

Pemodelan Data Kecelakaan Lalu Lintas Menggunakan Metode Regresi Poisson dan Regresi Binomial Negatif

Traffic Accident Data Modelling using Poisson Regression Method and Negative Binomial Regression

¹Mochamad Syaeful Fuad, ²Abdul Kudus, ³Siti Sunendiari

^{1,2,3}*Prodi Statistika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam,
Universitas Islam Bandung*

Jl. Ronggamalela No. 1 Bandung 40116

e-mail : ¹mochamadfuad051@gmail.com, ²akudus69@yahoo.com, ³sunen_diari@yahoo.com

Abstract. Road accidents in Bandung City seems to be on ascendency and the root causes have been attributed to issues such as human errors and superstitions. Since the occurrences of these accidents are discrete, they are often modelled using regression models. It is therefore the purpose of this study to determine an appropriate regression model that adequately fits road accidents in Bandung City. Several models were compared to fit count data that encounter the field of transportation. These models include Poisson and Negative Binomial (NB) models. In order to compare the performance of these models, the various model selection methods such as Deviance goodness of fit test, Akaike's Information Criterion (AIC) were employed. Based on road accidents data in Bandung City from January 2014 until December 2016, the values of Deviance goodness of fit test and AIC for the Poisson model was the smallest as compared to that of the NB models, it appeared that, the Poisson model performed best than the Negative Binomial (NB) models. Base on the model selected (Poisson model), the predictors that contributed significantly and also had a high effect on the expected or mean number of persons killed in road accidents within a particular period were Collision type, Loss of control as Driver errors, and Type of vehicle.

Keywords : AIC, Goodness Of Fit, Poisson Model, Negative Binomial Model.

Abstrak. Kecelakaan lalu lintas di kota Bandung nampaknya berpengaruh dan akar penyebabnya disebabkan oleh isu-isu seperti kesalahan manusia dan takhayul. Karena kejadian kecelakaan ini bersifat diskrit, banyak yang memodelkan dengan menggunakan model regresi. Oleh karena itu tujuan penelitian ini untuk mengetahui model regresi yang tepat dan cocok untuk data kecelakaan lalu lintas di Kota Bandung. Model yang akan dibandingkan yaitu Model Poisson dan Binomial Negatif. Untuk membandingkan kinerja model ini, maka digunakanlah metode pemilihan model *goodness of fit* dan *Akaike Information Criteria* (AIC). Berdasarkan data kecelakaan lalu lintas Kota Bandung dari Januari 2014 sampai Desember 2016, nilai AIC untuk model Poisson lebih kecil dibandingkan Binomial Negatif, maka Model Poisson dinilai lebih baik dari pada Model Binomial Negatif. Berdasarkan model yang terpilih (Model Poisson), prediktor yang memberikan kontribusi signifikan dan juga memiliki efek yang tinggi terhadap jumlah orang yang meninggal dalam kecelakaan lalu lintas dalam periode tertentu adalah jenis kecelakaan, faktor pengemudi dan jenis kendaraan yang terlibat.

Kata kunci : AIC, Goodness Of Fit, Model Poisson, Model Binomial Negatif.

A. Pendahuluan

Berdasarkan Undang-undang Nomor 22 Tahun 2009 tentang Lalu Lintas dan Angkutan Jalan, kecelakaan lalu lintas adalah suatu peristiwa di jalan yang tidak diduga dan tidak disengaja yang melibatkan kendaraan yang melibatkan kendaraan dengan atau tanpa pengguna jalan lain yang mengakibatkan korban manusia dan/atau kerugian harta benda. Sejak 2014 hingga 2016, jumlah kecelakaan lalu lintas di Indonesia semakin banyak. Sepanjang 2014 tercatat 95.906 kasus, dan tahun 2016 meningkat menjadi 105.374. *Data Global Status Report on Road Safety* yang dikeluarkan WHO menunjukkan bahwa Indonesia menempati urutan pertama peningkatan kecelakaan lalu lintas dengan jumlah korban meninggal akibat kecelakaan lalu lintas mencapai 120 jiwa per harinya (Amanda, 2014).

Data kecelakaan lalu lintas dapat diolah menjadi informasi yang penting bagi kepolisian. Pemodelan kecelakaan lalu lintas dengan model pencegahan kecelakaan

(*crash prevention models*). Meskipun pemodelan itu sudah dilakukan oleh banyak peneliti di banyak wilayah, tetapi tidak mungkin menggunakan model yang sama untuk wilayah yang berbeda, maka dari itu perlu dibuat model menggunakan data wilayah terkait yang boleh jadi memiliki faktor penyebab kecelakaan yang berbeda (Fletcher et al., 2006).

