

LEMBAR PENGESAHAN

PEMODELAN JUMLAH KEMATIAN IBU DAN JUMLAH KEMATIAN BAYI DI PROVINSI JAWA TIMUR MENGUNAKAN *BIVARIATE POISSON REGRESSION*

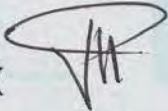
TUGAS AKHIR

Diajukan Untuk Memenuhi Salah Satu Syarat
Memperoleh Gelar Sarjana Sains
pada
Program Studi S-1 Jurusan Statistika
Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam
Institut Teknologi Sepuluh Nopember

Oleh :
NINA FAUZIAH RACHMAH
NRP. 1310 100 088

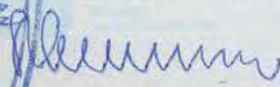
Disetujui oleh Pembimbing Tugas Akhir :

Dr. Purnadi, M.Sc
NIP. 19620204198701 1 001

()

Mengetahui
Ketua Jurusan Statistika FMIPA-ITS




Dr. Muhammad Mashuri, MT
NIP. 19620408 198701 1 001

SURABAYA, Juli 2014

**PEMODELAN JUMLAH KEMATIAN IBU DAN JUMLAH
KEMATIAN BAYI DI PROVINSI JAWA TIMUR
MENGUNAKAN *BIVARIATE POISSON REGRESSION***

Nama : Nina Fauziah Rachmah
NRP : 1310 100 088
Jurusan : Statistika
Pembimbing : Dr. Purhadi, M.Sc

ABSTRAK

Kasus kematian ibu adalah kasus kematian perempuan pada saat hamil atau kematian perempuan dalam kurun waktu 42 hari sejak terminasi kehamilan. Sedangkan kasus kematian bayi adalah kasus kematian bayi yang terjadi antara saat setelah bayi lahir sampai bayi belum berusia tepat satu tahun. Hingga tahun 2012 Provinsi Jawa Timur belum mampu mencapai target MDGs penurunan kematian ibu dan anak. Jumlah Kematian ibu dan Jumlah kematian bayi merupakan dua hal yang saling berkorelasi dan termasuk peristiwa yang dikategorikan kedalam variabel diskrit dan berdistribusi poisson oleh karena itu penelitian tentang jumlah kematian ibu dan bayi telah banyak dilakukan dengan menggunakan regresi poisson. Regresi Bivariat Poisson adalah metode pemodelan terbaik terhadap kasus jumlah kematian ibu dan bayi Hasil dari penelitian ini yaitu pada model bivariat poisson untuk variabel jumlah kematian ibu variabel yang signifikan mempengaruhi adalah variabel persentase tenaga kesehatan, sedangkan pada variabel jumlah kematian bayi variabel-variabel prediktor yang signifikan adalah persentase tenaga kesehatan, persentase persalinan oleh tenaga kesehatan, persentase ibu hamil melaksanakan program K4, persentase rumah tangga ber-PHBS, persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe3, persentase wanita berstatus kawin dibawah 20 tahun, dan persentase peserta KB aktif.

Kata kunci : Jumlah Kematian Ibu, Jumlah Kematian Bayi, Regresi Bivariat Poisson

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

**MODELLING MATERNAL MORTALITY AND INFANT
MORTALITY IN EAST JAVA BY USING BIVARIATE
POISSON REGRESSION**

Name : Nina Fauziah Rachmah
NRP : 1310 100 088
Department : Statistics
Supervisor : Dr. Purhadi M.Sc

ABSTRACT

Maternal mortality is the deaths of women during pregnancy or within 42 days from the termination of pregnancy. Infant mortality that occurred between the time after the baby born until has not been exactly one year old. Until 2012, infant mortality and maternal mortality in East Java still have not reached MDGs target. The number of maternal mortality and the number of infant mortality are two things that are correlated and includes cases that are categorized into discrete variables and Poisson distribution. Therefore many researches about maternal mortality and infant mortality in East Java have been resolved using Poisson regression model. Bivariate Poisson regression is the best method for modeling maternal mortality and infant mortality. The results of this study are variables that significantly have effects on maternal mortality using bivariate Poisson regression is percentage of health professionals. Variable that significantly has effect on infant mortality are percentage of health professionals, percentage of giving birth by healthy professionals, percentage of pregnant women carry K4 program, percentage of PHBS household, percentage of pregnant women get Fe3 tablets, percentage of women are married under 20 years, and percentage of active participants KB.

Keywords: *Maternal Mortality, Infant Mortality, Bivariate Poisson Regression*

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

DAFTAR TABEL

	Halaman
Tabel 3.1 Variabel Penelitian.....	33
Tabel 3.2 Struktur Data Penelitian.....	36
Tabel 4.1 Statistika Deskriptif Variabel Respon.....	39
Tabel 4.2 Statistika Deskriptif Variabel Prediktor.....	42
Tabel 4.3 Koefisien Korelasi Variabel Respon.....	44
Tabel 4.4 Nilai Koefisien Korelasi Antar Variabel Prediktor.....	44
Tabel 4.5 Nilai VIF Variabel Prediktor.....	45
Tabel 4.6 Estimasi Parameter Model <i>Bivariate Poisson Regression</i> pada Kematian Ibu dan Kematian Bayi.....	46
Tabel 4.7 Estimasi Parameter Model <i>Bivariate Poisson Regression</i> pada λ_0 Persamaan.....	47

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB II

TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Statistika Deskriptif

Statistika deskriptif adalah metode-metode yang berkaitan dengan pengumpulan dan penyajian suatu gugus data sehingga memberikan informasi yang berguna (Walpole, 1995). Statistika deskriptif hanya menyajikan gambaran umum dari data pengamatan. Pembuatan analisa deskriptif dilakukan terhadap seluruh variabel penelitian yang terdiri dari variabel respon dan variabel prediktor. Berikut ini yang termasuk ukuran pemusatan data adalah mean (rata-rata) dan median, sedangkan yang termasuk ke dalam ukuran penyebaran data adalah varians dan standar deviasi. Mean (Rataan) didefinisikan sebagai jumlah seluruh data di bagi dengan banyaknya data (Walpole, 1995). Untuk menghitung mean variabel respon dan prediktor dilakukan seperti pada persamaan (2.1) berikut.

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} \quad (2.1)$$

Varians adalah suatu angka yang menunjukkan ukuran variabilitas yang dihitung dengan jalan mengkuadratkan standar deviasi (Walpole, 1995). Rumus yang digunakan untuk menghitung varians variabel respon dan prediktor ditunjukkan pada persamaan (2.2) sebagai berikut.

$$S_x^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n - 1} \quad (2.2)$$

2.2 Distribusi Poisson

Distribusi Poisson merupakan suatu distribusi yang dipergunakan untuk peristiwa yang memiliki probabilitas kejadiannya kecil, dimana kejadian tersebut tergantung pada

interval waktu tertentu atau disuatu daerah tertentu dengan hasil pengamatan yang berupa variabel diskrit.

Distribusi poisson merupakan distribusi diskrit. Untuk nilai mean yang sangat besar maka distribusinya akan lebih mendekati distribusi normal dan untuk nilai mean yang kecil (kasus yang jarang terjadi) maka distribusinya sangat menyimpang. Distribusi Poisson memberikan suatu model yang realistis untuk berbagai macam fenomena random karena nilai variabel random Poisson yang dimiliki adalah bilangan integer non negatif.

2.2.1 Distribusi Poisson Univariat

Fungsi probabilitas variabel random diskrit yang berdistribusi poisson dengan parameter λ (Cameron & Trivedi, 1998) adalah:

$$f(y) = \begin{cases} \frac{e^{-\lambda} \lambda^y}{y!} & , y = 0, 1, 2, \dots \\ 0 & , y \text{ yang lainnya} \end{cases} \quad (2.3)$$

Untuk memperoleh nilai mean maka dapat dilakukan dengan cara menghitung nilai momen pertama, dan dihasilkan:

$$E(Y) = \lambda \quad (2.4)$$

Sedangkan fungsi pembangkit momen untuk Y adalah

$$M_y(t) = e^{\lambda(e^t - 1)} \quad (2.5)$$

Untuk mendapatkan nilai varians dari variabel random tersebut maka dilakukan perhitungan momen kedua, sehingga dihasilkan:

$$E[Y(Y-1)] = \lambda^2 \quad (2.6)$$

Persamaan (2.6) disubstitusikan ke dalam persamaan (2.7), didapatkan:

$$E(Y^2) = E[Y(Y-1)] + E(Y) = \lambda^2 + \lambda \quad (2.8)$$

Selanjutnya didapatkan varians sebagai berikut:

$$Var(Y) = \lambda \quad (2.9)$$

Berdasarkan pembuktian rumus tersebut maka dapat dikatakan bahwa nilai mean dan varians dari distribusi poisson adalah sama, yaitu λ .

2.2.2 Distribusi Poisson Bivariat

Misalkan X_0, X_1, X_2 merupakan variabel random yang masing-masing berdistribusi poisson dengan parameter $\lambda_0, \lambda_1, \lambda_2$. Kemudian diberikan variabel random sebagai berikut:

$$Y_1 = X_1 + X_0$$

$$Y_2 = X_2 + X_0$$

Maka menurut Kawamura (1973) nilai ekspektasi dan varians dari variabel random Y_1 dan Y_2 adalah sebagai berikut:

$$E(Y_1) = E(X_1 + X_0) = E(X_1) + E(X_0) = \lambda_1 + \lambda_0$$

$$E(Y_2) = E(X_2 + X_0) = E(X_2) + E(X_0) = \lambda_2 + \lambda_0$$

dan

$$Var(Y_1) = E(Y_1) = \lambda_1 + \lambda_0$$

$$Var(Y_2) = E(Y_2) = \lambda_2 + \lambda_0$$

Fungsi pembangkit momen dari variabel random Y_1 dan Y_2 adalah sebagai berikut:

$$\begin{aligned} M_{Y_1}(t) &= M_{X_1}(t) \cdot M_{X_0}(t) \\ &= e^{\lambda_1(e^t - 1)} \cdot e^{\lambda_0(e^t - 1)} \\ &= e^{(\lambda_1 + \lambda_0)(e^t - 1)} \end{aligned} \tag{2.10}$$

$$\begin{aligned} M_{Y_2}(t) &= M_{X_2}(t) \cdot M_{X_0}(t) \\ &= e^{\lambda_2(e^t - 1)} \cdot e^{\lambda_0(e^t - 1)} \\ &= e^{(\lambda_2 + \lambda_0)(e^t - 1)} \end{aligned} \tag{2.11}$$

Setelah diketahui nilai ekspektasi dari masing-masing variabel random Y_1 dan Y_2 maka selanjutnya dilakukan penjabaran untuk mendapatkan $E(Y_1 Y_2)$

$$\begin{aligned} E(X_0^2) &= E(X_0(X_0 - 1)) + E(X_0) \\ &= \lambda_0^2 + \lambda_0 \end{aligned} \quad (2.12)$$

Persamaan (2.12) disubstitusi ke dalam persamaan (2.13) dan dihasilkan persamaan (2.14).

$$\begin{aligned} E(Y_1 Y_2) &= E(X_1)E(X_2) + E(X_1)E(X_2) \\ &\quad + E(X_0)E(X_2) + E(X_0^2) \\ &= \lambda_1 \lambda_0 + \lambda_1 \lambda_2 + \lambda_0 \lambda_2 + \lambda_0^2 + \lambda_0 \end{aligned} \quad (2.13)$$

$$E(Y_1 Y_2) = (\lambda_1 + \lambda_0)(\lambda_2 + \lambda_0) + \lambda_0 \quad (2.14)$$

Nilai $Cov(Y_1, Y_2)$ adalah

$$\begin{aligned} Cov(Y_1, Y_2) &= E(Y_1 Y_2) - E(Y_1)E(Y_2) \\ &= ((\lambda_1 + \lambda_0)(\lambda_2 + \lambda_0) + \lambda_0) \\ &\quad - ((\lambda_1 + \lambda_0)(\lambda_2 + \lambda_0)) \\ &= \lambda_0 \end{aligned} \quad (2.15)$$

Untuk koefisien korelasi dari Y_1 dan Y_2 menurut Kawamura (1973) dituliskan seperti pada persamaan (2.16).

$$\begin{aligned} \rho_{Y_1 Y_2} &= \frac{Cov(Y_1, Y_2)}{\sqrt{Var(Y_1)Var(Y_2)}} \\ \rho_{Y_1 Y_2} &= \frac{\lambda_0}{\sqrt{(\lambda_1 + \lambda_0)(\lambda_2 + \lambda_0)}} \end{aligned} \quad (2.16)$$

Fungsi pembangkit momen bersama dari poisson bivariat Y_1 dan Y_2 adalah:

$$M_{(Y_1, Y_2)}(t_1, t_2) = \exp(-(\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_0) + (\lambda_1 e^{t_1} + \lambda_2 e^{t_2} + \lambda_0 e^{(t_1+t_2)})) \quad (2.17)$$

Apabila variabel random Y_1 dan Y_2 memiliki nilai korelasi yang bermakna dan nilai kovarians tidak sama dengan nol, maka menurut Kawamura (1973) dapat menyebabkan variabel random Y_1 dan Y_2 secara bersama-sama berdistribusi bivariat poisson dengan fungsi probabilitas bersamanya berbentuk seperti pada persamaan (2.18) berikut ini:

$$P(y_1, y_2) = \sum_{k=\max(y_1+y_2-n, 0)}^{\min(y_1, y_2)} \left(\frac{n!}{(n-(y_1+y_2)+k)(y_1-k)!(y_2-k)!k!} \left(1 - \frac{\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_0}{n}\right)^{n-(y_1+y_2)+k} \right. \\ \left. \left(\frac{\lambda_1}{n}\right)^{y_1-k} \left(\frac{\lambda_2}{n}\right)^{y_2-k} \left(\frac{\lambda_0}{n}\right)^k \right)$$

dari probabilitas bivariat binomial tersebut kemudian didapatkan fungsi distribusi bivariat poisson sebagai berikut.

$$f(y_1, y_2) = \begin{cases} e^{-(\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_0)} \sum_{k=0}^{\min(y_1, y_2)} \frac{\lambda_1^{y_1-k} \lambda_2^{y_2-k} \lambda_0^k}{(y_1-k)!(y_2-k)!k!}, & y_1, y_2 = 0, 1, 2, \dots \\ 0, & \text{yang lain} \end{cases} \quad (2.18)$$

2.3 Regresi Poisson

Regresi Poisson merupakan regresi yang mengacu pada penggunaan data *count* berdistribusi poisson.

