ISSN: 2339-2541
JURNAL GAUSSIAN, Volume 14, Nomor 2, Tahun 2025, Halaman 433 - 444
Online di: https://ejournal3.undip.ac.id/index.php/gaussian/

PEMODELAN JUMLAH KASUS KEMATIAN BAYI DAN IBU DI PROVINSI LAMPUNG MENGGUNAKAN BIVARIATE GENERALIZED POISSON REGRESSION

Dewi Indra Setiawan[1*], Purhadi[2]
[1] Program Studi Sains Data, Fakultas Sains, Institut Teknologi Sumatera
[2]Program Studi Statistika, Fakultas Sains dan Analitika Data, Institut Teknologi Sepuluh Nopember
***e-mail**: dewi.setiawan@sd.itera.ac.id

DOI: 10.14710/j.gauss.14.2.433-444

Article Info:
Received: 2025-06-30
Accepted: 2025-10-31
Available Online: 2025-10-07

Keywords:
AICc, Bivariate Generalized Poisson Regression, Infant Mortality, Maternal Mortality, Overdispersion.

Abstract: Maternal and infant mortality are closely related, as the fetus receives nutrition from the mother through the placenta. Therefore, the mother's health condition during pregnancy directly impacts fetal development. Additionally, the mother's role in caring for the infant significantly affects the child's growth and survival. One of the goals of the Lampung Provincial Health Office’s Regional Medium-Term Development Plan (RPJMD) for 2020–2024 is to reduce maternal and infant mortality. The expected health target by the end of 2024 is to lower maternal deaths to 110 cases and infant deaths to 520 cases. This study employs the Bivariate Generalized Poisson Regression (BGPR) method to identify factors influencing maternal and infant mortality in Lampung Province in 2022. BGPR is suitable for handling overdispersed count data with two correlated response variables. Based on the AICc criterion, the best model includes all prediktor variables. The results show that the percentage of deliveries assisted by health professionals (X_1) significantly affects maternal mortality, while both the percentage of deliveries by health professionals (X_1) and the percentage of fourth antenatal care visits (K4) (X_3) significantly affect infant mortality.

1. PENDAHULUAN

Pemerintah Provinsi Lampung berdasarkan Peraturan Daerah Nomor 13 tahun 2019 telah menetapkan Rencana Pembangunan Jangka Menengah Daerah (RPJMD) Provinsi Lampung Tahun 2019-2024. Tujuan dan sasaran yang akan dicapai oleh OPD Dinas Kesehatan Provinsi Lampung pada tahun 2020-2024 adalah ***Meningkatkan Derajat kesehatan Masyarakat (Lampung Sehat)*** dengan indikatornya adalah menurunnya kasus kematian ibu dan kasus kematian bayi. Derajat kesehatan yang diharapkan akan tercapai pada akhir tahun 2024 adalah kasus Kematian Ibu diharapkan akan turun menjadi 110 kasus dan kasus Kematian Bayi diharapkan akan turun menjadi 520 kasus.

Menurut Dinas Kesehatan Provinsi Lampung (2023), kasus kematian ibu di Provinsi Lampung masih tergolong tinggi pada tahun 2022 walaupun mengalami penurunan dibandingkan tahun sebelumnya. Kabupaten Lampung Tengah memiliki kasus kematian ibu tertinggi sebesar 17 kasus, sedangkan yang terendah berada di Kota Metro tidak ada kasus. Jumlah kasus kematian Neonatal, Post Neonatal, bayi dan anak balita di Provinsi Lampung tahun 2022 masing-masing sebesar 451, 75, 526 dan 27 kasus. Bila dibandingkan dengan tahun sebelumnya, jumlah kasus kematian bayi dan balita berfluktuatif, dapat dilihat tren jumlah kasus selama 5 tahun terakhir.

Data yang memiliki kasus over atau under dispersi tidak sesuai apabila dimodelkan dengan menggunakan regresi poisson, untuk itu pada kasus over maupun under disperse dapat dilakukan analisis menggunakan model GPR (Famoye, 2010). Penelitian mengenai kematian bayi dan ibu telah beberapa kali dilakukan. Aminullah *et al.* (2020) melakukan pemodelan jumlah kasus kematian bayi dan ibu di Jawa Timur. Model regresi poisson, baik regresi univariat poisson dan regresi bivariat poisson, memiliki asumsi yang spesifik, yaitu kesamaan antara rata-rata dan varians atau dikenal dengan istilah ekuidispersi. Dalam prakteknya, asumsi ekuidispersi biasanya sulit untuk dipenuhi. Pelanggaran asumsi terjadi jika nilai varians lebih besar daripada nilai rata-rata (overdispersi) atau nilai varians kurang dari nilai rata-rata (underdispersi). Penanganan terhadap kasus underdispersi atau overdispersi pada regresi poisson dapat dilakukan dengan menggunakan *generalized poisson regression*. Pada penelitian ini akan dilakukan analisis dua variabel respon yaitu jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi di Provinsi Lampung tahun 2022. Jumlah kematian bayi dan ibu memiliki nilai varians yang lebih tinggi daripada mean (overdispersi) sehingga penelitian ini akan menggunakan metode *Bivariate Generalized Poisson Regression.*

