

Model Regresi Poisson Tergeneralisasi untuk Anak Gizi Buruk di Sulawesi Utara

Faranika Deysi Glarita Maneking¹⁾, Deiby Tineke Salaki¹⁾, Djoni Hatidja¹⁾

¹⁾Program Studi Matematika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam
Universitas Sam Ratulangi, Indonesia
deysimaneking@gmail.com; deibyts.mat@unsrat.ac.id; djonihatidja@gmail.com

(Article History: Received 11-07-2020; Accepted 28-10-2020; Published 31-10-2020)

ABSTRAK

Salah satu masalah kesehatan yang sering terjadi di Indonesia adalah gizi buruk. Seorang anak yang mengalami gizi buruk akan rentan terhadap berbagai penyakit karena sistem kekebalan tubuhnya mudah terinfeksi virus. Jumlah kasus anak gizi buruk merupakan data diskrit yang dapat dimodelkan dengan regresi poisson. Penelitian ini bertujuan untuk menentukan model regresi poisson tergeneralisasi dalam mengatasi overdispersi pada model regresi poisson dari jumlah kasus gizi buruk dan menentukan faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kasus gizi buruk di Sulawesi Utara tahun 2018. Data yang digunakan berupa jumlah kasus gizi buruk sebagai variabel respon dan sejumlah variabel prediktor dengan unit pengamatannya adalah kota dan kabupaten di Sulawesi Utara. Hasil penelitian menunjukkan bahwa variabel yang mempengaruhi jumlah anak gizi buruk di Sulawesi Utara adalah persentase bayi dengan berat badan lahir rendah (BBLR) dan variabel yang tidak berpengaruh signifikan adalah jumlah posyandu, persentase keluarga yang memiliki sanitasi layak pakai, jumlah penduduk miskin, persentase bayi yang menggunakan ASI eksklusif dengan model regresi poisson tergeneralisasi $\hat{Y} = \exp(0,892 + 0,019X_2)$.

Kata kunci: Keluarga eksponensial; multikolinearitas; overdispersi; Sulawesi Utara

Generalized Poisson Regression Model For Malnourished Children in North Sulawesi

ABSTRACT

One of the health problems that often occurs in Indonesia is malnutrition. A child who is suffering from malnutrition will be vulnerable to various diseases because his immune system is easily infected by a virus. The number of cases of malnutrition children is discrete data that can be modeled by Poisson regression. This study aimed to determine the Generalized Poisson Regression (GPR) model for handling the overdispersion occurred in the Poisson regression model of the number of malnourished children case and also to determine the factors that influence the number of malnourished children case in North Sulawesi in 2018. This study utilizes the number of cases of malnutrition as a response variable and a number of predictor variables with the observation unit was cities and districts in North Sulawesi. The results of this study indicate that the variables that significantly affect the number of malnourished children in North Sulawesi include the percentage of child with low weight birth (LWB) and variables that have no significant effect are the number of posyandu, the percentage of families who have decent sanitation, the number of poor people, the percentage of babies who use exclusive breast milk with the generalized poisson regression model $\hat{Y} = \exp(0,892 + 0,019X_2)$.

Keywords: Exponential family; multicollinearity; overdispersion; North Sulawesi

PENDAHULUAN

Gizi buruk (GB) adalah status gizi menurut berat badan (BB) dan tinggi badan (TB) dengan Z-score = -3 dan atau tanda-tanda klinis (Maramus, kwashiorkor, dan maramus kwashiorkor) (DINKES Provinsi Sulawesi

Utara, 2017). GB merupakan salah satu masalah kesehatan yang kerap terjadi di kalangan masyarakat Indonesia dan sebagian besar negara berkembang lainnya. Status GB menjadi masalah yang serius karena merupakan salah satu indikator tingkat