2.3.1 Regresi Univariat Poisson

Regresi poisson menggambarkan adanya hubungan antara variabel respon (Y) yang berdistribusi poisson dengan satu atau lebih variabel prediktor (X) (Agresti, 1990). Regresi poisson mewajibkan equidispersi yaitu kondisi dimana nilai mean dan varians dari variabel respon bernilai sama (Winkelmann, 2008). Akan tetapi ada kalanya terdapat kondisi equidispersi tidak terpenuhi, dimana nilai varians lebih besar atau lebih kecil dari nilai mean (*over/under dispersion*), sehingga menghasilkan model regresi poisson yang tidak sesuai dan penduga parameter yang bias. Selain itu pendugaan dispersi juga dapat diukur dengan nilai devians atau Pearson's Chi-Square yang dibagi dengan derajat

bebas. Berikut ini disajikan model regresi poisson univariat (Myers, 1990):

$$\begin{aligned} y_i &\sim \text{Poisson}(\lambda_i) \\ \lambda_i &= e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}} \end{aligned} \quad (2.19)$$

Dengan

λ_i = nilai rata-rata jumlah kejadian yang terjadi dalam interval waktu tertentu.

$\mathbf{x}$ = variabel prediktor yang dinotasikan sebagai berikut:

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

$\boldsymbol{\beta}$ = parameter regresi poisson yang dinotasikan sebagai berikut:

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

2.3.1.1 Estimasi Parameter Regresi Univariat Poisson

Penaksiran parameter model regresi poisson dilakukan menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE), yaitu dengan memaksimumkan nilai fungsi *likelihood*-nya. Metode ini digunakan apabila distribusi data diketahui. Fungsi *ln likelihood* dari distribusi poisson dituliskan seperti pada persamaan (2.20) berikut (Cameron dan Trivedi, 1998).

$$\begin{aligned} L(\boldsymbol{\beta}) &= \prod_{i=1}^n \frac{\exp(-\lambda_i) \lambda_i^{y_i}}{y_i!} \\ \ln L(\boldsymbol{\beta}) &= \ln \left(\prod_{i=1}^n \frac{\exp(-\lambda_i) \lambda_i^{y_i}}{y_i!} \right) \\ &= -\sum_{i=1}^n e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}} + \sum_{i=1}^n y_i \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta} - \sum_{i=1}^n \ln(y_i) \end{aligned} \quad (2.20)$$

Dengan menggunakan metode MLE maka taksiran parameter regresi poisson dilambangkan dengan $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ yang didapatkan dari turunan pertama fungsi *ln likelihood*. Turunan pertama fungsi *ln likelihood* terhadap $\boldsymbol{\beta}^T$ adalah seperti pada persamaan (2.21).

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}^T} = -\sum_{i=1}^n \mathbf{x}_i e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}} + \sum_{i=1}^n \mathbf{x}_i y_i \quad (2.21)$$

Penyelesaian persamaan *likelihood* yang dihasilkan dari persamaan (2.21) jika disamadengankan nol, maka tidak

menghasilkan hasil yang eksplisit. Sehingga harus dilakukan iterasi menggunakan metode numerik. Tujuan dari metode iterasi numerik adalah untuk memaksimumkan fungsi $\ln$ likelihood (Myers, 1990).

Prosedur iterasi yang dapat digunakan adalah metode Newton Raphson. Pada metode tersebut diperlukan matriks Hessian yang berisi turunan kedua fungsi $\ln$ *likelihood* terhadap β seperti pada persamaan (2.22)

$$\frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{\partial \beta^T \partial \beta} = -\sum_{i=1}^n \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i^T e^{x_i^T \beta} \quad (2.22)$$

Langkah-langkah dalam menentukan iterasi Newton Raphson adalah:

1. Menentukan taksiran awal parameter $\hat{\beta}_{(0)}$ yang diperoleh dengan metode *Ordinary Least Square* (OLS) yaitu

$$\hat{\beta}_{(0)} = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{Y}$$

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & x_{21} & \cdots & x_{k1} \\ 1 & x_{12} & x_{22} & \cdots & x_{k2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{1n} & x_{2n} & \cdots & x_{kn} \end{bmatrix}$$

dan $\mathbf{Y} = [y_1 \ y_2 \ \cdots \ y_n]^T$

2. Membentuk vektor gradien $\mathbf{g}$ dengan k buah parameter yang ditaksir

$$\mathbf{g}(\beta_{(m)})_{(k+1)1} = \left(\frac{\partial \ln L(\beta)}{\partial \beta_0}, \frac{\partial \ln L(\beta)}{\partial \beta_1}, \dots, \frac{\partial \ln L(\beta)}{\partial \beta_k} \right)_{\beta=\beta_{(m)}}^T \quad (2.2)$$

3. Membuat matriks Hessian ($\mathbf{H}$)

$$H(\beta_{(m)})_{(k+1)(k+1)} = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{\partial \beta_0^2} & \frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{\partial \beta_0 \partial \beta_1} & \dots & \frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{\partial \beta_0 \partial \beta_k} \\ & \frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{\partial \beta_1^2} & \dots & \frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{\partial \beta_1 \partial \beta_k} \\ & & \ddots & \vdots \\ \text{simetris} & & & \frac{\partial^2 \ln L(\beta)}{\partial \beta_k^2} \end{bmatrix}_{\beta=\beta_{(m)}} \quad (2.24)$$

4. Mensubstitusikan nilai $\hat{\beta}_{(0)}$ ke dalam elemen-elemen vektor $\mathbf{g}$ dan matriks $\mathbf{H}$ sehingga diperoleh vektor $\mathbf{g}(\hat{\beta}_{(0)})$ dan matriks $\mathbf{H}(\hat{\beta}_{(0)})$
5. Dilakukan iterasi mulai dari $m=0$ pada persamaan

$$\beta_{(m+1)} = \beta_{(m)} - \mathbf{H}^{-1}(\beta_{(m)}) \mathbf{g}(\beta_{(m)}) \quad (2.25)$$

Nilai $\beta_{(m)}$ adalah sekumpulan penaksir parameter yang konvergen saat iterasi ke- m .

6. Apabila masih belum mendapatkan penaksiran parameter yang konvergen, maka dilanjutkan kembali ke langkah 5 hingga iterasi ke $m = m+1$. Iterasi akan berhenti apabila nilai dari $\|\beta_{(m+1)} - \beta_{(m)}\| \leq \varepsilon$, ε adalah bilangan yang sangat kecil.

2.3.1.2 Pengujian Parameter Regresi Univariat Poisson

Dalam penentuan nilai statistik uji, maka terlebih dahulu yang harus dilakukan adalah menentukan 2 buah fungsi likelihood yang berhubungan dengan model regresi yang diperoleh. Fungsi-fungsi *likelihood* yang dimaksud adalah $L(\hat{\Omega})$ atau nilai *maximum likelihood* untuk model yang lebih lengkap dengan melibatkan variabel prediktor dan $L(\hat{\omega})$ atau nilai *maximum likelihood* untuk model sederhana tanpa melibatkan variabel prediktor. Pengujian parameter model regresi poisson dilakukan dengan metode *Maximum Likelihood Ratio Test* (MLRT) dengan hipotesis:

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

$$H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \beta_j \neq 0, \text{ dengan } j = 1, 2, \dots, k$$

Himpunan parameter dibawah populasi adalah

$$\Omega = \{\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k \mid -\infty < \beta_j < \infty\}$$

Himpunan parameter dibawah H_0 adalah

$$\omega = \{\beta_0 \mid -\infty < \beta_0 < \infty\}$$

Likelihood ratio test dinotasikan seperti persamaan (2.26)

$$\begin{aligned} \Lambda &= \frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \\ D(\hat{\beta}) &= -2 \ln \Lambda \\ &= -2 \ln \left(\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right) \\ &= 2 \ln(L(\hat{\Omega}) - L(\hat{\omega})) \end{aligned} \quad (2.26)$$

Dimana fungsi *likelihood* sebagai berikut:

$$L(\hat{\omega}) = \frac{\exp\left(-\sum_{i=1}^n \exp(\hat{\beta}_0)\right) \prod_{i=1}^n \left(\exp(\hat{\beta}_0)\right)^{y_i}}{\prod_{i=1}^n y_i!} \quad (2.27)$$

$$L(\hat{\Omega}) = \frac{\exp\left(-\sum_{i=1}^n \exp(\mathbf{x}_i^T \hat{\beta})\right) \prod_{i=1}^n \left(\exp(\mathbf{x}_i^T \hat{\beta})\right)^{y_i}}{\prod_{i=1}^n y_i!} \quad (2.28)$$

$\hat{\beta}_0 = \ln(\bar{Y})$ sedangkan $\hat{\beta} = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{Y}$

Distribusi poisson termasuk dalam keluarga eksponensial, sehingga persamaannya dapat dituliskan sebagai berikut.

$$\begin{aligned} D(\hat{\beta}) &= -2 \ln \Lambda = -2 \ln \left(\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right) = 2 \left(\ln L(\hat{\Omega}) - \ln L(\hat{\omega}) \right) \\ &= 2 \sum_{i=1}^n [(y_i \mathbf{x}_i^T \hat{\beta} - \exp(x_i^T \hat{\beta}) - \ln y_i!) - (y_i \hat{\beta}_0 - \exp(\hat{\beta}_0) - \ln y_i!)] \end{aligned}$$

$$= 2 \sum_{i=1}^n [(y_i \mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}} - \exp(\mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}})) - (y_i \hat{\beta}_0 - \exp(\beta_0))] \quad (2.29)$$

$D(\hat{\boldsymbol{\beta}})$ merupakan devians model regresi poisson. Apabila nilai $D(\hat{\boldsymbol{\beta}})$ semakin kecil maka akan menyebabkan semakin kecil pula tingkat kesalahan yang dihasilkan model, sehingga model menjadi semakin tepat.

Dalam ukuran sampel besar, distribusi dari statistik uji tersebut akan mengikuti distribusi Chi-Square dimana derajat bebasnya adalah banyaknya parameter model dibawah populasi dikurangi dengan banyaknya parameter dibawah H_0 . $D(\hat{\boldsymbol{\beta}})$ disebut juga sebagai statistik rasio *likelihood*.

Kriteria pengujiannya adalah tolak H_0 apabila $D(\hat{\boldsymbol{\beta}}) > \chi^2_{(\alpha, v)}$. Harga devians ini akan berkurang seiring dengan bertambahnya parameter kedalam model (Mc Cullagh & Nelder, 1989).

Apabila didapatkan hasil tolak H_0 maka langkah selanjutnya yang dilakukan adalah pengujian parameter secara parsial untuk mengetahui parameter mana saja yang berpengaruh signifikan terhadap model. Hipotesis yang digunakan adalah:

$$H_0 : \beta_j = 0$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0$$

Statisti uji yang digunakan adalah

$$Z_{hit} = \frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)} \quad (2.30)$$

dimana

$(SE(\hat{\beta}_j))^2$ adalah elemen diagonal ke (j+1) pada matriks

$$Var(\hat{\beta}_j) = -E(H^{-1}(\hat{\beta}_j))$$

Daerah Kritis tolak H_0 jika $|Z_{hit}| > Z_{(\alpha/2)}$, α adalah tingkat signifikan yang digunakan.

2.3.2 Regresi Bivariat Poisson

Bivariate Poisson Regression (BPR) adalah metode yang digunakan untuk memodelkan sepasang *count data* yang berdistribusi poisson dan memiliki korelasi dengan beberapa variabel prediktor (Karlis dan Ntzoufras, 2005). Variabel prediktor tersebut adalah variabel yang diduga sama-sama berpengaruh untuk kedua variabel respon. Model regresi bivariat poisson menurut Karlis (2002) adalah seperti pada persamaan (2.31) berikut.

$$(Y_{1i}, Y_{2i}) \sim PB(\lambda_{1i}, \lambda_{2i}, \lambda_0) \\ \lambda_{ji} + \lambda_0 = e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_j}; j = 1, 2 \quad (2.31)$$

dimana

$$\mathbf{x}_i = [1 \quad x_{1i} \quad x_{2i} \quad \cdots \quad x_{ki}]^T \\ \boldsymbol{\beta}_j = [\beta_{j0} \quad \beta_{j1} \quad \beta_{j2} \quad \cdots \quad \beta_{jk}]^T$$

$i = 1, 2, \dots, n$, menunjukkan nomor observasi

λ_i dan β_j menunjukkan vektor korespondensi dari koefisien regresi.

Pada regresi bivariat poisson terdapat tiga buah model dengan nilai λ_0 yang berbeda, yaitu:

- 1) Model dengan nilai λ_0 yang merupakan suatu konstanta.
- 2) Model dengan nilai λ_0 yang merupakan fungsi dari variabel bebas, sehingga persamaannya adalah sebagai berikut:

$$\lambda_0 = \exp(\beta_{00} + \beta_{01}x_1 + \cdots + \beta_{0k}x_k) \quad (2.32)$$

- 3) Model dengan nilai λ_0 adalah nol dimana tidak terdapat kovarian dari kedua buah variabel tersebut.

