

Pemodelan Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Jumlah Kasus Tetanus Neonatorum (TN) di Jawa Timur dengan Metode Regresi Zero-Inflated Generalized Poisson (ZIGP)

Nama Mahasiswa : Siska Puji Lestari

NRP : 1310 100 050

Jurusan : Statistika FMIPA-ITS

Pembimbing : Ir. Sri Pingit Wulandari. M.Si

Abstrak

Salah satu penyebab dari kesakitan dan kematian anak adalah Tetanus Neonatorum. Tetanus Neonatorum merupakan penyakit tetanus yang disebabkan oleh neurotoxin yang dihasilkan oleh bakteri Clostridium tetani pada luka tertutup yang terjadi pada bayi baru lahir yaitu pada usia < 28 hari setelah lahir yang dapat menyebabkan kematian. Jumlah kasus Tetanus Neonatorum merupakan data count atau jumlahan dengan asumsi mengikuti distribusi Poisson. Banyaknya data yang bernilai nol sebanyak 76,3 persen mengindikasikan adanya overdispersi dalam variabel respon. Adanya overdispersi dapat menyebabkan model yang terbentuk menghasilkan estimasi parameter yang bias sehingga dalam penelitian ini mengatasi overdispersi dengan menggunakan regresi Zero-Inflated Generalized Poisson (ZIGP). Data yang digunakan dalam penelitian tugas akhir ini adalah data sekunder yang diambil dari Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur tahun 2012. Model terbaik yang dihasilkan dari regresi Zero-Inflated Generalized Poisson (ZIGP) menghasilkan 2 variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap jumlah kasus Tetanus Neonatorum yaitu persentase ibu bersalin ditolong dukun (X_2) dan persentase kunjungan neonatus 3 kali (KN3 atau KN Lengkap) (X_4).

Kata kunci : Overdispersi, regresi Zero-Inflated Generalized Poisson (ZIGP), Tetanus Neonatorum.

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

Zero-Inflated Generalized Poisson (ZIGP) Regression Modeling of Factors That Affecting The Number Of Tetanus Neonatorum (TN) In East Java

Name	: Siska Puji Lestari
NRP	: 1310 100 050
Major	: Statistika FMIPA-ITS
Counsellor	: Ir. Sri Pingit Wulandari. M.Si

Abstract

One of causes child illness and death is Tetanus Neonatorum. Tetanus Neonatorum is a disease caused by neurotoxin produced by the bacterium Clostridium tetani in the wound closed and occurred in newborns that is at the age of <28 days after birth which can cause death. The number of tetanus neonatorum is count data and assuming distributed as Poisson distribution. The amount of zero data is 76.3 percent indicates overdispersion on the response variable. Overdispersion can cause a form model produces parameter estimation bias to overcome in this study by using a regression overdispersion Zero-inflated generalized Poisson (ZIGP). The data used in this final study is a secondary data taken from the Provincial Health Office of East Java in 2012. The best model of generalized regression Zero-inflated Poisson (ZIGP) produces two predictor variables are significant effect on the number of tetanus neonatorum is percentage Maternal helped by quack (X_2) and the percentage of visits neonate 3 times (KN3 or KN Complete) (X_4).

Keyword : Overdispersion, Zero-Inflated Generalized Poisson (ZIGP) Regression, Tetanus Neonatorum.

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB II

TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Regresi Generalized Poisson (GP)

Model regresi *Generalized Poisson* (GP) merupakan suatu model yang digunakan jika terjadi pelanggaran asumsi pada distribusi Poisson yaitu over/under dispersi. Overdispersi terjadi jika varian lebih besar daripada mean sedangkan underdispersi terjadi jika varian lebih kecil daripada mean. Model regresi *Generalized Poisson* (GP) merupakan suatu model *Generalized Linear Model* (GLM). Akan tetapi dalam regresi *Generalized Poisson* (GP) mengasumsikan bahwa komponen randomnya berdistribusi *Generalized Poisson* (GP).

Model *Generalized Poisson* (GP) dinyatakan dengan formula sebagai berikut. (Famoye dan Ozmen, 2007)

$$f(\mu_i, y_i, \omega) = \left(\frac{\mu_i}{1 + \omega \mu_i} \right)^{y_i} \frac{(1 + \omega y_i)^{y_i - 1}}{y_i!} \exp \left[\frac{-\mu_i(1 + \omega y_i)}{1 + \omega \mu_i} \right] \quad (2.1)$$

dimana ω merupakan parameter dispersi dan $y_i = 0, 1, 2, \dots$ merupakan variabel respon berdistribusi *Generalized Poisson* (GP).

Mean dan varian dari y_i sebagai berikut.

$$E(y_i|x_i) = \mu_i \quad (2.2)$$

dan

$$Var(y_i|x_i) = \mu_i(1 + \omega \mu_i)^2. \quad (2.3)$$

Jika $\omega = 0$ maka model regresi *Generalized Poisson* (GP) akan menjadi regresi Poisson. Jika $\omega > 0$ maka model regresi *Generalized Poisson* (GP) merepresentasikan data *count* yang overdispersi. Jika $\omega < 0$ maka model regresi *Generalized Poisson* (GP) merepresentasikan data *count* yang underdispersi.

2.1.1 Penaksir Parameter Regresi Generalized Poisson (GP)

Metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) digunakan dalam penaksiran parameter regresi *Generalized Poisson* (GP).

Fungsi likelihood dari regresi *Generalized Poisson (GP)* sebagai berikut.

$$L(\boldsymbol{\beta}, \omega) = \prod_{i=1}^n \left\{ \left(\frac{\mu_i}{1+\omega \mu_i} \right)^{y_i} \frac{(1+\omega y_i)^{y_i-1}}{y_i!} \exp \left[\frac{-\mu_i(1+\omega y_i)}{1+\omega \mu_i} \right] \right\} \quad (2.4)$$

$$L(\boldsymbol{\beta}, \omega) = \prod_{i=1}^n \left(\frac{\mu_i}{1+\omega \mu_i} \right)^{y_i} \left(\prod_{i=1}^n \frac{(1+\omega y_i)^{y_i-1}}{y_i!} \right) \exp \left[\sum_{i=1}^n \frac{-\mu_i(1+\omega y_i)}{1+\omega \mu_i} \right]$$

dimana:

$$\mu_i = \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}),$$

$$\mathbf{x}_i = [1 \quad x_{1i} \quad x_{2i} \quad \dots \quad x_{ki}]^T$$

$$\boldsymbol{\beta} = [\beta_0 \quad \beta_1 \quad \beta_2 \quad \dots \quad \beta_k]^T$$

Dengan mensubtitusikan nilai μ_i maka fungsi likelihood menjadi,

$$L(\boldsymbol{\beta}, \omega) = \prod_{i=1}^n \left(\frac{e^{(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}}{1+\omega e^{(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}} \right)^{y_i} \prod_{i=1}^n \frac{(1+\omega y_i)^{y_i-1}}{y_i!} \exp \left[\sum_{i=1}^n \frac{-e^{(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}(1+\omega y_i)}{1+\omega e^{(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}} \right]$$

Kemudian fungsi \ln likelihood dari regresi *Generalized Poisson (GP)* adalah sebagai berikut.

$$\begin{aligned} \ln L(\boldsymbol{\beta}, \omega) &= \sum_{i=1}^n (y_i \ln(\exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}))) - y_i \ln(1 + \omega \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})) + \\ &\quad + (y_i - 1) \ln(1 + \omega y_i) - \ln(y_i!) - \frac{\exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})(1 + \omega y_i)}{(1 + \omega \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}))} \\ \ln L(\boldsymbol{\beta}, \omega) &= \sum_{i=1}^n y_i(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}) - y_i \ln(1 + \omega \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})) + \\ &\quad + (y_i - 1) \ln(1 + \omega y_i) - \ln(y_i!) + \\ &\quad - \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})(1 + \omega y_i)(1 + \omega \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}))^{-1} \end{aligned} \quad (2.5)$$

Untuk menaksir parameter $\hat{\beta}$ salah satu cara adalah dengan menggunakan derivatif parsial yaitu fungsi ln likelihood diturunkan terhadap β^T dengan persamaan sebagai berikut.

$$\frac{\partial \ln L(\beta, \omega)}{\partial \beta^T} = \frac{\partial (\sum_{i=1}^n y_i (x_i^T \beta) - y_i \ln(1 + \omega \exp(x_i^T \beta)) + \Delta)}{\partial \beta^T}$$

Dimana :

$$\begin{aligned} \Delta &= (y_i - 1) \ln(1 + \omega y_i) - \ln(y_i!) + \\ &\quad - \exp(x_i^T \beta) (1 + \omega y_i) (1 + \omega \exp(x_i^T \beta))^{-1} \end{aligned}$$

Sehingga didapatkan persamaan sebagai berikut.

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln L(\beta, \omega)}{\partial \beta^T} &= \sum_{i=1}^n y_i x_i - \omega y_i x_i \exp(x_i^T \beta) (1 + \omega \exp(x_i^T \beta))^{-1} + \\ &\quad - (1 + \omega y_i) \{ (x_i \exp(x_i^T \beta)) (1 + \omega (x_i^T \beta))^{-1} + \\ &\quad - \omega x_i (\exp(x_i^T \beta))^2 (1 + \omega (x_i^T \beta))^2 \} \end{aligned} \quad (2.6)$$

Sedangkan untuk menaksir parameter $\hat{\omega}$ salah satu cara adalah dengan menggunakan derivatif parsial yaitu fungsi ln likelihood diturunkan terhadap ω dengan persamaan sebagai berikut.

$$\frac{\partial \ln L(\beta, \omega)}{\partial \omega} = \frac{\partial (\sum_{i=1}^n y_i (x_i^T \beta) - y_i \ln(1 + \omega \exp(x_i^T \beta)) + \Delta)}{\partial \omega}$$

Sehingga didapatkan persamaan sebagai berikut.

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln L(\beta, \omega)}{\partial \omega} &= \sum_{i=1}^n y_i \exp(x_i^T \beta) (1 + \omega \exp(x_i^T \beta))^{-1} + \\ &\quad + y_i (y_i - 1) (1 + \omega y_i)^{-1} - \exp(x_i^T \beta) \{ y_i (1 + \omega \exp(x_i^T \beta))^{-1} + \\ &\quad - (1 + \omega y_i) \exp(x_i^T \beta) (1 + \omega \exp(x_i^T \beta))^{-2} \} \end{aligned} \quad (2.7)$$

Tetapi penurunan fungsi \ln likelihood tidak selalu menghasilkan hasil yang implisit sehingga menggunakan metode numerik yaitu metode Newton-Raphson (Cameron dan Travedi, 1998) dengan melakukan iterasi dengan persamaan sebagai berikut.

$$\hat{\beta}_{(m+1)} = \hat{\beta}_{(m)} - \mathbf{H}^{-1}(\boldsymbol{\beta}_{(m)}) \mathbf{g}(\boldsymbol{\beta}_{(m)}) \quad (2.8)$$

Iterasi Newton Raphson dilakukan hingga didapatkan penaksir parameter yang konvergen.

2.1.2 Pengujian Hipotesis Regresi Generalized Poisson (GP)

Pengujian hipotesis merupakan pengujian parameter secara serentak dan pengujian parameter secara individu. Pengujian parameter model regresi *generalized Poisson* (GP) dilakukan dengan menggunakan metode MLRT dan pengujian parameter secara individu dilakukan dengan menggunakan statistik uji z.

Pengujian parameter secara serentak dengan hipotesis sebagai berikut.

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu parameter } \beta_k \neq 0, k = 0, 1, 2, \dots, k$$

Statistik uji sebagai berikut.

$$G^2 = -2 \ln \left(\frac{l_o}{l_1} \right) = 2(\ln l_1 - \ln l_0) \quad (2.9)$$

dimana l_o dan l_1 merupakan lambang maximum \ln likelihood di bawah H_0 dan secara keseluruhan ($H_0 \cup H_1$)

Daerah penolakan pada pengujian ini adalah tolak H_0 jika $G^2 > \chi^2_{(k,\alpha)}$ atau jika $P\text{-value} < \alpha$. Tolak H_0 berarti minimal terdapat satu parameter β_k yang berpengaruh signifikan terhadap model. Kemudian dilanjutkan pada pengujian parameter secara individu untuk mengetahui faktor-faktor yang berpengaruh signifikan terhadap model.

Pengujian parameter secara individu dengan hipotesis sebagai berikut.

$$H_0: \beta_k = 0$$

$$H_1: \beta_k \neq 0$$

Statistika uji :

$$z = \frac{(\hat{\beta}_k)}{SE(\hat{\beta}_k)} \quad (2.10)$$

Dimana $SE(\hat{\beta})$ merupakan standart error untuk maksimum likelihood estimator dengan daerah penolakannya adalah tolak H_0 jika nilai $|z_{hitung}| > z_{\alpha/2}$ dengan α adalah tingkat signifikansi

2.2 Regresi Zero-Inflated Generalized Poisson (ZIGP)

Model regresi *Zero-Inflated Generalized Poisson* (ZIGP) merupakan salah satu model yang dapat digunakan untuk data respon diskrit atau data count yang dapat mengatasi adanya overdispersi akibat banyaknya data yang bernilai nol dengan proporsi data bernilai nol adalah minimal 65,7 persen (Famoye dan Singh, 2006). Model regresi *Zero-Inflated Generalized Poisson* (ZIGP) merupakan gabungan dari model regresi *Zero-Inflated Poisson* (ZIP) dengan model regresi *Generalized Poisson* (GP).

Model regresi *Zero-Inflated Generalized Poisson* (ZIGP) dinyatakan sebagai berikut. (Famoye dan Singh, 2006)

$$P(Y_i = y_i | x_i, z_i) = \begin{cases} \pi_i + (1 - \pi_i)f(\mu_i, y_i, \omega) & , y_i = 0 \\ (1 - \pi_i)f(\mu_i, y_i, \omega) & , y_i > 0 \end{cases} \quad (2.11)$$

dimana $f(\mu_i, y_i, \omega), y_i = 0, 1, 2, \dots$ adalah model regresi *Generalized Poisson* (GP) pada persamaan (2.6) dengan $0 < \pi_i < 1$ sehingga modelnya adalah sebagai berikut.

$$P(Y_i = y_i | x_i, z_i) = \begin{cases} \pi_i + (1 - \pi_i) \exp\left(\frac{-\mu_i}{1 + \omega\mu_i}\right) & , y_i = 0 \\ (1 - \pi_i) \left(\frac{\mu_i}{1 + \omega\mu_i}\right)^{y_i} \frac{(1 + \omega y_i)^{y_i-1}}{y_i!} \exp\left[\frac{-\mu_i(1 + \omega y_i)}{1 + \omega\mu_i}\right] & , y_i > 0 \end{cases}$$

Dalam fungsi $\mu_i = \mu_i(x_i)$ dan $\pi_i = \pi_i(z_i)$ memenuhi fungsi

link sebagai berikut.

$$\log(\mu_i) = \sum_{j=1}^k x_{ij}\beta_j = \mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta} \quad (2.12)$$

dan

$$\text{logit}(\pi_i) = \log(\pi_i[1 - \pi_i])^{-1} = \sum_{j=1}^m z_{ij}\delta_j \quad (2.13)$$

dimana:

$\mathbf{x}_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ik})$ adalah baris ke- i dari matriks kovariat \mathbf{X}
 $\mathbf{z}_i = (z_{i1}, z_{i2}, \dots, z_{im})$ adalah baris ke- i dari matriks kovariat \mathbf{Z}
dengan $z_{i1} = 1$ dan $x_{i1} = 1$

$\boldsymbol{\delta} = (\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_m)$ adalah vektor kolom parameter m -dimensi.
 $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)$ adalah vektor kolom parameter k -dimensi.
fungsi log merupakan fungsi logaritma natural (\ln).

Mean dan varian dari regresi *Zero-Inflated Generalized Poisson* (ZIGP) adalah sebagai berikut.

$$E(y_i|x_i) = (1 - \pi_i)\mu_i(x_i) \quad (2.14)$$

dan

$$\begin{aligned} \text{Var}(y_i|x_i) &= (1 - \pi_i) \left[\mu_i^2 + \mu_i(1 + \omega\mu_i)^2 \right] - (1 - \pi_i)^2 \mu_i^2 \\ &= E(y_i|x_i) [(1 + \omega\mu_i)^2 + \pi_i\mu_i] \end{aligned} \quad (2.15)$$

Model regresi *Zero-Inflated Generalized Poisson* (ZIGP) akan menjadi model regresi *Generalized Poisson* (GP) jika $\pi_i = 0$ dan akan menjadi model regresi *Zero-Inflated Poisson* (ZIP) jika $\omega = 0$. Jika matriks kovariat yang sama mempengaruhi π_i dan μ_i maka dapat ditulis bahwa π_i adalah fungsi dari μ_i dengan fungsi sebagai berikut. (Famoye dan Singh, 2006)

$$\text{logit}(\pi_i) = \log\left(\frac{\pi_i}{1 - \pi_i}\right) = -\tau \sum_{j=1}^k x_{ij}\beta_j = -\tau \mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta} \quad (2.16)$$

Model regresi *Zero-Inflated Generalized Poisson* (ZIGP) dengan log link untuk μ_i dan untuk logit link untuk π_i dalam

persamaan (2.15) akan dilambangkan dengan $ZIGP(\tau)$. Jika $\tau > 0$ maka kemungkinan *zero state* terjadi kecil dan jika $\tau < 0$ maka kemungkinan *zero state* terjadi lebih besar. Ketika $\tau = 0$ maka model $ZIGP(\tau)$ akan menjadi model $ZIP(\tau)$.