kesejahteraan masyarakat (BPS Provinsi Sulawesi Utara, 2019). Menurut BPS Provinsi Sulawesi Utara (2019), kasus GB di Sulawesi Utara (Sulut) tahun 2018 tercatat ada 28 kasus dan yang tertinggi ada di kota Manado yaitu ada sebanyak 6 kasus. Jumlah ini mengalami kenaikan dari tahun 2017 yaitu sebanyak 25 kasus dan tahun 2016 sebanyak 24. GB di Sulut memang tergolong rendah dibandingkan provinsi lain di Indonesia namun apabila gizi buruk dan gizi kurang terus terjadi dapat menjadi faktor penghambat dalam pembangunan nasional. Pada kondisi GB, penurunan produktivitas perorangan diperkirakan lebih dari 10 persen dari potensi pendapatan seumur hidup dan secara agregat menyebabkan kehilangan PDB antara 2-3 persen (BAPPENAS, 2006). Mengetahui hal ini pemerintah dan dinas terkait terus melakukan berbagai program sebagai upaya untuk menurunkan prevalensi GB melalui pemberian makanan pendamping ASI dan suplementasi zat gizi, upaya pemberdayaan masyarakat untuk memperbaiki pola asuh balita yang meliputi penerapan inisiasi menyusui dini, memberi ASI secara eksklusif sampai bayi mencapai usia 6 bulan” (DINKES Provinsi Sulawesi Utara, 2017). Perpres No. 42 Tahun 2013 tentang “Gerakan Nasional Percepatan Perbaikan Gizi meliputi : Sanitasi berbasis lingkungan, memberikan anggaran disetiap desa, dan pembangunan infrastruktur air minum dan sanitasi untuk kualitas hidup manusia. Melalui program-program ini diharapkan dapat menurunkan berbagai faktor yang menyebabkan pertambahan GB.

Penelitian terkait GB di Sulut sudah banyak dilakukan dengan berbagai metode, seperti penelitian yang dilakukan oleh Hosang *et al.* (2017), mengungkap perubahan status gizi anak balita kurang di kota Manado dari hubungannya dengan pemberian makan tambahan menggunakan analisis retrospektif. Kumayas *et al.* (2019) mengkaji hubungan status imunisasi dan penyakit infeksi dengan status gizi balita di desa Tateli menggunakan metode *cross-sectional*. Meski demikian sepanjang penelusuran pustaka oleh penulis, penggunaan metode poisson tergeneralisasi belum digunakan. Oleh karena itu, pada penelitian ini akan dimodelkan jumlah kasus anak gizi buruk di Provinsi Sulut tahun 2018 dengan metode regresi poisson, ketika terjadi pelanggaran equidispersi pada variabel respon yang diindikasikan dengan lebih besarnya nilai

ragam dari pada nilai rata-rata maka metode poisson tidak dapat dilanjutkan dan dilanjutkan dengan metode poisson tergeneralisasi. Beberapa Faktor yang digunakan dalam penelitian ini adalah jumlah posyandu, jumlah bayi yang lahir dengan berat badan lahir rendah (BBLR), persentase keluarga yang memiliki sanitasi layak pakai, jumlah penduduk miskin, persentase bayi yang mendapat ASI eksklusif.

METODE PENELITIAN

Data

Data yang digunakan pada penelitian ini adalah data sekunder yang diperoleh dari Badan Pusat Statistika (BPS) Provinsi Sulawesi Utara dan Dinas Kesehatan Provinsi Sulawesi Utara. Pada penelitian ini menggunakan data kabupaten/kota di provinsi Sulawesi Utara tahun 2018 yang terdiri dari 15 kabupaten/kota. Terdapat 4 kota di Sulawesi Utara yaitu: Bitung, Kotamobagu, Manado, Tomohon. Sebelas kabupatennya adalah Bolaang Mangondow Timur (Boltim), Bolaang Mangondow Selatan (Bolsel), Bolaang Mangondow Utara (Bolmut), Bolaang Mangondow (Bolmong), Kepulauan Sangihe (Sangihe), Kepulauan Talaud (Talaud), Minahasa, Minahasa Selatan (Minsel), Minahasa Tenggara (Mitra), Minahasa Utara (Minut), Kepulauan Siau Tagulandang Biaro (Sitaro).

Variabel respon dalam penelitian ini adalah jumlah anak gizi buruk Sulawesi Utara (Y) dan variabel prediktor dalam penelitian ini adalah jumlah posyandu (X_1), jumlah berat bayi lahir rendah (X_2), persentase keluarga yang memiliki sanitasi layak pakai (X_3), jumlah penduduk miskin (ribu) (X_4), persentase bayi yang menggunakan ASI eksklusif (X_5).