2.3.2.1 Estimasi Parameter Regresi Bivariat Poisson

Estimasi parameter untuk *Bivariate Poisson Regression* adalah dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) dan pengujian parameternya menggunakan *Maximum Likelihood Ratio Test* (MLRT). MLE adalah metode estimasi dengan memaksimumkan nilai fungsi *likelihood*-nya. Misalkan diberikan n sampel random dari variabel random

$$(Y_{1i}, Y_{2i}) \sim PB(\lambda_{1i}, \lambda_{1i}, \lambda_0)$$

Berdasarkan Jung dan Winkelmann (1993) fungsi *likelihood* dapat ditulis seperti pada persamaan (2.33).

$$L(\lambda_1, \lambda_2, \lambda_0) = \prod_{i=1}^n \left(e^{-(\lambda_0 + \lambda_{1i} + \lambda_{2i})} \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \frac{\lambda_{1i}^{y_{1i}-k} \lambda_{2i}^{y_{2i}-k} \lambda_0^k}{(y_{1i}-k)!(y_{2i}-k)!(k)!} \right) \quad (2.33)$$

Dengan model λ_0 adalah suatu konstanta, selanjutnya ditransformasikan dengan

$\lambda_{ij} + \lambda_0 = e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_j}$, kemudian diperoleh suatu fungsi *likelihood* yang baru yaitu:

$$L(\lambda_0, \boldsymbol{\beta}_1, \boldsymbol{\beta}_2) = \prod_{i=1}^n \left(\exp(-\lambda_0) - \exp(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \lambda_0) - \exp(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2} - \lambda_0) \right) W_i$$

dimana,

$$W_i = \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \frac{(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \lambda_0)^{y_{1i}-k} (e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2} - \lambda_0)^{y_{2i}-k}}{(y_{1i}-k)!(y_{2i}-k)!} \cdot \frac{(\lambda_0)^k}{k!}$$

Sehingga fungsi $\ln$ *likelihood* diperoleh sebagai berikut:

$$Q = \ln L(\lambda_0, \boldsymbol{\beta}_1, \boldsymbol{\beta}_2) = -n\lambda_0 - \sum_{i=1}^n (e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \lambda_0) - \sum_{i=1}^n \exp(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2} - \lambda_0) + \sum_{i=1}^n \ln W_i$$

Dengan rumus

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

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

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

Q diturunkan terhadap $\boldsymbol{\beta}$

$$\frac{\partial Q}{\partial \lambda_0} = n + \sum_{i=1}^n \frac{1}{W_i} \frac{\partial W_i}{\partial \lambda_0}$$

$$\frac{\partial Q}{\partial \mathbf{\beta}_1} = - \sum_{i=1}^n \exp(\mathbf{x}_i^T \mathbf{\beta}_1) \mathbf{x}_i + \sum_{i=1}^n \frac{1}{W_i} \frac{\partial W_i}{\partial \mathbf{\beta}_1}$$

$$\frac{\partial Q}{\partial \mathbf{\beta}_2} = - \sum_{i=1}^n \exp(\mathbf{x}_i^T \mathbf{\beta}_2) \mathbf{x}_i + \sum_{i=1}^n \frac{1}{W_i} \frac{\partial W_i}{\partial \mathbf{\beta}_2}$$

W_{1i} diturunkan terhadap λ_0

$$\frac{\partial W_{1i}}{\partial \lambda_0} = \frac{-(e^{\mathbf{x}_i^T \mathbf{\beta}_1} - \lambda_0)^{y_{1i}-k-1}}{(y_{1i} - k - 1)!}$$

W_{2i} diturunkan terhadap λ_0

$$u = \frac{(e^{\mathbf{x}_i^T \mathbf{\beta}_2} - \lambda_0)^{y_{2i}-k}}{(y_{2i} - k)!}$$

$$u' = \frac{-(y_{2i} - k)(e^{\mathbf{x}_i^T \mathbf{\beta}_2} - \lambda_0)^{y_{2i}-k-1}}{(y_{2i} - k)!}$$

$$v = \frac{(\lambda_0)^k}{k!}$$

$$v' = \frac{k(\lambda_0)^{k-1}}{k!}$$

$$\frac{\partial W_{2i}}{\partial \lambda_0} = \frac{(e^{\mathbf{x}_i^T \mathbf{\beta}_2} - \lambda_0)^{y_{2i}-k}}{(y_{2i} - k)!} \cdot \frac{(\lambda_0)^k}{k!} \left[\frac{-(y_{2i} - k)}{(e^{\mathbf{x}_i^T \mathbf{\beta}_2} - \lambda_0)} + \frac{k}{\lambda_0} \right]$$

$$\frac{\partial W_i}{\partial \lambda_0} = \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \left(\frac{\partial W_{1i}}{\partial \lambda_0} W_{2i} + \frac{\partial W_{2i}}{\partial \lambda_0} W_{1i} \right)$$

$$\frac{\partial W_i}{\partial \lambda_0} = \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \frac{\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \lambda_0\right)^{y_{1i}-k}}{(y_{1i}-k)!} \cdot \frac{\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2} - \lambda_0\right)^{y_{2i}-k} (\lambda_0)^k}{(y_{2i}-k)! k!} \left[\frac{(-y_{1i}+k)}{e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \lambda_0} + \frac{(-y_{2i}+k)}{e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2} - \lambda_0} + \frac{k}{\lambda_0} \right]$$

W_{1i} diturunkan terhadap $\boldsymbol{\beta}_1$

$$\frac{\partial W_{1i}}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} = \frac{(y_{1i}-k)(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \lambda_0)^{y_{1i}-k-1} (e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1}) \mathbf{x}_i}{(y_{1i}-k)!}$$

W_{2i} diturunkan terhadap $\boldsymbol{\beta}_1$

$$\frac{\partial W_{2i}}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} = 0$$

$$\frac{\partial W_i}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} = \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \left(\frac{\partial W_{1i}}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} W_{2i} + \frac{\partial W_{2i}}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} W_{1i} \right)$$

$$\frac{\partial W_i}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} = \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \frac{(y_{1i}-k) \left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1} - \lambda_0\right)^{y_{1i}-k-1} \left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1}\right) \mathbf{x}_i}{(y_{1i}-k)!} \cdot \frac{\left(e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2} - \lambda_0\right)^{y_{2i}-k} (\lambda_0)^k}{(y_{2i}-k)! k!}$$

W_{1i} diturunkan terhadap $\boldsymbol{\beta}_2$

$$\frac{\partial W_{1i}}{\partial \boldsymbol{\beta}_2} = 0$$

W_{2i} diturunkan terhadap $\boldsymbol{\beta}_2$

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

$$\frac{\partial W_i}{\partial \beta_2} = \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \left(\frac{\partial W_{li}}{\partial \beta_2} W_{2i} + \frac{\partial W_{2i}}{\partial \beta_2} W_{li} \right)$$

$$\frac{\partial W_i}{\partial \beta_2} = \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \frac{(y_{2i} - k) \left(e^{\mathbf{x}_i^T \beta_2} - \lambda_0 \right)^{y_{2i} - k - 1} \left(e^{\mathbf{x}_i^T \beta_2} \right) \mathbf{x}_i \cdot (\lambda_0)^k \cdot \left(e^{\mathbf{x}_i^T \beta_1} - \lambda_0 \right)^{y_{1i} - k}}{(y_{2i} - k)! \cdot k! \cdot (y_{1i} - k)!}$$

Turunan kedua dijabarkan sebagai berikut:

$$\frac{\partial^2 Q}{\partial \lambda_0^2} = \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{1}{W_i} \frac{\partial^2 W_i}{\partial \lambda_0^2} \right) - \left(\frac{1}{W_i} \frac{\partial W_i}{\partial \lambda_0} \right)^2 \right]$$

$$\frac{\partial^2 Q}{\partial \beta_1 \beta_1^T} = - \sum_{i=1}^n \exp(\mathbf{x}_i^T \beta_1) \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i^T + \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{1}{W_i} \frac{\partial^2 W_i}{\partial \beta_1 \beta_1^T} \right) - \left(\frac{1}{W_i^2} \frac{\partial W_i}{\partial \beta_1} \frac{\partial W_i}{\partial \beta_1^T} \right) \right]$$

$$\frac{\partial^2 Q}{\partial \beta_2 \beta_2^T} = - \sum_{i=1}^n \exp(\mathbf{x}_i^T \beta_2) \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i^T + \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{1}{W_i} \frac{\partial^2 W_i}{\partial \beta_2 \beta_2^T} \right) - \left(\frac{1}{W_i^2} \frac{\partial W_i}{\partial \beta_2} \frac{\partial W_i}{\partial \beta_2^T} \right) \right]$$

$$\frac{\partial^2 Q}{\partial \lambda_0 \partial \beta_1} = \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{1}{W_i} \frac{\partial^2 W_i}{\partial \lambda_0 \partial \beta_1} \right) - \left(\frac{1}{W_i^2} \frac{\partial W_i}{\partial \lambda_0} \frac{\partial W_i}{\partial \beta_1} \right) \right]$$

$$\frac{\partial^2 Q}{\partial \lambda_0 \partial \beta_2} = \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{1}{W_i} \frac{\partial^2 W_i}{\partial \lambda_0 \partial \beta_2} \right) - \left(\frac{1}{W_i^2} \frac{\partial W_i}{\partial \lambda_0} \frac{\partial W_i}{\partial \beta_2} \right) \right]$$

$$\frac{\partial^2 Q}{\partial \beta_1 \partial \beta_2} = - \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{1}{W_i} \frac{\partial^2 W_i}{\partial \beta_1 \partial \beta_2} \right) - \left(\frac{1}{W_i^2} \frac{\partial W_i}{\partial \beta_1} \frac{\partial W_i}{\partial \beta_2} \right) \right]$$

Hasil persamaan tersebut tidak menunjukkan hasil yang eksplisit, sehingga untuk menyelesaikan permasalahan tersebut digunakan iterasi numerik yaitu dengan metode Newton Raphson dengan langkah-langka sebagai berikut.

1. Menentukan nilai taksiran awal dari parameter $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(0)}$ dengan

$\boldsymbol{\theta} = (\lambda_0 \quad \beta_1^T \quad \beta_2^T)^T$, dimana nilai $\ln L(\boldsymbol{\theta}) = Q$. Untuk nilai taksiran awal parameter $\hat{\lambda}_{0(0)}$ dapat menggunakan $\text{Cov}[Y_1, Y_2] = \lambda_0$. Nilai taksiran awal parameter $\hat{\beta}_{j(0)}$

diperoleh dengan menggunakan metode *Ordinary Least Square* (OLS), yaitu

$$\hat{\beta}_{j(0)} = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{Y}_j \text{ dengan } j= 1,2. \quad (2.34)$$

2. Membuat vektor gradien $\mathbf{g}$

$$\mathbf{g}^T(\boldsymbol{\theta}_{(m)})_{(k+1)1} = \left(\frac{\partial Q}{\partial \lambda_0}, \frac{\partial Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_1^T}, \frac{\partial Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_2^T} \right)_{\boldsymbol{\theta}=\boldsymbol{\theta}_{(m)}} \quad (2.35)$$

3. Membentuk matriks Hessian $\mathbf{H}$

$$\mathbf{H}(\boldsymbol{\theta}_{(m)})_{(k+1)(k+1)} = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 Q}{\partial \lambda_0^2} & \frac{\partial^2 Q}{\partial \lambda_0 \partial \boldsymbol{\beta}_1} & \frac{\partial^2 Q}{\partial \lambda_0 \partial \boldsymbol{\beta}_2} \\ \frac{\partial^2 Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_1 \partial \boldsymbol{\beta}_1^T} & \frac{\partial^2 Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_1 \partial \boldsymbol{\beta}_2^T} & \\ \text{simetris} & \frac{\partial^2 Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_2 \partial \boldsymbol{\beta}_2^T} \end{bmatrix}_{\boldsymbol{\theta}=\boldsymbol{\theta}_{(m)}} \quad (2.36)$$

4. Memasukkan nilai ke dalam $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(0)}$ elemen-elemen vektor $\mathbf{g}$ dan matriks $\mathbf{H}$, sehingga diperoleh vektor $\mathbf{g}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(0)})$ dan matriks $\mathbf{H}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(0)})$
5. Dilakukan iterasi mulai dari $m=0$ terhadap persamaan

$$\hat{\boldsymbol{\theta}}_{j(m+1)} = \hat{\boldsymbol{\theta}}_{j(m)} - \mathbf{H}^{-1}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m)}) \mathbf{g}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m)}) \quad (2.37)$$

6. Apabila penaksiran parameter yang konvergen belum didapatkan, maka dilanjutkan kembali ke langkah 5 hingga iterasi ke $m = m+1$. Apabila nilai dari $\|\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m+1)} - \hat{\boldsymbol{\theta}}_{(m)}\| \leq \varepsilon$ dimana ε adalah bilangan yang sangat kecil maka iterasi harus dihentikan.

2.3.2.2 Pengujian Parameter Regresi Bivariat Poisson

Pengujian parameter model regresi poisson dilakukan dengan metode *Maximum Likelihood Ratio Test* (MLRT) yang dinotasikan seperti pada persamaan (2.38).

$$D(\hat{\beta}) = -2 \ln \Lambda = -2 \ln \left(\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right) \quad (2.38)$$

Dimana $L(\hat{\omega})$ adalah nilai *maximum likelihood* untuk model sederhana tanpa melihat variabel prediktor, sedangkan $L(\hat{\Omega})$ adalah nilai *maximum likelihood* untuk model yang lebih lengkap dengan melibatkan variabel prediktor.