2. TINJAUAN PUSTAKA

Kriteria yang harus dipenuhi sebelum analisis menggunakan *Bivariate Generalized Poisson Regression* adalah antar variabel respon harus memiliki keterkaitan yang erat dan variabel respon berdistribusi bivariate generalized poisson. Metode *Akaike Information Criterion* (AIC) adalah kriteria kesesuaian model dalam menduga model secara statistik. Kriteria AIC digunakan apabila pemodelan regresi bertujuan untuk mengidentifikasi faktor-faktor yang berpengaruh terhadap model (Hu, 2007). *Akaike Information Criterion Corrected* (AICc) juga merupakan salah satu ukuran kriteria kebaikan model dalam mengestimasi model secara statistik. Rumus AICc adalah sebagai berikut.

$$AICc = AIC + \frac{2k^2 + 2k}{n - k - 1} \tag{1}$$

dengan,

$$AIC = -2\ln L\left(\hat{\theta}\right) + 2k$$

$L\left(\hat{\theta}\right)$ merupakan nilai maksimum dari fungsi likelihood parameter model dan k merupakan jumlah parameter dalam model. Model terbaik BGPR adalah model yang memiliki nilai AICc terkecil.

Bivariate Generalized Poisson Regression merupakan metode regresi yang digunakan untuk data yang saling berkorelasi serta memiliki kasus under/overdispersi. Jika diketahui $\left(Y_{1i}, Y_{2i}\right) \sim BGP(\lambda_{1i}, \lambda_{2i}, \alpha_1, \alpha_2)$ maka model dari Bivariate Generalized Poisson Regression adalah

$$\ln\left(\lambda_i\right) = \mathbf{x}_i^T \beta_j = \beta_{j0} + \beta_{j1}x_{1i} + \beta_{j2}x_{2i} + \ldots + \beta_{jk}x_{ki} \tag{2}$$

dimana,

$$\mathbf{x}_i = \begin{bmatrix}1 & x_{1i} & \ldots & x_{ki}\end{bmatrix}^T \text{ dan } \boldsymbol{\beta}_j = \begin{bmatrix}\beta_{j0} & \beta_{j1} & \cdots & \beta_{jk}\end{bmatrix}^T$$

Parameter pada model Bivariate Generalized Poisson Regression (BGPR) ditaksir menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) yaitu dengan memaksimumkan fungsi *likelihood*nya. Fungsi kepadatan peluang dari BGPR ditunjukkan pada persamaan (3)

$$f\left(y_{1i}, y_{2i}\right) = \lambda_0 \lambda_{1i} \lambda_{2i} \exp\left\{-\left(\lambda_{1i} + \lambda_{2i} + \lambda_0\right) - y_{1i}\alpha_1 - y_{2i}\alpha_2\right\}.P.Q \tag{3}$$

dimana,

$$P = \sum_{k}^{\min(y_{1i}, y_{2i}} \frac{\left(\lambda_{1i} + \left(y_{1i} - k\right)\alpha_1\right)^{y_{1i-k-1}}}{\left(y_{1i} - k\right)!} \frac{\left(\lambda_{2i} + \left(y_{2i} - k\right)\alpha_2\right)^{y_{2i}-k-1}}{\left(y_{2i} - k\right)!}$$

$$Q = \frac{\left(\lambda_0 + k\alpha_0\right)^{k-1}}{k!} \exp\left(k\left(\alpha_1 + \alpha_2 - \alpha_0\right)\right)$$

Kemudian membentuk fungsi likelihood dari BGPR yang disajikan pada persamaan (4)

$$L(\theta) = L\left(\lambda_0, \lambda_{1i}, \lambda_{2i}, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_0, i = 1, 2, \ldots, n\right)$$

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^{n} \lambda_0 \lambda_{1i} \lambda_{2i} \exp\left(-\left(\lambda_0 + \lambda_{1i} + \lambda_{2i}\right) - y_{1i}\alpha_1 - y_{2i}\alpha_2\right)$$
$$\sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \frac{\left(\lambda_{1i} + \left(y_{1i} - k\right)\alpha_1\right)^{y_{1i}-k-1}}{\left(y_{1i} - k\right)!} \frac{\left(\lambda_{2i} + \left(y_{2i} - k\right)\alpha_2\right)^{y_{2i}-k-1}}{\left(y_{2i} - k\right)!} \tag{4}$$
$$\frac{\left(\lambda_0 + k\alpha_0\right)^{k-1}}{k!} \exp\left(k\left(\alpha_1 + \alpha_2 - \alpha_0\right)\right)$$

dimana

$$\boldsymbol{\theta} = \left[\lambda_0, \boldsymbol{\beta}_1^{\mathbf{T}}, \boldsymbol{\beta}_2^{\mathbf{T}}, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_0\right]^T$$

Selanjutnya dilakukan transformasi dari $\lambda_{ji} + \lambda_0 = e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_j}$ ke dalam persamaan (4) dan diperoleh fungsi ln likelihood seperti pada persamaan (5)

$$\ln L(\theta) = \sum_{i=1}^{n} \ln \lambda_0 + \sum_{i=1}^{n} \ln\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \lambda_0\right) + \sum_{i=1}^{n} \ln\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2} - \lambda_0\right) - n\lambda_0 -$$
$$\sum_{i=1}^{n}\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \lambda_0\right) + \sum_{i=1}^{n}\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2} - \lambda_0\right) - \sum_{i=1}^{n}\left(y_{1i}\alpha_1\right) - \sum_{i=1}^{n}\left(y_{2i}\alpha_2\right) + \sum_{i=1}^{n} \ln W_i \tag{5}$$

dimana,

$$W_i = \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} W_{1i} W_{2i}$$

$$W_{1i} = \frac{\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \lambda_0\right) + \left(y_{1i} - k\right)\right)^{y_{1i}-k-1}}{\left(y_{1i} - k\right)!} \exp k\left(\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_0\right)$$

$$W_{2i} = \frac{\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2} - \lambda_0\right) + \left(y_{2i} - k\right)\right)^{y_{2i}-k-1}}{\left(y_{2i} - k\right)!} \frac{\left(\lambda_0 + k\alpha_0\right)^{k-1}}{k!}$$