Data kecelakaan merupakan *count data*. Model statistika yang dapat digunakan untuk memodelkan *count data* adalah Model Poisson dan Model Binomial Negatif. Abdel dan Radwan (2000) mencoba menggunakan regresi Poisson pada data kecelakaan lalu lintas tetapi kemudian menolaknya, sebab perbedaan rata-rata dan varians dari variabel dependen pada data tersebut menunjukkan overdispersi. Beberapa pendekatan telah dikembangkan sebagai alternatif dari Model Poisson. Model Binomial Negatif merupakan salah satu metode alternatif yang dapat digunakan. Jovanis dan Chang (1986), Joshua dan Garber (1990) dan Miaou dan Lum (1993) menyimpulkan bahwa model Regresi Poisson dan Regresi Binomial Negatif lebih tepat dari pada model regresi konvensional dalam pemodelan data kecelakaan. Shankar, Mannering dan Barfield (1995) menggunakan Poisson dan Binomial Negatif (dimana datanya overdispersi) untuk mengeksplorasi frekuensi kecelakaan lalu lintas di jalan raya perkotaan dengan menggunakan informasi tentang geometri jalan dan faktor cuaca lingkungan. Hasil pendugaannya menunjukkan bahwa, Model Regresi Binomial Negatif cocok untuk setiap tipe kecelakaan yang digunakan dalam penelitian tersebut.

Berdasarkan uraian di atas dapat diketahui bahwa Model Regresi Poisson dan Regresi Binomial Negatif dapat digunakan untuk memodelkan data kecelakaan lalu lintas. Oleh karena itu, dalam makalah ini akan memodelkan data kecelakaan lalu lintas dengan menggunakan kedua model regresi tersebut dengan peubah yang diamati adalah banyaknya kejadian lalu lintas yang menyebabkan korban meninggal dunia dan beberapa peubah penjelas diantaranya : jenis kecelakaan lalu lintas, faktor pengemudi, dan jenis kendaraan yang terlibat. Pada kesempatan kali ini penulis ingin mencoba memodelkan data kecelakaan lalu lintas di jalan Kota Bandung menggunakan Model Regresi Poisson dan Binomial Negatif. Judul penelitian yang dilakukan oleh penulis yaitu “Pemodelan Data Kecelakaan Lalu Lintas menggunakan Metode Regresi Poisson dan Regresi Binomial Negatif”.

B. Landasan Teori

Pendugaan Parameter Model Regresi Poisson

Dalam menduga parameter Regresi Poisson diasumsikan bahwa antara satu kejadian dengan kejadian lain adalah saling bebas. Jika ragam jumlah (*counts*) kecelakaan sama dengan rata-rata jumlah kecelakaan, maka Model Regresi Poisson adalah:

$$P(y_i|\lambda_i) = \frac{\exp(-\lambda_i) \lambda_i^{y_i}}{y_i!}, \text{ untuk } y_i = 0, 1, 2, 3 \dots \dots(1)$$

dengan y_i adalah jumlah kecelakaan (dengan korban yang meninggal) untuk periode waktu ke- i , λ_i adalah rata-rata banyaknya jumlah yang meninggal akibat kecelakaan perperiode, yang dapat dimodelkan:

$$\lambda_i = \exp(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta}) \dots(2)$$

dengan \mathbf{x}_i adalah vektor variabel independen dan $\boldsymbol{\beta}$ adalah vektor parameter regresi yang belum diketahui. Dari persamaan tadi dapat diketahui bahwa kenaikan \mathbf{x}_i akan menyebabkan λ_i naik sebesar faktor pengganda yaitu $\exp(\boldsymbol{\beta})$. Pembatas utama Model Regresi Poisson yaitu nilai rata-rata sama dengan nilai ragam, sebagai berikut :

$$E(y_i|\lambda_i) = Var(y_i|\lambda_i) = \theta_i \quad \dots(3)$$

Akibat dari persamaan di atas adalah jika terjadi heterogenitas atau overdispersi (saat ragam meningkat lebih cepat dari pada yang regresi Poisson berikan) maka Model Regresi Poisson tidak bekerja dengan baik.