Hipotesis yang diberikan dalam pengujian parameter *bivariate poisson regression* adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_{j1} = \beta_{j2} = \dots = \beta_{jk} = 0$$

$$H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \beta_{jl} \neq 0, \text{ dengan } j = 1, 2; l = 1, 2, \dots, k$$

Himpunan parameter dibawah H_0 adalah $\omega = \{\beta_{10}, \beta_{20}\}$, dengan fungsi *likelihoodnya* sebagai berikut:

$$L(\omega) = \prod_{i=1}^n f(y_i; \lambda_0; \beta_{10}; \beta_{20})$$

$$L(\omega) = \prod_{i=1}^n \left(\exp(\lambda_0 - e^{\beta_{10}} - e^{\beta_{20}}) \cdot W_{i(\omega)} \right)$$

dengan,

$$W_{i(\omega)} = \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \frac{(e^{\beta_{10}} - \lambda_0)^{y_{1i}-k} (e^{\beta_{20}} - \lambda_0)^{y_{2i}-k} (\lambda_0)^k}{(y_{1i} - k)! (y_{2i} - k)! k!}$$

$$L(\hat{\omega}) = \max_{\omega} L(\omega)$$

$$L(\hat{\omega}) = \prod_{i=1}^n \left(\exp(\hat{\lambda}_0 - e^{\hat{\beta}_{10}} - e^{\hat{\beta}_{20}}) W_{i(\omega)} \right)$$

dengan,

$$W_{i(\omega)} = \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \frac{(e^{\hat{\beta}_{10}} - \hat{\lambda}_0)^{y_{1i}-k} (e^{\hat{\beta}_{20}} - \hat{\lambda}_0)^{y_{2i}-k} (\hat{\lambda}_0)^k}{(y_{1i} - k)! (y_{2i} - k)! k!}$$

Dimana

$$\hat{\beta}_{10} = \bar{Y}_1, \hat{\beta}_{20} = \bar{Y}_2, \text{ dan } \hat{\lambda}_0 = \text{cov}(Y_1, Y_2)$$

Himpunan parameter dibawah populasi adalah $\Omega = \{\lambda_0, \beta_{j0}, \beta_{j1}, \dots, \beta_{jk}; j = 1, 2\}$ sehingga fungsi *likelihood*nya sebagai berikut:

$$L(\Omega) = \prod_{i=1}^n f(y_i; \lambda_0; \beta_1; \beta_2)$$

$$L(\Omega) = \prod_{i=1}^n \left(\exp \left(\lambda_0 - e^{\mathbf{x}_i^T \beta_1} - e^{\mathbf{x}_i^T \beta_2} \right) \cdot W_i \right)$$

dengan,

$$W_i = \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \frac{\left(e^{\mathbf{x}_i^T \beta_1} - \lambda_0 \right)^{y_{1i}-k} \left(e^{\mathbf{x}_i^T \beta_2} - \lambda_0 \right)^{y_{2i}-k}}{(y_{1i}-k)!(y_{2i}-k)!} \cdot \frac{(\lambda_0)^k}{k!}$$

$$L(\hat{\Omega}) = \max_{\Omega} L(\Omega)$$

$$L(\hat{\Omega}) = \prod_{i=1}^n \left(\exp \left(\hat{\lambda}_0 - e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\beta}_1} - e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\beta}_2} \right) \cdot W_i \right)$$

dengan,

$$W_i = \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \frac{\left(e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\beta}_1} - \hat{\lambda}_0 \right)^{y_{1i}-k} \left(e^{\mathbf{x}_i^T \hat{\beta}_2} - \hat{\lambda}_0 \right)^{y_{2i}-k}}{(y_{1i}-k)!(y_{2i}-k)!} \cdot \frac{(\hat{\lambda}_0)^k}{k!}$$

Sehingga dengan menggunakan persamaan *likelihood ratio test* (2.38) maka dapat ditulis persamaan (2.39) seperti berikut ini:

$$\begin{aligned} D(\hat{\beta}) &= -2 \ln \left[\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right] \\ &= 2 \left[\ln L(\hat{\Omega}) - \ln L(\hat{\omega}) \right] \\ &= 2 \left[\left(- \sum_{i=1}^n \exp(\mathbf{x}_i^T \hat{\beta}_1) - \sum_{i=1}^n \exp(\mathbf{x}_i^T \hat{\beta}_2) + \sum_{i=1}^n \ln W_i \right) \right. \\ &\quad \left. - \left(- \sum_{i=1}^n \exp(\hat{\beta}_{10}) - \sum_{i=1}^n \exp(\hat{\beta}_{20}) + \sum_{i=1}^n \ln W_{i(\omega)} \right) \right] \end{aligned} \quad (2.39)$$

$D(\hat{\beta})$ merupakan devians model regresi poisson bivariat dengan menggunakan pendekatan dari distribusi *Chi-Square* dengan

derajat bebas v , sehingga kriteria pengujiannya adalah tolak H_0 apabila $D(\hat{\beta}) > \chi^2_{(\alpha;v)}$.

Apabila H_0 ditolak maka langkah berikutnya adalah melakukan pengujian parameter secara parsial untuk mengetahui parameter mana saja yang memberikan pengaruh signifikan terhadap model. Hipotesis yang digunakan adalah:

$$H_0 : \beta_{jl} = 0$$

$$H_1 : \beta_{jl} \neq 0, \text{ dengan } j = 1, 2 ; l = 1, 2, \dots, k$$

Statistik uji yang digunakan adalah seperti pada persamaan (2.41).

$$Z_{hit} = \frac{\hat{\beta}_{jl}}{SE(\hat{\beta}_{jl})} \quad (2.40)$$

Nilai $(SE(\hat{\beta}_{jl}))^2$ diperoleh dari diagonal ke $(j+1)$ dari $var(\hat{\theta})$

H_0 ditolak apabila nilai dari $|Z_{hit}|$ lebih besar dari nilai $Z_{(\alpha/2)}$ dimana α adalah signifikansi yang digunakan.

2.3.1.3 Estimasi Standard Error Dengan Metode *Bootstrap*

Metode *Bootstrap* adalah metode *resampling* yang digunakan dengan pengembalian menggunakan B jumlah replikasi. Metode ini digunakan untuk mengestimasi suatu distribusi populasi yang tidak diketahui. Metode ini juga dapat digunakan untuk mencari standar error estimasi parameter. Metode *bootstrap* digunakan jika pada proses estimasi tersebut nilai parameternya yang dicari sangat sulit untuk mencapai nilai yang konvergen (Karlis dan Ntzoufras, 2005). Algoritma *bootstrap* untuk mengestimasi standar error dari parameter adalah sebagai berikut (Efron & Tibshirani, 1993).

1. Memilih B sampel independen *bootstrap* $x^{*1}, x^{*2}, \dots, x^{*B}$ masing-masing terdiri dari n data yang diambil dengan pengembalian dari x .
2. Melakukan evaluasi terhadap replikasi *bootstrap* yang bersesuaian pada tiap sampel.

$$\hat{\theta}^*(b) = s(x^{*B}), \quad b = 1, 2, \dots, B$$

3. Melakukan pembentukan model dari setiap replikasi.

4. Menyimpan tiap nilai estimasi parameter yang dihasilkan dari pemodelan pada setiap iterasi.
5. Mengestimasi standar error dengan rumusan sebagai berikut:

$$\widehat{se}(\hat{\theta}_B) = \sqrt{\frac{\sum_{b=1}^B (\hat{\theta}_{(b)}^* - \hat{\theta}_{(.)}^*)^2}{B - 1}} \quad (2.41)$$

Dimana:

B = banyak replikasi *bootstrap* untuk estimasi standar error (antara 25-200)

$\widehat{se}(\hat{\theta}_B)$ = nilai estimasi standar error *bootstrap*

$\hat{\theta}_{(.)}^*$ = nilai rata-rata hasil estimasi parameter yang didefinisikan dengan:

$$\hat{\theta}_{(.)}^* = \frac{\sum_{b=1}^B \hat{\theta}_{(b)}^*}{B} \quad (2.42)$$

$\hat{\theta}_{(b)}^*$ = nilai estimasi parameter *bootstrap* ke- b , untuk $b = 1, 2, \dots, B$

2.3.1.4 Kriteria Keباian Model

Akaike Information Criterion (AIC) adalah kriteria kesesuaian model dalam mengestimasi model secara statistik. Dalam pembentukan model regresi diperlukan adanya kriteria AIC dengan tujuan untuk mendapatkan faktor-faktor yang berpengaruh terhadap model dan bukan untuk melakukan suatu prediksi. Nilai AIC bergantung dengan nilai devians dari model. Semakin kecil nilai devians maka semakin kecil pula tingkat kesalahan yang dihasilkan model sehingga model yang diperoleh menjadi semakin tepat. Nilai Devians dipengaruhi oleh rasio antara fungsi *likelihood* di bawah H_0 dengan fungsi *likelihood* dibawah populasi. Nilai AIC dirumuskan sebagai berikut:

$$AIC = -2 \ln L(\hat{\theta}) + 2k \quad (2.43)$$

dimana k merupakan banyaknya parameter yang digunakan, sedangkan $L(\hat{\theta})$ merupakan nilai *likelihood*. Apabila nilai AIC semakin kecil maka model yang dihasilkan akan menjadi semakin baik. Selain menggunakan AIC juga dapat menggunakan *Bayesian Information Criterion* (BIC) dan loglikelihood. Untuk rumus yang dihasilkan dari BIC adalah sebagai berikut

$$BIC = -2 \ln L(\beta) + k \ln(n) \quad (2.44)$$

2.4 Uji Korelasi dan Multikolinearitas

2.4.1 Uji Korelasi

Koefisien korelasi merupakan indikator dalam hubungan linear antara 2 variabel (Draper & Smith, 1992). Sedangkan menurut Kawamura (1973) koefisien korelasi untuk Y_1 dan Y_2 adalah seperti yang dituliskan pada persamaan (2.41).

$$\rho_{Y_1 Y_2} = \frac{Cov(Y_1 Y_2)}{\sqrt{var(Y_1) var(Y_2)}} \quad (2.45)$$

Didalam koefisien korelasi terdapat 2 hubungan yang terjadi, yaitu hubungan positif dan negatif. Hal ini dikarenakan adanya nilai korelasi yang berkisar antara -1 hingga 1. Apabila nilai korelasi mendekati 1, baik dari nilai positif maupun negatif maka kedua variabel memiliki hubungan yang erat. Apabila terdapat nilai korelasi yang bernilai 0 maka hal ini menunjukkan bahwa kedua variabel tidak memiliki hubungan yang erat. Nilai korelasi yang negatif menunjukkan hubungan yang berbanding terbalik, sedangkan apabila korelasi positif maka terdapat hubungan yang berbanding lurus pada 2 variabel. Pengujian korelasi untuk variabel respon dilakukan dengan hipotesis sebagai berikut:

H_0 : Tidak ada hubungan antara Y_1 dan Y_2

H_1 : Terdapat hubungan antara Y_1 dan Y_2

Statistik Uji:

$$t_{hit} = \frac{\rho_{y_1 y_2} \sqrt{n-2}}{\sqrt{1 - (\rho_{y_1 y_2})^2}} \quad (2.46)$$

Daerah kritis tolak H_0 adalah jika $t_{hit} > t_{(\alpha/2, n-2)}$.

2.4.2 Uji Multikolinearitas

Multikolinearitas adalah hubungan linear yang terjadi diantara beberapa atau semua variabel penjelas dari model regresi berganda. Berikut ini merupakan beberapa konsekuensi adanya multikolinearitas:

1. Apabila terjadi multikolinearitas yang sempurna maka koefisien regresi tidak dapat diperoleh dengan menggunakan metode kuadrat terkecil.
2. Apabila terjadi multikolinearitas mendekati sempurna maka hasil perkiraan dengan metode pendekatan kuadrat terkecil masih tetap tidak bias, tetapi tidak efisien (variansi tidak minimum).
3. Terjadi kotradiksi keputusan antara hasil pengujian hipotesis parameter regresi secara serentak melalui statistik uji F dengan hasil pengujian parameter secara individu melalui statistik uji t. Pada pengujian secara serentak diputuskan untuk menolak H_0 yang berarti minimal ada satu parameter regresi yang signifikan, tetapi pada uji secara individu ternyata tidak satu pun parameter regresi yang signifikan.
4. Terjadi dampak yang sangat serius yaitu berubahnya tanda koefisien regresi.
5. Adanya korelasi antar variabel prediktor dalam model regresi dapat menyebabkan nilai taksiran parameter regresi yang dihasilkan memiliki error yang sangat besar.

Terdapat beberapa cara untuk mendeteksi adanya multikolinearitas, yaitu:

1. Mengamati nilai R^2 , F hitung, dan t hitung. Apabila terdapat nilai R^2 ($>0,70$) dan F hitung tinggi sementara nilai t hitung banyak yang tidak signifikan, maka pada model regresi yang diperoleh terindikasi adanya kasus multikolinearitas. R^2 dapat diartikan sebagai suatu nilai yang mengukur proporsi atau variasi total di sekitar nilai tengah Y, yang dapat dijelaskan oleh model regresi yang terbentuk. Nilai R^2 berkisar antara 0 sampai dengan 1. Rumus dari R^2 adalah sebagai berikut:

$$R^2 = \frac{SS_{reg}}{SS_T}$$

$$R^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2} \quad (2.47)$$

Dimana:

SS_{reg} adalah jumlah kuadrat regresi

SS_T adalah jumlah kuadrat total

2. Mengamati nilai VIF dan TOLERANCE. Apabila terdapat nilai VIF (*Variance Inflation Factor*) ≥ 10 maka menandakan adanya korelasi antar variabel independen dan jika nilai TOLERANCE sebesar 0,10, maka model regresi yang dihasilkan diindikasikan terdapat masalah multikolinearitas, dimana

$$TOLERANCE = \frac{1}{VIF}$$

(Hines & Montgomery, 1990)

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2} \text{ dengan } j = 1, 2, \dots, k.$$

2.5 Kematian Ibu dan Bayi

Kematian ibu dan kematian bayi merupakan dua kejadian yang saling berhubungan. Hal ini dikarenakan adanya kesamaan pemberian fasilitas pelayanan kesehatan terhadap ibu hamil dan bayi yang akan dilahirkan.

2.5.1 Kematian Ibu

Kematian ibu adalah kematian perempuan pada saat hamil atau kematian dalam kurun waktu 42 hari sejak terminasi kehamilan tanpa memandang lamanya kehamilan atau tempat persalinan, yakni kematian yang disebabkan karena kehamilannya atau pengelolaannya, tetapi bukan karena sebab-sebab lain seperti kecelakaan dan terjatuh (WHO, 2004).

Penyebab langsung kematian Ibu sebesar 90% terjadi pada saat persalinan dan segera setelah persalinan (SKRT 2001). Penyebab langsung kematian Ibu adalah pendarahan (28%),

eklampsia (24%) dan infeksi (11%). Penyebab tidak langsung kematian Ibu antara lain Kurang Energi Kronis/KEK pada kehamilan (37%) dan anemia pada kehamilan (40%). Kejadian anemia pada ibu hamil ini akan meningkatkan risiko terjadinya kematian ibu dibandingkan dengan ibu yang tidak anemia. Sedangkan berdasarkan laporan rutin PWS tahun 2007, penyebab langsung kematian ibu adalah perdarahan (39%), eklampsia (20%), infeksi (7%) dan lain-lain (33%) (Departemen Kesehatan, 2010).