Langkah selanjutnya melakukan penaksiran parameter BGPR dengan cara menurunkan fungsi ln likelihood BGPR terhadap semua parameternya dan disamadenganka nol. Turunan pertama dari fungsi ln likelihood persamaan (5) terhadap λ_0 adalah seperti persamaan (6)

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \lambda_0} = n\lambda_0^{-1} - \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \lambda_0} - \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2} - \lambda_0} - 3n + \sum_{i=1}^{n} \ln W_i \tag{6}$$

$$= n\lambda_0^{-1} - \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \lambda_0} - \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2} - \lambda_0} - 3n + \sum_{i=1}^{n} \ln W_i \frac{\partial W_i}{\partial \lambda_0}$$

dimana W_i dan turunan W_i terhadap λ_0 adalah

$$W_i = \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} W_{1i} W_{2i}$$

$$= \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \frac{\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \lambda_0 + (y_{1i} - k)\alpha_1\right)^{y_{1i}-k-1}}{(y_{1i} - k)!} \exp k(\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_0)$$

$$\frac{\left(e^{x_i^T \beta_1} - \lambda_0 + (y_{1i} - k)\alpha_2\right)^{y_{2i}-k-1}}{(y_{2i} - k)!} \frac{(\lambda_0 + k\alpha_0)^{k-1}}{k!} \tag{7}$$

Sehingga turunan pertama dari fungsi ln likelihood terhadap λ_0 adalah :

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \lambda_0} = n\lambda_0^{-1} - \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \lambda_0} - a_4 \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} a_5 a_6 \tag{8}$$

dimana,

$$a_4 = \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2} - \lambda_0} + 3n$$

$$a_5 = \frac{-(y_{1i} - k - 1)}{e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \lambda_0 + (y_{1i} - k)\alpha_1}$$

$$a_6 = \frac{-(y_{2i} - k - 1)}{e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2} - \lambda_0 + (y_{2i} - k)\alpha_1} + \frac{(k-1)}{\lambda_0 + k\alpha_0}$$

Turunan pertama dari fungsi ln likelihood pada persamaan (5) terhadap $\boldsymbol{\beta}_1$ adalah pada persamaan (9)

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} = \sum_{i=1}^{n} \frac{e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} \mathbf{x}_i}{e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \lambda_0} + \sum_{i=1}^{n} \left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} \mathbf{x}_i\right) + \sum_{i=1}^{n} \ln W_i \frac{\partial W_i}{\partial \boldsymbol{\beta}_1}$$

$$= \sum_{i=1}^{n} \frac{e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} \mathbf{x}_i}{e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \lambda_0} + \sum_{i=1}^{n} \left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} \mathbf{x}_i\right) + \sum_{i=1}^{n} \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \frac{(y_{1i} - k - 1)\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} \mathbf{x}_i\right)}{\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \lambda_0\right) + (y_{1i} - k)\alpha_1} \tag{9}$$

Turunan pertama dari fungsi ln likelihood pada persamaan (5) terhadap $\boldsymbol{\beta}_2$ adalah pada persamaan (10)

$$\frac{\partial \ln L(\theta)}{\partial \boldsymbol{\beta}_2} = \sum_{i=1}^{n} \frac{e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2} \mathbf{x}_i}{e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2} - \lambda_0} + \sum_{i=1}^{n} \left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2} \mathbf{x}_i\right) + \sum_{i=1}^{n} \ln W_i \frac{\partial W_i}{\partial \boldsymbol{\beta}_2}$$

$$= \sum_{i=1}^{n} \frac{e^{\mathbf{x_i}^T \boldsymbol{\beta_2}} \mathbf{x_i}}{e^{\mathbf{x_i}^T \boldsymbol{\beta_2}} - \lambda_0} + \sum_{i=1}^{n} \left(e^{\mathbf{x_i}^T \boldsymbol{\beta_2}} \mathbf{x_i} \right) + \sum_{i=1}^{n} \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \frac{\left(y_{2i} - k - 1 \right)\left(e^{\mathbf{x_i}^T \boldsymbol{\beta_2}} \mathbf{x_i} \right)}{\left(e^{\mathbf{x_i}^T \boldsymbol{\beta_2}} - \lambda_0 \right) + \left(y_{2i} - k \right) \alpha_2} \tag{10}$$

Turunan pertama dari fungsi ln likelihood pada persamaan (5) terhadap α_1 adalah pada persamaan (11).

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_1} = -\sum_{i=1}^{n} \left(y_{1i} \right) + \sum_{i=1}^{n} \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \frac{\left(y_{1i} - k - 1 \right)\left(y_{1i} - k \right)}{\left(e^{\mathbf{x_1}^T \boldsymbol{\beta_1}} - \lambda_0 \right) + \left(y_{1i} - k \right) \alpha_1} + k \tag{11}$$

Turunan pertama dari fungsi ln likelihood pada persamaan (5) terhadap α_2 adalah pada persamaan (12)

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_2} = -\sum_{i=1}^{n} \left(y_{2i} \right) + \sum_{i=1}^{n} \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \frac{\left(y_{2i} - k - 1 \right)\left(y_{2i} - k \right)}{\left(e^{\mathbf{x_1}^T \boldsymbol{\beta_2}} - \lambda_0 \right) + \left(y_{2i} - k \right) \alpha_2} + k \tag{12}$$

Turunan pertama dari fungsi ln likelihood pada persamaan (5) terhadap α_0 pada persamaan (13).

