	0.0018283	0.0020508	0.0025613	0.0011971	0.0013355	0.0016479
	K2	0.004510 0	0.0050040	0.006278 9	0.0024888	0.0027460	0.0032933	0.0018566	0.0020863	0.0026157	0.0012914	0.0014472	0.0018003
	K3	0.004283 0	0.0047966	0.005968 9	0.0021702	0.0023931	0.0028793	0.0018263	0.0020483	0.0025573	0.0011792	0.0013132	0.0016141

جدول (5) قيم متوسط مربعات الخطأ لكافة طرائق التقدير عندما يكون عدد المتغيرات التوضيحية p = 5 و $\gamma = 1$ و $\sigma^2 = 1.5$.

N	50			100			150			250		
P	0.9	0.95	0.99	0.9	0.95	0.99	0.9	0.95	0.99	0.9	0.95	0.99

$\hat{\beta}_{M}$	0.006661 5	0.0074614	0.0092926	0.0039124	0.0043823	0.0054577	0.0028011	0.0031375	0.0039074	0.0019380	0.0021707	0.0027035
$\hat{\beta}_{k}$	K1	0.006497 6	0.0072566	0.0089777	0.0038723	0.0043320	0.0053801	0.0027760	0.0031060	0.0038588	0.0017506	0.0020118	0.0023564
	K2	0.006838 9	0.0076710	0.0095744	0.0039688	0.0044514	0.0055596	0.0028372	0.0031819	0.0039733	0.0019318	0.0022113	0.0025849
	K3	0.006457 1	0.0072063	0.0089014	0.0038653	0.0043233	0.0053667	0.0027703	0.0030989	0.0038479	0.0016921	0.0019613	0.0022522

جدول (6) قيم متوسط مربعات الخطأ لكافة طرائق التقدير عندما يكون عدد المتغيرات التوضيحية p = 5 و γ=1.5 و σ^2=4.

N	**50**			**100**			**150**			**250**		
P	**0.9**	**0.95**	**0.99**	**0.9**	**0.95**	**0.99**	**0.9**	**0.95**	**0.99**	**0.9**	**0.95**	**0.99**
$\hat{\beta}_{M}$	0.014374 0	0.0160416	0.0198306	0.0084517	0.0094326	0.0116615	0.0060183	0.0067154	0.0082993	0.0042846	0.0047887	0.0059360
$\hat{\beta}_{k}$ K1	0.013673	0.0151743	0.0185274	0.0060471	0.0065638	0.0076602	0.0058995	0.0065680	0.0080758	0.0037190	0.0040966	0.0049195

		24											
	K2	0.014812128	0.01650589	0.0203008	0.0058153	0.006161 1	0.0068243	0.0061593	0.0068833	0.0085305	0.0040742	0.0044632	0.0052760
	K3	0.013479 00	0.01493 74	0.0181787	0.0054985	0.005938 5	0.0068697	0.0058660	0.0065266	0.0080134	0.0035501	0.0038935	0.0046330

المبحث الرابع

الاستنتاجات(Conclusions)

1. في انموذج انحدار كونواي- ماكسويل- بواسون في ظل وجود مشكلة التعدد الخطي نلاحظ تفوق طريقة انحدار الحرف على طريقة الامكان الاعظم.
2. تمتلك مقدرات انحدار الحرف اقل قيم لمتوسط مربعات الخطأ(MSE) مما يجعلها تتفوق على مقدرات الامكان الاعظم.
3. لا تشكل زيادة حجم العينة، زيادة المتغيرات التوضيحية، زيادة قيمة المعلمة كاما الخاصة بأنموذج انحدار كونواي - ماكسويل - بواسون في ظل وجود مشكلة التعدد الخطي عوائق تجاه كفاءة مقدر انحدار الحرف.

التوصيات(Recommendations)

1. يمكن الاعتماد على طريقة مقدر ليو الجديد المعدل ذو المعلمتين (CPNMTPL) وذلك لكون ادائها متفوقا عن باقي طرق التقدير.

2. دراسة أنموذج انحدار كونوار- ماكسويل- بواسون في ظل وجود مشكلة التعدد الخطي في المجالات الطب والصحة العامة، العلوم الاجتماعية.

توصي نتائج محاكاة مونت كارلو أن يتم تحليل البيانات باستخدام مقدرات طريقة انحدار الحرف لأنها تمتلك اقل قيم لمتوسط مربعات الخطأ(MSE) مما يجعل ادائها متفوقا على طريقة الامكان الاعظم.

1. المصادر الأجنبية.

1. Shmueli, G&Minka, T.P&Kadane, J .B &Borle, S &Boatwright P (2005),"A Useful Distribution for Fitting Discrete Data: Revival of the Conway–Maxwell–Poisson Distribution" , Journal of the Royal Statistical Society Series C: Applied Statistics, Volume 54, Issue 1, Pages 127–142, https://doi.org/10.1111/j.1467-9876.2005.00474.x.
2. Adam Hayes & Gordon Scott (2023), "Multicollinearity: Meaning, Examples, and FAQs" ، INVESTING FUNDAMENTAL ANALYSIS.
3. Guikema, S. D & Coffelt, J. P. (2008), "A Flexible Count Data Regression Model for Risk Analysis " , Risk Analysis, 28(1):213-23. DOI: 10.1111/j.1539-6924.2008.01014.x.
4. Bo Segerstedt (1992) ,"On ordinary ridge regression in generalized linear models " ,Communications in Statistics - Theory and Methods,Volume 21, Issue 8 ,Pages 2227-2246.
5. Arthur E. Hoerl & Robert W. Kennard (1970)," Ridge Regression: Biased Estimation for Nonorthogonal Problems", A Journal of Technometrics, Volume 12, Issue 1, Pages 55-67.
6. Abonazel[1], M.R & Awwad[2], F. A & Eldin[3], E.T & Kibria[4], B.M.G & Khattab[5],I. G. (2023), "Developing a two-parameter Liu estimator for the

COM–Poisson regression model: Application and simulation", Journal of Frontiers in Applied Mathematics and Statistics, Volume 9, https://doi.org/10.3389/fams.2023.956963 .

7. A. Colin Cameron & Frank A. G. Windmeijer (1996) , "R-Squared Measures for Count Data Regression Models With Applications to Health-Care Utilization" , Journal of Business & Economic Statistics, Volume 14, Issue 2.

8. Abonazel[a], M.R & Saber [a], A. A & Awwad[b] F. A (2023), "Kibria–Lukman estimator for the Conway–Maxwell Poisson regression model: Simulation and applications", Journal of Scientific African, Volume 19, e01553.

9. Rasha A. Farghali & Muhammad Qasim & B. M. Golam Kibria & Mohamed R. Abonazel (2023), "Generalized two-parameter estimators in the multinomial logit regression model: methods, simulation and application", Journal of Communications in Statistics - Simulation and Computation, Volume 52, Issue 7, Pages 3327-3342.

2. المصادر العربية.

10. رشيد, حسام عبد الرزاق (2014) ,"الممهدات اللامعلمية لأنموذج المعاملات المتغيرة والمتغيرة جزئيا", أطروحة دكتوراه فلسفة علوم في الاحصاء, كلية الادارة والاقتصاد, جامعة بغداد.

11.حمود, احمد جبار (2019), "مقارنة بعض مقدرات انحدار الحرف الاعتيادية وانحدار الحرف البيزية مع تطبيق عملي", رسالة ماجستير علوم في الاحصاء, كلية الادارة والاقتصاد, جامعة بغداد.