Salah satu faktor tingginya jumlah kematian ibu di Indonesia adalah disebabkan karena relatif masih rendahnya cakupan pertolongan oleh tenaga kesehatan. Untuk dapat menekan angka kematian ibu dan anak maka di setiap wilayah di Indonesia dilakukan program KIA (Kesehatan Ibu dan Anak). Program KIA yang dimaksud meliputi pelayanan ibu hamil, ibu bersalin, ibu nifas, ibu dengan komplikasi kebidanan, keluarga berencana, bayi baru lahir, bayi baru lahir dengan komplikasi, bayi, dan balita. Sejak tahun 2010 pemerintah juga telah mencanangkan program Jampersal (Jaminan persalinan nasional). Jampersal merupakan salah satu terobosan untuk mempercepat penurunan kematian ibu dan neonatal. Jaminan persalinan memiliki tujuan untuk melindungi dan menyelamatkan ibu hamil, bersalin, nifas, dan bayi baru lahir dari komplikasi dan resiko kematian. Jaminan persalinan ini memberikan jaminan pelayanan pemeriksaan kehamilan, persalinan, pelayanan ibu nifas dan bayi baru lahir untuk semua ibu dan bayi baru lahir yang belum memiliki jaminan kesehatan (Bappenas, 2012).

Selain itu dalam membantu pencapaian tujuan MDGs ke 4 dan 5 maka WHO mengembangkan konsep *Four Pillars of Safe Motherhood* untuk menggambarkan ruang lingkup upaya penyelamatan ibu dan bayi. 4 Pilar yang dapat digunakan adalah:

1. Keluarga berencana

Program keluarga berencana memiliki peranan dalam menurunkan risiko kematian ibu dan bayi melalui

pencegahan kehamilan, penundaan usia kehamilan, dan menjarangkan kehamilan.

2. Asuhan antenatal

Pelayanan antenatal adalah pelayanan kesehatan yang diberikan oleh tenaga kesehatan untuk ibu selama masa kehamilannya. Pelayanan antenatal sesuai standar meliputi anamnesis, pemeriksaan fisik (umum dan kebidanan), pemeriksaan laboratorium rutin dan khusus, serta intervensi umum dan khusus (sesuai risiko yang ditemukan dalam pemeriksaan).

3. Persalinan bersih dan aman

Ibu hamil yang sudah memasuki waktu bersalin harus ditolong oleh tenaga kesehatan profesional yang memahami cara menolong persalinan secara bersih dan aman, sehingga resiko tinggi persalinan dapat lebih dihindari.

4. Pelayanan obstetri esensial

Pelayanan obstetri esensial diberikan bagi ibu yang mengalami kehamilan risiko tinggi atau komplikasi. Pelayanan obstetri esensial meliputi kemampuan fasilitas pelayanan kesehatan untuk melakukan tindakan dalam mengatasi risiko tinggi dan komplikasi kehamilan/persalinan.

2.5.2 Kematian Bayi

Kematian bayi adalah kematian yang terjadi saat antara bayi setelah dilahirkan sampai bayi belum mencapai usia tepat 1 tahun (WHO, 2004). Secara garis besar dari sisi penyebabnya, kematian bayi terdiri dari dua macam yaitu endogen dan eksogen. Kematian bayi endogen atau kematian neonatal adalah kematian bayi yang terjadi pada bulan pertama setelah dilahirkan dan pada umumnya disebabkan oleh faktor-faktor yang dibawah anak sejak lahir dan diperoleh dari orang tuanya pada saat konsepsi atau masa kehamilan. Kematian bayi eksogen atau post neonatal adalah kematian bayi yang terjadi setelah usia satu bulan sampai menjelang usia satu tahun yang disebabkan oleh faktor-faktor yang bertalian dengan pengaruh lingkungan luar.

Sebagian besar kematian anak di Indonesia saat ini terjadi pada masa baru lahir (neonatal), bulan pertama kehidupan. Kemungkinan anak meninggal pada usia yang berbeda adalah 19 per seribu selama masa neonatal, 15 per seribu dari usia 2 hingga 11 bulan dan 10 per seribu dari usia satu sampai lima tahun. Kematian bayi baru lahir kini merupakan hambatan utama dalam menurunkan kematian anak lebih lanjut (UNICEF, 2012).

Menurut RISKESDAS 2007, penyebab kematian neonatal pada 0-6 hari adalah gangguan pernafasan (37%), prematuritas (34%), sepsis (12%), hipotermi (7%), kelainan darah/ikterus (6%), postmatur (3%) dan kelainan kongenital (1%). Penyebab kematian neonatal 7-28 hari adalah sepsis (20,5%), kelainan kongenital (19%), pneumonia (17%), *Respiratori Distress Syndrome*/RDS (14%), prematuritas (14%), ikterus (3%), cedera lahir (3%), tetanus (3%), defisiensi nutrisi (3%) dan *Suddenly Infant Death Syndrome*/SIDS (3%). Sedangkan penyebab kematian bayi (29 hari-1 tahun) adalah diare (42%), pneumonia (24%), meningitis/ensefalitis (9%), kelainan saluran cerna (7%), kelainan jantung kongenital dan hidrosefalus (6%), sepsis (4%), tetanus (3%) dan lain-lain (5%) (Departemen Kesehatan, 2010).

BAB III METODOLOGI PENELITIAN

3.1 Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data sekunder. Data berasal dari Profil Kesehatan Propinsi Jawa Timur 2012 yang dipublikasikan di *website* Dinas Kesehatan Jawa Timur, dengan unit penelitian adalah kabupaten/kota di Jawa Timur. Jumlah pengamatan adalah sebanyak 38 kabupaten/kota yang terdiri dari 29 kabupaten dan 9 kota.

3.2 Variabel Penelitian

Variabel penelitian yang digunakan dalam penelitian ini terdiri dari dua variabel respon (Y) yaitu jumlah kasus kematian ibu dan jumlah kasus kematian bayi. Sedangkan variabel prediktor (X) dipilih sebanyak 7 variabel berdasarkan indikator program KIA dan *Four Pillars of Safe Motherhood*. Variabel penelitian tersebut ditabelkan pada Tabel 3.1.

Tabel 3.1 Variabel Penelitian

Kode	Variabel	Tipe Variabel
Y_1	Jumlah kasus kematian ibu	Diskrit
Y_2	Jumlah kasus kematian bayi	Diskrit
X_1	Persentase tenaga kesehatan	Kontinu
X_2	Persentase persalinan oleh tenaga kesehatan	Kontinu
X_3	Persentase ibu hamil melaksanakan program K4	Kontinu
X_4	Persentase rumah tangga ber-PHBS	Kontinu
X_5	Persentase ibu hamil mendapat tablet Fe3	Kontinu
X_6	Persentase wanita berstatus kawin dibawah usia 20 tahun	Kontinu
X_7	Persentase peserta KB aktif	Kontinu

Beikut ini merupakan definisi dan penjelasan dari masing-masing variabel yang digunakan dalam penelitian:

a. Jumlah kasus kematian ibu (Y_1)

Jumlah kasus kematian ibu adalah jumlah seluruh kejadian kematian pada wanita saat melahirkan dan 42 hari setelah

melahirkan (masa nifas) bukan dikarenakan kecelakaan disetiap kabupaten/kota di Jawa Timur.

- b. Jumlah kasus kematian bayi (Y_2)
Jumlah kasus kematian bayi adalah jumlah seluruh kejadian kematian bayi yang berusia nol hingga kurang dari satu tahun disetiap kabupaten/kota di Jawa Timur.
- c. Persentase tenaga kesehatan (X_1)
Persentase tenaga kesehatan adalah jumlah dokter, bidan dan perawat dibagi dengan jumlah penduduk tiap kabupaten/kota di Jawa Timur.
- d. Persentase persalinan oleh tenaga kesehatan (X_2)
Persentase persalinan oleh tenaga kesehatan adalah jumlah bayi yang proses kelahirannya dibantu oleh tenaga kesehatan yang profesional (dengan kompetensi kebidanan) dibagi dengan jumlah seluruh bayi yang ada di tiap kabupaten/kota di Jawa Timur. Tenaga kesehatan yang berkompeten memberikan pelayanan dan pertolongan persalinan adalah dokter spesialis kebidanan, dokter, dan bidan. Pertolongan oleh tenaga kesehatan yang profesional dilakukan mulai dari lahirnya bayi, pemotongan tali pusat sampai keluarnya plasenta (Dinkes, 2011).
- e. Persentase ibu hamil melaksanakan program K4 (X_3).
Persentase ibu hamil melaksanakan program K4 adalah jumlah ibu hamil melaksanakan program K4 dibagi dengan jumlah seluruh ibu hamil yang ada di tiap kabupaten/kota di Jawa Timur. Ibu hamil yang melaksanakan program K4 adalah ibu hamil yang telah memperoleh pelayanan antenatal sesuai dengan standar, paling sedikit empat kali dengan distribusi waktu 1 kali pada trimester ke-1, 1 kali pada trimester ke-2 dan 2 kali pada trimester ke-3 disuatu wilayah kerja pada kurun waktu tertentu (Departemen Kesehatan, 2010).
- f. Persentase rumah tangga ber-PHBS (X_4)
Persentase rumah tangga ber-PHBS adalah jumlah rumah tangga yang ber-PHBS dibagi dengan jumlah seluruh rumah

tangga yang ada di masing-masing kabupaten/kota di Jawa Timur. Perilaku hidup bersih dan sehat (PHBS) adalah semua perilaku kesehatan yang dilakukan atas kesadaran semua anggota keluarga dan masyarakat, sehingga keluarga dan masyarakat itu dapat menolong dirinya sendiri dan berperan aktif dalam kegiatan-kegiatan kesehatan di masyarakat.

- g. Persentase ibu hamil mendapat tablet Fe3 (X_5)
 Persentase ibu hamil mendapat tablet Fe3 adalah jumlah ibu hamil yang mendapatkan asupan tablet Fe3 dibagi dengan jumlah ibu hamil yang ada di tiap kecamatan. Pemberian tablet Fe terhadap ibu hamil sangat diperlukan untuk mencegah terjadinya anemia. Kekurangan kandungan Fe dalam tubuh menyebabkan kelahiran bayi cenderung prematur dan berat bayi lahir rendah. Oleh karena itu pemberian tablet Fe3 pada ibu hamil sangat diperlukan.
- h. Persentase wanita berstatus kawin dibawah umur 20 tahun. (X_6).
 Persentase wanita berstatus kawin dibawah umur 20 tahun adalah jumlah wanita kawin dibawah usia 20 tahun dibagi dengan jumlah seluruh wanita berstatus kawin di tiap kabupaten/kota di Jawa Timur. Pada saat berusia dibawah 20 tahun maka organ reproduksinya belum siap untuk berhubungan atau mengandung, sehingga jika hamil berisiko mengalami tekanan darah tinggi (karena tubuhnya tidak kuat). Kondisi ini biasanya tidak terdeteksi pada tahap-tahap awal, namun nantinya menyebabkan kejang-kejang, pendarahan bahkan kematian pada ibu atau bayinya.
- i. Persentase peserta KB aktif (X_7).
 Persentase peserta KB aktif adalah jumlah peserta KB aktif dibagi dengan jumlah pasangan usia subur yang ada di tiap kabupaten/kota di Jawa Timur. Pelayanan KB yang sesuai standar dengan menghormati hak individu dalam merencanakan kehamilan diharapkan dapat berkontribusi dalam menurunkan angka kematian ibu dan bayi bagi pasangan usia subur (Dinas Kesehatan, 2011).

Struktur data untuk variabel penelitian ini ditunjukkan pada Tabel 3.2.

Tabel 3.2 Struktur Data Penelitian

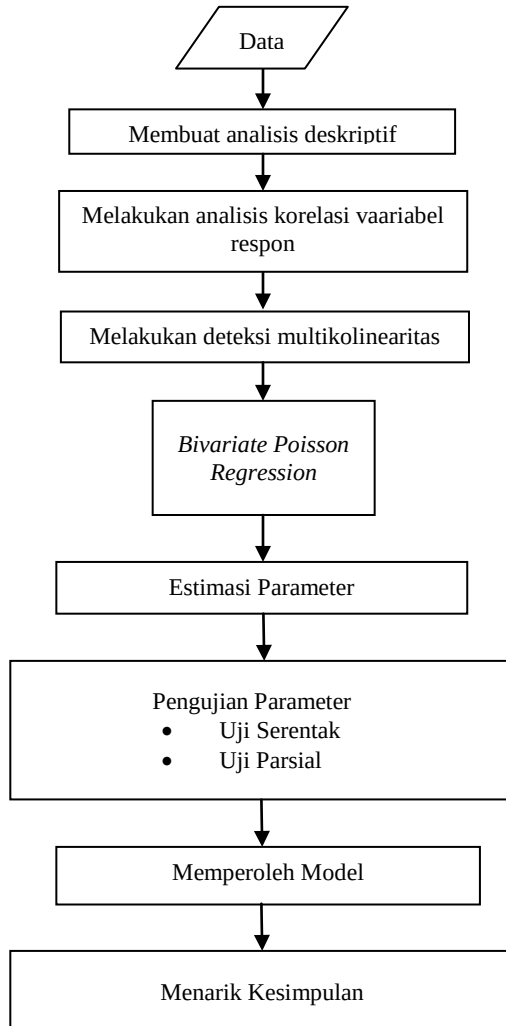
Wilayah	Y_1	Y_2	X_1	X_2	X_3	...	X_7
1	$Y_{1,1}$	$Y_{2,1}$	$X_{1,1}$	$X_{2,1}$	$X_{3,1}$	...	$X_{7,1}$
2	$Y_{1,2}$	$Y_{2,2}$	$X_{1,2}$	$X_{2,2}$	$X_{3,2}$	...	$X_{7,2}$
3	$Y_{1,3}$	$Y_{2,3}$	$X_{1,3}$	$X_{2,3}$	$X_{3,3}$	...	$X_{7,3}$
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\ddots$	$\vdots$
38	$Y_{1,38}$	$Y_{2,38}$	$X_{1,38}$	$X_{2,38}$	$X_{3,38}$	...	$X_{7,38}$

3.3 Metode Analisis

Langkah-langkah dalam analisis data untuk setiap tujuan penelitian adalah sebagai berikut:

1. Membuat analisa deskriptif terhadap variabel respon dan variabel prediktor.
2. Menguji korelasi untuk variabel respon.
3. Mendeteksi kasus multikolinearitas dari variabel prediktor dengan menggunakan kriteria uji VIF.
4. Mengestimasi parameter model *bivariate poisson regression* dengan menggunakan *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) dan selanjutnya mencari nilai *standard error* dengan menggunakan metode *bootstrap*.
5. Melakukan pengujian signifikansi parameter untuk *bivariate poisson regression*.
6. Menentukan model terbaik untuk *bivariate poisson regression*
7. Melakukan interpretasi model *bivariate poisson regression* yang didapatkan
8. Membuat kesimpulan dari hasil analisis.