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_0} = \sum_{i=1}^{n} \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \frac{(k-1)k}{\left(\lambda_0 + k\alpha_0 \right)} - k \tag{13}$$

Estimasi parameter dilakukan menggunakan metode Newton-Raphson, yang memperbarui nilai parameter iteratif berdasarkan gradien dan Hessian log-likelihood hingga konvergensi tercapai. Metode ini digunakan karena likelihood model tidak memiliki solusi *closed-form*. Pengujian secara serentak pada model BGPR yang bertujuan untuk mengetahui apakah variabel prediktor secara serentak berpengaruh signifikan terhadap model. Berikut adalah hipotesis yang digunakan pada pengujian parameter BGPR secara serentak.

$H_0 : \beta_{j1} = \beta_{j2} = \ldots = \beta_{j4} = 0$ dan $\alpha_1 = \alpha_2 = 0$, j = *1,2*

H_1: paling sedikit ada satu $\beta_{jk} \neq 0$ dan $\alpha_j \neq 0,\ j = 1,2;$ k=1,2,3,4

Statistik uji yang digunakan adalah sebagai berikut

$$D\left(\hat{\boldsymbol{\beta}}\right) = -2\left(\frac{L(\omega)}{L(\Omega)} \right) = 2\left(\ln L(\Omega) - \ln L(\omega) \right) \tag{14}$$

Dengan :

L(Ω) = fungsi likelihood di bawah populasi

$$\ln L(\Omega) = \sum_{i=1}^{n} \ln \lambda_0 + \sum_{i=1}^{n} \ln\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta_1}} - \lambda_0 \right) + \sum_{i=1}^{n} \ln\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta_2}} - \lambda_0 \right) - n\lambda_0 + \sum_{i=1}^{n} \left(e^{\mathbf{x_i}^T \boldsymbol{\beta_1}} - \lambda_0 \right) + \sum_{i=1}^{n} \left(e^{\mathbf{x_i}^T \boldsymbol{\beta_2}} - \lambda_0 \right) - \sum_{i=1}^{n} y_{1i}\alpha_1 - \sum_{i=1}^{n} y_{2i}\alpha_2 + \sum_{i=1}^{n} \ln W_i$$

Dimana :

$$W_{1i} = \frac{\left(\left(e^{\mathbf{x_i}^T \boldsymbol{\beta_1}} - \lambda_0 \right) + \left(y_{1i} - k \right) \right)^{y_{1i} - k - 1}}{\left(y_{1i} - k \right)!} \exp\left(k\left(\alpha_1 + \alpha_2 - \alpha_0 \right) \right) \text{ dan}$$

$$W_{2i}=\frac{\left(\left(e^{\mathbf{x}_i^T\boldsymbol{\beta}_2}-\lambda_0\right)+\left(y_{2i}-k\right)\right)^{y_{2i}-k-1}}{\left(y_{2i}-k\right)!}\frac{\left(\lambda_0+k\alpha_0\right)^{k-1}}{k!}$$

L(ω) = fungsi likelihood di bawah H0

$$\ln L(\widehat{\omega})=\sum_{i=1}^{n}\ln\lambda_0+\sum_{i=1}^{n}\ln\left(e^{\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{1.0}}-\lambda_0\right)+\sum_{i=1}^{n}\ln\left(e^{\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{2.0}}-\lambda_0\right)-n\lambda_0+\sum_{i=1}^{n}\left(e^{\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{1.0}}-\lambda_0\right)+\sum_{i=1}^{n}\left(e^{\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{2.0}}-\lambda_0\right)-$$
$$\sum_{i=1}^{n}y_{1i}\alpha_1-\sum_{i=1}^{n}y_{2i}\alpha_2+\sum_{i=1}^{n}\ln W_{i.0}$$

Dimana :

$$W_{i.0}=\sum_{k=0}^{\min(y_{1i},y_{2i})}\left\{W_{1i.0},W_{2i.0}\right\}$$

$$W_{1i.0}=\frac{\left(\left(e^{\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{1.0}}-\lambda_0\right)+\left(y_{1i}-k\right)\right)^{y_{1i}-k-1}}{\left(y_{1i}-k\right)!}\exp\left(k\left(\alpha_1+\alpha_2-\alpha_0\right)\right)\text{ dan}$$

$$W_{2i.0}=\frac{\left(\left(e^{\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{2.0}}-\lambda_0\right)+\left(y_{2i}-k\right)\right)^{y_{2i}-k-1}}{\left(y_{2i}-k\right)!}\frac{\left(\lambda_0+k\alpha_0\right)^{k-1}}{k!}$$

Daerah penolakan H_0 adalah $D\left(\widehat{\boldsymbol{\beta}}\right)>\chi^2_{(a-b;\alpha)}$

Pada uji parsial hipotesis yang digunakan adalah sebagai berikut.