2.3 Penaksir Parameter Regresi *Zero-Inflated Generalized Poisson* (ZIGP)

Metode *Maximum Likelihood Estimator* (MLE) adalah salah satu metode penaksiran parameter yang dapat digunakan untuk menaksir parameter suatu model yang diketahui distribusinya. Metode *Maximum Likelihood Estimator* (MLE) dilakukan dengan cara memaksimumkan fungsi likelihood. Metode MLE dapat digunakan dalam penaksiran parameter regresi *Zero-Inflated Generalized Poisson* (ZIGP). Fungsi likelihood regresi ZIGP sebagai berikut.

$$L(\boldsymbol{\beta}) = \prod_{i=1}^n P(Y_i = y_i | x_i, z_i) \quad (2.17)$$

$$L(\boldsymbol{\beta}) = \begin{cases} \prod_{i=1}^n \pi_i + (1 - \pi_i) \exp\left(\frac{-\mu_i}{1 + \omega \mu_i}\right) & , y_i = 0 \\ \prod_{i=1}^n (1 - \pi_i) \left(\frac{\mu_i}{1 + \omega \mu_i}\right)^{y_i} \frac{(1 + \omega y_i)^{y_i-1}}{y_i!} \exp\left[\frac{-\mu_i(1 + \omega y_i)}{1 + \omega \mu_i}\right] & , y_i > 0 \end{cases}$$

dimana $\pi_i = \frac{\mu_i^{-\tau}}{1 + \mu_i^{-\tau}}$ dan $1 - \pi_i = \frac{1}{1 + \mu_i^{-\tau}}$, maka fungsi likelihood sebagai berikut.

$$L(\boldsymbol{\beta}) = \begin{cases} \prod_{i=1}^n \frac{1}{1 + \mu_i^{-\tau}} + \left[\mu_i^{-\tau} + \exp\left(\frac{-\mu_i}{1 + \omega \mu_i}\right)\right] & , y_i = 0 \\ \prod_{i=1}^n \frac{1}{1 + \mu_i^{-\tau}} \left(\frac{\mu_i}{1 + \omega \mu_i}\right)^{y_i} \frac{(1 + \omega y_i)^{y_i-1}}{y_i!} \exp\left[\frac{-\mu_i(1 + \omega y_i)}{1 + \omega \mu_i}\right] & , y_i > 0 \end{cases}$$

Fungsi ln likelihood regresi ZIGP sebagai berikut.

$$\ln L(\boldsymbol{\beta}) = - \sum_{i=1}^n \ln(1 + \mu_i^{-\tau}) + \sum_{i=1}^n \ln \left[\mu_i^{-\tau} + \exp \left(\frac{-\mu_i}{1 + \omega \mu_i} \right) \right] , y_i = 0$$

$$\ln L(\boldsymbol{\beta}) = \sum_{i=1}^n \ln(1 + \mu_i^{-\tau}) + \sum_{i=1}^n y_i \ln \left(\frac{\mu_i}{1 + \omega \mu_i} \right) +$$

$$+ (y_i - 1) \ln(1 + \omega y_i) - \ln(y_i!) - \frac{\mu_i(1 + \omega y_i)}{1 + \omega \mu_i} , y_i > 0$$

maka fungsi ln likelihood untuk model ZIGP sebagai berikut.

$$\ln L(\boldsymbol{\beta}) = - \sum_{i=1}^n \ln(1 + \mu_i^{-\tau}) + \sum_{\substack{i=1 \\ y_i=0}}^n \ln \left[\mu_i^{-\tau} + \exp \left(\frac{-\mu_i}{1 + \omega \mu_i} \right) \right] +$$

$$+ \sum_{\substack{i=1 \\ y_i>0}}^n y_i \ln \left(\frac{\mu_i}{1 + \omega \mu_i} \right) + (y_i - 1) \ln(1 + \omega y_i) - \ln(y_i!) - \frac{\mu_i(1 + \omega y_i)}{1 + \omega \mu_i}$$

Dimana $\mu_i = \mu_i(x_i) = \exp(\sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij})$ dan

$$\mu_i^{-\tau} = \exp(-\tau \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij})$$

Pada kasus tertentu cara tersebut tidak menghasilkan suatu solusi yang eksplisit sehingga alternatif lain yang dapat digunakan untuk menaksir parameteranya adalah dengan algoritma Newton Raphson. Estimasi parameter regresi ZIGP didapatkan dengan menghitung secara iterasi dengan langkah sebagai berikut

1. Membentuk vektor gradien \mathbf{g} yang merupakan derivatif parsial pertama dari fungsi ln likelihood.

$$\mathbf{g}^T (\boldsymbol{\beta}_{(m)})_{(k+1) \times 1} = \left[\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_1} \quad \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_2} \quad \dots \quad \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_k} \quad \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \tau} \quad \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \omega} \right]$$

Dimana derivatif parsial pertama dari fungsi ln likelihood adalah sebagai berikut.

$$\begin{aligned}\frac{\partial \ln L(\beta)}{\partial \beta_j} &= \sum_{i=1}^n \frac{\tau x_{ij}}{1 + \mu_i^{-\tau}} - \sum_{\substack{i=1 \\ y_i=0}}^n \frac{\tau x_{ij} \mu_i^{-\tau} + \exp\left(\frac{-\mu_i}{1+\omega\mu_i}\right) \left(\frac{x_{ij} \mu_i}{(1+\omega\mu_i)^2}\right)}{\mu_i^{-\tau} + \exp\left(\frac{-\mu_i}{1+\omega\mu_i}\right)} + \\ &\quad + \sum_{\substack{i=1 \\ y_i>0}}^n \left\{ y_i \left(\frac{x_{ij}}{1+\omega\mu_i} \right) - (1-\omega y_i) \left(\frac{x_{ij} \mu_i}{(1+\omega\mu_i)^2} \right) \right\} \\ \frac{\partial \ln L(\beta)}{\partial \tau} &= - \sum_{i=1}^n \frac{-\mu_i^{-\tau} \ln \mu_i}{1 + \mu_i^{-\tau}} + \sum_{\substack{i=1 \\ y_i=0}}^n \frac{-\mu_i^{-\tau} \ln \mu_i}{\mu_i^{-\tau} + \exp\left(\frac{-\mu_i}{1+\omega\mu_i}\right)} \\ &= \sum_{i=1}^n \frac{\ln \mu_i}{1 + \mu_i^{-\tau}} - \sum_{\substack{i=1 \\ y_i=0}}^n \frac{\ln \mu_i}{1 + \mu_i^{-\tau} + \exp\left(\frac{-\mu_i}{1+\omega\mu_i}\right)} \\ \frac{\partial \ln L(\beta)}{\partial \omega} &= \sum_{\substack{i=1 \\ y_i=0}}^n \frac{\mu_i^2 \mu_i^{-\tau} \exp\left(\frac{-\mu_i}{1+\omega\mu_i}\right)}{(1+\omega\mu_i^{-\tau})^2 \left[1 + \mu_i^{-\tau} \exp\left(\frac{-\mu_i}{1+\omega\mu_i}\right) \right]} + \\ &\quad + \sum_{\substack{i=1 \\ y_i>0}}^n \left\{ -\frac{y_i \mu_i}{1+\omega\mu_i} + \frac{y_i(y_i-1)}{1+\omega y_i} - \frac{\mu_i(y_i-\mu_i)}{(1+\omega\mu_i)^2} \right\}\end{aligned}$$

2. Membentuk matriks Hessian \mathbf{H} yang merupakan derivatif parsial kedua dari fungsi ln likelihood.

$$\mathbf{H}(\beta_{(m)})_{(k+1) \times (k+1)} = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{\partial \beta \partial \beta^T} & \frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{\partial \beta \partial \tau} & \frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{\partial \beta \partial \omega} \\ \frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{\partial \tau \partial \beta^T} & \frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{\partial \tau \partial \tau} & \frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{\partial \tau \partial \omega} \\ \frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{\partial \omega \partial \beta^T} & \frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{\partial \omega \partial \tau} & \frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{\partial \omega \partial \omega} \end{bmatrix}$$

Dimana derivatif parsial kedua dari fungsi ln likelihood adalah sebagai berikut.

$$\begin{aligned}
\blacksquare \frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{\partial \beta_k \partial \beta_k} &= \sum_{i=1}^n \frac{\tau^2 x_{ij} x_{ij} \mu_i^\tau}{(1 + \mu_i^\tau)^2} + \\
&- \sum_{\substack{i=1 \\ y_i=0}}^n \frac{x_{ij} x_{ij} \mu_i^{\tau+1} \exp\left(\frac{-\mu_i}{1 + \omega \mu_i}\right) (-\mu_i + (\tau + 1)(1 + \omega \mu_i)^2 - 2\omega \mu_i(1 + \omega \mu_i))}{(1 + \omega \mu_i)^4} + \\
&- \frac{x_{ij} \mu_i^\tau \exp\left(\frac{-\mu_i}{1 + \omega \mu_i}\right) \left(\tau - \frac{\mu_i}{(1 + \omega \mu_i)^2}\right) \left\{ \tau + \exp\left(\frac{-\mu_i}{1 + \omega \mu_i}\right) \frac{\mu_i \mu_i^\tau}{(1 + \omega \mu_i)^2} \right\} x_{ij}}{\left(1 + \mu_i^{-\tau} \exp\left(\frac{-\mu_i}{1 + \omega \mu_i}\right)\right)^2} + \\
&+ \sum_{\substack{i=1 \\ y_i>0}}^n \frac{x_{ij} x_{ij} \mu_i}{(1 + \omega \mu_i)^2} \left(1 + \frac{2\omega(y_i - \mu_i)}{(1 + \omega \mu_i)}\right) \\
\blacksquare \frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{\partial \beta_k \partial \tau} &= \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_{ij}}{1 + \mu_i^\tau} - \frac{\mu_i^\tau \tau x_{ij} \ln(\mu_i)}{(1 + \omega \mu_i)^2} \right) + \\
&- \sum_{\substack{i=1 \\ y_i=0}}^n \left(\frac{x_{ij}}{1 + \mu_i^\tau \exp\left(\frac{-\mu_i}{1 + \omega \mu_i}\right)} - \frac{x_{ij} \mu_i^\tau \ln(\mu_i) \exp\left(\frac{-\mu_i}{1 + \omega \mu_i}\right)}{\left(1 + \mu_i^\tau \exp\left(\frac{-\mu_i}{1 + \omega \mu_i}\right)\right)^2} \left(\tau - \frac{\mu_i}{(1 + \omega \mu_i)^2}\right) \right) \\
\blacksquare \frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{\partial \beta_k \partial \omega} &= \sum_{\substack{i=1 \\ y_i=0}}^n \left\{ \frac{\tau x_{ij} \mu_i^\tau \mu_i^2 \exp\left(\frac{-\mu_i}{1 + \omega \mu_i}\right)}{(1 + \omega \mu_i)^2 \left(1 + \mu_i^\tau \exp\left(\frac{-\mu_i}{1 + \omega \mu_i}\right)\right)^2} + \right. \\
&+ \frac{x_{ij} \mu_i^\tau \mu_i^2 \exp\left(\frac{-\mu_i}{1 + \omega \mu_i}\right) \left(\mu_i - 2(1 + \omega \mu_i) - \frac{\mu_i^\tau \mu_i \exp\left(\frac{-\mu_i}{1 + \omega \mu_i}\right)}{1 + \mu_i^\tau \exp\left(\frac{-\mu_i}{1 + \omega \mu_i}\right)} \right)}{(1 + \omega \mu_i)^4 \left(1 + \mu_i^\tau \exp\left(\frac{-\mu_i}{1 + \omega \mu_i}\right)\right)} \left. \right\} +
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & + \sum_{\substack{i=1 \\ y_i>0}}^n \frac{2\mu_i(\mu_i - y_i)x_{ij}}{(1 + \omega\mu_i)^3} \\
 \blacksquare \frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{\partial \tau \partial \tau} & = - \sum_{i=1}^n \left(\frac{\mu_i^\tau (\ln(\mu_i))^2}{(1 + \mu_i^\tau)^2} - \sum_{\substack{i=1 \\ y_i=0}}^n \frac{\mu_i^\tau \exp\left(\frac{-\mu_i}{1 + \omega\mu_i}\right) (\ln(\mu_i))^2}{1 + \mu_i^\tau \exp\left(\frac{-\mu_i}{1 + \omega\mu_i}\right)} \right) \\
 \blacksquare \frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{\partial \tau \partial \omega} & = \sum_{\substack{i=1 \\ y_i=0}}^n \frac{\mu_i^\tau \mu_i^2 \ln(\mu_i) \exp\left(\frac{-\mu_i}{1 + \omega\mu_i}\right)}{(1 + \omega\mu_i)^2 \left(1 + \mu_i^\tau \exp\left(\frac{-\mu_i}{1 + \omega\mu_i}\right)\right)^2} \\
 \blacksquare \frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{\partial \omega \partial \omega} & = \sum_{\substack{i=1 \\ y_i=0}}^n \frac{\mu_i^\tau \mu_i^2 \exp\left(\frac{-\mu_i}{1 + \omega\mu_i}\right) \left(\mu_i^2 - 2\mu_i(1 + \omega\mu_i) \left(1 + \mu_i^\tau \exp\left(\frac{-\mu_i}{1 + \omega\mu_i}\right)\right) \right)}{(1 + \omega\mu_i)^4 \left(1 + \mu_i^\tau \exp\left(\frac{-\mu_i}{1 + \omega\mu_i}\right)\right)^2} \\
 & + \sum_{\substack{i=1 \\ y_i>0}}^n \frac{y_i \mu_i^2}{(1 + \omega\mu_i)^2} - \frac{y_i^2(y_i - 1)}{(1 + \omega y_i)^2} + \frac{2\mu_i^2(y_i - \mu_i)}{(1 + \omega\mu_i)^3}
 \end{aligned}$$

3. Membentuk matriks varians kovarians \mathbf{V} yang dibentuk dari ekspektasi matriks Hessian $\mathbf{V} = -E[\mathbf{H}]$
4. Mulai dari $m = 0$ dilakukan iterasi dengan persamaan sebagai berikut.

$$\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{(m+1)} = \widehat{\boldsymbol{\beta}}_{(m)} - \mathbf{H}^{-1}(\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{(m)}) \mathbf{g}(\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{(m)})$$

5. Nilai $\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{(m)}$ merupakan sekumpulan penaksir parameter yang konvergen pada iterasi ke- m .

Jika belum didapatkan penaksir parameter yang konvergen, maka dilanjutkan kembali langkah 4 hingga iterasi ke $m=m+1$. Iterasi akan berhenti pada keadaan konvergen yaitu pada saat $\|\boldsymbol{\beta}_{(m+1)} - \boldsymbol{\beta}_{(m)}\| \leq \varepsilon$, dimana ε adalah bilangan yang sangat kecil.

2.4 Pengujian Kesesuaian Model Regresi Zero-Inflated Generalized Poisson (ZIGP)

Pengujian kesesuaian model digunakan untuk menguji model apakah model sesuai atau tidak dengan hipotesis sebagai berikut.

$$H_0 : \omega = 0 \text{ (model ZIGP}(\tau)\text{ tidak sesuai)}$$

$$H_1 : \omega \neq 0 \text{ (model ZIGP}(\tau)\text{ sesuai)}$$

Statistik uji sebagai berikut.

$$\lambda = \lambda(y_1, y_2, \dots, y_n) = \frac{\max_{\omega \in \Omega_0} L(\Omega_0)}{\max_{\omega \in \Omega} L(\Omega)} \quad (2.18)$$

Daerah penolakan pada persamaan ini adalah H_0 ditolak jika dan hanya jika $\lambda \leq c$. c adalah suatu konstanta yang memenuhi $0 \leq c \leq 1$ yang ditentukan dengan tingkat signifikansi α .

2.5 Pengujian Hipotesis Regresi Zero-Inflated Generalized Poisson (ZIGP)

Pengujian hipotesis merupakan pengujian parameter yang dilakukan secara serentak maupun secara individu untuk menguji signifikansi parameter.

2.5.1 Pengujian Parameter Secara Serentak

Pengujian parameter secara serentak dilakukan untuk mengetahui faktor yang berpengaruh signifikan terhadap model. Berikut ini merupakan hipotesis uji parameter secara serentak model regresi ZIGP.

