

Pemodelan Jumlah Kematian Ibu dan Jumlah Kematian Bayi di Provinsi Jawa Timur Menggunakan *Bivariate Poisson Regression*

Nina Fauziah Rachmah dan Purhadi

Jurusan Statistika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam,

Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS)

Jl. Arief Rahman Hakim, Surabaya 60111 Indonesia

e-mail: purhadi@statistika.its.ac.id

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. Kasus 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 karena dapat meregresikan sepasang count data yang berdistribusi poisson dan saling berkorelasi. Hasil dari penelitian ini yaitu pada model bivariat poisson untuk variabel jumlah kematian ibu variabel prediktor yang signifikan mempengaruhi adalah variannya persentase tenaga kesehatan, sedangkan pada variabel jumlah kematian bayi variabel 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 Bayi, Jumlah Kematian Ibu, Korelasi, Regresi Bivariat Poisson.

I. PENDAHULUAN

PENGERTIAN *Millenium Development Goals* (MDGs) adalah sebuah paradigma pembangunan global yang dideklarasikan Konferensi Tingkat Tinggi Milenium oleh 189 negara anggota Perserikatan Bangsa Bangsa (PBB) di New York pada bulan September 2000 dan menghasilkan 8 tujuan pokok yang harus tercapai di tahun 2015. Dari 8 tujuan pokok hasil MDGs tersebut terdapat tujuan pokok keempat dan kelima yaitu tentang kematian anak dan kesehatan ibu yang merupakan indikator utama derajat kesehatan masyarakat di suatu negara, masih menjadi salah satu kendala terberat pembangunan global dari 189 negara anggota PBB.

Angka Kematian Ibu (AKI) adalah jumlah kematian ibu pada tahun tertentu dan daerah tertentu per 100.000 kelahiran hidup. Jumlah kematian ibu adalah jumlah kematian perempuan pada saat hamil atau kematian perempuan dalam kurun waktu 42 hari sejak terminasi kehamilan tanpa memandang lamanya kehamilannya atau tempat persalinan dan disebabkan oleh kehamilannya atau

pengelolaannya, bukan karena sebab-sebab lain seperti kecelakaan ataupun terjatuh. Sedangkan Angka Kematian Bayi (AKB) adalah jumlah kematian bayi pada tahun tertentu dan daerah tertentu per 1000 kelahiran hidup. Jumlah kematian bayi adalah jumlah kematian bayi yang terjadi antara saat setelah bayi lahir sampai bayi belum berusia tepat satu tahun [1].

Target MDGs tahun 2015 untuk Angka Kematian Ibu (AKI) adalah 102 kematian per 100.000 kelahiran hidup. Sedangkan Target MDGs tahun 2015 untuk AKB adalah 23 kematian per 1.000 kelahiran hidup. Jumlah kematian Ibu di Provinsi Jawa Timur terus mengalami tren peningkatan dari tahun-ketahun. Sedangkan pada jumlah kasus kematian bayi, Provinsi Jawa Timur adalah salah satu dari 5 provinsi penyumbang hampir 50 persen dari total jumlah kematian bayi terbanyak di Indonesia [2].

Kematian ibu dan kematian bayi merupakan dua hal yang saling berkorelasi [3]. Hal ini terjadi karena selama masa kandungan gizi yang diperoleh janin disalurkan dari tubuh ibu melalui plasenta sehingga kondisi ibu selama masa kehamilan akan berpengaruh pada janin dan bayi yang akan dilahirkannya kelak. Peran ibu juga sangat berpengaruh dalam merawat bayi mulai saat dilahirkan hingga berumur satu tahun [4]. Sehingga agar tindak lanjut yang akan diberikan tepat guna, maka diperlukan adanya suatu penelitian tentang jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi dengan melibatkan faktor-faktor yang mempengaruhi keduanya secara bersamaan.