Fungsi log-kemungkinan (*log-likelihood*) dari Model Poisson adalah:

$$l(y_i; \lambda) = \sum_{i=1}^n (-\lambda_i + y_i \log \lambda_i - \log y_i!) \quad \dots(4)$$

Dengan mensubstitusikan Persamaan 2 ke dalam Persamaan 4 diperoleh persamaan:

$$l(y_i; \beta) = \sum_{i=1}^n (-e^{x_i \beta} + y_i x_i \beta - \ln y_i!) \quad \dots(5)$$

Dugaan bagi koefisien regresi diperoleh dengan menggunakan prosedur Penduga Kemungkinan Maksimum (PKM):

$$\frac{\partial l(y_i; \beta)}{\partial \beta} = \sum_{i=1}^n (y_i - e^{x_i \beta}) x_i = 0 \quad \dots(6)$$

Dugaan bagi koefisien regresi diperoleh dengan menggunakan metode iterasi *Newton-Raphson* (Anseline, 2006 dalam Omari-Sasu et al, 2016).

Pendugaan Parameter Model Regresi Binomial Negatif

Regresi Binomial Negatif adalah model yang sering digunakan sebagai alternatif dari Model Poisson. Model Regresi Binomial Negatif diperoleh dari campuran Poisson dan Gamma sebagai berikut.

$$P(y_i|x_i) = \frac{\Gamma(y_i + \alpha^{-1})}{y_i! \Gamma(\alpha^{-1})} \left[\frac{1}{1 + \alpha \theta_i} \right]^{\alpha^{-1}} \left[\frac{\alpha \theta_i}{1 + \alpha \theta_i} \right]^{y_i} \text{ untuk } y_i = 0, 1, 2, \dots \quad \dots(7)$$

dengan y_i adalah jumlah meninggal dunia dalam kecelakaan pada segmen jalan i dan θ_i adalah rata-rata atau ekspektasi jumlah korban meninggal di jalan perperiode, yang dapat ditulis:

$$\theta_i = \exp(x_i' \beta) \quad \dots(8)$$

Persamaan (7) dapat ditulis sebagai

$$P(y_i|x_i) = \frac{\Gamma(y_i + \alpha^{-1})}{\Gamma(y_i + 1) \Gamma(\alpha^{-1})} \left[\frac{1}{1 + \alpha \theta_i} \right]^{\alpha^{-1}} \left[1 - \frac{1}{1 + \alpha \theta_i} \right]^{y_i} \quad \dots(9)$$

Persamaan (2.21) dapat diturunkan menjadi bentuk fungsi massa peluang binomial negatif. Jika $\Gamma(y_i + 1) = y_i!$, $\Gamma(y_i + \alpha^{-1}) = (y_i + \alpha^{-1})!$, dan $\Gamma(\alpha^{-1}) = (\alpha^{-1} - 1)!$, maka

$$\frac{\Gamma(y_i + \alpha^{-1})}{\Gamma(y_i + 1) \Gamma(\alpha^{-1})} = \frac{(y_i + \alpha^{-1})!}{y_i! (\alpha^{-1} - 1)!} = \binom{y_i + \alpha^{-1} - 1}{\alpha^{-1} - 1} \quad \dots(10)$$

Dengan mensubstitusikan persamaan 10 ke dalam 9 diperoleh

$$\binom{y_i + \alpha^{-1} - 1}{\alpha^{-1} - 1} \left[\frac{1}{1 + \alpha \theta_i} \right]^{\alpha^{-1}} \left[1 - \frac{1}{1 + \alpha \theta_i} \right]^{y_i} \quad \dots(11)$$

Persamaan 11 serupa dengan Persamaan $P(Y = y|r, p) = \binom{y-1}{r-1} p^r (1-p)^{y-r}$, $y = r, r+1, \dots$ yaitu mengekspresikan fungsi massa peluang sebaran Binomial Negatif.

Rata-rata kondisional dan ragam dari sebaran Binomial Negatif adalah $E(y_i|x_i) = \theta_i$ dan $Var(y_i|x_i) = \theta_i(1 + \alpha \theta_i) > E(y_i|x_i)$. Jadi, Model Binomial Negatif adalah

overdispersi dan memiliki ragam yang relatif lebih besar dari pada Model Poisson. Ragam dari sebaran Binomial Negatif lebih besar dari pada rata-rata. Dalam Binomial Negatif, α merepresentasikan parameter penyebaran yang diperbolehkan atau mengindikasikan derajat dari *over-dispersion*. Misalnya, jika $\alpha = 0$, Model Binomial Negatif itu serupa dengan Model Poisson.