Parameter β

$H_0:\beta_{jk}=0$

$H_1:$ minimal ada satu $\beta_{jk}\neq 0$; $j=1,2$ dan $k=1,2,3,4$

Statistik uji yang digunakan adalah

$$Z=\frac{\widehat{\beta}_{jk}}{se\left(\widehat{\beta}_{jk}\right)} \qquad (15)$$

$se\left(\widehat{\beta}_{jk}\right)$ merupakan standard error dari $\widehat{\beta}_{jk}$. Daerah penolakan H0 adalah $|Z|>Z_{(\alpha/2)}$

Parameter α

$H_0:\alpha_j=0$

$H_1:\alpha_j\neq 0$; j=1,2

Statistik uji yang digunakan adalah

$$Z=\frac{\widehat{\alpha}_j}{se\left(\widehat{\alpha}_j\right)} \qquad (16)$$

$se\left(\widehat{\alpha}_j\right)$ merupakan standard error dari $\widehat{\alpha}_j$. Daerah penolakan H0 adalah $|Z|>Z_{(\alpha/2)}$

3. METODE PENELITIAN

Data yang akan dilakukan penelitian merupakan data sekunder yang diperoleh pada tahun 2022, data tersebut diperoleh dari Profil Kesehatan Provinsi Lampung Tahun 2023

Data yang diamati berupa 15 kab/kota di provinsi Lampung. Variabel yang akan digunakan dalam penelitian ditampilkan dalam Tabel 1 di bawah.

Analisis data yang digunakan berupa analisis deskriptif dan analisis inferensia. Analisis deskriptif digunakan untuk memahami gambaran persebaran kematian ibu dan bayi di Provinsi Lampung pada tahun 2022, sedangkan analisis inferensia diterapkan untuk mengetahui adanya hubungan kausalitas antara jumlah kematian ibu dan bayi di Lampung pada tahun 2022 dan variabel-variabel yang telah disebutkan di atas.

Tabel 1. Variabel Penelitian

Variabel	Keterangan
$\mathbf{Y_1}$	Jumlah Kematian Ibu
$\mathbf{Y_2}$	Jumlah Kematian Bayi
$\mathbf{X_1}$	Persentase Persalinan Oleh Tenaga Kesehatan
$\mathbf{X_2}$	Persentase Komplikasi Kebidanan yang Ditangani
$\mathbf{X_3}$	Persentase Kunjungan Ibu Hamil dengan K4
$\mathbf{X_4}$	Persentase Ibu Hamil Mendapat Tablet Fe90

Berikut merupakan tahapan analisis yang akan dilakukan dalam penelitian ini.

1. Mendeskripsikan karakteristik jumlah kematian bayi dan ibu di Provinsi Lampung berdasarkan faktor diduga mempengaruhi dengan dua cara yaitu:
   a. Mendeskripsikan variabel respon dan prediktor pada tabel statistika deskriptif dengan menggunakan nilai rata-rata, varians, nilai minimum dan maksimum
   b. Mendeskripsikan variabel respon menggunakan peta tematik yang dibagi menjadi tiga kategori berdasarkan klasifikasi *natural breaks*
2. Menguji korelasi antara jumlah kematian bayi dan ibu di Lampung tahun 2022
3. Melakukan uji distribusi *Bivariate Generalized* Poisson pada variabel respon menggunakan *Crockett's test.*
4. Melakukan deteksi multikolinearitas dengan menggunakan kriteria VIF.
5. Menentukan model terbaik berdasarkan nilai AICc menggunakan persamaan (1), yaitu dengan cara melihat nilai AICc yang terkecil dari beberapa model yang telah didapat.
6. Menaksir parameter model BGPR berdasarkan model terbaik dengan menggunakan *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) dan iterasi Newton Raphson
7. Menguji parameter secara serentak sesuai persamaan (14)
8. Menguji parameter secara parsial dengan rumus pada persamaan (15)
9. Melakukan interpretasi model yang terbentuk.
10. Menarik kesimpulan dari hasil analisis.

4. HASIL DAN PEMBAHASAN

Statistika deskriptif merupakan tahap awal dalam melakukan penelitian ini. Berikut adalah statistika deskriptif dari variabel-variabel yang diduga mempengaruhi jumlah kematian bayi dan ibu di Provinsi Lampung. Dari Tabel 1 di atas menunjukkan bahwa jumlah kematian bayi di Provinsi Lampung pada tahun 2022 memiliki rata-rata di setiap kabupaten/kota sebesar 6,4 kasus atau 7 kasus, sedangkan jumlah kematian bayi di Provinsi Lampung memiliki rata-rata di setiap kabupaten/kota sebesar 30,07 kasus atau 31 kasus. Nilai varians dari jumlah kematian bayi dan ibu di Provinsi Lampung lebih dari nilai rata-rata sehingga menunjukkan adanya kasus overdispersi. Persentase komplikasi kebidanan yang ditangani merupakan salah satu faktor yang perlu diperhatikan oleh pemerintah provinsi Lampung karena rata-rata persentasenya hanya 74,31 persen, dibanding variabel prediktor yang lain.

Pada tahun 2022 terdapat total 451 kematian bayi dan 96 kematian ibu. Jumlah kematian bayi tertinggi yaitu sebanyak 94 bayi di Kabupaten Lampung Tengah sedangkan yang terendah yaitu sebanyak 3 bayi di Kabupaten Tulang Bawang. Jumlah kematian ibu tertinggi yaitu sebanyak 17 bayi di Kabupaten Lampung Tengah dan yang terendah adalah di Kota Metro, dimana tidak ada kasus kematian bayi di Kota Metro.