Metode Analisis

Analisis data dilakukan dengan menggunakan perangkat lunak RStudio. Tahapan penelitian yang dilakukan meliputi:

1. Menginput data
2. Mendeskripsikan data jumlah gizi buruk.
3. Uji goodness of fit data jumlah gizi buruk
4. Memeriksa hubungan antara variabel prediktor (multikoleniaritas).
5. Menentukan model regresi poisson

6. Melakukan pengujian parameter model regresi poisson dengan uji parsial
7. Identifikasi overdispersi
8. Menentukan model regresi poisson tergeneralisasi jika terjadi overdispersi
9. Melakukan pengujian parameter model regresi poisson tergeneralisasi dengan uji parsial
10. Menarik kesimpulan

HASIL DAN PEMBAHASAN

Deskripsi Data

Gambar 1, menunjukkan jumlah gizi buruk di 15 kabupaten/kota di Sulawesi Utara tahun 2018. Data tersebut jumlah penderita gizi buruk anak-anak dengan rentang usia 0-59 bulan. Kasus terbanyak terjadi di kota Manado dan yang paling sedikit yaitu nol terjadi di kabupaten/kota Bolmong, Sitaro, Tomohon.



Gambar 1. Grafik Jumlah Gizi Buruk di Sulawesi Utara 2018

Uji *goodness of fit* atau kebaikan suai digunakan untuk menguji bagaimana sebaran teoritik dari suatu populasi tertentu. Karena didasarkan pada besaran yang menyebar khi-kuadrat maka uji ini disebut juga uji khi-kuadrat (Walpole, 1995). Besaran tersebut diformulasikan sebagai berikut

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(o_i - e_i)^2}{e_i} \tag{1}$$

dengan o_i merupakan frekuensi teramati dan e_i adalah frekuensi harapan bagi sel ke- i .

$$e_i = \frac{\text{Jumlah baris} \times \text{Jumlah kolom}}{\text{Jumlah data}}, \text{ Hipotesisnya}$$

yaitu:

H_0 : Data menyebar poisson

H_1 : Data tidak menyebar poisson

Hipotesis H_0 ditolak jika $\chi^2 > \chi^2_{(db(derajat bebas); \alpha)}$ atau $p\text{-value} < \alpha$ yang artinya data tersebut tidak menyebar secara poisson.

Hasil pengujian *Goodness of Fit* menunjukkan bahwa $\chi^2 = 6,103$ yang lebih kecil dari nilai tabel $\chi^2_{(14;0,05)} = 23,685$. Selain itu, pada taraf signifikan 0,05 hasil $p\text{-value} = 0,296$. Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa data jumlah gizi buruk menyebar poisson.

Uji Multikolinieritas

Multikolinieritas merupakan adanya korelasi yang tinggi antar variabel prediktor dalam model. Pendeteksian kasus multikolinieritas dapat dilihat melalui nilai VIF (*Varians Inflation Factor*) yang jika lebih dari 10 menunjukkan adanya multikolinieritas. Nilai VIF dinyatakan dengan rumus:

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2} \tag{2}$$

R_j^2 = Koefisien determinasi antara X_j dengan variabel prediktor lainnya (Hocking, 1996).

Tabel 1. Nilai VIF Masing-Masing Variabel

Variabel	Nilai VIF
X_1	6,757
X_2	1,422
X_3	1,353
X_4	5,880
X_5	1,273

Data yang diperoleh dianalisis dengan menggunakan perangkat lunak statistik sesuai dengan rumus pada persamaan 1 yang hasilnya terlihat pada Tabel 1. Semua variabel prediktor memiliki nilai VIF kurang dari 10 dan dapat disimpulkan bahwa tidak terjadi multikolinieritas. Dengan demikian kelima variabel tersebut dapat digunakan untuk memodelkan jumlah anak gizi buruk di Sulawesi Utara (Tabel 1).

Model Regresi Poisson

Regresi poisson termasuk dalam *Generalized Linear Models* GLM karena variabel respon menyebar menurut keluarga eksponensial. Regresi poisson mengasumsikan tidak ada multikoleniaritas antar variabel prediktor dan mengasumsikan ekuidispersi (Agresti, 2006).