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu parameter } \beta_k \neq 0, k = 0, 1, 2, \dots, k$$

Statistik uji sebagai berikut.

$$G^2 = -2 \ln \left(\frac{l_o}{l_1} \right) \quad (2.19)$$

dimana l_o dan l_1 merupakan lambang maximum ln likelihood di bawah H_0 dan secara keseluruhan ($H_0 \cup H_1$)

Daerah penolakan pada pengujian parameter secara serentak adalah tolak H_0 jika $G^2 > \chi^2_{(p,\alpha)}$ atau jika $P\text{-value} < \alpha$.

2.5.2 Pengujian Parameter Secara Individu

Uji Wald merupakan salah satu pengujian yang dilakukan untuk menguji signifikansi parameter regresi secara individu. Berikut ini merupakan hipotesis uji parameter secara individu model regresi ZIGP.

$$H_0: \beta_k = 0$$

$$H_1: \beta_k \neq 0$$

Dengan statistika uji sebagai berikut.

$$W = \frac{\hat{\beta}_k^2}{SE(\hat{\beta}_k)^2} \quad (2.20)$$

Dimana $\hat{\beta}$ merupakan maksimum likelihood estimator parameter β . Daerah penolakan pada pengujian ini adalah tolak H_0 jika nilai $W_{hitung} > \chi^2_{(1,\alpha)}$ atau $Pvalue < \alpha$ atau dengan menggunakan alternatif lain yang membandingkan dengan distribusi normal dengan statistik uji sebagai berikut.

$$z = \frac{(\hat{\beta}_k)}{SE(\hat{\beta}_k)} \quad (2.21)$$

Dimana $SE(\hat{\beta})$ merupakan standart error untuk maksimum likelihood estimator dengan daerah penolakannya adalah tolak H_0 jika nilai $|z_{hitung}| > z_{\alpha/2}$ dengan α adalah tingkat signifikansi

2.6 Pemilihan Model Terbaik

Salah satu pemilihan model terbaik untuk regresi *Zero Inflated Generalized Poisson* adalah dengan metode *Akaike's Information Criterion* (AIC). Nilai AIC dapat dihitung dengan menggunakan rumus sebagai berikut. (Bozdogan, 2000)

$$AIC = -2 \log L(\hat{\beta}) + 2k \quad (2.22)$$

Dimana $L(\hat{\beta})$ merupakan nilai likelihood dan k merupakan jumlah parameter. Kriteria pemilihan model terbaik jika

didapatkan nilai terkecil atau mendekati nol dari AIC yang diperoleh yang artinya semakin baik model yang digunakan.

2.7 Tetanus Neonatorum

Salah satu peningkatan kesejahteraan anak adalah menurunkan angka kesakitan dan kematian. Salah satu penyebab dari kesakitan dan kematian anak adalah Tetanus Neonatorum. Tetanus Neonatorum adalah penyakit yang disebabkan *Clostridium Tetani* pada neonatus yang dapat menyebabkan kematian. Spora *Clostridium Tetani* tidak dapat dihilangkan dari alam yang dapat mencemari dan berkembangbiak menjadi kuman vegetatif. Neonatus adalah bayi berumur 0-28 hari. Badan Kesehatan Dunia (WHO) pada tahun 1988 dan UNICEF melalui *World Summit for Children* pada tahun 1990 mengajak seluruh dunia untuk mengeliminasi Tetanus Neonatorum pada tahun 2000 (Kemenkes, 2012).

Strategi ETN di Indonesia antara lain (Depkes, 2002).

1. Imunisasi 5T (DPT 1,2,3 ; Bulan imunisasi Anak Sekolah (BIAS) DT pada anak kelas I SD; dan TT pada anak kelas VI SD),
2. Persalinan 3B (Bersih alat, bersih tempat dan bersih tangan), dan
3. Perawatan tali pusat serta pelaksanaan surveilans untuk menentukan daerah risiko tinggi

Faktor risiko dari kasus Tetanus Neonatorum adalah rendahnya sterilisasi dan kebersihan dari proses persalinan, penanganan pasca persalinan yang tidak memadai dan kurangnya pengetahuan dan sosialisasi vaksin tetanus toxoid di berbagai negara miskin dan kurang berkembang. Faktor tersebut berhubungan langsung dengan interaksi antara kondisi setempat dengan tersedianya pelayanan kesehatan yang baik di daerah tersebut yang menentukan subyek penolong persalinan dan kebersihan persalinan. Faktor risiko Tetanus Neonatorum terdiri dari 2 faktor yaitu faktor medis dan faktor non medis. Faktor medis meliputi kurangnya standar perawatan prenatal (kurangnya

perawatan antenatal pada ibu hamil, kurangnya pengetahuan ibu hamil tentang pentingnya imunisasi tetanus toxoid), perawatan perinatal (kurang tersedianya fasilitas persalinan dan tenaga medis sehingga banyak persalinan yang dilakukan di rumah dan penggunaan alat-alat yang tidak steril, termasuk dalam penanganan tali pusat) dan perawatan neonatal (neonatus lahir dalam keadaan tidak steril, tingginya prematuritas, dsb) sedangkan untuk faktor non medis berhubungan dengan adat istiadat setempat (contoh: Beberapa suku di Pakistan sering kali mengoleskan kotoran sapi pada lokasi pemotongan tali pusat) (Handoko, 2011).

Penyebab penyakit Tetanus Neonatorum adalah sebagai berikut (Nursewian, 2012)

1. Penggunaan alat yang tidak steril untuk memotong tali pusat seringkali meningkatkan risiko penularan penyakit tetanus neonatorum. Bidan-bidan di negara-negara berkembang, melakukan pertolongan persalinan masih menggunakan peralatan seperti pisau dapur atau sembilu untuk memotong tali pusat bayi baru lahir.
2. Cara perawatan tali pusat dengan teknik tradisional seperti menggunakan ramuan untuk menutup luka tali pusat dengan kunyit dan abu dapur, kemudian tali pusat tersebut dibalut dengan menggunakan kain pembalut yang tidak steril, serta tempat pelayanan persalinan yang tidak bersih dan steril.
3. Kekebalan ibu terhadap tetanus. Kekebalan ibu terhadap tetanus menjadi hal yang sangat penting karena dengan adanya antibodi antitetanus dalam darah ibu hamil, dapat disalurkan pada bayi yang dikandungnya sehingga dapat mencegah berkembangnya spora *Clostridium Tetani*.

Faktor-faktor penyebab penyakit Tetanus Neonatorum juga bisa terjadi akibat faktor risiko pencemaran lingkungan fisik dan biologik yang merupakan faktor yang menentukan kepadatan kuman dan tingginya tingkat pencemaran spora *Clostridium Tetani* di lingkungannya. Pengendalian pencemaran lingkungan dapat dilakukan dengan mengupayakan kebersihan lingkungan

yang maksimal agar tidak terjadi pencemaran spora *Clostridium Tetani* pada proses persalinan, pemotongan dan perawatan tali pusat. Menurut Nursewian, penyakit tetanus neonatorum terjadi mendadak dengan otot yang makin bertambah terutama pada rahang dan leher. Dalam 48 jam penyakit menjadi nyata dengan adanya trismus. Tanda-tanda dan gejala sebagai berikut.

1. Bayi tiba-tiba panas dan tidak mau minum (karena tidak dapat menghisap)
2. Mulut mencucut seperti mulut ikan
3. Mudah terangsang dan sering kejang disertai sianosis
4. Kaku kuduk sampai opistotonus
5. Dinding abdomen kaku, mengeras, dan kadang-kadang terjadi kejang
6. Dari berkerut, alis mata terangkat, sudut mulut tertarik kebawah, muka thisus sardunikus.
7. Ekstermitas biasanya terulur atau kaku
8. Tiba-tiba bayi sensitif terhadap rangsangan, gelisah dan kadang-kadang menangis lemah.
9. Terjadi penurunan kesadaran

BAB III

METODOLOGI PENELITIAN

3.1 Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian tugas akhir ini adalah data sekunder yang berasal dari Profil Kesehatan Provinsi Jawa Timur 2012 yang dipublikasikan oleh Dinas Kesehatan Jawa Timur yang ditunjukkan pada Lampiran 1. Unit penelitiannya adalah 38 kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur.

3.2 Variabel Penelitian

Variabel penelitian yang digunakan dalam penelitian tugas akhir ini terdiri atas variabel respon (Y) dan variabel prediktor (X). Variabel penelitian yang digunakan dalam penelitian tugas akhir ini antara lain.

1. Jumlah kasus Tetanus Neonatorum (Y)
2. Persentase ibu bersalin ditolong nakes (tenaga kesehatan) (X_1)

Persentase ibu bersalin yang mendapat pertolongan persalinan oleh tenaga kesehatan yang memiliki kompetensi kebidanan di satu wilayah kerja pada kurun waktu tertentu.

$$X_1 = \frac{\text{jumlah ibu bersalin ditolong nakes}}{\text{jumlah ibu bersalin}} \times 100$$

3. Persentase ibu bersalin ditolong dukun (X_2)

Persentase ibu bersalin yang mendapat pertolongan persalinan tidak dibantu oleh tenaga kesehatan yang memiliki kompetensi kebidanan.

$$X_2 = \frac{\text{jumlah ibu bersalin ditolong dukun}}{\text{jumlah ibu bersalin}} \times 100$$

4. Persentase kunjungan ibu hamil K4 (X_3)

Pelayanan kesehatan ibu hamil yang mendapatkan pelayanan antenatal sesuai standar paling sedikit empat kali, dengan distribusi pemberian pelayanan minimal satu kali pada

triwulan pertama, satu kali pada triwulan kedua dan dua kali pada triwulan ketiga umur kehamilan dan mendapat 90 tablet Fe selama periode kehamilannya di satu wilayah kerja pada kurun waktu tertentu.

$$X_3 = \frac{\text{jumlah ibu hamil melakukan kunjungan K4}}{\text{jumlah ibu hamil}} \times 100$$

5. Persentase kunjungan neonatus 3 kali (KN3 atau KN Lengkap) (X_4)

Pelayanan kesehatan neonatal dasar meliputi asi eksklusif, pencegahan infeksi berupa perawatan mata, tali pusat, pemberian vitamin K1 injeksi bila tidak diberikan pada saat lahir, pemberian imunisasi hepatitis B1 bila tidak diberikan pada saat lahir, dan manajemen terpadu bayi muda. Dilakukan sesuai standar sedikitnya 3 kali, pada 6-24 jam setelah lahir, 3-7 hari dan pada -28 hari setelah lahir yang dilakukan di fasilitas kesehatan maupun kunjungan rumah.

$$X_4 = \frac{\text{jumlah bayi yang melakukan KN 3 kali}}{\text{jumlah bayi}} \times 100$$

3.3 Langkah Penelitian

Tahap dan langkah-langkah analisis data dalam penelitian tugas akhir ini adalah sebagai berikut.

1. Mendeskripsikan karakteristik data dengan statistika deskriptif.
2. Menaksir parameter model regresi *Generalized Poisson* (GP) dengan algoritma Newton Raphson.
3. Menguji hipotesis model regresi *Generalized Poisson* (GP). Uji hipotesis dilakukan untuk pengujian parameter secara serentak dan individu.
4. Menentukan model regresi *Generalized Poisson* (GP).
5. Menguji overdispersi. Taksiran dispersi lebih dari 0 menunjukkan bahwa variabel respon terbukti mengalami ovardispersi.

6. Menaksir parameter model regresi ZIGP.

Untuk menaksir parameter pada regresi ZIGP dengan menggunakan algoritma Newton-Raphson.

7. Menguji kesesuaian model regresi ZIGP.

Menentukan apakah model regresi ZIGP sesuai atau tidak. Jika tidak model regresi ZIGP akan menjadi model regresi ZIP.

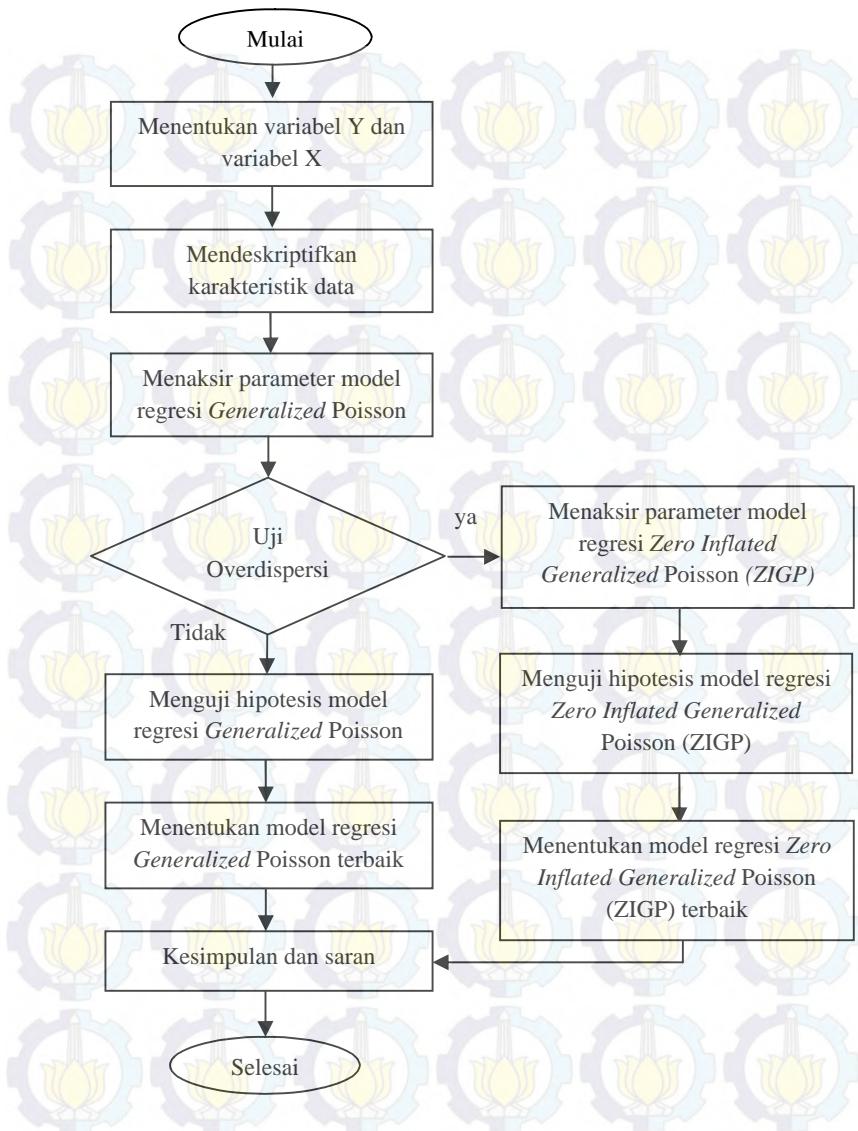
8. Menguji hipotesis model regresi ZIGP.

Uji hipotesis merupakan pengujian parameter yang dilakukan secara serentak dan secara individu untuk mengetahui signifikansi dari masing-masing parameter yang diperoleh.

9. Menentukan model terbaik dari regresi ZIGP.

3.4 Diagram Alir Penelitian

Berikut diagram alir penelitian yang merupakan gambaran dari langkah-langkah penelitian yang akan dilakukan.



Gambar 3.1 Diagram Alir Penelitian

BAB IV **ANALISIS DAN PEMBAHASAN**

4.1 Karakteristik Data

Sebelum melakukan pengujian pada data, dilakukan terlebih dahulu analisis deskriptif dari variabel respon dan variabel prediktor untuk diketahui karakteristik dari masing-masing variabel yang akan digunakan dalam penelitian tugas akhir ini.

4.1.1 Karakteristik Kasus Tetanus Neonatorum di Jawa Timur

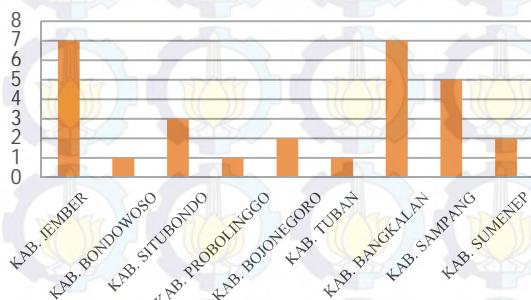
Jawa Timur merupakan provinsi dengan 229 pulau, yang terdiri dari 162 pulau bernama dan 67 pulau tidak bernama, dengan panjang pantai sekitar 2.833,85 km. Provinsi Jawa Timur terdiri dari 38 kabupaten/kota yaitu 29 kabupaten dan 9 kota dengan 662 kecamatan dan 8.505 desa/kelurahan. Indonesia merupakan salah satu negara yang belum memenuhi target ETN (Eliminasi Tetanus Neonatorum). Target ETN adalah 1 per 1000 kelahiran hidup. Kasus Tetanus Neonatorum di Jawa Timur mengalami peningkatan dari tahun 2011 ke tahun 2012. Jumlah kasus Tetanus Neonatorum tiap kabupaten/kota di Jawa Timur dapat dilihat pada Tabel 4.1 sebagai berikut.