Tabel 2. Statistika Deskriptif Faktor Jumlah Kematian Bayi dan Ibu

Variabel	Mean	Varians	Minimum	Maksimum
Y_1	6,40	24,40	0,00	17,00
Y_2	30,07	836,78	3,00	94,00
X_1	94,80	25,59	86,10	102,90
X_2	74,31	838,81	15,70	112,30
X_3	93,29	22,90	85,70	100,20
X_4	90,23	43,78	75,40	100,20

Jumlah kematian bayi dan ibu juga memiliki nilai varians yang lebih tinggi daripada mean yang artinya data memiliki kasus overdispersi. Maka jumlah kematian bayi dan ibu dapat dianalisis menggunakan *Bivariate Generalized Poisson Regression*.

Kabupaten Lampung Tengah merupakan kabupaten dengan jumlah kematian ibu tertinggi, disusul oleh Kabupaten Lampung Timur dan Tanggamus. Salah satu penyebabnya adalah persentase ibu hamil mendapat tablet Fe3 masih tergolong rendah di Lampung Tengah dan Lampung Timur dibandingkan kabupaten/kota yang lain. Tidak ada kasus jumlah kematian ibu di Kota Metro, tingginya persentase ibu hamil mendapat tablet Fe3 merupakan salah satu penyebab hal tersebut. Selain itu, persentase komplikasi kebidanan yang ditangani juga tergolong tinggi di Kota Metro, yaitu sebesar 102,6 persen.

Jumlah kematian bayi terbanyak ada di Kabupaten Lampung Tengah dan Lampung Timur. Faktor penyebab hal tersebut adalah rendahnya persentase komplikasi kebidanan yang ditangani, dimana di Lampung Tengah hanya sebesar 62,6 persen dan di Lampung Timur hanya sebesar 48,1 persen. Kabupaten Tulang Bawang merupakan kabupaten dengan jumlah kematian bayi paling sedikit yaitu sebanyak 3 kematian. Walaupun persentase komplikasi kebidanan yang ditangani masih rendah, namun persentase persalinan oleh tenaga kesehatan cenderung tinggi, yaitu sebesar 99,1 persen. Berdasarkan hasil analisis didapatkan nilai korefisien korelasi untuk jumlah kematian bayi dan ibu sebesar 0,823 berarti terdapat hubungan yang era tantara jumlah kematian bayi dan ibu di provinsi Lampung pada tahun 2022.

Selanjutnya berdasarkan hasil analisis pada Tabel 3 didapatkan nilai VIF kurang dari 10, sehingga dapat ditarik kesimpulan bahwa tidak terdeteksi adanya multikolinearitas antar variabel. Karena antar variabel respon terdapat hubungan yang erat, maka dapat dilanjutkan analisis menggunakan *Bivariate Generalized Poisson Regression.*

Tabel 3. Nilai VIF Variabel Prediktor

Variabel	VIF
X_1	1,637
X_2	1,573
X_3	2,040
X_4	1,135

Pengujian selanjutnya adalah pengujian yang dilakukan untuk mengetahui apakah jumlah kematian bayi dan ibu mengikuti distribusi *Bivariate Generalized Poisson.* Hipotesis yang digunakan adalah sebagai berikut

H_0 : Variabel respon Y_1 dan Y_2 mengikuti *Bivariate Generalized* Poisson
H_1 : Variabel respon Y_1 dan Y_2 tidak mengikuti *Bivariate Generalized* Poisson

Hasil statistik uji pada persamaan *uji crocket* diperoleh nilai $\left|Q_{hitung}\right| = 0,9426$; lebih kecil jika dibandingkan dengan $\chi^2_{(0,05;2)} = 5,991$ maka gagal tolak H_0 jadi kesimpulan yang dihasilkan adalah jumlah kematian bayi dan ibu mengikuti distribusi *bivariate generalized poisson.*

Pada Tabel 4 diketahui bahwa model yang memiliki nilai AICc terkecil yaitu model dengan semua variabel prediktor, sehingga model terbaik yang digunakan analisis dengan metode Bivariate Generalized Poisson Regression adalah persentase persalinan oleh tenaga kesehatan, persentase komplikasi kebidanan yang ditangani, persentase kunjungan ibu hamil dengan k4, persentase ibu hamil mendapat tablet Fe90.

Tabel 4. Perbandingan Model Terbaik dengan Nilai AICc

Variabel Prediktor Model	AICc	Variabel Prediktor Model	AICc
X_1	117,174	X_2,X_3	116,844
X_2	121,815	X_2,X_4	117,673
X_3	121,219	X_3,X_4	116,871
X_4	123,363	X_1,X_2,X_3	107,774
X_1,X_2	112,529	X_1,X_2,X_4	108,228
X_1,X_3	112,906	X_2,X_3,X_4	112,568
X_1,X_4	113,092	X_1,X_2,X_3,X_4	103,513

Sebelum melakukan pemodelan BGPR, terlebih dahulu dilakukan penaksiran parameter, pengujian secara serentak dan pengujian secara parsial. Hipotesis yang digunakan pada pengujian parameter BGPR secara serentak.