Fungsi penghubung yang digunakan dalam regresi Poisson adalah fungsi penghubung log, karena rata-rata dari variabel responnya akan berbentuk fungsi eksponensial dan menjamin bahwa nilai variabel yang

ditaksir variabel responnya akan bernilai non-negatif. :

$$g(\theta_i) = \ln(\theta_i) = \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}$$

$$\theta_i = \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}) \tag{2}$$

Tabel 2. Estimasi Parameter Model Regresi Poisson

Parameter	Estimasi	Galat Baku	Pr(> z)
Intercept	2,704	1,614	0,094 .
β_1	-0,0005	0,006	0,935
β_2	0,016	0,009	0,075 .
β_3	-0,024	0,022	0,273
β_4	0,029	0,074	0,698
β_5	-0,041	0,027	0,128

Hasil estimasi parameter model terdapat pada Tabel 2. Berdasarkan hasil tersebut, model regresi poisson untuk rata-rata jumlah gizi buruk ($\hat{\theta}$) di Sulawesi Utara adalah sebagai berikut:

$$\hat{\theta} = \exp(2,704 - 0,0005X_1 + 0,016X_2 - 0,024X_3 + 0,029X_4 - 0,041X_5) \tag{3}$$

Pengujian Signifikansi Parameter Model

Uji parsial digunakan untuk menguji setiap β_j secara individu memiliki pengaruh yang signifikan terhadap variabel respon (Dobson & Barnett, 2018; Hocking, 1996). Hipotesisnya yausti:

$$H_0 : \beta_j = 0 \text{ dan } H_1 : \beta_j \neq 0 ; j = 1, 2, \dots, p$$

Statistik Uji

$$W = \left(\frac{\beta_j}{SE\beta_j} \right)^2 \tag{4}$$

β_j merupakan nilai dugaan untuk parameter β_j dan $SE \beta_j$ merupakan Dugaan galat baku untuk koefisien β_j . Nilai wald mengikuti distribusi *chi-square* sehingga dibandingkan dengan tabel *chi-square* $X^2_{(ab=1;\alpha)}$. Kriteria uji untuk pengambilan keputusan dengan taraf nyata (α) adalah tolak H_0 jika nilai $W_j > X^2_{(ab=1;\alpha)}$ atau dapat dilihat berdasarkan *p-value* $< \alpha$, dimana nilai $\alpha = 0.05$.

Hasil uji wald model poisson sebagaimana ditampilkan pada Tabel 3. menunjukkan masing-masing variabel memiliki nilai wald yang kurang dari nilai tabel $X^2_{(1;0,05)} = 3,841$. Hal ini mengindikasikan bahwa H_0 diterima, yang artinya pada $\alpha = 0,05$ semua variabel prediktor tidak berpengaruh secara signifikan pada jumlah gizi buruk di Propinsi Sulawesi Utara (Y). Tabel 3, merupakan uji wald yang

dihitung menggunakan rumus pada persamaan 4.

Tabel 3. Pengujian Wald untuk Regresi Poisson

Variabel	Wald
X_1	0,007
X_2	3,171
X_3	1,204
X_4	0,150
X_5	2,312

Var. Respon	Rata-rata	Ragam
Y	1,86667	3,40952

Hasil dari pengujian ini menunjukkan bahwa model regresi poisson tidak berhasil mengungkap hubungan antara keenam variabel bebas dengan variabel respon. Jika dilihat dari peubah respon, nilai ragamnya adalah 3,409 lebih besar dari nilai rata-ratanya yaitu 1,866 yang mengindikasikan adanya pelanggaran equidispersi sehingga model regresi poisson tidak dapat digunakan (Tabel 3).

Pengujian overdispersi secara statistik menggunakan *software* juga menunjukkan bahwa perolehan nilai *p-value* = 0,858 yang lebih besar dari taraf signifikansi 0,05 dan parameter dispersinya sebesar 0,68 lebih besar dari 0 serta rasio dispersi 1,170 lebih besar dari 1.

Model Regresi Poisson Tergeneralisasi

Masalah overdispersi dapat disebabkan oleh beberapa hal, misalnya adanya pengamatan yang hilang dan adanya data pencilan. GPR atau regresi poison tergeneralisasi merupakan salah satu alternatif untuk memodelkan data dengan overdispersi. Model regersi poisson tergeneralisasi dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$\ln(\theta) = \mathbf{X}_i^T \boldsymbol{\beta} = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_j x_{ij}$$

$$\theta = \exp(\mathbf{X}_i^T \boldsymbol{\beta}) = \exp(\beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j x_{ij}) \tag{5}$$

dengan x_{ij} : peubah penjelas ke-*j* amatan ke-*i*, β_0 : konstanta, β_j : koefisien regresi peubah penjelas ke-*j*, *N*: banyaknya amatan, *p*: banyaknya peubah penjelas.