Tabel 4.1 Jumlah kasus Tetanus Neonatorum di tiap kabupaten/kota di Jawa Timur

Jumlah Kasus	Frekuensi	Persen
0	29	76,3
1	3	7,9
2	2	5,3
3	1	2,6
5	1	2,6
7	2	5,3
Total	38	100,0

Tabel 4.1 menjelaskan bahwa sebesar 76,3 persen kabupaten/kota di Jawa Timur dengan 0 kasus Tetanus Neonatorum atau tidak ada kasus terkena Tetanus Neonatorum di

29 kabupaten/kota. Sebesar 7,9 persen kabupaten/kota di Jawa Timur dengan 1 kasus Tetanus Neonatorum atau hanya ada 1 kasus terkena Tetanus Neonatorum di 3 kabupaten/kota di Jawa Timur. Sebesar 5,3 persen kabupaten/kota dengan 2 kasus Tetanus Neonatorum atau terdapat 2 kasus terkena Tetanus Neonatorum di 2 kabupaten/kota di Jawa Timur. Sebesar 2,6 persen kabupaten/kota dengan 3 dan 5 kasus Tetanus Neonatorum atau hanya ada 1 kabupaten/kota dengan 3 dan 5 kasus terkena Tetanus Neonatorum di Jawa Timur. Sebesar 5,3 persen kabupaten/kota dengan 7 kasus Tetanus Neonatorum atau terdapat 7 kasus terkena Tetanus Neonatorum di 2 kabupaten/kota di Jawa Timur. Kabupaten/kota yang terdapat kasus Tetanus Neonatorum dapat dilihat pada Gambar 4.1 sebagai berikut.



Gambar 4.1 Kasus Tetanus Neonatorum di tiap kabupaten/kota di Jawa Timur

Gambar 4.1 menjelaskan bahwa terdapat 9 kabupaten/kota yang terkena kasus Tetanus Neonatorum yaitu kabupaten Jember, kabupaten Bondowoso, kabupaten Situbondo, kabupaten Probolinggo, kabupaten Bojonegoro, kabupaten Tuban, kabupaten Bangkalan, kabupaten Sampang, dan kabupaten Sumenep. Kabupaten/kota yang tertinggi dengan kasus Tetanus Neonatorum adalah kabupaten Jember dan kabupaten Bangkalan dengan masing-masing 7 kasus kemudian kabupaten Sampang dengan 5 kasus, kabupaten Situbondo dengan 3 kasus, kabupaten Bojonegoro dan kabupaten Sumenep dengan 2 kasus serta

kabupaten Bondowoso, kabupaten Probolinggo, dan kabupaten Tuban dengan 1 kasus.

4.1.2 Karakteristik Faktor-Faktor yang diduga Mempengaruhi Kasus Tetanus Neonatorum

Terdapat faktor-faktor yang diduga mempengaruhi kasus Tetanus Neonatorum di Jawa Timur yaitu persentase ibu bersalin ditolong nakes (tenaga kesehatan) (X_1), persentase ibu bersalin ditolong dukun (X_2), persentase kunjungan ibu hamil K4 (X_3), dan persentase kunjungan neonatus 3 kali (KN3 atau KN Lengkap) (X_4) dengan deskriptif pada Tabel 4.2 sebagai berikut.

Tabel 4.2 Analisis Deskriptif Faktor-Faktor yang diduga Mempengaruhi Kasus Tetanus Neonatorum

	N	Minimum	Maximum	Mean	Median	Varians
X_1	38	75,02	101,41	88,9408	89,11	46,103
X_2	38	0,00	7,72	1,1558	0,115	4,069
X_3	38	70,67	101,55	84,0605	84,07	55,002
X_4	38	76,59	111,22	94,2389	94,64	69,842

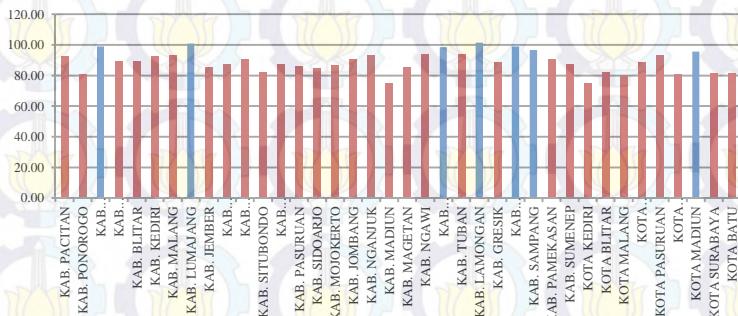
Tabel 4.2 menunjukkan bahwa persentase ibu bersalin ditolong nakes (tenaga kesehatan) (X_1) memiliki nilai minimum sebesar 75,02 persen dan nilai maksimum sebesar 101,41 persen dengan rata-rata sebesar 88,94 dan nilai tengah sebesar 89,11 serta varians sebesar 46,103. Persentase ibu bersalin ditolong dukun (X_2) memiliki nilai minimum sebesar 0 persen dan nilai maksimum sebesar 7,72 persen dengan rata-rata sebesar 1,156 dan nilai tengah sebesar 0,115 serta varians sebesar 4,069. Persentase kunjungan ibu hamil K4 (X_3) memiliki nilai minimum sebesar 70,67 persen dan nilai maksimum sebesar 101,55 persen dengan rata-rata sebesar 84,06 dan nilai tengah sebesar 84,07 serta varians sebesar 55,002. Persentase kunjungan neonatus 3 kali (KN3 atau KN Lengkap) (X_4) memiliki nilai minimum sebesar 76,59 persen dan nilai maksimum sebesar 111,22 persen dengan rata-rata sebesar 94,24 dan nilai tengah sebesar 94,64 serta varians sebesar 69,842. Pada variabel prediktor, terdapat

nilai maksimum melebihi 100 persen, ini terjadi karena terdapat data dengan pembilang lebih besar dari penyebutnya. Data dari Dinas Kesehatan Jawa Timur merupakan gabungan dari hasil yang diperoleh dari Dinas Kesehatan Jawa Timur sebagai pembilang dan hasil prediksi dari Badan Pusat Statistik (BPS) Jawa Timur sebagai penyebut atau pembaginya.

4.1.2.1 Persentase Ibu Bersalin Ditolong Nakes (Tenaga Kesehatan) (X_1)

Pertolongan persalinan oleh tenaga kesehatan merupakan persalinan ibu hamil yang dibantu oleh tenaga kesehatan yang memiliki kompetensi kebidanan di satu wilayah kerja pada kurun waktu tertentu. Target yang ditentukan dalam cakupan persalinan oleh tenaga kesehatan adalah 94 persen (Dinkes, 2012). Persentase ibu bersalin ditolong tenaga kesehatan didapatkan dari jumlah ibu bersalin yang ditolong oleh tenaga kesehatan dibagi dengan jumlah ibu hamil.

Persentase ibu bersalin ditolong tenaga kesehatan dapat dilihat pada Gambar 4.2 sebagai berikut.



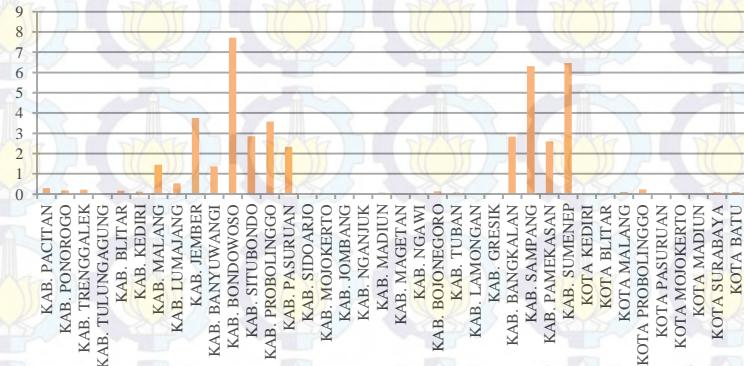
Gambar 4.2 Persentase Ibu Bersalin ditolong Tenaga Kesehatan (Nakes)

Gambar 4.2 menunjukkan bahwa persentase ibu bersalin yang ditolong oleh tenaga kesehatan pada tahun 2012 masih banyak kabupaten/kota yang berada dibawah target yaitu sebanyak 31 kabupaten/kota. Hanya terdapat 7 kabupaten/kota

yang mencapai target yaitu kabupaten Trenggalek, kabupaten Lumajang, kabupaten Bojonegoro, kabupaten Lamongan, kabupaten Sampang dan kota Madiun. Persentase ibu bersalin ditolong oleh tenaga kesehatan tertinggi adalah pada kabupaten Lamongan yaitu sebesar 101,41 persen. Sedangkan persentase ibu bersalin ditolong oleh tenaga kesehatan terendah adalah pada Kota Kediri yaitu sebesar 75,02 persen.

4.1.2.2 Persentase Ibu Bersalin Ditolong Dukun (X_2)

Pertolongan persalinan oleh dukun merupakan persalinan ibu hamil yang tidak dibantu oleh tenaga kesehatan yang memiliki kompetensi kebidanan. Persentase ibu bersalin ditolong dukun didapatkan dari jumlah ibu bersalin yang ditolong oleh dukun dibagi dengan jumlah ibu hamil. Persentase ibu bersalin ditolong dukun dapat dilihat pada Gambar 4.3 sebagai berikut.



Gambar 4.3 Persentase Ibu Bersalin ditolong Dukun

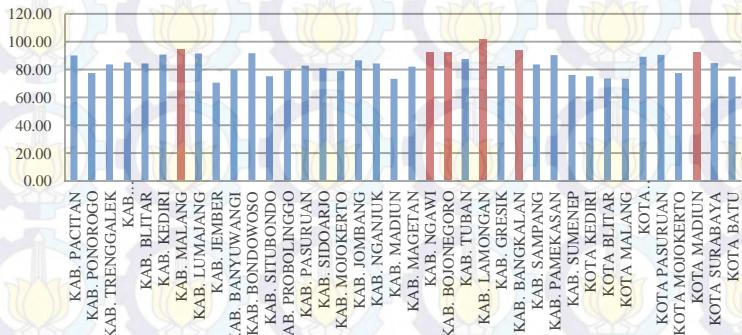
Gambar 4.3 menunjukkan bahwa di Jawa Timur masih terdapat kabupaten/kota yang menggunakan jasa dukun dalam persalinan. Hal ini dapat menjelaskan bahwa dukun masih dipercaya dalam melakukan persalinan dan jumlah dukun di Jawa Timur masih relatif banyak. Terdapat 6 kabupaten/kota yang tidak menggunakan jasa persalinan oleh dukun yaitu kabupaten Sidoarjo, kabupaten Lamongan, kota Blitar, Kota Pasuruan, kota

Mojokerto, dan kota Madiun. Persentase ibu bersalin ditolong oleh dukun tertinggi adalah pada kabupaten Bondowoso yaitu sebesar 7,72 persen.

4.1.2.3 Persentase Kunjungan Ibu Hamil K4 (X₃)

Kunjungan ibu hamil K4 merupakan kunjungan yang dilakukan oleh ibu hamil untuk mendapatkan pelayanan antenatal sesuai standar paling sedikit empat kali, dengan distribusi pemberian pelayanan minimal satu kali pada triwulan pertama, satu kali pada triwulan kedua dan dua kali pada triwulan ketiga umur kehamilan dan mendapat 90 tablet Fe selama periode kehamilannya di satu wilayah kerja pada kurun waktu tertentu. Target Provinsi Jawa Timur untuk cakupan pelayanan ibu hamil K4 pada tahun 2012 adalah 92 persen (Dinkes,2012). Persentase kunjungan ibu hamil K4 didapatkan dari jumlah ibu hamil yang melakukan kunjungan ibu hamil K4 dibagi dengan jumlah ibu hamil.

Persentase kunjungan ibu hamil K4 dapat dilihat pada Gambar 4.4 sebagai berikut.



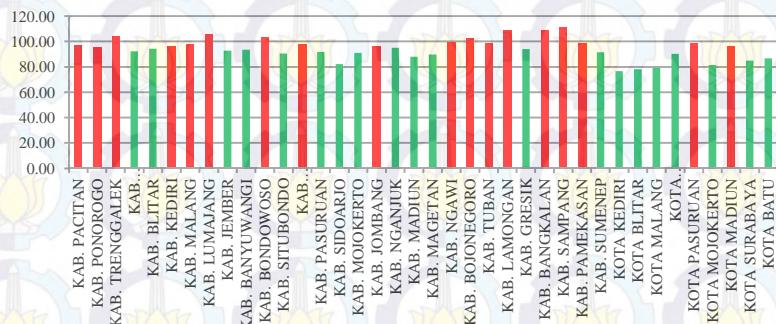
Gambar 4.4 Persentase Kunjungan Ibu Hamil K4

Gambar 4.4 menunjukkan bahwa terdapat 32 kabupaten/kota yang masih di bawah target pencapaian. Kabupaten/kota yang telah mencapai target dalam persentase kunjungan ibu hamil K4 adalah kabupaten Malang, kabupaten Ngawi, kabupaten

Bojonegoro, kabupaten Lamongan, kabupaten Bangkalan, dan Kota Madiun. Kabupaten Jember memiliki capaian terendah yaitu 70,67 persen sedangkan kabupaten Lamongan memiliki capaian tertinggi sebesar 101,55 persen.

4.1.2.4 Persentase Kunjungan Neonatus 3 Kali (KN3 atau KN Lengkap) (X₄)

Kunjungan neonatus merupakan kunjungan untuk bayi yang dilakukan oleh tenaga kesehatan sesuai standar sedikitnya 3 kali, pada 6-24 jam setelah lahir, 3-7 hari dan pada 28 hari setelah bayi lahir yang dilakukan di fasilitas kesehatan maupun kunjungan rumah. Pelayanan kesehatan neonatal dasar meliputi asi eksklusif, pencegahan infeksi berupa perawatan mata, tali pusat, pemberian vitamin K1 injeksi bila tidak diberikan pada saat lahir, pemberian imunisasi hepatitis B1 bila tidak diberikan pada saat lahir, dan manajemen terpadu bayi muda. Target yang ditentukan dalam pencapaian kunjungan neonatus 3 kali (KN3 atau KN Lengkap) adalah 95 persen (Dinkes,2012). Persentase kunjungan neonatus 3 kali didapatkan dari jumlah bayi yang melakukan kunjungan neonatus sebanyak 3 kali dibagi dengan jumlah bayi. Persentase kunjungan neonatus 3 kali (KN3 atau KN lengkap) dapat dilihat pada Gambar 4.5 sebagai berikut.



Gambar 4.5 Persentase kunjungan neonatus 3 kali (KN3 atau KN lengkap)

Gambar 4.5 menunjukkan bahwa dari 38 kabupaten/kota yang ada di Jawa Timur, terdapat 18 kabupaten/kota yang memiliki nilai cakupan di atas target yang ditentukan yaitu kabupaten Pacitan, kabupaten Ponorogo, kabupaten Trenggalek, kabupaten Kediri, kabupaten Malang, kabupaten Lumajang, kabupaten Bondowoso, kabupaten Probolinggo, kabupaten Jombang, kabupaten Ngawi, kabupaten Ponorogo, kabupaten Tuban, kabupaten Lamongan, kabupaten Bangkalan, kabupaten Sampang, kabupaten Pamekasan, Kota Pasuruan dan kota Madiun. Sedangkan 20 kabupaten/kota lainnya tidak memenuhi target pencapaian dalam cakupan kunjungan neonatus 3 kali. Kota Kediri memiliki capaian terendah yaitu 76,59 persen sedangkan kabupaten Sampang memiliki capaian tertinggi sebesar 111,22 persen.

4.2 Model Regresi Generalized Poisson

Jumlah kasus Tetanus Neonatorum merupakan data *count* sehingga berasumsi berdistribusi Poisson. Model *Generalized Poisson* (GP) dapat digunakan saat data mengalami overdispersi pada regresi Poisson. Dalam penelitian ini, di duga bahwa terjadi overdispersi pada jumlah kasus Tetanus Neonatorum di Jawa Timur. Berikut merupakan estimasi parameter dari regresi *Generalized Poisson* (GP), dapat dilihat pada Tabel 4.3 sebagai berikut.

Tabel 4.3 Estimasi parameter model GP

Parameter	Estimasi	SE	Z	P-value
β_0	-0,02196	5,7347	-0,00	0,9970
β_1	0,005825	0,2783	0,02	0,9834
β_2	0,5415	0,4074	1,33	0,1917
β_3	-0,06553	0,1425	-0,46	0,6481
β_4	0,0472	0,235	0,2	0,8419
ω	1,2019	.	.	.

Sebelum menentukan model, maka melakukan penaksiran parameter, pengujian parameter secara serentak dan pengujian parameter secara individu. Untuk mengetahui faktor-faktor yang berpengaruh dalam model maka dilakukan pengujian parameter secara serentak dengan hipotesis sebagai berikut.