Bivariate Poisson Regression (BPR) adalah metode regresi yang memodelkan sepasang *count data* yang memiliki korelasi tinggi [5]. Penelitian sebelumnya yang menggunakan metode BPR [4]-[6]. menghasilkan kesimpulan bahwa metode *Bivariate Poisson Regression* dapat menghasilkan model terbaik terhadap sepasang *count data* yang berdistribusi poisson dan saling berkorelasi. Dengan latar belakang yang telah dijabarkan, maka pada penelitian kali ini akan diterapkan pendekatan *Bivariate Poisson Regression* untuk memodelkan jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi di Provinsi Jawa Timur tahun 2012.

Tujuan dari penelitian ini adalah untuk mendapatkan karakteristik jumlah kasus kematian ibu dan jumlah kematian bayi di Provinsi Jawa Timur pada tahun 2012 secara deskriptif, mendapatkan model dari *Bivariate Poisson Regression* terhadap jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi di Provinsi Jawa Timur pada tahun 2012, dan mendapatkan faktor yang berpengaruh secara signifikan pada jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi di

Provinsi Jawa Timur pada tahun 2012 dengan pendekatan *Bivariate Poisson Regression*.

II. TINJAUAN PUSTAKA

A. Statistika Deskriptif

Pembuatan analisa deskriptif dilakukan terhadap seluruh variable penelitian yang terdiri dari variabel respon dan variabel prediktor. Berikut ini yang termasuk dalam ukuran pemusatan data adalah mean dan median, sedangkan yang termasuk dalam ukuran penyebaran data adalah varians dan standard deviasi.

B. 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.

C. Distribusi Poisson Univariat

Fungsi probabilitas variabel random diskrit yang berdistribusi poisson dengan parameter λ adalah [7]:

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

nilai mean dan varians dari distribusi poisson adalah sama, yaitu λ .

D. 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:

$$Y_1 = X_1 + X_0$$

$$Y_2 = X_2 + X_0$$

Variabel random Y_1 dan Y_2 secara bersama-sama berdistribusi bivariat poisson dengan fungsi probabilitas bersamanya berbentuk seperti pada persamaan berikut ini

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

E. Regresi Univariat Poisson

Regresi Poisson merupakan regresi yang mengacu pada penggunaan data *count* berdistribusi poisson. Regresi poisson menggambarkan adanya hubungan antara variabel respon (Y) yang berdistribusi poisson dengan satu atau lebih variabel prediktor (X) [8]. Berikut ini disajikan model regresi poisson [9]:

$$y_i \sim \text{Poisson} (\lambda_i)$$

$$\lambda_i = e^{x_i^T \beta} \quad (3)$$

Dengan

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

x_i = variabel prediktor yang dinotasikan sebagai berikut:

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

β = parameter regresi poisson yang dinotasikan sebagai berikut:

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

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 (4) berikut [10].

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^n \frac{\exp(-\lambda_i) \lambda_i^{y_i}}{y_i!} \quad (4)$$

Untuk memaksimumkan fungsi *ln likelihood*, maka digunakan metode iterasi numerik Newton Raphson. 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 : paling sedikit ada satu $\beta_j \neq 0$, dengan $j = 1, 2, \dots, k$

$$D(\hat{\beta}) = -2 \ln \left(\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right) \quad (5)$$

Apabila didapatkan hasil $D(\hat{\beta}) > \chi^2_{(\alpha, v)}$ maka tolak H_0 sehingga langkah selanjutnya yang dilakukan adalah pengujian parameter secara parsial Hipotesis yang digunakan adalah:

$$H_0 : \beta_j = 0$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0$$

Statisti uji yang digunakan adalah

$$Z_{hi} = \frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)} \quad (6)$$

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

F. 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 predictor [5]. Model regresi bivariat poisson adalah seperti pada persamaan (7) berikut [11].