Diagram analisis langkah penelitian digambarkan seperti pada Gambar 3.1 berikut ini.



Gambar 3.1 Diagram Alir Penelitian

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB IV

ANALISIS DAN PEMBAHASAN

4.1 Statistika Deskriptif

Dalam penelitian ini digunakan provinsi Jawa Timur sebagai provinsi yang akan dilakukan penelitian. Jawa Timur merupakan sebuah pulau dibagian timur Pulau Jawa di Indonesia, yang memiliki ibukota yang terletak di Kota Surabaya. Luas wilayahnya yaitu sebesar 47.992 km² dan jumlah penduduknya di tahun 2010 adalah sebanyak 37.476.757 jiwa. Jawa Timur memiliki 38 kabupaten/ kota yang terdiri dari 29 kabupaten dan 9 kota.

4.1.1 Statistika Deskriptif Variabel Respon

Variabel respon yang digunakan dalam penelitian ini adalah jumlah kematian ibu (Y_1) dan jumlah kematian bayi (Y_2). Berikut ini disajikan Tabel 4.1 yang berisi gambaran secara deskriptif dari dua variabel respon tersebut di Provinsi Jawa Timur tahun 2012.

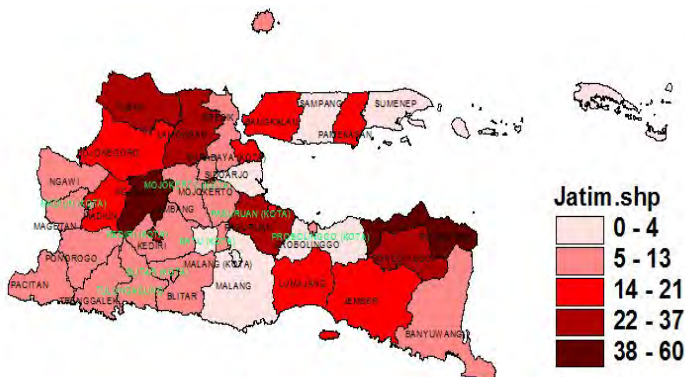
Tabel 4.1 Statistika Deskriptif Variabel Respon

Variabel	Mean	Varians	Minimum	Maksimum
Y_1	15,340	147,370	1,000	60,000
Y_2	155,400	9867,500	23,000	424,000

Berdasarkan Tabel 4.1 dapat diperoleh informasi bahwa pada tahun 2012 rata-rata jumlah kematian ibu di Provinsi Jawa Timur adalah mencapai 16 jumlah kematian dengan kasus kematian terbanyak berjumlah 60 kematian di Kota Surabaya dan kasus kematian yang paling sedikit berjumlah 1 kematian di Kota Mojokerto dan Kota Pasuruan. Nilai varians yang diberikan cukup besar yaitu 147,370 artinya jumlah kematian ibu yang dimiliki antar kabupaten/kota di Jawa Timur memiliki nilai yang cukup berbeda jauh.

Pada jumlah kematian bayi di Jawa Timur memiliki rata-rata kematian sebanyak 156 kematian. Kasus kematian bayi terbanyak yaitu mencapai 424 kematian di Kabupaten Jember, sedangkan kasus kematian bayi paling sedikit yaitu terjadi di kota Mojokerto dengan jumlah kematian bayi sebanyak 23 kematian. Berdasarkan Tabel 4.1 nilai varians yang diberikan cukup besar yaitu 9867,5 hal ini dapat diartikan bahwa jumlah kematian bayi antar kabupaten/kota di Jawa Timur memiliki nilai yang bereda jauh.

Berikut ini juga disajikan gambaran persebaran kasus kematian ibu dan kematian bayi di 38 kabupaten/kota di Jawa Timur tahun 2012. Gambar 4.1 memberikan gambaran persebaran jumlah kematian ibu di Jawa Timr tahun 2012. Berdasarkan Gambar 4.1 dapat dikatakan bahwa kasus kematian ibu banyak terjadi di Kota Surabaya, Kabupaten Jember, dan Kabupaten Kediri. Sedangkan daerah yang sedikit memiliki kasus kematian ibu adalah Kota Mojokerto dan Kota Pasuruan. Dari ke-38 kabupaten/kota tersebut terdapat 13 kabupaten/kota yang memiliki jumlah kematian ibu diatas rata-rata jumlah kematian ibu di Jawa Timur. Grafik persebaran jumlah kematian ibu di Jawa Timr tahun 2012 dapat dilihat pada lampiran.



Gambar 4.1 Peta Persebaran Jumlah Kasus Kematian Ibu di Provinsi Jawa Timur Tahun 2012

Pada penelitian ini variabel prediktor yang diduga berpengaruh terhadap variabel respon kematian ibu dan kematian bayi adalah persentase tenaga kesehatan (X_1), persentase persalinan oleh tenaga kesehatan (X_2), persentase ibu hamil melaksanakan program K4 (X_3), persentase rumah tangga ber-PHBS (X_4), persentase ibu hamil mendapatkan

tablet Fe3 (X_5), persentase wanita berstatus kawin dibawah usia 20 tahun (X_6), persentase peserta KB aktif (X_7).

Tabel 4.2 Statistika Deskriptif Variabel Prediktor

Variabel	Mean	Varians	Minimum	Maksimum
X_1	0,384	1,456	0,057	7,523
X_2	88,47	50,62	71,24	98,98
X_3	84,02	53,6	70,67	100
X_4	43,72	218,69	8,5	65,74
X_5	80,29	65,62	65,37	100
X_6	2,787	3,103	0,34	7
X_7	73,47	152,42	20,07	98,6

Berdasarkan Tabel 4.2 dapat dilihat bahwa pada tahun 2012 di provinsi Jawa Timur, persentase tenaga kesehatan terhadap jumlah penduduk (X_1) paling tinggi adalah di Kota Mojokerto yaitu sebesar 7,523 persen. Sedangkan persentase tenaga kesehatan paling rendah yaitu berada di Kabupaten Mojokerto dengan persentase sebesar 0,057 persen.

Persentase persalinan oleh tenaga kesehatan terhadap jumlah penduduk yang ada pada masing-masing kabupaten/kota (X_2) memiliki variansi sebesar 50,62 artinya perbedaan pencapaian persentase persalinan oleh tenaga kesehatan di masing-masing kabupaten/kota cukup rendah. Untuk kabupaten/kota yang memiliki tingkat persentase persalinan oleh tenaga kesehatan tertinggi adalah Kabupaten Bangkalan dengan tingkat persentase persalinan oleh tenaga kesehatan sebesar 98,98 persen terhadap jumlah penduduk yang ada, sedangkan kabupaten/kota yang memiliki tingkat persentase persalinan oleh tenaga kesehatan terendah adalah Kota Surabaya dengan tingkat persentase sebesar 71,24 persen terhadap jumlah penduduk yang ada.

Adanya program rumah tangga ber-PHBS (X_4) di Jawa Timur dapat dikatakan masih belum berhasil, karena rata-rata persentase rumah tangga ber-PHBS masih berada dibawah 50

persen, yaitu sebesar 43,72 persen terhadap jumlah rumah tangga yang ada di Jawa Timur. Perbedaan pencapaian persentase rumah tangga ber-PHBS tiap-tiap kabupaten/kota cukup jauh, hal ini dapat dilihat dari nilai varians yang mencapai 218,69. Kota Kediri merupakan kota di Jawa Timur yang memiliki persentase rumah tangga ber-PHBS tertinggi dengan persentase sebesar 65,74 persen terhadap seluruh jumlah rumah tangga yang ada di Kota Kediri. Sedangkan Kabupaten Pamekasan merupakan kabupaten yang memiliki persentase terendah untuk rumah tangga ber-PHBS dengan pencapaian 8,5 persen dari jumlah seluruh rumah tangga yang ada di Kabupaten Pamekasan.

4.2 Pemeriksaan Korelasi dan Multikolinearitas

4.2.1 Pemeriksaan Korelasi Variabel Respon

Pemeriksaan korelasi variabel respon digunakan untuk menunjukkan apakah variabel respon jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi yang digunakan saling berhubungan erat sehingga nantinya dapat dilakukan analisis regresi bivariat poisson. Untuk melihat korelasi antar variabel respon dapat dilihat dari derajat keeratan hubungan antar variabel respon. Dengan melakukan pengujian hipotesis sebagai berikut:

H_0 : Tidak ada hubungan antara Y_1 dan Y_2

H_1 : Terdapat hubungan antara Y_1 dan Y_2

Berdasarkan nilai $p\text{-value} = 0,000 < \alpha = 0,05$ dapat dinyatakan bahwa tolak H_0 , selain itu berdasarkan nilai $t_{hit} = 8,894 > t_{(0,025,36)} = 2,0438$ juga dinyatakan tolak H_0 . Kesimpulan yang dihasilkan adalah terdapat hubungan yang signifikan antara jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi.

Tabel 4.3 Koefisien Korelasi Variabel Respon

	Jumlah Kematian Ibu	Jumlah Kematian Bayi
Jumlah Kematian Ibu	1	0,829
Jumlah Kematian Bayi	0,829	1

Berdasarkan Tabel 4.3 dapat dilihat bahwa nilai derajat keeratan hubungan antara variabel jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi adalah bernilai 0,829, hal ini menunjukkan bahwa terdapat hubungan yang erat antara jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi.

4.2.2 Pemeriksaan Multikolinearitas Pada Variabel Prediktor

Pemeriksaan adanya multikolinearitas antar variabel prediktor dilakukan karena dalam pemodelan regresi, variabel prediktor yang digunakan tidak boleh saling berkorelasi antara satu dengan yang lainnya. Terdapat dua cara untuk mengetahui adanya multikolinearitas pada variabel prediktor yang digunakan, yaitu dengan melihat nilai koefisien korelasi antar variabel prediktor dan nilai *Variance Inflation Factor* (VIF) pada masing-masing variabel prediktor.

Pada Tabel 4.4 menunjukkan bahwa tidak terdapat nilai koefisien korelasi antar variabel prediktor yang melebihi nilai $\pm 0,95$ sehingga dapat dikatakan bahwa pada variabel prediktor yang digunakan tidak memiliki adanya korelasi antar variabel yang bersifat multikolinearitas.

Tabel 4.4 Nilai Koefisien Korelasi Antar Variabel Prediktor

	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅	X ₆
X ₂	-0,19					
X ₃	-0,15	0,77				
X ₄	0,11	-0,17	0,02			
X ₅	-0,06	0,29	0,37	0,01		
X ₆	-0,26	0,27	0,02	-0,40	-0,09	
X ₇	-0,07	-0,09	-0,19	0,13	-0,07	-0,08

Berdasarkan Tabel 4.4 terdapat banyak koefisien korelasi yang bernilai negatif hal ini menunjukkan adanya suatu hubungan keeratan berkebalikan antar dua variabel. Variabel wanita berstatus kawin dibawah usia 20 tahun (X_6) memiliki derajat keeratan yang cukup kuat dengan variabel rumah tangga ber-PHBS (X_4), sementara itu variabel ibu hamil mendapat tablet Fe3 (X_5) memiliki derajat keeratan yang lemah dengan variabel rumah tangga ber-PHBS (X_4).

Tabel 4.5 Nilai VIF Variabel Prediktor

Variabel	Nilai VIF
X_1	1,117
X_2	3,106
X_3	3,084
X_4	1,247
X_5	1,177
X_6	1,445
X_7	1,097

Tabel 4.5 menjelaskan bahwa nilai VIF yang dimiliki pada tiap-tiap variabel prediktor tidak ada yang memiliki nilai melebihi angka 10, artinya tidak terdapat kasus multikolinearitas sehingga dapat berlanjut pada estimasi parameter model *bivariate poisson regression*.

4.3 Pemodelan Regresi Bivariat Poisson

Setelah seluruh pengujian telah terpenuhi maka dapat dikatakan bahwa jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi diduga saling berkorelasi dan merupakan data diskrit yang berdistribusi poisson sehingga dapat dianalisis secara bersama dengan menggunakan bivariat poisson. Pada pemodelan kali ini akan dilakukan pemodelan dengan nilai λ_0 adalah merupakan fungsi dari variabel bebas.

4.3.1 Uji Serentak Parameter Model Regresi Bivariat Poisson

Hipotesis yang digunakan untuk melakukan pengujian serentak pada regresi bivariat poisson adalah sebagai berikut:

$$H_0: \beta_{j1} = \beta_{j2} = \dots = \beta_{j7} = 0$$

H_1 : paling sedikit ada satu $\beta_{jl} \neq 0$, dengan $j = 1, 2$; $l = 1, 2, \dots, 7$

Berdasarkan hasil pemodelan bivariat poisson maka didapatkan nilai devians $D(\hat{\beta})_{hitung} = 4743,86 > \chi^2_{(0,05;21)} = 32,671$ maka dikatakan tolak H_0 sehingga kesimpulannya paling sedikit ada satu parameter yang tidak signifikan dalam model.

4.3.2 Uji Parsial Parameter Model Regresi Bivariat Poisson

Pada regresi bivariat poisson akan terbentuk tiga model dengan λ_1 adalah model untuk jumlah kasus kematian ibu, model λ_2 adalah model untuk jumlah kasus kematian bayi, dan model λ_0 adalah model persamaan dari variabel prediktornya.

Berikut ini disajikan Tabel 4.6 dan Tabel 4.7 yang berisi tentang estimasi parameter dari model.

Tabel 4.6 Estimasi Parameter Model *Bivariate Poisson Regression* pada Kematian Ibu dan Kematian Bayi

Parameter	Kematian Ibu (λ_1)			Kematian Bayi (λ_2)		
	Estimasi	SE	Z Hitung	Estimasi	SE	Z Hitung
β_0	2,286	163,753	0,014	4,205	0,280	14,990*
β_1	-0,132	11,013	-0,012	-0,725	0,104	-6,976*
β_2	-0,006	0,732	-0,008	-0,010	0,005	-2,050*
β_3	-0,030	2,100	-0,014	-0,017	0,004	-3,879*
β_4	-0,011	1,075	-0,010	0,006	0,001	4,163*
β_5	0,026	1,044	0,025	0,026	0,002	14,760*
β_6	0,179	4,251	0,042	0,063	0,011	5,688*
β_7	0,003	0,643	0,004	0,008	0,002	5,326*

*) Signifikan dengan taraf signifikansi 5%

Berdasarkan Tabel 4.6 ditunjukkan bahwa model kasus kematian ibu (λ_1) memiliki nilai $|Z_{hitung}|$ kurang dari $Z_{(\alpha/2)} = 1,96$ untuk semua variabel prediktornya sehingga dapat

dijelaskan bahwa semua variabel prediktor tidak berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Sedangkan untuk model kasus kematian bayi (λ_2) seluruh variabel prediktor yang digunakan telah berpengaruh signifikan terhadap model karena memiliki nilai $|Z_{hitung}| > Z_{(\alpha/2)} = 1,96$.