Fungsi peluang poisson tergeneralisasi dituliskan sebagai berikut (McCullagh & Nelder, 1998; Famoye *et al.*, 2004).

$$f(y_i, \theta_i, \phi) = \left(\frac{\theta_i}{1+\phi\theta_i} \right)^{y_i} \frac{(1+\phi y_i)^{y_i-1} \exp\left(-\frac{\theta_i(1+\phi y_i)}{1+\phi\theta_i}\right)}{y_i!} \tag{6}$$

dengan rataan dan ragam masing-masing adalah θ_i dan $\theta_i (1 + \phi\theta_i)^2$. Parameter θ merupakan parameter natural dan ϕ sebagai parameter dispersi. Fungsi peluang pada persamaan (9) dapat ditulis dalam bentuk berikut

$$f(y, \theta, \phi) = \exp \left\{ y \left(\ln \left(\frac{\theta}{1+\phi\theta} \right) - \frac{\phi\theta}{(1+\phi\theta)} \right) - \frac{\theta}{(1+\phi\theta)} + (y-1) \ln(1+\phi y) - \ln y! \right\} \quad (7)$$

Persamaan (10), menunjukkan bahwa distribusi GP termasuk dalam distribusi keluarga eksponensial yang berbentuk seperti pada persamaan (2), dengan $a(y) = y$; $b(\theta, \phi) = \ln \left(\frac{\theta}{1+\phi\theta} \right) - \frac{\phi\theta}{(1+\phi\theta)}$; dan $c(\theta, \phi) = -\frac{\theta}{(1+\phi\theta)}$; dan

$$d(y, \phi) = (y-1) \ln(1+\phi y) - \ln y!$$

Model regresi poisson tergeneralisasi digunakan karena adanya overdispersi pada model regresi Poisson. Model regresi poisson tergeneralisasi dibangun dengan menggunakan kombinasi dari variabel prediktor yang ada dan kebaikan modelnya diukur dari nilai AIC.

Tabel 4, merupakan kombinasi variabel prediktor yang memiliki nilai AIC terkecil dari 31 kombinasi yang dapat dibentuk. Pada regresi dengan satu variabel bebas, dari 5 kemungkinan model yang paling baik, yaitu jumlah bayi berat lahir rendah (X_2). Model terbaik dengan 2 variabel bebas dipilih dari 10 kombinasi model dimana model terbaiknya yaitu X_2 dan X_5 . Model terbaik dengan 3 variabel bebas dipilih dari 10 kombinasi model dimana model terbaiknya yaitu X_2, X_3 dan X_5 . Model terbaik dengan 4 variabel bebas dipilih dari 5 kombinasi model dimana model terbaiknya yaitu X_2, X_3, X_4 dan X_5 . Sedangkan model dengan 5 variabel bebas adalah model lengkap (Tabel 4).

Tabel 4. Kombinasi Nilai AIC

Model	AIC
$\exp(\beta_0 + \beta_2 X_2)$	54,645
$\exp(\beta_0 + \beta_2 X_2 + \beta_5 X_5)$	53,932
$\exp(\beta_0 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_5 X_5)$	54,181
$\exp(\beta_0 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5)$	55,712
$\exp(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5)$	57,703

Berdasarkan Tabel 4, terlihat bahwa model terbaiknya adalah kombinasi antara X_2 dan X_5 karena memiliki nilai AIC terkecil.

Hasil estimasi parameter yang disajikan pada Tabel 5 menunjukkan bahwa pada taraf nyata 5%, peubah X_2 secara signifikan berpengaruh terhadap respon karena nilai-p kurang dari 0,05. Berdasarkan tabel tersebut, model regresi poisson tergeneralisasi dengan AIC terbaik dapat dituliskan sebagai:

$$\hat{\theta} = \exp(0,892 + 0,019X_2 - 0,035 X_5) \quad (8)$$

Tabel 5. Estimasi Nilai β pada Model Regresi Poisson Tergeneralisasi

Para-meter	Esti-masi	Galat Baku	Wald	Nilai-p
Intersep	0,892	1,313		0,837
β_2	0,019	0,006	8,030	0,004**
β_5	-0,035	0,021	2,714	0,099

Persamaan (8), menunjukkan bahwa setiap penambahan satu kasus bayi dengan BBLR (X_2) akan menaikkan rataan jumlah kasus gizi buruk sebesar $\exp(0,019) = 1,019$. Hal ini berarti, penambahan satu satuan kasus BBLR di sebuah kota/kabupaten akan diikuti oleh kenaikan nilai harapan jumlah penderita gizi buruk sebesar 1,019 kali dibanding kota/kabupaten lain dengan asumsi peubah lain dianggap tetap. Selain itu, setiap penambahan 1% bayi penerima ASI eksklusif (X_5) akan mengurangi rataan jumlah kasus gizi buruk sebesar $\exp(0,035) = 0,965$.