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$$

$$H_1: \text{paling sedikit terdapat satu } \beta_k \neq 0, k=0,1,2,\dots,4$$

$$\alpha = 0,1$$

Tabel 4.4 Nilai -2 log likelihood model GP

	Value
-2 log likelihood	-26,2

Tabel 4.4 menunjukkan bahwa nilai -2 log likelihood dari model GP adalah sebesar -26,2 kemudian di bandingkan dengan nilai $\chi^2_{(0,1;4)} = 7,78$. Didapatkan nilai -2 log likelihood lebih kecil dari nilai $\chi^2_{(0,1;4)}$ sehingga keputusan gagal tolak H_0 yang berarti tidak ada parameter β yang berpengaruh signifikan dalam model. Jika dilihat dari pengujian parameter secara individu, Tabel 4.6 menunjukkan bahwa tidak ada parameter β yang berpengaruh signifikan dalam model *Generalized Poisson* (GP) dilihat nilai P-value pada setiap variabel yang lebih besar dari taraf signifikansi yaitu $\alpha = 0,1$ selain itu juga dapat dilihat dari nilai $|z_{hitung}|$ yang dibandingkan dengan $z_{\alpha/2}=1,64$. Nilai $|z_{hitung}|$ lebih kecil dari $z_{\alpha/2}$ sehingga keputusan gagal tolak H_0 yang berarti tidak ada variabel yang berpengaruh signifikan terhadap model.

ω merupakan parameter dispersi yang digunakan untuk mendeteksi adanya overdispersi. Nilai parameter dispersi ω adalah 1,2019 yaitu lebih dari 0 yang berarti data mengalami overdispersi. Overdispersi pada variabel respon diakibatkan karena banyaknya observasi pada variabel respon yaitu jumlah kasus Tetanus Neonatorum di Jawa Timur yang bernilai 0 sehingga model regresi *Generalized Poisson* (GP) kurang sesuai dalam penelitian ini.

4.3 Model Regresi Zero-Inflated Generalized Poisson

Kasus Tetanus Neonatorum merupakan kasus dengan banyak observasi yang bernilai 0 sebanyak 76,3 persen yang akan dimodelkan dengan model regresi *Zero-Inflated Generalized Poisson* (ZIGP). Kovariat-kovariat pada model ZIGP yang mempengaruhi rata-rata Poisson pada *zero state* bisa sama dengan kovariat-kovariat yang mempengaruhi probabilitas pada *poisson state* sehingga ZIGP dilambangkan menjadi $ZIGP(\tau)$. Dari model regresi GP dan model regresi $ZIP(\tau)$, dapat dibentuk model regresi $ZIGP(\tau)$.

Dari empat variabel yang signifikan pada model regresi $ZIP(\tau)$ yaitu persentase ibu bersalin ditolong nakes (X_1), persentase ibu bersalin ditolong dukun (X_2), persentase kunjungan ibu hamil K4 (X_3), dan persentase kunjungan neonatus lengkap (X_4), menghasilkan 15 kombinasi kemungkinan model regresi $ZIGP(\tau)$ kemudian dicari model terbaiknya. Berikut merupakan 15 kemungkinan dari model $ZIGP(\tau)$ adalah sebagai berikut.

1. $\mu_i = \exp^{(\beta_0 + \beta_1 X_{1i})}$
2. $\mu_i = \exp^{(\beta_0 + \beta_2 X_{2i})}$
3. $\mu_i = \exp^{(\beta_0 + \beta_3 X_{3i})}$
4. $\mu_i = \exp^{(\beta_0 + \beta_4 X_{4i})}$
5. $\mu_i = \exp^{(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i})}$
6. $\mu_i = \exp^{(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_3 X_{3i})}$
7. $\mu_i = \exp^{(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_4 X_{4i})}$
8. $\mu_i = \exp^{(\beta_0 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i})}$
9. $\mu_i = \exp^{(\beta_0 + \beta_2 X_{2i} + \beta_4 X_{4i})}$
10. $\mu_i = \exp^{(\beta_0 + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i})}$
11. $\mu_i = \exp^{(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i})}$
12. $\mu_i = \exp^{(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_4 X_{4i})}$
13. $\mu_i = \exp^{(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i})}$
14. $\mu_i = \exp^{(\beta_0 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i})}$
15. $\mu_i = \exp^{(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i})}$

Namun terdapat beberapa model yang gagal konvergen sehingga kemungkinan model yang terbentuk adalah sebanyak 7 model sebagai berikut.

1. $\mu_i = \exp^{(\beta_0 + \beta_1 X_{1i})}$
2. $\mu_i = \exp^{(\beta_0 + \beta_4 X_{4i})}$
3. $\mu_i = \exp^{(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i})}$
4. $\mu_i = \exp^{(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_4 X_{4i})}$
5. $\mu_i = \exp^{(\beta_0 + \beta_2 X_{2i} + \beta_4 X_{4i})}$
6. $\mu_i = \exp^{(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_4 X_{4i})}$
7. $\mu_i = \exp^{(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i})}$

Sebelum membuat model, maka perlu dilakukan penaksiran parameter, pengujian kesesuaian model, dan pengujian parameter secara serentak dan secara individu. Berikut merupakan estimasi parameter dari model-model yang mungkin menjadi model terbaik dalam regresi ZIGP(τ) yang ditunjukkan pada Tabel 4.5 sebagai berikut.

Tabel 4.5 Estimasi Parameter Kemungkinan Model Regresi ZIGP(τ)

Variabel dari Model	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4
X ₁	-1,2760	0,01563			
X ₄	-2,8423				0,03146
X ₁ ,X ₂	-1,7716	0,01875	0,2474		
X ₁ ,X ₄	-2,7987	-0,01060			0,04074
X ₂ ,X ₄	-2,8548		0,2331		0,02876
X ₁ ,X ₂ ,X ₄	-2,7058	-0,00350	0,2313		0,03058
X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₄	-3,3517	0,04456	0,1343	-0,07054	0,05409

Tabel 4.5 (lanjutan)

Variabel dari Model	τ	ω
X ₁	604,41	1,7568
X ₄	600,92	1,4517
X ₁ ,X ₂	600,93	0,5079
X ₁ ,X ₄	600,92	1,3380
X ₂ ,X ₄	600,93	0,4390

Tabel 4.5 (lanjutan)

Variabel dari Model	τ	ω
X ₁ ,X ₂ ,X ₄	600,93	0,4375
X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₄	600,92	0,2534

Tabel 4.5 menunjukkan bahwa parameter τ yang signifikan menunjukkan variabel yang mempengaruhi *zero state* sama dengan variabel yang mempengaruhi *poisson state* sehingga dapat diartikan bahwa variabel yang signifikan pada model log sama dengan variabel yang signifikan pada model logit. Parameter dispersi ω bernilai lebih dari nol sehingga menunjukkan adanya kasus overdispersi.

4.4 Pengujian Kesesuaian Model

Pengujian kesesuaian model regresi ZIGP(τ) untuk menguji model ZIGP(τ) sesuai atau tidak yaitu dengan melihat parameter dispersi ω dengan hipotesis sebagai berikut.

$H_0 : \omega = 0$ (model ZIGP(τ) tidak sesuai)

$H_1 : \omega \neq 0$ (model ZIGP(τ) sesuai)

$\alpha = 0,1$

Parameter dispersi ω dapat dilihat pada Tabel 4.6 sebagai berikut.

Tabel 4.6 Parameter dispersi model ZIGP(τ)

Variabel dari Model	Estimate ω	P-value	Keputusan
X ₁	1,7568	0,0290	Tolak H ₀
X ₄	1,4517	0,0360	Tolak H ₀
X ₁ ,X ₂	0,5079	0,0869	Tolak H ₀
X ₁ ,X ₄	1,3380	0,0402	Tolak H ₀
X ₂ ,X ₄	0,4390	0,0792	Tolak H ₀
X ₁ ,X ₂ ,X ₄	0,4375	0,0790	Tolak H ₀
X ₁ ,X ₂ ,X ₃ ,X ₄	0,2534	0,1842	Gagal Tolak H ₀

Tabel 4.6 menunjukkan bahwa model dengan nilai P-value pada parameter dispersi ω yang kurang dari taraf signifikansi yaitu $\alpha = 0,1$ berarti tolak H₀ atau model ZIGP(τ) sesuai. Terdapat satu model dengan P-value lebih dari α yaitu model

dengan empat variabel prediktor X_1 , X_2 , X_3 , dan X_4 sehingga model tersebut tidak sesuai dimodelkan dalam model ZIGP(τ).

4.5 Pengujian Hipotesis

Pengujian hipotesis merupakan pengujian parameter yang dilakukan secara serentak dan secara individu untuk mengetahui signifikansi dari masing-masing parameter yang diperoleh.

4.5.1 Pengujian Parameter secara Serentak

Pengujian parameter secara serentak dilakukan pada kemungkinan model yang sesuai dengan model ZIGP(τ). Pengujian parameter secara serentak dapat dilihat dari nilai -2 log likelihood dengan hipotesis sebagai berikut.

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$$

$$H_1: \text{paling sedikit ada satu } \beta_k \neq 0, k = 1, 2, \dots, 4$$

$$\alpha = 0,1$$

Nilai -2 log likelihood yang diperoleh dari hasil analisis regresi ZIGP(τ) akan dibandingkan dengan nilai $\chi_{\alpha;df}$. Pengujian parameter secara serentak dapat dilihat pada Tabel 4.7 sebagai berikut.

Tabel 4.7 Pengujian parameter regresi ZIGP(τ) secara serentak

Variabel dari Model	-2 log likelihood	df	$\chi_{\alpha;db}$	Keputusan
X_1	74,8	36	47,21217	Tolak H_0
X_4	72,2	36	47,21217	Tolak H_0
X_1, X_2	58,7	35	46,05879	Tolak H_0
X_1, X_4	71,1	35	46,05879	Tolak H_0
X_2, X_4	56,2	35	46,05879	Tolak H_0
X_1, X_2, X_4	56,2	34	44,90316	Tolak H_0

Tabel 4.7 menunjukkan bahwa dari semua kemungkinan model, didapatkan hasil -2 log likelihood lebih dari $\chi_{\alpha;db}$ maka keputusannya adalah tolak H_0 , yang berarti minimal terdapat satu parameter yang berpengaruh signifikan terhadap model. Untuk mengetahui variabel prediktor yang berpengaruh

signifikan terhadap model, maka dilanjutkan pada pengujian parameter secara individu.

4.5.2 Pengujian Parameter secara Individu

Pengujian parameter secara individu digunakan untuk mencari variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap jumlah kasus Tetanus Neonatorum dengan hipotesis sebagai berikut.

$$H_0: \beta_k = 0$$

$$H_1: \beta_k \neq 0$$

$$\alpha = 0,1$$

Pengujian parameter secara individu dapat dilihat pada Tabel 4.8 sebagai berikut.

Tabel 4.8 Pengujian paramater regresi ZIGP(τ) secara individu

Variabel dari Model	Parameter Signifikan
X ₁	$\beta_0 \beta_1$
X ₄	$\beta_0 \beta_4$
X ₁ ,X ₂	$\beta_0 \beta_1 \beta_2$
X ₁ ,X ₄	$\beta_0 \beta_1 \beta_4$
X ₂ ,X ₄	$\beta_0 \beta_2 \beta_4$
X ₁ ,X ₂ ,X ₄	$\beta_0 \beta_2 \beta_4$

Tabel 4.8 menunjukkan bahwa model dengan parameter yang signifikan adalah model yang memenuhi daerah kritis atau memiliki nilai P-value kurang dari taraf signifikansi yaitu $\alpha = 0,1$ sehingga keputusan tolak H_0 yang berarti parameter β_k berpengaruh signifikan terhadap model atau dengan melihat nilai $|z_{hitung}|$ yang dibandingkan dengan $z_{\alpha/2}=1,64$

4.6 Pemilihan Model Terbaik

Salah satu metode pemilihan model regresi ZIGP(τ) terbaik adalah menggunakan kriteria AIC. Model regresi ZIGP(τ) terbaik yang dipilih adalah dengan model yang memiliki nilai AIC terkecil. Berikut ini adalah nilai AIC untuk kemungkinan model regresi ZIGP(τ) yang ditunjukkan pada Tabel 4.9 sebagai berikut.

Tabel 4.9 Nilai AIC model regresi ZIGP(τ)

Model	AIC
X ₁	82,8
X ₄	80,2
X ₁ X ₂	68,7
X ₁ X ₄	81,1
X ₂ X ₄	66,2
X ₁ X ₂ X ₄	68,2

Tabel 4.9 menunjukkan bahwa model dengan nilai AIC terkecil adalah model regresi ZIGP(τ) dengan dua variabel prediktor yaitu X₂ dan X₄. Model terbaik yang didapatkan adalah $\mu_i = \exp(\beta_0 + \beta_2 X_{2i} + \beta_4 X_{4i})$ dimana X₂ adalah persentase ibu bersalin ditolong dukun dan X₄ adalah persentase kunjungan neonatus lengkap. Sehingga modelnya adalah sebagai berikut.

$$\log(\hat{\mu}_i) = -2,8548 + 0,2331 X_{2i} + 0,02876 X_{4i}$$

dan

$$\begin{aligned}\text{logit } (\hat{\pi}_i) &= -600,93(-2,8548 + 0,2331 X_{2i} + 0,02876 X_{4i}) \\ &= 1715,53 - 140,077 X_{2i} - 17,2827 X_{4i}\end{aligned}$$

Berdasarkan hasil estimasi parameter pada model log, dapat diketahui bahwa setiap penambahan persentase ibu bersalin ditolong dukun sebesar 1 satuan maka akan menaikkan rata-rata jumlah kasus Tetanus Neonatorum sebesar $e^{0,2331} \approx 1$ jumlah kasus Tetanus Neonatorum di Jawa Timur dan setiap penambahan persentase kunjungan neonatus lengkap sebesar 1 satuan maka akan menaikkan rata-rata jumlah kasus Tetanus Neonatorum sebesar $e^{0,02876} \approx 1$ jumlah kasus Tetanus Neonatorum di Jawa Timur.

Berdasarkan hasil estimasi parameter pada model logit, dapat diketahui bahwa setiap penambahan persentase ibu bersalin ditolong dukun sebesar 1 satuan maka akan menurunkan peluang terkena kasus Tetanus Neonatorum sebesar $e^{-140,077}$ dan setiap penambahan persentase kunjungan neonatus lengkap sebesar 1 satuan maka akan menurunkan peluang terkena kasus Tetanus Neonatorum sebesar $e^{-17,2827}$.

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB V

KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan

Berdasarkan hasil analisis dan pembahasan dapat diambil kesimpulan sebagai berikut:

1. Terdapat 9 kabupaten/ kota dengan kasus Tetanus Neonatorum sehingga terjadi overdispersi pada jumlah kasus Tetanus Neonatorum di jawa Timur tahun 2012 yang disebabkan oleh banyaknya observasi yang bernilai 0 yaitu sebanyak 76,3 persen sehingga dalam penelitian ini menggunakan regresi Zero-Inflated Generalized Poisson (ZIGP). Untuk faktor-faktor yang diduga mempengaruhi kasus Tetanus Neonatorum masih terdapat banyak kabupaten/kota yang belum memenuhi target pencapaian yaitu masih terdapat 31 kabupaten/kota belum mencapai target dalam cakupan ibu bersalin ditolong oleh tenaga kesehatan, hanya 6 kabupaten/kota yang tidak menggunakan jasa persalinan oleh dukun, 32 kabupaten/kota belum memenuhi target pencapaian kunjungan ibu hamil K4, dan 20 kabupaten/kota belum memenuhi target pencapaian dalam cakupan kunjungan neonatus 3 kali.
2. Kasus Tetanus Neonatorum di Jawa Timur tahun 2012 dengan dugaan faktor-faktor yang mempengaruhi adalah persentase ibu bersalin ditolong nakes (tenaga kesehatan) (X_1), persentase ibu bersalin ditolong dukun (X_2), persentase kunjungan ibu hamil K4 (X_3), dan persentase kunjungan neonatus 3 kali (KN3 atau KN Lengkap) (X_4) dalam penelitian ini diperoleh model regresi ZIGP(τ) sebagai berikut.

$$\log(\hat{\mu}_i) = -2,8548 + 0,2331 X_{2i} + 0,02876 X_{4i}$$

dan

$$\text{logit } (\hat{\pi}_i) = 1715,53 - 140,077 X_{2i} - 17,2827 X_{4i}$$

3. Dari model regresi ZIGP(τ) diperoleh faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kasus Neonatorum di Jawa Timur tahun 2012 yaitu persentase ibu bersalin ditolong dukun (X_2) dan persentase kunjungan neonatus 3 kali (KN3 atau KN Lengkap) (X_4).

5.2 Saran

Berdasarkan hasil penelitian perlu ditinjau faktor-faktor yang diduga mempengaruhi kasus Tetanus Neonatorum lainnya seperti kondisi lingkungan, ekonomi, pendidikan dalam lingkup individu sendiri di tiap kabupaten/kota sehingga akan diketahui faktor-faktor penyebab yang mempengaruhi terjadinya kasus Tetanus Neonatorum di masing-masing kabupaten/kota.