Berdasarkan Tabel 4.7 dapat dikatakan bahwa pada model λ_0 hanya variabel tenaga kesehatan (X_1) memiliki pengaruh signifikan terhadap variabel respon karena memiliki nilai $|Z_{hitung}| > Z_{(\alpha/2)} = 1,96$. Sehingga dapat diartikan bahwa pada jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi yang berpengaruh signifikan adalah variabel persentase tenaga kesehatan.

Tabel 4.7 Estimasi Parameter Model *Bivariate Poisson Regression* pada λ_0 Persamaan

Parameter	λ_0 persamaan		
	Estimasi	SE	Z Hitung
β_0	6,999	7,109	0,985
β_1	-13,557	6,897	-1,966*
β_2	-0,087	0,183	-0,477
β_3	0,027	0,141	0,192
β_4	0,030	0,040	0,745
β_5	0,031	0,082	0,381
β_6	-0,151	0,331	-0,456
β_7	-0,013	0,032	-0,418

*) Signifikan dengan taraf signifikansi 5%

Model yang didapatkan dari hasil penaksiran parameter regresi bivariat poisson yang tersaji pada Tabel 4.6 dan Tabel 4.7 dapat diperlihatkan dari persamaan berikut.

$$\lambda_1^* = \exp(2,286 - 0,132x_1 - 0,006x_2 - 0,030x_3 - 0,011x_4 + 0,026x_5 + 0,179x_6 + 0,003x_7)$$

$$\lambda_2^* = \exp(4,205 - 0,725x_1 - 0,010x_2 - 0,017x_3 + 0,006x_4 + 0,026x_5 + 0,063x_6 + 0,008x_7)$$

$$\lambda_0^* = \exp(6,999 - 13,557x_1 - 0,087x_2 + 0,027x_3 + 0,030x_4 + 0,031x_5 - 0,151x_6 - 0,013x_7)$$

Berdasarkan hasil pemodelan tersebut maka pada model λ_1 , setiap penambahan 1% jumlah tenaga kesehatan maka rata-rata jumlah kasus kematian ibu akan menurun sebesar $\exp(-0,132) = 0,8763$ dari rata-rata jumlah kasus kematian ibu semula apabila variabel lain tidak dilibatkan dalam model. Setiap penambahan 1% jumlah persalinan oleh tenaga kesehatan maka rata-rata jumlah kasus kematian ibu akan menurun sebesar $\exp(-0,006) = 0,994$ kali dari rata-rata jumlah kasus kematian ibu semula tanpa mengikutsertakan variabel lain dalam model. Apabila persentase jumlah ibu hamil yang melaksanakan program K4 meningkat 1% maka dapat menurunkan rata-rata jumlah kasus kematian ibu sebesar $\exp(-0,030) = 0,970$ kali dari rata-rata jumlah kasus kematian ibu semula, jika variabel lain tidak dimasukkan dalam model. Apabila jumlah rumah tangga ber-PHBS mengalami penambahan sebesar 1%, maka rata-rata jumlah kasus kematian ibu akan mengalami penurunan sebesar $\exp(-0,011) = 0,989$ kali dari rata-rata jumlah kasus kematian ibu semula jika variabel lain tidak diikutsertakan dalam model.

Setiap terjadi penambahan 1% jumlah ibu hamil yang mendapatkan tablet Fe3 maka rata-rata jumlah kematian ibu mengalami pelipatgandaan sebesar $\exp(0,026) = 1,026$ kali dari rata-rata jumlah kematian ibu semula apabila variabel lain tidak dilibatkan dalam model. Apabila jumlah wanita berstatus kawin dibawah 20 tahun mengalami penambahan sebesar 1%, maka dapat menyebabkan rata-rata jumlah kasus kematian ibu mengalami pelipatgandaan sebesar $\exp(0,179) = 1,196$ kali dari rata-rata jumlah kasus kematian ibu semula jika variabel lain tidak dilibatkan dalam model. Selanjutnya apabila terjadi penambahan 1% jumlah peserta KB aktif maka dapat

menyebabkan rata-rata jumlah kematian ibu mengalami pelipatgandaan sebesar $\exp(0,003)= 1,003$ kali dari rata-rata jumlah kematian ibu semula jika variabel lain tidak dilibatkan dalam model.

Pada persamaan model λ_2 , akan terjadi penurunan rata-rata jumlah kasus kematian bayi sebesar $\exp(-0,725)= 0,484$ kali dari rata-rata jumlah kematian bayi semula, apabila jumlah tenaga kesehatan mengalami penambahan 1% dan variabel lain tidak diikutsertakan dalam model. Setiap terjadi penambahan 1% jumlah persalinan yang dilakukan oleh tenaga kesehatan maka dapat menyebabkan rata-rata jumlah kasus kematian bayi mengalami pengurangan sebesar $\exp(-0,010)= 0,990$ kali dari rata-rata jumlah kematian bayi semula tanpa melibatkan variabel lain dalam model. Apabila terjadi penambahan 1% jumlah ibu hamil melaksanakan program K4 maka dapat menyebabkan rata-rata jumlah kematian bayi mengalami penurunan sebesar $\exp(-0,017)= 0,983$ kali dari rata-rata jumlah kematian bayi semulatanpa melibatkan variabel lain dalam model. Jika jumlah rumah tangga ber-PHBS mengalami penambahan sebesar 1%, maka hal ini dapat melipatgandakan rata-rata jumlah kasus kematian bayi sebesar $\exp(0,006)= 1,006$ kali dari rata-rata jumlah kasus kematian bayi semula apabila variabel lain tidak disertakan dalam model.

Setiap terjadi penambahan 1% jumlah ibu hamil yang mendapatkan tablet Fe3 maka rata-rata jumlah kematian bayi akan mengalami pelipatgandaan sebesar $\exp(0,026)= 1,026$ kali dari rata-rata jumlah kematian bayi tanpa melibatkan variabel lain dalam model. Hal ini mungkin dapat dikarenakan adanya ibu hamil yang mengkonsumsi tablet Fe3 tidak sesuai dengan peraturan. Apabila jumlah wanita berstatus kawin dibawah 20 tahun mengalami penambahan sebesar 1%, maka dapat menyebabkan rata-rata jumlah kasus kematian bayi akan mengalami pelipatgandaan sebesar $\exp(0,063)= 1,065$ kali dari rata-rata jumlah kasus kematian bayi semula jika variabel

lain tidak dilibatkan dalam model. Dan akan terjadi pelipatgandaan rata-rata jumlah kasus kematian bayi sebesar $\exp(0,008) = 1,008$ kali dari rata-rata jumlah kematian bayi semula, apabila jumlah peserta KB aktif mengalami penambahan 1% dan variabel lain tidak diikutsertakan dalam model.

Berdasarkan hasil ketiga model tersebut, maka dapat disimpulkan bahwa pada variabel jumlah kematian ibu ($\lambda_1 + \lambda_0$), variabel prediktor yang signifikan mempengaruhi adalah persentase tenaga kesehatan. Sedangkan pada variabel jumlah kematian bayi ($\lambda_2 + \lambda_0$) seluruh variabel-variabel prediktor yang digunakan telah berpengaruh signifikan.

4.3.3 Kriteria Keباikan Model

Model bivariat poisson yang didapatkan tersebut memiliki nilai AIC sebesar 1930,4278. Nilai AIC tersebut masih dikatakan besar karena pada kasus ini asumsi untuk distribusi poisson bahwa nilai mean sama dengan nilai varian tidak terpenuhi atau dalam kata lain masih terjadi kasus nilai varian lebih besar dari pada nilai mean (overdispersi) sehingga *error* model yang diberikan masih cukup besar.

BAB V

KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan

Dari hasil pembahasan dan analisa yang telah dilakukan, maka didapatkan kesimpulan sebagai berikut.

1. Pada tahun 2012 di Provinsi Jawa Timur, rata-rata jumlah kasus kematian ibu adalah mencapai 16 kematian dengan kasus kematian terbanyak berjumlah 60 kematian ibu yaitu di Kota Surabaya dan kasus kematian ibu yang paling sedikit satu kematian yaitu di Kota Mojokerto dan Kota Pasuruan. Sedangkan rata-rata kematian bayi di Provinsi Jawa Timur mencapai 156 kematian dengan kasus kematian bayi terbanyak yaitu mencapai 424 kematian di Kabupaten Jember, sedangkan kasus kematian bayi paling sedikit yaitu terjadi di Kota Mojokerto dengan jumlah kematian bayi sebanyak 23 kematian.
2. Model *bivariate poisson regression* dapat memodelkan jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi karena memiliki nilai korelasi yang bermakna. Sehingga terdapat 3 model bivariat poisson yang terbentuk, yaitu:

Model bivariate poisson untuk jumlah kematian Ibu:

$$\lambda_1^* = \exp(2,286 - 0,132x_1 - 0,006x_2 - 0,030x_3 - 0,011x_4 \\ + 0,026x_5 + 0,179x_6 + 0,003x_7)$$

Model bivariat poisson untuk jumlah kematian bayi:

$$\lambda_2^* = \exp(4,205 - 0,725x_1 - 0,010x_2 - 0,017x_3 + 0,006x_4 \\ + 0,026x_5 + 0,063x_6 + 0,008x_7)$$

Model bivariat poisson untuk persamaan dari variabel prediktornya:

$$\lambda_0^* = \exp(6,999 - 13,557x_1 - 0,087x_2 + 0,027x_3 + 0,030x_4 \\ + 0,031x_5 - 0,151x_6 - 0,013x_7)$$

Model bivariat poisson tersebut memiliki nilai AIC yang masih besar yaitu 1930,4278 sehingga menyebabkan error model yang diberikan masih cukup besar.

3. Pada model bivariat poisson, variabel yang signifikan mempengaruhi jumlah kematian ibu ($\lambda_1 + \lambda_0$) adalah variabel persentase tenaga kesehatan, sedangkan pada jumlah kematian bayi ($\lambda_2 + \lambda_0$) yang signifikan adalah variabel persentase tenaga kesehatan, persentase persalinan oleh tenaga kesehatan, persentase ibu hamil melaksanakan program K4, persentase rumah tangga ber-PHBS, persentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe3, persentase wanita berstatus kawin dibawah 20 tahun, dan persentase peserta KB aktif.

5.2 Saran

Dalam upaya menurunkan jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi, maka pihak Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur sebaiknya lebih menekankan untuk menambah jumlah tenaga kesehatan yang lebih berkualitas. Untuk penelitian selanjutnya tentang *bivariate poisson regression*, sebaiknya peneliti melakukan penanganan terhadap adanya kasus overdispersi, sehingga model yang diberikan akan semakin baik. Selain itu sebaiknya peneliti menambahkan faktor-faktor lain penyebab kematian ibu dan kematian bayi.

LAMPIRAN 1. Data Jumlah Kasus Kematian Ibu dan Jumlah Kasus Kematian Bayi Serta Faktor-Faktor Yang Diduga Mempengaruhi di Jawa Timur Tahun 2012.

NO	KAB/KOTA	Y1	Y2	X1	X2	X3
1	KAB. PACITAN	7	90	0,206	92,59	90,01
2	KAB. PONOROGO	12	184	0,23	80,76	77,51
3	KAB. TRENGGALEK	10	78	0,17	98,88	83,64
4	KAB. TULUNGAGUNG	11	121	0,16	90,57	85,04
5	KAB. BLITAR	18	245	0,097	89,26	84,42
6	KAB. KEDIRI	37	257	0,14	92,42	90,79
7	KAB. MALANG	25	199	0,066	93,07	94,62
8	KAB. LUMAJANG	8	156	0,11	98,83	91,41
9	KAB. JEMBER	43	424	0,077	80,15	70,67
10	KAB. BANYUWANGI	15	212	0,092	87,04	79,89
11	KAB. BONDOWOSO	12	190	0,125	90,8	91,61
12	KAB. SITUBONDO	13	138	0,205	82,08	75,21
13	KAB. PROBOLINGGO	15	230	0,084	87,23	79,41
14	KAB. PASURUAN	27	232	0,086	86,02	82,8
15	KAB. SIDOARJO	29	314	0,132	84,94	80,87
16	KAB. MOJOKERTO	19	178	0,057	86,56	78,89
17	KAB. JOMBANG	21	248	0,087	90,33	86,56
18	KAB. NGANJUK	25	335	0,093	93,32	84,46
19	KAB. MADIUN	10	77	0,183	75,06	73,31
20	KAB. MAGETAN	3	102	0,235	85,52	82,04
21	KAB. NGAWI	13	138	0,181	93,92	92,26
22	KAB. BOJONEGORO	18	185	0,068	98,4	92,45
23	KAB. TUBAN	24	155	0,122	94,76	87,47
24	KAB. LAMONGAN	11	60	0,122	97,41	100,0

LAMPIRAN 1. Data Jumlah Kasus Kematian Ibu dan Jumlah Kasus Kematian Bayi Serta Faktor-Faktor Yang Diduga Mempengaruhi di Jawa Timur Tahun 2012.