$H_0 : \beta_{j1} = \beta_{j2} = \ldots = \beta_{j4} = 0$ dan $\alpha_1 = \alpha_2 = 0$

H_1: paling sedikit ada satu $\beta_{jk} \neq 0$ dan $\alpha_j \neq 0,\ j = 1,2;$ k=1,2,3,4

Hasil perhitungan diketahui bahwa nilai devians sebesar 61.069,002 dengan menggunakan taraf kepercayaan 95% diketahui bahwa nilai $\chi^2_{(8;0,05)} = 15,51$ sehingga diputuskan tolak H_0 karena nilai devians lebih besar dari $\chi^2_{(8;0,05)}$. Hal ini menunjukkan bahwa minimal ada satu variabel prediktor yang signifikan terhadap model atau minimal ada satu variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap jumlah kasus kematian bayi dan ibu di Provinsi Lampung tahun 2022. Setelah pengujian serentak dilakukan, maka selanjutnya dilakukan uji parsial.

Uji parsial bertujuan untuk mengetahui variabel prediktor mana saja yang signfikan terhadap model BGPR untuk jumlah kasus kematian bayi dan ibu di Provinsi Lampung tahun 2022. Hipotesis yang digunakan untuk uji parsial adalah sebagai berikut :

Parameter β

$H_0 = \beta_{jk} = 0$

$H_1 =$ minimal ada satu $\beta_{jk} \neq 0$; $j = 1,2$ dan $k = 1,2,3,4$

Taraf signifikansi yang digunakan adalah 95 persen, sehingga nilai $Z_{0,05} = 1,96$. Berdasarkan Tabel 5 diketahui bahwa variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap jumlah kematian ibu di Provinsi Lampung adalah persentase persalinan ditolong oleh tenaga kesehatan (X_1), sedangkan variabel prediktor yang berpengaruh terhadap kasus kematian bayi adalah persentase persalinan ditolong oleh tenaga kesehatan (X_1) dan persentase kunjungan keempat ibu hamil (K4) (X_3).

Tabel 5. Estimasi Parameter BGPR

Parameter	Koefisien	Standar Error	Nilai Z	P-value
β_{10}	7,563822	2,84833	2,65553	0,00792
β_{11}	-0,10921	0,03201	-3,41182	0,00065
β_{12}	-0,00941	0,0049	-1,92004	0,05485
β_{13}	0,034736	0,03934	0,88297	0,37725
β_{14}	0,02204	0,02116	1,04159	0,2976
β_{20}	5,646528	1,55784	3,62459	0,00029
β_{21}	-0,11809	0,02184	-5,40696	0,0000
β_{22}	-0,00352	0,00286	-1,22984	0,21876
β_{23}	0,07366	0,02593	2,84074	0,0045
β_{24}	0,024908	0,01097	2,27053	0,02318

Pemodelan yang diperoleh dari metode Bivariate Generalized Poisson Regression untuk jumlah kasus kematian ibu di Provinsi Lampung adalah sebagai berikut.

$$\ln\left(\lambda_1\right) = 7,563 - 0,109X_1 - 0,009X_2 + 0,034X_3 + 0,022X_4$$

Model tersebut menggambarkan bahwa setiap pertambahan persentase persalinan oleh tenaga kesehatan (X_1) sebesar 1 persen maka rata-rata jumlah kematian ibu akan mengalami penurunan sebesar exp(0,109)=1,115 kali dengan syarat variabel lain konstan. Setiap pertambahan persentase komplikasi kebidanan yang ditangani (X_2) sebesar 1% maka rata-rata jumlah kematian ibu akan mengalami penurunan sebesar exp(0,009)=1,009 kali dengan syarat variabel lain konstan. Selanjutnya semakin meningkatnya persentase kunjungan ibu hamil keempat (K4) (X_3) sebesar 1% maka rata-rata jumlah kematian ibu akan mengalami peningkatan sebesar exp(0,034) = 1,034 kali dengan syarat variabel lain konstan. Setiap pertambahan persentase ibu hamil mendapat tabel Fe90 (X_4) sebesar 1% maka rata-rata jumlah kematian ibu akan mengalami peningkatan sebesar exp(0,022) = 1,022 kali dengan syarat variabel lain konstan.

Pemodelan untuk jumlah kasus kematian bayi di Provinsi Lampung dengan metode Bivariate Generalized Poisson Regression adalah

$$\ln\left(\lambda_2\right) = 5,646 - 0,118X_1 - 0,003X_2 + 0,073X_3 + 0,025X_4$$

Model tersebut menggambarkan bahwa setiap pertambahan persentase persalinan oleh tenaga kesehatan (X_1) sebesar 1 persen maka rata-rata jumlah kematian bayi akan mengalami penurunan sebesar exp(0,118)=1,125 kali dengan syarat variabel lain konstan. Setiap pertambahan persentase komplikasi kebidanan yang ditangani (X_2) sebesar 1% maka rata-rata jumlah kematian bayi akan mengalami penurunan sebesar exp(0,003)=1,003 kali dengan syarat variabel lain konstan. Selanjutnya semakin meningkatnya persentase kunjungan ibu hamil dengan K4 (X_3) sebesar 1% maka rata-rata jumlah kematian bayi akan mengalami peningkatan sebesar exp(0,073) = 1,076 kali dengan syarat variabel lain konstan. Setiap pertambahan persentase ibu hamil mendapat tabel Fe90 (X_4) sebesar 1% maka rata-rata jumlah kematian bayi akan mengalami peningkatan sebesar exp(0,025) = 1,025 kali dengan syarat variabel lain konstan.