Lampiran 1. Data

Kabupaten/Kota	Y	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄
Kab. Pacitan	0	92,59	0,29	90,01	96,71
Kab. Ponorogo	0	80,76	0,19	77,51	95,89
Kab. Trenggalek	0	98,88	0,22	83,64	103,93
Kab. Tulungagung	0	89,57	0,05	85,04	92,35
Kab. Blitar	0	89,26	0,17	84,42	94,32
Kab. Kediri	0	92,42	0,12	90,79	96,49
Kab. Malang	0	93,07	1,45	94,62	98,17
Kab. Lumajang	0	100,83	0,54	91,41	105,96
Kab. Jember	7	85,15	3,76	70,67	92,86
Kab. Banyuwangi	0	87,04	1,37	79,89	93,58
Kab. Bondowoso	1	90,80	7,72	91,61	103,73
Kab. Situbondo	3	82,08	2,86	75,21	90,53
Kab. Probolinggo	1	87,23	3,58	79,41	97,57
Kab. Pasuruan	0	86,02	2,34	82,80	91,78
Kab. Sidoarjo	0	84,94	0	80,87	82,17
Kab. Mojokerto	0	86,56	0,01	78,89	91,09
Kab. Jombang	0	90,33	0,02	86,56	95,93
Kab. Nganjuk	0	93,32	0,06	84,46	94,96
Kab. Madiun	0	75,06	0,07	73,31	87,99
Kab. Magetan	0	85,52	0,04	82,04	89,85
Kab. Ngawi	0	93,92	0,01	92,26	99,07
Kab. Bojonegoro	2	98,40	0,14	92,45	102,60
Kab. Tuban	1	93,76	0,08	87,47	98,74
Kab. Lamongan	0	101,41	0	101,55	108,92
Kab. Gresik	0	88,96	0,02	82,52	94,08
Kab. Bangkalan	7	98,98	2,84	93,98	108,55

Kab. Sampang	5	96,65	6,31	83,72	111,22
Kab. Pamekasan	0	90,74	2,6	90,30	98,36
Kab. Sumenep	2	86,95	6,47	76,05	91,48
Kota Kediri	0	75,02	0,03	75,15	76,59
Kota Blitar	0	82,45	0	73,53	78,18
Kota Malang	0	79,99	0,11	73,25	79,42
Kota Probolinggo	0	88,88	0,24	89,11	90,23
Kota Pasuruan	0	93,51	0	90,47	98,41
Kota Mojokerto	0	80,62	0	77,58	81,45
Kota Madiun	0	95,57	0	92,21	96,25
Kota Surabaya	0	81,24	0,1	84,69	85,05
Kota Batu	0	81,27	0,11	74,85	86,62

Keterangan :

Y = Jumlah Kasus Tetanus Neonatorum di Jawa Timur

X₁=Persentase ibu bersalin ditolong tenaga kesehatan

X₂=Persentase ibu bersalin ditolong dukun

X₃=Persentase kunjungan ibu hamil K4

X₄=Persentase kunjungan neonatus KN3/KN Lengkap

Lampiran 2. Syntax Estimasi Parameter Regresi GP

```

data TA_TN;
input y X1 X2 X3 X4;
cards;
0 92.59 0.29 90.01 96.71
0 80.76 0.19 77.51 95.89
0 98.88 0.22 83.64 103.93
0 89.57 0.05 85.04 92.35
0 89.26 0.17 84.42 94.32
0 92.42 0.12 90.79 96.49
0 93.07 1.45 94.62 98.17
0 100.83 0.54 91.41 105.96
7 85.15 3.76 70.67 92.86
0 87.04 1.37 79.89 93.58
1 90.80 7.72 91.61 103.73
3 82.08 2.86 75.21 90.53
1 87.23 3.58 79.41 97.57
0 86.02 2.34 82.80 91.78
0 84.94 0 80.87 82.17
0 86.56 0.01 78.89 91.09
0 90.33 0.02 86.56 95.93
0 93.32 0.06 84.46 94.96
0 75.06 0.07 73.31 87.99
0 85.52 0.04 82.04 89.85
0 93.92 0.01 92.26 99.07
2 98.40 0.14 92.45 102.60
1 93.76 0.08 87.47 98.74
0 101.41 0 101.55 108.92
0 88.96 0.02 82.52 94.08
7 98.98 2.84 93.98 108.55
5 96.65 6.31 83.72 111.22
0 90.74 2.6 90.30 98.36
2 86.95 6.47 76.05 91.48
0 75.02 0.03 75.15 76.59
0 82.45 0 73.53 78.18
0 79.99 0.11 73.25 79.42
0 88.88 0.24 89.11 90.23
0 93.51 0 90.47 98.41
0 80.62 0 77.58 81.45
0 95.57 0 92.21 96.25
0 81.24 0.1 84.69 85.05
0 81.27 0.11 74.85 86.62
run;
/*model gp*/
title 'model GP';
proc nlmixed data=TA_TN;
parameters b0=0 b1=0 b2=0 b3=0 b4=0 w=0;
bpart=b0+b1*X1+b2*X2+b3*X3+b4*X4;
lambda=exp(bpart);
phi=1+(w*lambda);
omega=1+(w*y);
teta=(lambda*omega)/phi;
LL = y*(log(lambda)-log(phi))+(y-1)*log(omega)-gamma(y+1) -teta;
model y ~ general(LL);
predict _LL out=LL_1;
run;

```

Lampiran 3. Estimasi Parameter Model GP

model GP The NLMLXED Procedure						
Specifications						
Data Set						WORK.TA_TNy
Dependent Variable						General
Distribution for Dependent Variable						Dual Quasi-Newton
Optimization Technique						None
Integration Method						
Dimensions						
Observations Used						38
Observations Not Used						0
Total Observations						38
Parameters						6
Parameters						
b0	b1	b2	b3	b4	w	NegLogLik
0	0	0	0	0	0	63.0158683
Iteration History						
Iter	Calls	NegLogLik	Diff	MaxGrad	Slope	
1	5	62.4934172	0.522451	588.4311	-16028.6	
2	6	35.1954436	27.29797	260.5988	-408.218	
3	24	-12.957649	48.15309	3473.689	-28.8476	
4	88	-13.094042	0.136393	3486.678	-269.39	
5	105	-13.094042	2.49E-14	3486.678	-133.497	
NOTE: FCONV convergence criterion satisfied.						
Fit Statistics						
$-2 \text{ Log Likelihood}$						-26.2
AIC (smaller is better)						-14.2
AIACC (smaller is better)						-11.5
BIC (smaller is better)						-4.4
Parameter Estimates						
Parameter	Estimate	Error	Standard DF	t Value	Pr > t	Alpha
b0	-0.02196	5.7347	38	-0.00	0.9970	0.05
Parameter Estimates						
Parameter	Gradient					
b0	-34.0276					

The NL MIXED Procedure											
Parameter Estimates											
Parameter	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t	Alpha	Lower	Upper			
b1	0.005825	0.2783	38	0.02	0.9834	0.05	-0.5575	0.5691			
b2	0.5415	0.4074	38	1.33	0.1917	0.05	-0.2832	1.3661			
b3	-0.06553	0.1425	38	-0.46	0.6481	0.05	-0.3539	0.2229			
b4	0.04720	0.2350	38	0.20	0.8419	0.05	-0.4285	0.5229			
w	1.2019	.	38	.	.	0.05	.	.			
Parameter Estimates											
Parameter	Gradient	b1	-3177.21	b2	-125.519	b3	-2858.1	b4	-3486.68	w	6.697109
Covariance Matrix of Parameter Estimates											
Row	Parameter	b0	b1	b2	b3	b4	w				
1	b0	32.8870	-0.8681	-0.7016	0.2519	0.2798					
2	b1	-0.8681	0.07743	0.07289	-0.01370	-0.05325					
3	b2	-0.7016	0.07289	0.1659	0.02759	-0.08802					
4	b3	0.2519	-0.01370	0.02759	0.02029	-0.00768					
5	b4	0.2798	-0.05325	-0.08802	-0.00768	0.05521					
6	w										
Correlation Matrix of Parameter Estimates											
Row	Parameter	b0	b1	b2	b3	b4	w				
1	b0	1.0000	-0.5440	-0.3003	0.3083	0.2076					
2	b1	-0.5440	1.0000	0.6430	-0.3456	-0.8145					
3	b2	-0.3003	0.6430	1.0000	0.4754	-0.9195					
4	b3	0.3083	-0.3456	0.4754	1.0000	-0.2295					
5	b4	0.2076	-0.8145	-0.9195	-0.2295	1.0000					
6	w						1.0000				

Lampiran 4. Syntax Estimasi Parameter Model ZIGP(τ) Satu variabel yaitu X₁

```

data TA_TN;
input y X1;
cards;
0 92.59
0 80.76
0 98.88
0 89.57
0 89.26
0 92.42
0 93.07
0 100.83
7 85.15
0 87.04
1 90.80
3 82.08
1 87.23
0 86.02
0 84.94
0 86.56
0 90.33
0 93.32
0 75.06
0 85.52
0 93.92
2 98.40
1 93.76
0 101.41
0 88.96
7 98.98
5 96.65
0 90.74
2 86.95
0 75.02
0 82.45
0 79.99
0 88.88
0 93.51
0 80.62
0 95.57
0 81.24
0 81.27
run;
/*model zigp*/
title 'model zigp b0b1';
proc nlmixed data=TA_TN tech=newrap cov;
parameters
b0 -3.3275
b1 0.04409
t 600.92
w 1.2019
;
bpart=b0+b1*X1;
bpart2=1*t*bpart;
lambda=exp(bpart);
lambda2=exp(bpart2);
teta1=(1+(w*lambda));
teta2=(1+(w*y));
ephsilon=l on/lambda/teta1;
infprob=lambda2/(1+lambda2);
if y=0 then ll = log(infprob + (1-infprob)*exp(-ephsilon));
else ll = log((1-infprob)) + y*log(ephsilon) + (y-1)*log(teta2) - l gamma(y+1) - (lambda*teta2/(teta1));
model y ~ general(ll);
predict _ll out=LL_4;
run;

```

Lampiran 5. Estimasi Parameter Model ZIGP(τ) Satu variabel yaitu X_1

model zl gpt b0b1					
The NLIN MIXED Procedure					
Specifications					
Data Set					WORK.TA_TN
Dependent Variable					y
Distribution for Dependent Variable					General
Optimization Technique					Newton-Raphson
Integration Method					None
Dimensions					
Observations Used					38
Observations Not Used					0
Total Observations					38
Parameters					4
Parameters					
b0	b1	t	w	NegLogLik	
-3.3275	0.04409	600.92	1.2019	41.4586621	
Iteration History					
Iter	Calls	NegLogLik	Dif	MaxGrad	Slope
1*	20	38.2526991	3.205963	201.1529	-4.2587
2	27	38.0958163	0.156883	178.2966	-1.81862
3*	33	37.7171946	0.378622	562.5841	-1.39913
4*	39	37.7087454	0.008449	32.92874	-0.01058
5*	46	37.5266585	0.182087	290.7247	-0.0234
6*	52	37.4484169	0.078242	4.381006	-0.09803
7*	58	37.3969407	0.051476	8.698361	-0.07603
8*	64	37.3869219	0.010019	15.0182	-0.01613
9*	71	37.3868423	0.00008	1.478461	-0.00166
10*	77	37.3864031	0.000439	5.713272	-0.00118
11*	83	37.3861074	0.000296	5.736624	-0.00049
12*	91	37.3861061	1.331E-6	4.200135	-0.00008
13*	97	37.3861025	3.625E-6	3.713804	-0.00003
14*	103	37.3860928	9.656E-6	1.973679	-0.00002
15*	109	37.3860882	4.61E-6	0.215609	-7.37E-6
16*	116	37.3860881	1.002E-7	0.168351	-7E-7
17*	124	37.386088	8.073E-8	0.155811	-5.76E-6
18*	131	37.3860878	2.372E-7	0.04419	-3.14E-7

NOTE: GCONV convergence criterion satisfied.

Fit Statistics								
-2 Log Likelihood					74.8			
AIC (smaller is better)					82.8			
AI CC (smaller is better)					84.0			
BIC (smaller is better)					89.3			
Parameter Estimates								
Parameter	Estimate	Error	Standard DF	t Value	Pr > t	Al pha	Lower	Upper
b0	-1.2760	.	38	.	.	0.05	.	.
b1	0.01563	.	38	.	.	0.05	.	.
t	604.41	.	38	.	.	0.05	.	.
w	1.7568	0.7739	38	2.27	0.0290	0.05	0.1900	3.3235
Parameter Estimates								
Parameter	Gradient							
b0	0.000532							
b1	0.04419							
t	-0.0002							
w	-0.00012							
Covariance Matrix of Parameter Estimates								
Row	Parameter	b0	b1	t	w			
1	b0			
2	b1			
3	t			
4	w	.	.	.	0.5990			
Correlation Matrix of Parameter Estimates								
Row	Parameter	b0	b1	t	w			
1	b0	1.0000	.	.	.			
2	b1	.	1.0000	.	.			
3	t	.	.	1.0000	.			
4	w	.	.	.	1.0000			

Lampiran 6. Syntax Estimasi Parameter Model ZIGP(τ) Satu variabel yaitu X₄

```

data TA_TN;
input y X4;
cards;
0 96.71
0 95.89
0 103.93
0 92.35
0 94.32
0 96.49
0 98.17
0 105.96
7 92.86
0 93.58
1 103.73
3 90.53
1 97.57
0 91.78
0 82.17
0 91.09
0 95.93
0 94.96
0 87.99
0 89.85
0 99.07
2 102.60
1 98.74
0 108.92
0 94.08
7 108.55
5 111.22
0 98.36
2 91.48
0 76.59
0 78.18
0 79.42
0 90.23
0 98.41
0 81.45
0 96.25
0 85.05
0 86.62
run;
/*model zig*/ 
title 'model zigpt b0b4';
proc nlmixed data=TA_TN tech=newrap cov;
parameters
b0 -3.3275
b4 0.05362
t 600.92
w 1.2019
;
bpert=b0+b4*x4;
bpert2=-t*t*bpert;
lambda=exp(bpert);
lambda2=exp(bpert2);
tetra1=(1+(w*lambda));
tetra2=(1+(w*y));
ephson=lambda/tetra1;
inprob=lambda2/(1+lambda2);
if y=0 then LL = log((1-inprob) + (1-inprob)*exp(-ephson));
else LL = log((1-inprob)) + y*log(ephson) + (y-1)*log(tetra2) - lgamma(y+1) - (lambda*teta2/(tetra1));
model y ~ general(LL);
predict _LL out=LL_4;
run;

```

Lampiran 7. Estimasi Parameter Model ZIGP(τ) Satu variabel yaitu X₄

model zi gpt b0b4					
The NLML XED Procedure					
Specifications					
Data Set					WORK.TA_TNy
Dependent Variable					General
Distribution for Dependent Variable					Newton-Raphson
Optimization Technique					None
Integration Method					
Dimensions					
Observations Used					38
Observations Not Used					0
Total Observations					38
Parameters					4
Parameters					
b0	b4	t	w	NegLogLik	
-3.3275	0.05362	600.92	1.2019	46.6149189	
Iteration History					
Iter	Calls	NegLogLik	Diff	MaxGrad	Slope
1*	20	37.1551551	9.459764	198.8768	-91645.5
2*	32	36.2239838	0.931171	851.1593	-1.55148
3*	38	36.2227479	0.001236	701.299	-0.00751
4*	44	36.2198597	0.002888	221.1667	-0.0056
5*	50	36.2173475	0.002512	2.647828	-0.00276
6*	56	36.1857379	0.03161	5.900741	-0.03532
7*	62	36.1420737	0.043664	21.44128	-0.05686
8*	68	36.118143	0.023931	100.1407	-0.03511
9*	74	36.1071677	0.010975	333.7757	-0.01429
10*	80	36.1067318	0.000436	4.410541	-0.00086
11*	87	36.1066807	0.000051	37.95137	-5.88E-6
12*	93	36.1065678	0.000113	3.692464	-0.00012
13*	99	36.1044712	0.002097	102.2452	-0.00234
14*	105	36.1044308	0.00004	0.232137	-0.00008
15*	114	36.10225	0.002181	78.80777	-2.96E-6
16*	120	36.102142	0.000108	2.984147	-0.00013
17*	126	36.1019104	0.000232	10.85133	-0.00026
18*	132	36.1013212	0.000589	54.31865	-0.00067
19*	140	36.1002159	0.001105	343.2291	-0.04355
20*	146	36.1000929	0.000123	275.1318	-0.00071
21*	152	36.0998625	0.00023	71.92606	-0.00046
22*	158	36.0998467	0.000016	0.006967	-0.00003
23*	167	36.099815	0.000032	23.74734	-3.6E-8

NOTE: GCONV convergence criterion satisfied.