Model log-likelihood untuk Regresi Binomial Negatif dapat dituliskan sebagai:

$$l(y_i; \theta, \alpha) = \sum_{i=1}^n y_i \ln \left(\frac{\alpha \theta_i}{1 + \alpha \mu_i} \right) - \frac{1}{\alpha} \ln(1 + \alpha \theta_i) + \ln \left(\Gamma y_i + \frac{1}{\alpha} \right) - \ln \Gamma(y_i + 1) - \ln \Gamma \left(\frac{1}{\alpha} \right) \quad \dots(12)$$

Dengan $\theta_i = \exp(x'_i \beta)$, maka Persamaan (9) menjadi

$$l(y_i; \beta, \alpha) = \sum_{i=1}^n y_i \ln \left(\frac{\alpha \exp(x'_i \beta)}{1 + \alpha \exp(x'_i \beta)} \right) - \frac{1}{\alpha} \ln(1 + \alpha \exp(x'_i \beta)) + \ln \left(\Gamma y_i + \frac{1}{\alpha} \right) - \ln \Gamma(y_i + 1) - \ln \Gamma \left(\frac{1}{\alpha} \right) \quad \dots(13)$$

Maksimumkan fungsi $l(y_i; \beta, \alpha)$:

$$\frac{\partial l(y_i; \beta, \alpha)}{\partial \beta_j} = \sum_{i=1}^n \frac{(y_i - \exp(x'_i \beta)) x_{ij}}{1 + \alpha \exp(x'_i \beta)} = 0, j = 1, 2, \dots, p \quad \dots(14)$$

$$\frac{\partial l(y_i; \beta, \alpha)}{\partial \beta_j \beta_s} = - \sum_{i=1}^n \frac{\exp(x'_i \beta) x_{ij} x_{is} (1 + \alpha y_i)}{(1 + \alpha \exp(x'_i \beta))^2} < 0, j, s = 1, 2, \dots, p \quad \dots(15)$$

dan

$$\frac{\partial l(y_i; \beta, \alpha)}{\partial \alpha} = \sum_{i=1}^n \left[\frac{1}{\alpha^2} \left(\ln(1 + \alpha \exp(x'_i \beta)) + \frac{\alpha(y_i - \exp(x'_i \beta))}{1 + \alpha \exp(x'_i \beta)} \right) + \psi \left(y_i + \frac{1}{\alpha} \right) - \psi \left(\frac{1}{\alpha} \right) \right] = 0 \quad \dots(16)$$

$$\begin{aligned} & \frac{\partial l(y_i; \beta, \alpha)}{\partial \alpha^2} \\ &= \sum_{i=1}^n \left[-\frac{1}{\alpha^3} \left(\frac{\alpha(1 + 2\alpha \exp(x'_i \beta))(y_i - \exp(x'_i \beta)) - \alpha \exp(x'_i \beta)(1 + \alpha \exp(x'_i \beta))}{(1 + \alpha \mu_i)^2} \right) \right. \\ & \left. + 2 \ln(1 + \alpha \exp(x'_i \beta)) + \psi' \left(y_i + \frac{1}{\alpha} \right) - \psi' \left(\frac{1}{\alpha} \right) \right] < 0 \quad \dots(17) \end{aligned}$$

Fungsi digamma ψ merupakan turunan pertama dari fungsi log-gamma $\ln \Gamma(\cdot)$. Fungsi trigamma ψ' merupakan turunan kedua dari $\ln \Gamma(\cdot)$ (Hilbe, 2011).

Untuk memperoleh dugaan bagi β dan α digunakan prosedur *Newton Raphson* (Lee and Mannering, 2002).

C. Hasil Penelitian

Bahan yang digunakan dalam penelitian ini berupa data sekunder yang diperoleh dari Polisi Resort Kota Bandung, yaitu data kecelakaan lalu lintas (Lakalantas) perbulan dari Januari 2014 sampai dengan Desember 2016. Peubah yang diamati adalah jumlah korban meninggal dunia akibat kecelakaan lalu lintas perbulan (Y) dan beberapa peubah penjelas (*explanatory*):

Tabel 1. Daftar Peubah Penjelas beserta Kode Peubah

Kode	Peubah
Jenis Kecelakaan Lalu lintas (Laka Lantas) (X1)	
X11	Tunggal
X12	Depan-depan
X13	Depan-belakang
X14	Depan-samping
X15	Samping-samping
X16	Tabrak Manusia
Faktor Pengemudi (X2)	
X21	Lengah
X22	Mengantuk
X23	Tidak Tertib
X24	Batas Kecepatan
Kendaraan yang Terlibat (X3)	
X31	Sepeda Motor
X32	Mobil Penumpang
X33	Mobil Beban
X34	Bus

Model Regresi Poisson untuk Data Kecelakaan Kota Bandung Tahun 2014- 2016.