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

$$\lambda_{ji} + \lambda_0 = e^{x_{ji}^T \beta_j}; \quad j = 1, 2 \quad (7)$$

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:

$$\lambda_0 = \exp(\beta_{00} + \beta_{01}x_1 + \dots + \beta_{0k}x_k) \quad (8)$$

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

Estimasi parameter untuk *Bivariate Poisson Regression* adalah dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) Fungsi *likelihood* dapat ditulis seperti pada persamaan (9) [12].

$$L(\lambda_1, \lambda_2, \lambda_0) = \prod_{i=1}^n \left(e^{-(\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_0)} \sum_{k=0}^{\min(y_{1i}, y_{2i})} \frac{\lambda_1^{y_{1i}-k} \lambda_2^{y_{2i}-k} \lambda_0^k}{(y_{1i}-k)!(y_{2i}-k)!(k)!} \right) \quad (9)$$

Sama dengan regresi univariat poisson, untuk memaksimumkan fungsi *ln likelihood*, maka digunakan metode iterasi numerik Newton Raphson. Pengujian parameter model regresi poisson dilakukan dengan metode *Maximum Likelihood Ratio Test* (MLRT). Hipotesis yang

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

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

H_1 : Paling sedikit ada satu $\beta_{jl} \neq 0$, dengan $j=1,2 ; l=1, 2, \dots, k$
 Persamaan pengujiannya dinotasikan seperti pada persamaan (10).

$$D(\hat{\beta}) = -2 \ln \Lambda = -2 \ln \left(\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right) \quad (10)$$

$D(\hat{\beta})$ merupakan devians model regresi bivariat poisson 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. 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 (11).

$$Z_{hit} = \frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)} \quad (11)$$

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

G. Estimasi Standard Error Bootstrap

Metode *bootstrap* digunakan jika pada proses estimasi tersebut nilai parameternya yang dicari sangat sulit untuk mencapai nilai yang konvergen [5]. Estimasi standar error yang digunakan adalah sebagai berikut.

$$se(\hat{\theta}_B) = \sqrt{\frac{\sum_{b=1}^B (\hat{\theta}^*_{(b)} - \hat{\theta}^*_{(.)})^2}{B-1}} \quad (12)$$

Dimana:

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

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

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

$$\hat{\theta}^*_{(.)} = \frac{\sum_{b=1}^B \hat{\theta}^*_{(b)}}{B} \quad (13)$$

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

H. Kriteria Keباikan Model

Akaike Information Criterion (AIC) adalah kriteria kesesuaian model dalam mengestimasi model secara statistik. Nilai AIC bergantung dengan nilai devians dari model. Nilai AIC dirumuskan sebagai berikut:

$$AIC = -2 \ln L(\hat{\theta}) + 2k \quad (14)$$

Apabila nilai AIC semakin kecil maka model yang dihasilkan akan menjadi semakin baik.

I. Uji Korelasi dan Multikolinearitas

Koefisien korelasi merupakan indikator dalam hubungan linear antara 2 variabel [13]. koefisien korelasi untuk Y_1 dan Y_2 adalah seperti yang dituliskan pada persamaan (15) [14].

$$\rho_{Y_1, Y_2} = \frac{Cov(Y_1, Y_2)}{\sqrt{var(Y_1) var(Y_2)}} \quad (15)$$

Pengujian korelasi untuk variabel respon dilakukan dengan hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : \text{Tidak ada hubungan antara } Y_1 \text{ dan } Y_2$$

$$H_1 : \text{Terdapat hubungan antara } Y_1 \text{ dan } Y_2$$

Statistik Uji:

$$t_{hit} = \frac{r_{Y_1, Y_2} \sqrt{n-2}}{\sqrt{1 - (r_{Y_1, Y_2})^2}} \quad (16)$$

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

Multikolinearitas adalah hubungan linear yang terjadi diantara beberapa atau semua variabel penjelas. Untuk mendeteksi adanya multikolinearitas maka digunakan uji VIF. Apabila terdapat nilai VIF (*Variance Inflation Factor*) ≥ 10 maka menandakan adanya korelasi antar variabel independen.