Fit Statistics						
$-2 \text{ Log Likelihood}$						72.2
AIC (smaller is better)						80.2
The NLINEXED Procedure						
Fit Statistics						
AICC (smaller is better)						81.4
BIC (smaller is better)						86.7
Parameter Estimates						
Parameter	Estimate	Error	DF	t Value	Pr > t	Alpha
b0	-2.8423	.	38	.	.	0.05
b4	0.03146	.	38	.	.	0.05
t	600.92	.	38	.	.	0.05
w	1.4517	0.6677	38	2.17	0.0360	0.05
Parameter Estimates						
Parameter	Gradient					
b0	-0.2673					
b4	-23.7473					
t	-0.00029					
w	-0.00026					
Covariance Matrix of Parameter Estimates						
Row	Parameter	b0	b4	t	w	
1	b0	
2	b4	
3	t	.	.	.	0.4459	
4	w	
Correlation Matrix of Parameter Estimates						
Row	Parameter	b0	b4	t	w	
1	b0	1.0000	.	.	.	
2	b4	.	1.0000	.	.	
3	t	.	.	1.0000	.	
4	w	.	.	.	1.0000	

Lampiran 8. Syntax Estimasi Parameter Model ZIGP(τ) Dua variabel yaitu X₁ dan X₂

```

data TA_TN;
input y X1 X2;
cards;
0 92.59 0.29
0 80.76 0.19
0 98.88 0.22
0 89.57 0.05
0 89.26 0.17
0 92.42 0.12
0 93.07 1.45
0 100.83 0.54
7 85.15 3.76
0 87.04 1.37
1 90.80 7.72
3 82.08 2.86
1 87.23 3.58
0 86.02 2.34
0 84.94 0
0 86.56 0.01
0 90.33 0.02
0 93.32 0.06
0 75.06 0.07
0 85.52 0.04
0 93.92 0.01
2 98.40 0.14
1 93.76 0.08
0 101.41 0
0 88.96 0.02
7 98.98 2.84
5 96.65 6.31
0 90.74 2.6
2 86.95 6.47
0 75.02 0.03
0 82.45 0
0 79.99 0.11
0 88.88 0.24
0 93.51 0
0 80.62 0
0 95.57 0
0 81.24 0.1
0 81.27 0.11
run;
/*model zigp*/
title 'model zigp b0b1b2';
proc nlmixed data=TA_TN tech=newrap cov;
parameters
b0 -3.3275
b1 0.04409
b2 0.1326
t 600.92
w 1.2019
;
bpart=b0+b1*X1+b2*X2;
bpart2=1*t*bpart;
lambda=exp(bpart);
lambda2=exp(bpart2);
tet1=(1+(w\lambda));
tet2=(1+(w\y));
ephs1on=1\lambda/lambda/tet1;
infprob=1\lambda/lambda2/(1+\lambda/lambda2);
if y=0 then ll = log((1-infprob)*(exp(-ephs1on)));
else ll = log((1-infprob)) + y*log(ephs1on) + (y-1)*log(tet2) - lgamma(y+1) - (lambda*tet2/(tet1));
model y ~ general(ll);
predict _ll out=LL_4;
run;

```

Lampiran 9. Estimasi Parameter Model ZIGP(τ) Dua variabel yaitu X_1 dan X_2

model zigpt b0b1b2	
The NLML XED Procedure	
Specifications	
Data Set	
Dependent Variable	
Distribution for Dependent Variable	
Optimization Technique	
Integration Method	
WORK.TA_TNy	
General	
Newton-Raphson	
None	
Dimensions	
Observations Used	38
Observations Not Used	0
Total Observations	38
Parameters	5
Parameters	
b0	w
-3.3275	NegLogLike
b1	1.2019
0.04409	41.4612369
b2	
0.1326	
t	
600.92	

Iteration History						
Iter	Calls	NegLogLik e	Diff	MaxGrad	Slope	
1*	14	40. 8100119	0. 651225	338. 803	-0. 77255	
2*	23	32. 4473926	8. 362619	159. 4155	-7. 33004	
3*	36	31. 3291176	1. 118275	31306. 77	-4132. 66	
4*	46	31. 1868945	0. 142223	27753. 59	-1. 34117	
5*	53	30. 8142292	0. 372665	16060. 16	-1. 0441	
6*	60	30. 5121142	0. 302115	4836. 695	-0. 46253	
7*	67	30. 3389842	0. 17313	1501. 251	-0. 20994	
8*	74	29. 9234434	0. 415541	393. 608	-0. 44671	
9*	82	29. 6146943	0. 308749	402. 5834	-1. 60807	
10*	89	29. 4413533	0. 173341	361. 123	-0. 48929	
11*	96	29. 4073194	0. 034034	270. 7679	-0. 05244	
12*	103	29. 3883661	0. 018953	469. 1313	-0. 0214	
13*	111	29. 3798968	0. 008469	1369. 601	-0. 16364	
14*	118	29. 3745537	0. 005343	857. 1759	-0. 01625	
15*	125	29. 3697136	0. 00484	78. 29405	-0. 00805	
16*	132	29. 3677892	0. 001924	2. 386981	-0. 00216	
17*	139	29. 3651708	0. 002618	2. 13246	-0. 00344	
18*	146	29. 3640351	0. 001136	0. 488534	-0. 00172	
19*	153	29. 3636239	0. 000411	3. 847772	-0. 00046	
20*	161	29. 3531318	0. 010492	110. 3641	-0. 00131	
21*	169	29. 3504668	0. 002665	196. 3176	-0. 03211	
22*	176	29. 3486395	0. 001827	201. 4322	-0. 0054	
23*	183	29. 347252	0. 001387	115. 0968	-0. 00283	
24*	191	29. 3470768	0. 000175	48. 66036	-0. 00182	
25*	198	29. 3470267	0. 00005	11. 027	-0. 00009	
26*	206	29. 3470187	7. 939E-6	13. 21298	-0. 00004	
27*	213	29. 347017	1. 752E-6	2. 18428	-6. 68E-6	
28*	221	29. 3470154	1. 517E-6	0. 852781	-0. 00001	
29*	228	29. 3470152	2. 568E-7	0. 100576	-2. 78E-7	

model ziggpt b0b1b2																
The NLIN Mixed Procedure																
NOTE: GCONV convergence criterion satisfied.																
Fit Statistics																
<table> <tr> <td>-2 Log Likelihood</td> <td>58.7</td> </tr> <tr> <td>AIC (smaller is better)</td> <td>68.7</td> </tr> <tr> <td>AICC (smaller is better)</td> <td>70.6</td> </tr> <tr> <td>BIC (smaller is better)</td> <td>76.9</td> </tr> </table>									-2 Log Likelihood	58.7	AIC (smaller is better)	68.7	AICC (smaller is better)	70.6	BIC (smaller is better)	76.9
-2 Log Likelihood	58.7															
AIC (smaller is better)	68.7															
AICC (smaller is better)	70.6															
BIC (smaller is better)	76.9															
Parameter Estimates																
Parameter	Estimate	Error	DF	t Value	Pr > t	Alpha	Lower	Upper								
b0	-1.7716	.	38	.	.	0.05	.	.								
b1	0.01875	.	38	.	.	0.05	.	.								
b2	0.2474	0.09031	38	2.74	0.0093	0.05	0.06459	0.4302								
t	600.93	.	38	.	.	0.05	.	.								
w	0.5079	0.2891	38	1.76	0.0869	0.05	-0.07725	1.0931								
Parameter Estimates																
Parameter	Gradient															
b0	0.001032															
b1	0.100576															
b2	0.000194															
t	-0.00024															
w	1.47E-6															
Covariance Matrix of Parameter Estimates																
Row	Parameter	b0	b1	b2	t	w										
1	b0										
2	b1										
3	b2	.	.	0.008155	.	.	0.000576									
4	t										
5	w	.	.	0.000576	.	.	0.08356									
Correlation Matrix of Parameter Estimates																
Row	Parameter	b0	b1	b2	t	w										
1	b0	1.0000										
2	b1	.	1.0000	.	.	.										
3	b2	.	.	1.0000	.	.	0.02206									
4	t	.	.	.	1.0000	.										
5	w	.	.	0.02206	.	1.0000	.									

Lampiran 10. Syntax Estimasi Parameter Model ZIGP(τ) Dua variabel yaitu X_1 dan X_4

```

data TA_TN;
input y X1 X4;
cards;
0 92.59 96.71
0 80.76 95.89
0 98.88 103.93
0 89.57 92.35
0 89.26 94.32
0 92.42 96.49
0 93.07 98.17
0 100.83 105.96
7 85.15 92.86
0 87.04 93.58
1 90.80 103.73
3 82.08 90.53
1 87.23 97.57
0 86.02 91.78
0 84.94 82.17
0 86.56 91.09
0 90.33 95.93
0 93.32 94.96
0 75.06 87.99
0 85.52 89.85
0 93.92 99.07
2 98.40 102.60
1 93.76 98.74
0 101.41 108.92
0 88.96 94.08
7 98.98 108.55
5 96.65 111.22
0 90.74 98.36
2 86.95 91.48
0 75.02 76.59
0 82.45 78.18
0 79.99 79.42
0 88.88 90.23
0 93.51 98.41
0 80.62 81.45
0 95.57 96.25
0 81.24 85.05
0 81.27 86.62
run;
/*model zigp*/ 
title 'model zigp b0b1b4';
proc nlmixed data=TA_TN tech=newrap cov;
parameters
b0 -3.3275
b1 0.04409
b4 0.05362
t 600.92
w 1.2019
;
bpart=b0+b1*X1+b4*X4;
bpart2=1*t*bpart;
lambda=exp(bpart);
lambda2=exp(bpart2);
tetra1=(1+(w*lambda));
tetra2=(1+(w*y));
ephsil1on=lambda/tetra1;
infprob=lambda2/(1+lambda2);
if y=0 then ll = log((1-infprob)*(exp(-ephsil1on));
else ll = log((1-infprob)) + y*log(ephsil1on) + (y-1)*log(tetra2) - lgamma(y+1) - (lambda*tetra2/(tetra1));
model y ~ general(ll);
predict _ll out=LL_4;
run;

```

Lampiran 11. Estimasi Parameter Model ZIGP(τ) Dua variabel yaitu X_1 dan X_4

model zi gpt b0b1b4						
The NLMLXED Procedure						
Specifications						
Data Set						WORK.TA_TN
Dependent Variable						y
Distribution for Dependent Variable						General
Optimization Technique						Newton-Raphson
Integration Method						None
Dimensions						
Observations Used						38
Observations Not Used						0
Total Observations						38
Parameters						5
Parameters						
b0	b1	b4	t	w	NegLogLik e	
-3.3275	0.04409	0.05362	600.92	1.2019	50.6480909	
Iteration History						
Iter	Calls	NegLogLik e	Dif f	MaxGrad	Slope	
1*	33	38.9537318	11.69436	43776.46	-15.9078	
2*	41	37.494864	1.458868	8723.005	-4.14387	
3*	48	37.3028203	0.192044	2622.082	-0.27601	
4*	59	35.7097876	1.593033	5737.525	-0.18677	
5*	66	35.6320395	0.077748	1877.566	-0.12402	
6*	75	35.6118335	0.020206	1278.385	-0.0835	
7*	82	35.595971	0.015862	274.1671	-0.02352	
8*	89	35.5868879	0.009083	17.4066	-0.01056	
9*	96	35.5740695	0.012818	9.671338	-0.0164	
10*	103	35.5657863	0.008283	39.83402	-0.0116	
11*	110	35.5596655	0.006121	405.9982	-0.01972	
12*	117	35.5552725	0.004393	39.80426	-0.00769	
13*	124	35.5547509	0.000522	18.89432	-0.00088	
14*	131	35.5546931	0.000058	2.452077	-0.0001	
15*	138	35.5546881	5.061E-6	0.061763	-6.46E-6	
16*	145	35.5546765	0.000012	0.061309	-0.00001	
17*	152	35.5546391	0.000037	1.396996	-0.00006	
18*	159	35.5546334	5.72E-6	3.342771	-8.49E-6	
19*	167	35.5546323	1.06E-6	6.15591	-9.68E-6	
20*	174	35.5546319	4.124E-7	0.984794	-1.81E-6	
21*	182	35.5546313	5.784E-7	1.66732	-6.04E-6	
22*	189	35.5546312	1.308E-7	0.373264	-2.19E-7	

Fit Statistics								
	-2 Log Likelihood	AIC (smaller is better)	71.1					
	AICC (smaller is better)	BIC (smaller is better)	81.1	83.0	89.3			
Parameter Estimates								
Parameter	Estimate	Error	Standard DF	t Value	Pr > t	Al pha	Lower	Upper
b0	-2.7987	.	38	.	.	0.05	.	.
b1	-0.01060	.	38	.	.	0.05	.	.
b4	0.04074	.	38	.	.	0.05	.	.
t	600.92	.	38	.	.	0.05	.	.
w	1.3380	0.6299	38	2.12	0.0402	0.05	0.06298	2.6131
Parameter Estimates								
Parameter	Gradient							
b0	-0.00409							
b1	-0.36684							
b4	-0.37326							
t	-0.00021							
w	-0.00004							
Covariance Matrix of Parameter Estimates								
Row	Parameter	b0	b1	b4	t	w		
1	b0		
2	b1		
3	b4		
4	t		
5	w	0.3967		
Correlation Matrix of Parameter Estimates								
Row	Parameter	b0	b1	b4	t	w		
1	b0	1.0000		
2	b1	.	1.0000	.	.	.		
3	b4	.	.	1.0000	.	.		
4	t	.	.	.	1.0000	.		
5	w	1.0000		

Lampiran 12. Syntax Estimasi Parameter Model ZIGP(τ) Dua variabel yaitu X₂ dan X₄

```

data TA_TN;
input y X2 X4;
cards;
0 0.29 96.71
0 0.19 95.89
0 0.22 103.93
0 0.05 92.35
0 0.17 94.32
0 0.12 96.49
0 1.45 98.17
0 0.54 105.96
7 3.76 92.86
0 1.37 93.58
1 7.72 103.73
3 2.86 90.53
1 3.58 97.57
0 2.34 91.78
0 0 82.17
0 0.01 91.09
0 0.02 95.93
0 0.06 94.96
0 0.07 87.99
0 0.04 89.85
0 0.01 99.07
2 0.14 102.60
1 0.08 98.74
0 0 108.92
0 0.02 94.08
7 2.84 108.55
5 6.31 111.22
0 2.6 98.36
2 6.47 91.48
0 0.03 76.59
0 0 78.18
0 0.11 79.42
0 0.24 90.23
0 0 98.41
0 0 81.45
0 0 96.25
0 0.1 85.05
0 0.11 86.62
run;
/*model zigp*/;
title 'model zigp b0b2b4';
proc nlmixed data=TA_TN tech=newrap cov;
parameters
b0 -3.3275
b2 0.1326
b4 0.05362
t 600.92
w 1.2019
;
bpart=b0+b2*X2+b4*X4;
bpart2=-1*t*bpart;
lambda=exp(bpart);
lambda2=exp(bpart2);
tet1=(1+(w*lambda));
tet2=(1+(w*y));
ephsilon=1-lambda/tet1;
infprom=lambda2/(1+lambda2);
if y=0 then ll = log(infprom + (1-infprom)*exp(-ephsilon));
else ll = log((1-infprom)) + y*log(ephsilon) + (y-1)*log(tet2) - lgamma(y+1) - (lambda*tet2/(tet1));
model y ~ general(ll);
predict _ll out=LL_4;
run;

```

Lampiran 13. Estimasi Parameter Model ZIGP(τ) Dua variabel yaitu X_2 dan X_4

model zigpt b0b2b4						
The NLMI XED Procedure						
Specifications						
Data Set						
Dependent Variable						
Distribution for Dependent Variable						
Optimization Technique						
Integration Method						
WORK.TA_TN						
y						
General						
Newton-Raphson						
None						
Dimensions						
Observations Used					38	
Observations Not Used					0	
Total Observations					38	
Parameters					5	
Parameters						
b0	b2	b4	t	w	NegLogLike	
-3.3275	0.1326	0.05362	600.92	1.2019	46.8821783	
Iteration History						
Iter	Calls	NegLogLike	Diff	MaxGrad	Slope	
1*	23	34.019746	12.86243	216.3904	-85021.6	
2*	34	33.898764	0.120982	319.586	-2.64192	
3*	42	33.8121242	0.08664	287.8696	-0.06396	
4*	59	29.7421139	4.07001	13683.89	-9825.12	
5*	69	29.6447059	0.097408	6074.478	-0.22163	
6*	76	29.6150753	0.029631	785.9975	-0.05452	
7*	83	29.6144359	0.000639	23.00077	-0.00125	
8*	91	29.6142795	0.000156	206.0754	-0.00002	
9*	98	29.6138307	0.000449	5.296346	-0.0005	
10*	106	29.5441552	0.069675	106.0678	-0.0079	
11*	113	29.4908153	0.05334	278.0918	-0.06189	
12*	121	28.4507371	1.040078	1873.004	-0.1401	
13*	129	28.2321748	0.218562	5532.891	-0.94236	
14*	136	28.1528725	0.079302	1065.279	-0.13929	
15*	143	28.1310238	0.021849	1191.662	-0.0299	
16*	152	28.1299703	0.001053	2295.562	-1.05214	
17*	160	28.1240109	0.005959	1086.337	-0.02131	
18*	167	28.1221456	0.001865	17.42833	-0.00386	
19*	174	28.1220275	0.000118	350.5113	-0.00113	
20*	182	28.1217818	0.000246	27.17546	-0.00088	
21*	189	28.1217791	2.707E-6	10.26632	-4.02E-6	
22*	197	28.121779	8.084E-8	12.54121	-1.62E-6	
23*	204	28.1217786	3.866E-7	5.647924	-1.16E-6	
24*	211	28.121778	6.169E-7	0.331164	-6.6E-7	
25*	218	28.121778	2.75E-10	0.001064	-382E-12	

NOTE: GCONV convergence criterion satisfied.