Perbedaan tanda pada model BGPR terjadi untuk variabel persentase kunjungan ibu hamil dengan K4 (X_3) dan variabel pertambahan persentase ibu hamil mendapat tablet Fe90 (X_4). Hal ini dapat terjadi karena daerah dengan angka kunjungan K4 dan Fe90 tinggi justru merupakan daerah dengan risiko tinggi, sehingga intervensinya belum cukup menekan angka kematian bayi. Berdasarkan hasil analisis, rekomendasi yang tepat untuk pemerintah Provinsi Lampung adalah memperkuat kualitas layanan kesehatan ibu dan bayi di daerah dengan risiko tinggi, termasuk peningkatan fasilitas, tenaga kesehatan, dan layanan darurat neonatal. Langkah selanjutnya adalah membuat pendekatan prioritas berbasis risiko/spasial, dengan fokus pada daerah "cluster risiko tinggi" untuk memastikan intervensi lebih tepat sasaran serta melakukan monitoring dan evaluasi rutin untuk mengidentifikasi kendala implementasi intervensi dan menyesuaikan strategi secara efektif.

5. KESIMPULAN

Berdasarkan hasil analisis yang telah dijelaskan, didapatkan beberapa kesimpulan yaitu pada tahun 2022 terdapat total 451 kematian bayi dan 96 kematian ibu. Jumlah kematian bayi dan ibu tertinggi terletak di Kabupaten Lampung Tengah, masing-masing sebesar 94 bayi dan 17 ibu. Nilai ini masih cukup tinggi dan perlu menjadi perhatian khusus bagi pemerintah terutama Kabupaten Lampung Tengah. Model Terbaik yang diperoleh adalah model yang melibatkan semua variabel prediktor pada pemodelan BGPR dengan nilai AICc sebesar 103,51. Berdasarkan hasil analisis pada model terbaik diperoleh bahwa variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap jumlah kematian ibu di Provinsi Lampung yaitu persentase persalinan oleh tenaga kesehatan (X1), sedangkan variabel prediktor yang berpengaruh untuk kasus kematian bayi di Provinsi Lampung adalah persentase persalinan oleh tenaga kesehatan (X1) dan persentase kunjungan ibu hamil keempat (K4).

DAFTAR PUSTAKA

Aminullah, A. A. H., & Purhadi, P. 2020. Pemodelan untuk Jumlah Kasus Kematian Bayi dan Ibu di Jawa Timur Menggunakan Bivariate Generalized Poisson Regression. *Jurnal Sains dan Seni ITS*, *8*(2), D72-D78.

Darnah, Utoyo, I., & Chamidah, N. 2023. Bi-response Poisson regression model for modeling effect of early marriage on maternal and infant mortality, In *AIP Conference Proceedings* (Vol. 2554, No. 1, p. 030005). AIP Publishing LLC.

Draper, N. R., & Smith, H. 1998. *Applied regression analysis* (Vol. 326), John Wiley & Sons, 1998

Famoye, F. 2010. A new bivariate generalized Poisson distribution. *Statistica Neerlandica*, *64*(1), 112-124, 2010

Hu, S. 2007. Akaike information criterion. *Center for Research in Scientific Computation*, *93*(42).

Imandani, D. K. 2024. *Pemodelan Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Jumlah Kematian Ibu dan Bayi di Provinsi Jawa Timur Menggunakan Bivariate Generalized Poisson Regression* (Doctoral dissertation, Institut Teknologi Sepuluh Nopember).

Kemenkes RI. 2023. "Profil Kesehatan Provinsi Lampung tahun 2022".

Purhadi, Sutikno, Berliana, S. M., & Setiawan, D. I. 2021. Geographically weighted bivariate generalized Poisson regression: application to infant and maternal mortality data. *Letters in Spatial and Resource Sciences*, *14*, 79-99.

R. A. Johnson and D. W. Wichern. 2007. *Applied Multivariate Statistical Analysis*, New Jersey: Prentice Hall.

Rahmadini, D., Nur, I. M., & Arum, P. R. 2023. Pemodelan Bivariate Generalized Poisson Regression pada Kasus Angka Kematian di Provinsi Jawa Tengah. In *Prosiding Seminar Nasional Unimus* (Vol. 6).

Setiawan, D. I. 2017. Penaksiran Parameter Dan Pengujian Hipotesis Pada Geographically Weighted Bivariate Generalized Poisson Regression (Studi Kasus: Jumlah Kematian Bayi Dan Jumlah Kematian Ibu Di Jawa Timur Tahun 2013)

Purwanti, S. I. 2021. Parameter estimation and hypothesis testing of geographically and temporally weighted bivariate generalized Poisson regression. In *IOP Conference Series: Earth and Environmental Science* (Vol. 880, No. 1, p. 012043), IOP Publishing.

Prahutama, A., Suparti, Munawaroh, D. A., & Utami, T. W. 2021. Modeling bivariate Poisson regression for maternal and infant mortality in Central Java, In *AIP Conference Proceedings* (Vol. 2329, No. 1, p. 060007), AIP Publishing LLC.

Wardani, D. K. 2019. PENERAPAN BIVARIATE GENERALIZED POISSON REGRESSION (BGPR)(Studi Kasus Jumlah Kematian Bayi dan Kematian Ibu di Provinsi Jawa Timur tahun 2013). *Exact Papers in Compilation (EPiC)*, *1*(1), 21-26.

Zamani, H., Faroughi, P., & Ismail, N. 2016. Bivariate generalized Poisson regression model: applications on health care data, *Empirical Economics*, *51*, 1607-1621.