Berikut ini adalah hasil perhitungan Model Regresi Poisson menggunakan *software R*, hasilnya sebagai berikut :

Tabel 2. Estimasi parameter Model Regresi Poisson

	Estimate	Std. Error	z value	P-value
Intercept	0.577418	0.411958	1.402	0.1610
X11	0.029825	0.014578	2.046	0.0408 *
X12	-0.003217	0.032799	-0.098	0.9219
X13	-0.002257	0.024005	-0.094	0.9251
X14	0.048462	0.033354	1.453	0.1462
X15	0.073612	0.032363	2.275	0.0229 *
X16	0.036657	0.027552	1.330	0.1834
X21	0.038690	0.043148	0.897	0.3699
X22	-0.112607	0.055419	-2.032	0.0422 *
X23	-0.069957	0.038434	-1.820	0.0687
X24	-0.019417	0.028005	-0.693	0.4881
X31	0.009865	0.018017	0.548	0.5840
X32	0.021103	0.016047	1.315	0.1885
X33	0.071613	0.029365	2.439	0.0147 *
X34	0.014579	0.075106	0.194	0.8461

Tabel 2 menjelaskan estimasi Model Regresi Poisson yang menghitung data jenis kecelakaan lalu lintas, faktor pengemudi, dan jenis kendaraan yang terlibat sehingga menyebabkan korban meninggal dunia. Estimasi parameter dari tabel 2 diatas ditafsirkan

dalam tingkat jumlah orang meninggal dalam kecelakaan lalu lintas. Tingkat ini mencerminkan efek multiplikasi dari berbagai jenis kecelakaan lalu lintas, faktor pengemudi, dan jenis kendaraan yang terlibat. Sehingga Model Regresi Poisson yang diperoleh adalah :

$$\hat{\lambda}_i = \exp (0.577418+ 0.029825 X11- 0.003217 X12- 0.002257 X13+ 0.048462 X14+ 0.073612 X15+ 0.036657 X16+ 0.038690 X21- 0.112607 X22- 0.069957 X23- 0.019417 X24+ 0.009865 X31+ 0.021103 X32+ 0.071613 X33+ 0.014579 X34)$$

Model Regresi Binomial Negatif untuk Data Kecelakaan Kota Bandung Tahun 2014- 2016

Berikut ini adalah hasil perhitungan estimasi Model Regresi Binomial Negatif menggunakan *software* R, hasilnya sebagai berikut :

Tabel 3. Estimasi parameter Model Regresi Binomial Negatif

	Estimate	Std. Error	z value	P-value
Intercept	0.577418	0.411959	1.402	0.1610
X11	0.029825	0.014578	2.046	0.0408 *
X12	-0.003217	0.032799	-0.098	0.9219
X13	-0.002257	0.024005	-0.094	0.9251
X14	0.048462	0.033354	1.453	0.1462
X15	0.073612	0.032363	2.275	0.0229 *
X16	0.036657	0.027552	1.330	0.1834
X21	0.038690	0.043148	0.897	0.3699
X22	-0.112607	0.055420	-2.032	0.0422 *
X23	-0.069957	0.038434	-1.820	0.0687
X24	-0.019417	0.028005	-0.693	0.4881
X31	0.009865	0.018017	0.548	0.5840
X32	0.021103	0.016047	1.315	0.1885
X33	0.071613	0.029365	2.439	0.0147 *
X34	0.014579	0.075106	0.194	0.8461
alpha	0.023681			

Tabel 3 menjelaskan estimasi Model Regresi Binomial Negatif yang menghitung data jenis kecelakaan lalu lintas, faktor pengemudi, dan jenis kendaraan yang terlibat sehingga menyebabkan korban meninggal dunia. Estimasi parameter dari tabel 3 diatas ditafsirkan dalam tingkat jumlah orang meninggal dalam kecelakaan lalu lintas. Tingkat ini mencerminkan efek multiplikasi dari berbagai jenis kecelakaan lalu lintas, faktor pengemudi, dan jenis kendaraan yang terlibat. Model Regresi Binomial Negatif yang diperoleh dari Tabel 3 adalah :

$$\hat{\theta} = \exp(0.577418 + 0.029825 X11 - 0.003217 X12 - 0.002257 X13 + 0.048462 X14 + 0.073612 X15 + 0.036657 X16 + 0.038690 X21 - 0.112607 X22 - 0.069957 X23 - 0.019417 X24 + 0.009865 X31 + 0.021103 X32 + 0.071613 X33 + 0.014579 X34)$$