NO	KAB/KOTA	Y1	Y2	X1	X2	X3
25	KAB. GRESIK	15	161	0,125	88,96	82,52
26	KAB. BANGKALAN	6	68	0,13	98,98	93,98
27	KAB. SAMPANG	10	212	0,089	96,65	83,72
28	KAB. PAMEKASAN	11	70	0,161	90,74	90,3
29	KAB. SUMENEP	11	105	0,147	86,95	76,05
30	KOTA KEDIRI	7	33	0,304	76,02	75,15
31	KOTA BLITAR	7	24	0,749	82,45	73,53
32	KOTA MALANG	19	206	0,208	79,99	73,25
33	KOTA PROBOLINGGO	4	41	0,161	88,88	89,11
34	KOTA PASURUAN	1	33	0,169	93,51	90,47
35	KOTA MOJOKERTO	1	23	7,523	80,62	77,58
36	KOTA MADIUN	2	34	1,189	95,57	92,21
37	KOTA SURABAYA	60	318	0,173	71,24	84,69
38	KOTA BATU	3	28	0,353	81,27	74,85

**LAMPIRAN 1. Data Jumlah Kasus Kematian Ibu dan
Jumlah Kasus Kematian Bayi Serta Faktor-
Faktor Yang Diduga Mempengaruhi di
Jawa Timur Tahun 2012**

NO	KAB/KOTA	X4	X5	X6	X7
1	KAB. PACITAN	54,81	70,87	2,31	48,48
2	KAB. PONOROGO	35,09	76,42	1,92	83,13
3	KAB. TRENGGALEK	34,35	84,6	4,59	69,77
4	KAB. TULUNGAGUNG	35,32	83,94	2,86	67,34
5	KAB. BLITAR	49,63	79,75	1,95	69,58
6	KAB. KEDIRI	64,89	84,56	2,54	71,32
7	KAB. MALANG	57,25	88,96	3,26	75,24
8	KAB. LUMAJANG	40,52	95,63	4,86	80,32
9	KAB. JEMBER	63,8	81,58	5,17	68,77
10	KAB. BANYUWANGI	38,63	81,32	1,36	76,15
11	KAB. BONDOWOSO	14,55	86,24	2,86	71,62
12	KAB. SITUBONDO	18,86	72,41	6,3	78,71
13	KAB. PROBOLINGGO	20,05	79,95	6,6	74,13
14	KAB. PASURUAN	38,59	80,43	3,34	88,38
15	KAB. SIDOARJO	56,93	75,83	0,62	84,21
16	KAB. MOJOKERTO	37,55	73,87	1,7	73,79
17	KAB. JOMBANG	45,31	86,85	0,95	70,34
18	KAB. NGANJUK	30,91	81,04	2,21	70,73
19	KAB. MADIUN	46,92	71,74	1,34	82,5
20	KAB. MAGETAN	64,57	74,28	1,53	71,42
21	KAB. NGAWI	62,32	92,26	0,93	74,52
22	KAB. BOJONEGORO	43,49	88,98	4,6	78,33
23	KAB. TUBAN	53,67	87,93	3,04	63,11
24	KAB. LAMONGAN	45,54	84,88	3,91	70,51

LAMPIRAN 1. Data Jumlah Kasus Kematian Ibu dan Jumlah Kasus Kematian Bayi Serta Faktor-Faktor Yang Diduga Mempengaruhi di Jawa Timur Tahun 2012.

NO	KAB/KOTA	X4	X5	X6	X7
25	KAB. GRESIK	54,84	83,12	1,33	73,66
26	KAB. BANGKALAN	39,69	72,85	3,15	69,45
27	KAB. SAMPANG	29,09	65,37	7	98,6
28	KAB. PAMEKASAN	8,5	81,9	5,07	20,07
29	KAB. SUMENEP	59,99	70,78	4,94	72,26
30	KOTA KEDIRI	65,74	66,51	1,89	75,3
31	KOTA BLITAR	30,44	73,07	2,22	81,12
32	KOTA MALANG	36,07	100	1,47	84,4
33	KOTA PROBOLINGGO	52,19	76,89	2,61	80,96
34	KOTA PASURUAN	38,52	68,5	0,91	88,24
35	KOTA MOJOKERTO	53,9	76,74	0,58	67,45
36	KOTA MADIUN	44,46	92,21	0,34	80,31
37	KOTA SURABAYA	62,97	83,55	1,65	75,06
38	KOTA BATU	31,48	75,24	1,98	62,68

Keterangan:

Y_1 = Jumlah Kasus Kematian Ibu

Y_1 = Jumlah Kasus Kematian Bayi

X_1 = Persentase Tenaga Kesehatan

X_2 = Persentase persalinan oleh tenaga kesehatan

X_3 = Persentase ibu hamil melaksanakan program K4

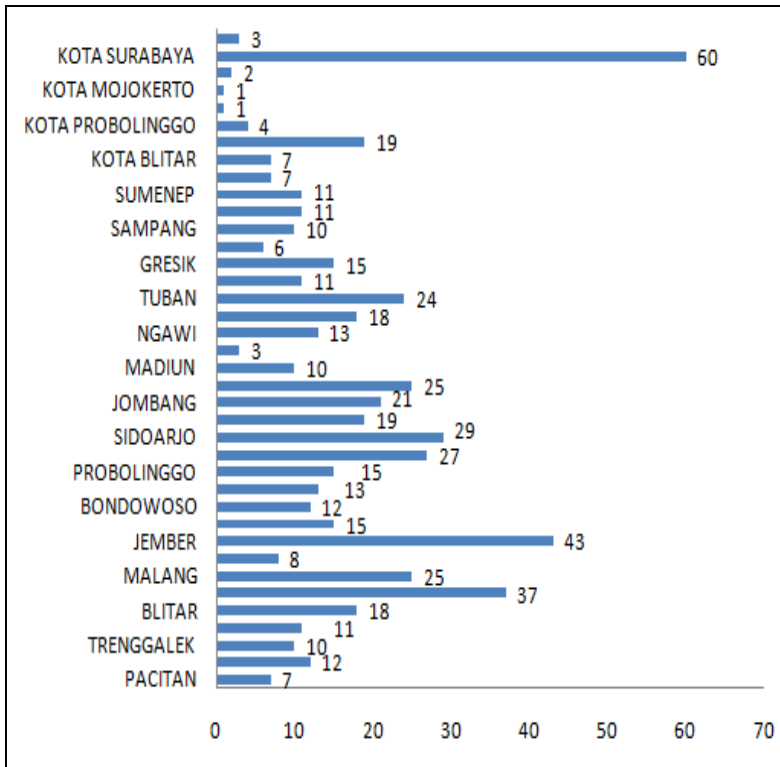
X_4 = Persentase rumah tangga ber-PHBS

X_5 = Persentase ibu hamil mendapat tablet Fe3

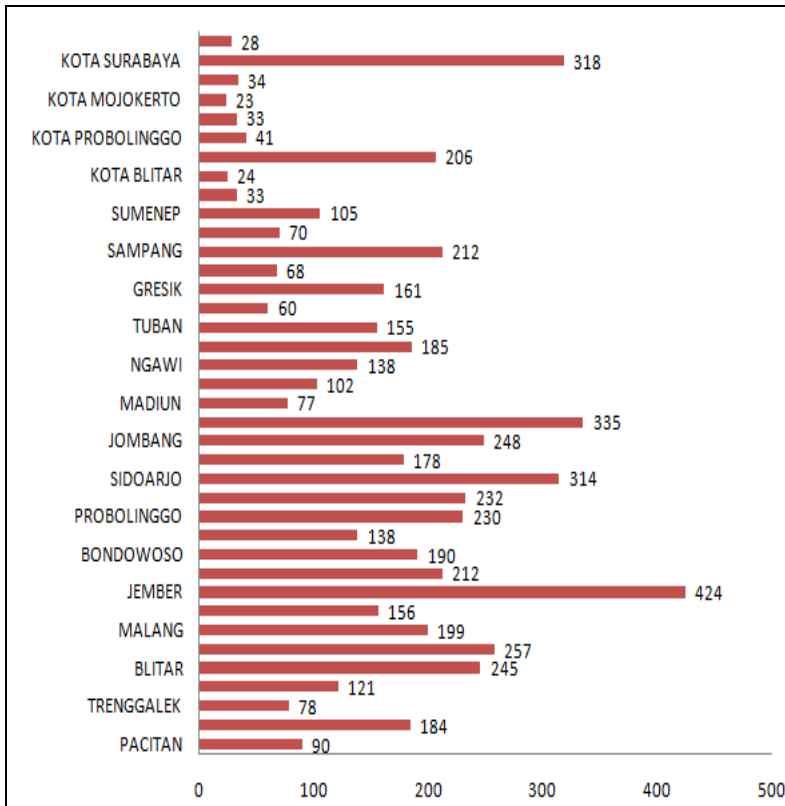
X_6 = Persentase wanita berstatus kawin dibawah usia 20 tahun

X_7 = Persentase peserta KB aktif

LAMPIRAN 2. Grafik Persebaran Kematian Ibu di Jawa Timur Tahun 2012.



LAMPIRAN 3. Grafik Persebaran Kematian Bayi di Jawa Timur Tahun 2012.



LAMPIRAN 4. *Output* Statistika Deskriptif Variabel Penelitian.

```
MTB > Describe 'Y1' - 'X7';
SUBC> Mean;
SUBC> Variance;
SUBC> Minimum;
SUBC> Maximum,
```

Descriptive Statistics: Y1; Y2; X1; X2; X3; X4; X5; X6; X7

Variable	Mean	Variance	Minimum	Maximum
Y1	15,34	147,37	1,00	60,00
Y2	155,4	9867,5	23,0	424,0
X1	0,384	1,456	0,057	7,523
X2	88,47	50,62	71,24	98,98
X3	84,02	53,60	70,67	100,00
X4	43,72	218,69	8,50	65,74
X5	80,29	65,62	65,37	100,00
X6	2,787	3,103	0,340	7,000
X7	73,47	152,42	20,07	98,60

LAMPIRAN 5. *Output* Korelasi Variabel Respon.

```
MTB > Correlation 'Y1' 'Y2',
```

Correlations: Y1; Y2

Pearson correlation of Y1 and Y2 = 0,829
P-Value = 0,000

LAMPIRAN 6. Output Korelasi Variabel Prediktor.

```
MTB > Correlation 'X1'-'X7',
```

Correlations: X1; X2; X3; X4; X5; X6; X7

	X1	X2	X3	X4	X5	X6
X2	-0,193 0,245					
X3	-0,155 0,353	0,771 0,000				
X4	0,107 0,524	-0,171 0,305	0,019 0,911			
X5	-0,065 0,700	0,294 0,073	0,370 0,022	0,008 0,960		
X6	-0,257 0,119	0,273 0,097	0,016 0,922	-0,401 0,013	-0,086 0,609	
X7	-0,067 0,690	-0,094 0,575	-0,187 0,262	0,135 0,421	-0,075 0,655	-0,078 0,641

Cell Contents: Pearson correlation
P-Value

LAMPIRAN 7. *Output Uji Multikolinearitas (Nilai VIF).*

```
MTB > Regress 'Y1' 7 'X1'-'X7';
SUBC> Constant;
SUBC> VIF;
SUBC> Brief 2,
```

Regression Analysis: Y1 versus X1; X2; X3; X4; X5; X6; X7

The regression equation is

$$Y1 = 15,7 - 2,65 X1 - 1,17 X2 + 0,452 X3 + 0,281 X4 + 0,580 X5 + 2,30 X6 + 0,011 X7$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P	VIF
Constant	15,67	27,53	0,57	0,573	
X1	-2,654	1,416	-1,87	0,071	1,117
X2	-1,1687	0,4004	-2,92	0,007	3,106
X3	0,4518	0,3877	1,17	0,253	3,084
X4	0,2810	0,1221	2,30	0,028	1,247
X5	0,5804	0,2165	2,68	0,012	1,177
X6	2,295	1,103	2,08	0,046	1,445
X7	0,0115	0,1371	0,08	0,934	1,097

S = 9,83174 R-Sq = 46,8% R-Sq(adj) = 34,4%

LAMPIRAN 8. *Program R Pada Bivariate Poisson Regression.*

```
library(Rcmdr)
data
library(bivpois)
model, b1=lm, bp(Y1~X1+X2+X3+X4+X5+X6+X7, Y2~X1+X2+X3+X4+
  X5+X6+X7, l3=~X1+X2+X3+X4+X5+X6+X7, data=data)
model, b1
model, b$AIC
```

LAMPIRAN 9. Output Bivariate Poisson Regression.

Call:

```
lm, bp(l1 = Y1 ~ X1 + X2 + X3 + X4 + X5 + X6 + X7, l2 = Y2 ~ X1 + X2 + X3 + X4 + X5 + X6 + X7, l1l2 = NULL, l3 = ~X1 + X2 + X3 + X4 + X5 + X6 + X7, data = reduk, common, intercept = FALSE, zeroL3 = FALSE, maxit = 300, pres = 1e-08, verbose = FALSE)
```

Coefficients:

(l1):(Intercept)	(l1):X1	(l1):X2	(l1):X3	(l1):X4
2,286030	-0,132002	-0,006039	-0,030312	-0,010796
(l1):X5				
0,026133				
(l1):X6	(l1):X7	(l2):(Intercept)	(l2):X1	(l2):X2
0,178759	0,002721	4,204627	-0,725160	-0,009770
(l2):X3				
-0,016644				
(l2):X4	(l2):X5	(l2):X6	(l2):X7	(l3):(Intercept)
0,005964	0,026372	0,063387	0,008147	6,999116
(l3):X1				
-13,557770				
(l3):X2	(l3):X3	(l3):X4	(l3):X5	(l3):X6
-0,087264	0,027053	0,029716	0,031362	-0,150881
(l3):X7				
-0,013460				

> model, b1\$AIC

Saturated BivPois

565,6539 1930,4278

LAMPIRAN 10. Program R untuk *Estimasi Standard Error Bootstrap*.

```

X1=data$X1
X2=data$X2
X3=data$X3
X4=data$X4
X5=data$X5
X6=data$X6
X7=data$X7
n=length(data$Y1)
bootrep=200
results<-matrix(NA,bootrep,24)
for (i in 1:bootrep)
{
bootX1<-rpois(n,model,b1$lambda1)
bootX2<-rpois(n,model,b1$lambda2)
bootX3<-rpois(n,model,b1$lambda3)
bootX<-bootX1+bootX3
bootY<-bootX2+bootX3
data = cbind(bootX,bootY,X1,X2,X3,X4,X5,X6,X7)
  data=data, frame(data)
testtempt<-
lm,bp(bootX~X1+X2+X3+X4+X5+X6+X7, bootY~X1+X2+X3+X4+X5+
X6+X7, l3=~X1+X2+X3+X4+X5+X6+X7, data=data)
betafound<-
c(testtempt$beta1, testtempt$beta2, testtempt$beta3)
  results[i,]<-betafound
}
results

```


(halaman ini sengaja dikosongkan)