Hasil uji wald untuk model pada persamaan (8) dengan menggunakan rumus pada persamaan (4), menunjukkan bahwa nilai wald dari variabel X_2 adalah 8,030 yang lebih besar dari $X^2_{(1;0,05)} = 3,841$. Hal ini berarti berat bayi lahir rendah secara signifikan mempengaruhi rataan banyaknya kasus gizi buruk. Sebaliknya, X_5 yaitu persentase bayi yang diberi ASI eksklusif tidak signifikan karena memiliki nilai wald 2,714 yang lebih kecil dari nilai tabel.

Temuan ini mengisyaratkan bahwa kasus BBLR menjadi ancaman utama dalam upaya menekan kasus gizi buruk di Propinsi Sulut. Hal ini sejalan dengan penelitian yang dilakukan oleh Darwis *et al.* (2017), yang menyimpulkan bahwa untuk kasus di Kota Kendari, bayi dengan BBLR memiliki resiko 7 kali lebih besar mengalami gizi buruk dibandingkan dengan balita yang memiliki berat badan lahir normal.

KESIMPULAN

Model regresi poisson tergeneralisasi untuk jumlah kasus gizi buruk, yaitu: $\hat{Y} = \exp(0,892 + 0,019X_2)$. Faktor yang mempengaruhi rata-rata jumlah gizi buruk di Sulawesi Utara adalah jumlah bayi dengan berat badan lahir rendah (BBLR). Jika kasus BBLR di sebuah kota/kabupaten bertambah satu satuan maka nilai harapan jumlah penderita gizi buruk akan meningkat sebesar 1,019 kali dibanding kota/kabupaten lain dengan asumsi peubah lain dianggap tetap.

DAFTAR PUSTAKA

- Agresti, A. 2006. *An Introduction to Categorical Data Analysis: 2nd edition*. In *An Introduction to Categorical Data Analysis: Second Edition*. <https://doi.org/10.1002/0470114754>.
- BAPPENAS. 2006. Rencana Aksi Nasional Pangan dan Gizi 2006-2010.
- BPS Provinsi Sulawesi Utara. 2019. Provinsi Sulawesi Utara Dalam Angka 2019.
- Darwis, R.E., R. Majid & Ainurafiq. 2017. Analisis Determinan yang Berhubungan Dengan Kejadian Gizi Kurang Pada Balita Usia 12-59 Bulan di Wilayah Kerja Puskesmas Benu-Benu Kota Kendari Tahun 2017. *Jurnal Ilmiah Mahasiswa Kesehatan Masyarakat*, **2(6)**: 1-14.
- Dobson, A.J. & A.G. Barnett. 2018. *An Introduction to Generalized Linear Models 4th edition*. CCRC Press, Taylor & Francis Group.
- Famoye, F., J.T. Wulu & K. Singh. 2004. On the Generalized Poisson Regression Model with an Application to Accident Data. *Journal of Data Science*, **2(3)**: 287-295. [https://doi.org/10.6339/JDS.2004.02\(3\).167](https://doi.org/10.6339/JDS.2004.02(3).167)
- Hocking, R.R. 1996. *Methods and Applications of Linear Models, 2nd edition*. John Wiley and Sons Inc, New York.
- Hosang, K.H., A. Umboh & H. Lestari. 2017. Hubungan Pemberian Makanan Tambahan Terhadap Perubahan Status Gizi Anak Balita Gizi Kurang di Kota Manado. *Jurnal e-Clinic (eCl)*, **5(1)**: 1-5. <https://doi.org/10.35790/ecl.5.1.2017.14760>.
- Kumayas, V., Nancy S.H. Malonda & Maureen I. Punuh. 2019. Hubungan antara status imunisasi dan penyakit infeksi dengan status gizi pada balita usia 24-59 bulan di Desa Tateli Dua Kecamatan Mandolang, Kabupaten Minahasa. *Jurnal KESMAS*, **8(6)**: 299-305.
- McCullagh, P. & J.A. Nelder. 1989. *Generalized Linier Models, 2nd edition*. Chapman and Hall, London.
- Walpole, R. E. 1995. *Pengantar Metode Statistika*. PT Gramedia Pustaka Utama, Jakarta.