The NLIN MIXED Procedure								
Fit Statistics								
-2 Log Likelihood				56.2				
AIC (smaller is better)				66.2				
AICC (smaller is better)				68.1				
BIC (smaller is better)				74.4				
Parameter Estimates								
Parameter	Estimate	Error	DF	t Value	Pr > t	Alpha	Lower	Upper
b0	-2.8548	.	38	.	.	0.05	.	.
b2	0.2331	.	38	.	.	0.05	.	.
b4	0.02876	.	38	.	.	0.05	.	.
t	600.93	.	38	.	.	0.05	.	.
w	0.4390	0.2434	38	1.80	0.0792	0.05	-0.05368	0.9317
Parameter Estimates								
Parameter	Gradient							
b0	0.000108							
b2	0.000117							
b4	0.001064							
t	-0.00063							
w	-3.06E-6							
Covariance Matrix of Parameter Estimates								
Row	Parameter	b0	b2	b4	t	w		
1	b0		
2	b2		
3	b4		
4	t		
5	w	0.05923	
Correlation Matrix of Parameter Estimates								
Row	Parameter	b0	b2	b4	t	w		
1	b0	1.0000						
2	b2		1.0000					
3	b4			1.0000				
4	t				1.0000			
5	w					1.0000		

Lampiran 14. Syntax Estimasi Parameter Model ZIGP(τ) Tiga variabel yaitu X₁, X₂ dan X₄

```

data TA_TN;
input y X1 X2 X4;
cards;
0 92.59 0.29 96.71
0 80.76 0.19 95.89
0 98.88 0.22 103.93
0 89.57 0.05 92.35
0 89.26 0.17 94.32
0 92.42 0.12 96.49
0 93.07 1.45 98.17
0 100.83 0.54 105.96
7 85.15 3.76 92.86
0 87.04 1.37 93.58
1 90.80 7.72 103.73
3 82.08 2.86 90.53
1 87.23 3.58 97.57
0 86.02 2.34 91.78
0 84.94 0 82.17
0 86.56 0.01 91.09
0 90.33 0.02 95.93
0 93.32 0.06 94.96
0 75.06 0.07 87.99
0 85.52 0.04 89.85
0 93.92 0.01 99.07
2 98.40 0.14 102.60
1 93.76 0.08 98.74
0 101.41 0 108.92
0 88.96 0.02 94.08
7 98.98 2.84 108.55
5 96.65 6.31 111.22
0 90.74 2.6 98.36
2 86.95 6.47 91.48
0 75.02 0.03 76.59
0 82.45 0 78.18
0 79.99 0.11 79.42
0 88.88 0.24 90.23
0 93.51 0 98.41
0 80.62 0 81.45
0 95.57 0 96.25
0 81.24 0.1 85.05
0 81.27 0.11 86.62
run;
/*model zigp*/
title 'model zigp';
proc nlmixed data=TA_TN tech=newrap cov;
parameters
b0 -3.3275
b1 0.04409
b2 0.1326
b4 0.05362
t 600.92
w 1.2019
;
bpert=b0+b1*X1+b2*X2+b4*X4;
bpert2=-1*t*bpert;
lambdab=exp(bpert);
lambdab2=exp(bpert2);
tetab=(1+(w\lambdab));
tetab2=(1+(w\y));
ephpsi l on=lambdab/tetab1;
infprob=lambdab2/(1+lambdab2);
if y=0 then ll = log(infprob + (1-infprob)*exp(-ephpsi l on));
else ll = log((1-infprob) + y*log(ephpsi l on) + (y-1)*log(tetab2) - l gamma(y+1) - (lambdab*tetab2/(tetab1)));
model y ~ general(ll);
predict _ll out=LL_4;
run;

```

Lampiran 15. Estimasi Parameter Model ZIGP(τ) Tiga variabel yaitu X_1 , X_2 dan X_4

model zigpt b0b1b2b4						
The NLIN XED Procedure						
Specifications						
Data Set						
Dependent Variable						
Distribution for Dependent Variable						
Optimization Technique						
Integration Method						
Dimensions						
Observations Used						38
Observations Not Used						0
Total Observations						38
Parameters						6
Parameters						
b0	b1	b2	b4	t	w	NegLogLikelihood
-3.3275	0.04409	0.1326	0.05362	600.92	1.2019	50.6575679
Iteration History						
Iter	Calls	NegLogLikelihood	Diff	MaxGrad	Slpoe	
1*	32	37.7077725	12.9498	59381.2	-14.6398	
2*	41	31.1389148	6.568858	3575.449	-3321.54	
3*	52	30.3004873	0.838427	733.4532	-15722.9	
4*	63	30.2908054	0.009682	369.5408	-0.00075	
5*	77	30.2400963	0.050709	159.9214	-0.0036	
6*	86	30.2236641	0.016432	810.4253	-0.00221	
7*	94	30.2105684	0.013096	773.3097	-0.01926	
8*	102	30.2015277	0.009041	124.0236	-0.01155	
9*	110	30.1907879	0.01074	152.9712	-0.0132	
10*	118	30.1695589	0.021229	221.6485	-0.02304	
11*	127	30.1052883	0.064271	1142.832	-0.38687	
12*	135	30.0314543	0.073834	377.5824	-0.16714	
13*	143	29.9641523	0.067302	170.195	-0.0733	
14*	151	29.0660133	0.898139	483.3837	-1.08963	
15*	159	28.4256	0.640413	592.1092	-1.71756	
16*	167	28.1832053	0.242395	350.3409	-0.40876	
17*	175	28.142677	0.040528	179.463	-0.06791	
18*	183	28.1339748	0.008702	626.8064	-0.01117	
19*	191	28.1333184	0.000656	10.66983	-0.00117	
20*	199	28.1332244	0.000094	5.469509	-0.00011	
21*	207	28.1330266	0.000198	8.880373	-0.00023	
22*	215	28.132772	0.000255	10.8369	-0.00033	

23*	223	28. 1325009	0. 000271	6. 74614	-0. 00031
24*	232	28. 1261203	0. 006381	640. 0698	-0. 00085
25*	240	28. 1254465	0. 000674	12. 29613	-0. 00121
26*	248	28. 1253742	0. 000072	5. 5868	-0. 00009
27*	256	28. 1252312	0. 000143	7. 093841	-0. 00016
28*	264	28. 1249618	0. 000269	6. 570453	-0. 00032
29*	272	28. 1245575	0. 000404	11. 78425	-0. 00048
30*	280	28. 1238165	0. 000741	69. 615	-0. 00082
model zt gpt b0b1b2b4					
The NLIN XED Procedure					
Iteration History					
Iter	Calls	NegLogLike	Dif f	MaxGrad	Slope
31*	288	28. 1238068	9. 712E-6	1. 577915	-0. 00002
32*	297	28. 1237869	0. 00002	8. 631481	-3. 78E-6
33*	305	28. 1237281	0. 000059	7. 500697	-0. 00007
34*	314	28. 1219142	0. 001814	129. 5879	-0. 00019
35*	322	28. 1173155	0. 004599	756. 0936	-0. 00611
36*	330	28. 1163621	0. 000953	16. 47767	-0. 00169
37*	338	28. 1162398	0. 000122	8. 319173	-0. 00014
38*	346	28. 1160112	0. 000229	12. 80163	-0. 00027
39*	354	28. 1158071	0. 000204	14. 99526	-0. 00031
40*	362	28. 1157496	0. 000058	6. 03579	-0. 00007
41*	370	28. 1156075	0. 000142	23. 35838	-0. 00015
42*	379	28. 1145829	0. 001025	348. 4139	-0. 00717
43*	387	28. 1144577	0. 000125	238. 6995	-0. 00046
44*	396	28. 1143484	0. 000109	69. 24927	-0. 00105
45*	404	28. 1143414	6. 996E-6	39. 58649	-0. 00002
46*	413	28. 1143396	1. 871E-6	15. 37346	-0. 00001
47*	421	28. 1143386	9. 654E-7	11. 53277	-1. 81E-6
48*	429	28. 1143385	1. 401E-7	0. 086096	-2. 76E-7
NOTE: GCONV convergence criterion satisfied.					
Fit Statistics					
-2 Log Likelihood					
AIC (smaller is better)					
AI CC (smaller is better)					
BIC (smaller is better)					
Parameter Estimates					
Parameter	Estimate	Error	DF	t Value	Pr > t
b0	-2. 7058	.	38	.	0. 05
b1	-0. 00350	0. 008588	38	-0. 41	0. 6858
b2	0. 2313	.	38	.	0. 05
b4	0. 03058	.	38	.	0. 05
t	600. 93	.	38	.	0. 05
w	0. 4375	0. 2424	38	1. 81	0. 0790
Parameter	Estimate	Error	DF	Standard t Value	Pr > t
Parameter	Estimate	Error	DF	t Value	Pr > t
Parameter	Estimate	Error	DF	t Value	Pr > t

Parameter Estimates	
Parameter	Gradient
b0	0.00153
b1	0.083645
b2	0.002958
b4	0.086096
t	-0.00065
w	-0.00032

model	zi gpt	b0b1b2b4
The NLIN MIXED Procedure		

Covariance Matrix of Parameter Estimates						
Row	Parameter	b0	b1	b2	b4	t
1	b0	.				
2	b1	.	0.000074			
3	b2	.	.	.		
4	b4	
5	t	
6	w	.	-3.04E-6	.	.	0.05874

Correlation Matrix of Parameter Estimates						
Row	Parameter	b0	b1	b2	b4	t
1	b0	1.0000	.			
2	b1	.	1.0000			
3	b2	.	.	1.0000		
4	b4	.	.	.	1.0000	
5	t	.	-0.00146	.	.	1.0000
6	w	1.0000

Lampiran 16. Syntax Estimasi Parameter Model ZIGP(τ) Empat variabel yaitu X₁, X₂, X₃, dan X₄

```

data TA_TN;
input y X1 X2 X3 X4;
cards;
0 92.59 0.29 90.01 96.71
0 80.76 0.19 77.51 95.89
0 98.88 0.22 83.64 103.93
0 89.57 0.05 85.04 92.35
0 89.26 0.17 84.42 94.32
0 92.42 0.12 90.79 96.49
0 93.07 1.45 94.62 98.17
0 100.83 0.54 91.41 105.96
7 85.15 3.76 70.67 92.86
0 87.04 1.37 79.89 93.58
1 90.80 7.72 91.61 103.73
3 82.08 2.86 75.21 90.53
1 87.23 3.58 79.41 97.57
0 86.02 2.34 82.80 91.78
0 84.94 0 80.87 82.17
0 86.56 0.01 78.89 91.09
0 90.33 0.02 86.56 95.93
0 93.32 0.06 84.46 94.96
0 75.06 0.07 73.31 87.99
0 85.52 0.04 82.04 89.85
0 93.92 0.01 92.26 99.07
2 98.40 0.14 92.45 102.60
1 93.76 0.08 87.47 98.74
0 101.41 0 101.55 108.92
0 88.96 0.02 82.52 94.08
7 98.98 2.84 93.98 108.55
5 96.65 6.31 83.72 111.22
0 90.74 2.6 90.30 98.36
2 86.95 6.47 76.05 91.48
0 75.02 0.03 75.15 76.59
0 82.45 0 73.53 78.18
0 79.99 0.11 73.25 79.42
0 88.88 0.24 89.11 90.23
0 93.51 0 90.47 98.41
0 80.62 0 77.58 81.45
0 95.57 0 92.21 96.25
0 81.24 0.1 84.69 85.05
0 81.27 0.11 74.85 86.62
run;
/*model zigrp*/ 
title 'model zigrp';
proc nlmixed data=TA_TN tech=newrap cov;
parameters
b0 -3.3275
b1 0.04409
b2 0.1326
b3 -0.06978
b4 0.05362
t 600.92
w 1.2019
;
bpart=b0+b1*X1+b2*X2+b3*X3+b4*X4;
bpart2=-1*t*bpart;
lambda=exp(bpart);
lambda2=exp(bpart2);
teta1=(1+(w\lambda\lambda));
teta2=(1+(w\gamma));
ephsilon=1/lambda/teta1;
infprob=lambda2/(1+lambda2);
if y=0 then LL = log(infprob + (1-infprob)*exp(-ephsilon));
else LL = log((1-infprob) + y*log(ephsilon) + (y-1)*log(teta2) - l gamma(y+1) - (lambda*lambda2/(teta1)));
model y ~ general(LL);
predict _LL out=LL_4;
run;

```

Lampiran 17. Estimasi Parameter Model ZIGP(τ)

Empat variabel yaitu X_1, X_2, X_3 , dan X_4

model_zigpt							
The NLMLXED Procedure							
Specifications							
Data Set							
Dependent Variable							
Distribution for Dependent Variable							
Optimization Technique							
Integration Method							
WORK.TA_TN							
y							
General							
Newton-Raphson							
None							
Dimensions							
Observations Used							
Observations Not Used							
Total Observations							
Parameters							
b0	b1	b2	b3	b4	t	w	NegLogLike
-3.3275	0.04409	0.1326	-0.06978	0.05362	600.92	1.19019	27.5892575
Iteration History							
Iter	Calls	NegLogLike	Diff	MaxGrad	Slope		
1*	20	24.6602367	2.929021	23741.83	-0.03453		
2*	29	24.056143	0.604094	1579.997	-1.39017		
3*	38	24.0447551	0.011388	323.6425	-0.01977		
4*	47	24.0439236	0.000832	25.46158	-0.00138		
5*	56	24.0435129	0.000411	13.6766	-0.00044		
6*	65	24.0422769	0.001236	32.74469	-0.00181		
7*	74	24.0417665	0.00051	6.8616	-0.00061		
8*	84	24.029645	0.012122	17.02076	-0.0014		
9*	93	24.0079556	0.021689	60.02784	-0.02376		
10*	104	23.9729586	0.034997	39.66504	-0.13794		
11*	115	23.9522221	0.020736	25.29401	-0.0818		
12*	126	23.9395742	0.012648	15.18299	-0.0498		
13*	204	23.9362328	0.003341	12.35503	-0.03132		
14*	238	23.9362328	1.6E-13	12.35503	-0.00146		
NOTE: FCONV convergence criterion satisfied.							
Fit Statistics							
-2 Log Likelihood							47.9
AIC (smaller is better)							61.9
AICC (smaller is better)							65.6
BIC (smaller is better)							73.3

model zigrpt								
The NLIN MIXED Procedure								
Parameter Estimates								
Parameter	Estimate	Error	DF	t Value	Pr > t	A l pha	Lower	Upper
b0	-3.3517	0.02728	38	-122.86	<.0001	0.05	-3.4069	-3.2964
b1	0.04456	0.008261	38	5.39	<.0001	0.05	0.02783	0.06128
b2	0.1343	0.03047	38	4.41	<.0001	0.05	0.07261	0.1960
b3	-0.07054	0.01274	38	-5.54	<.0001	0.05	-0.09632	-0.04476
b4	0.05409	0.004746	38	11.40	<.0001	0.05	0.04448	0.06370
t	600.92	0.000348	38	1729181	<.0001	0.05	600.92	600.92
w	0.2534	0.1873	38	1.35	0.1842	0.05	-0.1259	0.6326
Parameter Estimates								
Parameter	Gradient							
b0	0.341033							
b1	10.62966							
b2	-0.22768							
b3	10.19994							
b4	12.35503							
t	-0.00019							
w	0.911338							
Covariance Matrix of Parameter Estimates								
Row	Parameter	b0	b1	b2	b3	b4	t	w
1	b0	0.000744	-0.00034	-0.00141	0.000509	-0.00013	0.000752	-0.00369
2	b1	-0.00034	0.000068	0.000222	-0.00010	0.000026	-5.9E-6	-0.00004
3	b2	-0.00141	0.000222	0.000928	-0.00035	0.000107	-0.00001	-0.00020
4	b3	0.000509	-0.00010	-0.00035	0.000162	-0.00005	9.105E-6	0.000063
5	b4	-0.00013	0.000026	0.000107	-0.00005	0.000023	-0.00001	0.000018
6	t	0.000752	-5.9E-6	-0.00001	9.105E-6	-0.00001	1.208E-7	1.126E-6
7	w	-0.00369	-0.00004	-0.00020	0.000063	0.000018	1.126E-6	0.0350