Perbandingan Model Regresi Poisson dan Binomial Negatif

Tabel 4. Hasil dan Perbandingan Model

Karakteristik	Model Poisson	Model Binomial Negatif
Null Deviance	66.823	66.823
Residual Deviance	29.960	29.960
Dispersion Parameter	1.43	1.43
AIC	198.68	200.68

Dari tabel 4 terlihat bahwa kedua model memiliki nilai *residual deviance* yang kecil dan tidak mempunyai *overdispersion*. Tetapi, Model Regresi Poisson lebih baik dibandingkan Model Binomial Negatif, hal ini terlihat dari nilai AIC Model Regresi Poisson sebesar 198,68 yang lebih kecil dibandingkan Model Regresi Binomial Negatif yakni sebesar 200,68. Selain perbandingan nilai dari AIC dan *Goodnes Fit of Test*, ada ketentuan dimana jika nilai $\alpha = 0$, maka Model Binomial Negatif itu serupa dengan Model Poisson. Sedangkan nilai α dari Model Binomial Negatif diperoleh sebesar 0.023681 yang artinya nilai tersebut sangat dekat dengan 0 dan mengindikasikan bahwa pemodelan data kecelakaan Kota Bandung dari Bulan Januari 2014 sampai dengan Bulan Desember 2016 cukup dengan menggunakan Model Regresi Poisson.

D. Kesimpulan

Model yang terpilih untuk memodelkan data kecelakaan lalu lintas Kota Bandung dari bulan Januari 2014 sampai dengan bulan Desember 2016 adalah Model Regresi Poisson. Hal ini dilihat dari nilai *Akaike Information Criteria* (AIC) Model Regresi Poisson yang lebih kecil dibandingkan dengan Model Regresi Binomial Negatif.

Daftar Pustaka

- Abdel-Aty, M.A., Radwan, A.E. 2000, *Modelling traffic accidents occurrence and involvement. Accident Analysis and Prevention*, 32, 633-642. ([http://dx.doi.org/10.1016-4575\(99\)00094-9](http://dx.doi.org/10.1016-4575(99)00094-9)).
- Amanda, Gita. (2014). *Indonesia Urutan Pertama Peningkatan Kecelakaan Lalu Lintas*. Republika Online. (<http://www.republika.co.id/berita/nasional/umum/4/11/06/nem9nc-indonesia-urutan-pertama-peningkatan-kecelakaan-lalu-lintas>). Diakses pada 10 September 2017)
- Fletcher J.P., Baguley C.J., Sexton B., and Done S. 2006. *Road accident modeling for highway development countries. Main Report Trials in India and Tanzania*. Report No. PPRO95.
- Hilbe M, Joseph. (2011). *Negative Binomial Regression*. Second Edition. 188- 191
- Joshua, S.C., Garber, N.J., 1990. *Estimating truck accident rate and involvements using linear and Poisson regression models. Transportation Planning and Technology*, 15(1), 41-58.
- Jovanis, P.P., and Chang, H. 1986. *Modelling the relationship of accidents to miles travelled*.

- Lee, J., and Mannering, F. 2002. *Impact of Roadside Features on The Frequency and Severity of Run-off-Roadway Accidents: An Empirical Analysis*. *Accidents Analysis and Prevention*, 34, 149-161.
- Miaou, S.P., and Lum, H. 1993. *Modelling vehicle accidents and highway geometric design relationships*. *Accident Analysis and Prevention*, 25 ([http://dx.doi.org/10.1016/0001-4575\(93\)90034-t](http://dx.doi.org/10.1016/0001-4575(93)90034-t)).
- Omari-Sasu, A.Y, Adjei Mensah Isaac', R.K Boadi. 2016. *Statistical Models for Counting Data with Applications to Road Accidents in Ghana*. *International Journal of Statistical and Applications* 6(3): 123-137.
- Shankar, V., Mannering, F., and Barfield, W. 1995. *Effect of Roadway Geometrics and Environmental Factors on Rural Freeway Accident Frequencies*. *Accidents Analysis and Prevention*, 27, 371-389.