J. Kematian Ibu dan Bayi

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 [1]. Untuk 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.

Kematian bayi adalah kematian yang terjadi saat antara bayi setelah dilahirkan sampai bayi belum mencapai usia tepat 1 tahun [1]. 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.

III. METODOLOGI PENELITIAN

A. Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data sekunder. Data berasal dari Profil Kesehatan Propinsi Jawa Timur 2012 yang dipublikasikan oleh 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.

B. 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*. Berikut ini disajikan Tabel 1 yang berisi variabel penelitian yang digunakan.

Tabel 1.
Variabel Penelitian

Kode	Variabel	Tipe Variabel
Y1	Jumlah kasus kematian ibu	Diskrit
Y2	Jumlah kasus kematian bayi	Diskrit
X1	Presentase tenaga kesehatan	Kontinu
X2	Persentase persalinan oleh tenaga kesehatan	Kontinu
X3	Persentase ibu hamil melaksanakan program K4	Kontinu
X4	Persentase rumah tangga ber-PHBS	Kontinu
X5	Persentase ibu hamil mendapat tablet Fe3	Kontinu
X6	Persentase wanita berstatus kawin dibawah usia 20 tahun	Kontinu
X7	Persentase peserta KB aktif	Kontinu

Struktur data untuk variabel penelitian ini ditunjukkan pada Tabel 2.

Tabel 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}
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
38	Y _{1,38}	Y _{2,38}	X _{1,38}	X _{2,38}	X _{3,38}	...	X _{7,38}

C. Langkah Analisis

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.

IV. HASIL DAN PEMBAHASAN

A. Statistika Deskriptif

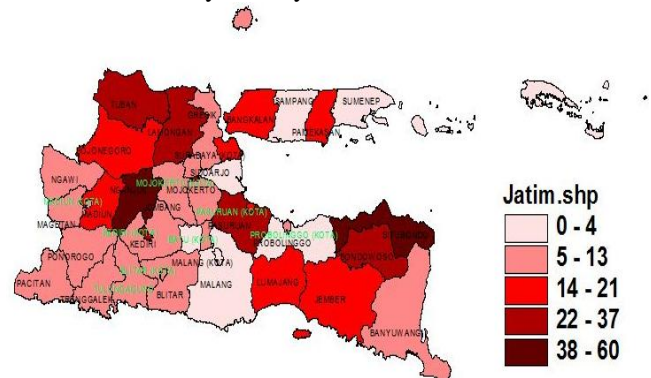
Variabel respon yang digunakan dalam penelitian ini adalah jumlah kematian ibu (Y₁) dan jumlah kematian bayi (Y₂). Berikut ini disajikan Tabel 3 yang berisi gambaran secara deskriptif dari dua variabel respon tersebut di Provinsi Jawa Timur tahun 2012.

Tabel 3.
Statistika Deskriptif Variabel Respon

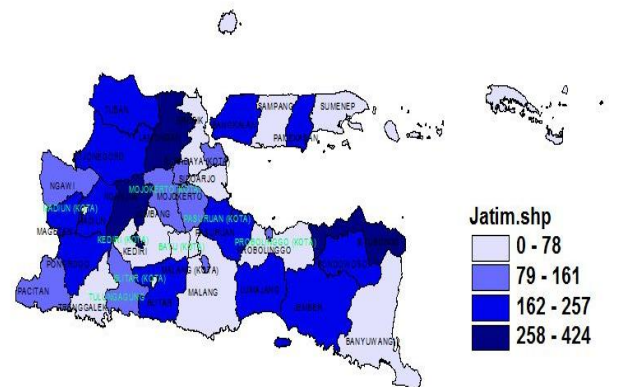
Variabel	Mean	Varians	Minimum	Maksimum
Y ₁	15,340	147,370	1,000	60,000
Y ₂	155,400	9867,500	23,000	424,000

Berdasarkan Tabel 3, Gambar 1, dan Gambar 2 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. 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 dikota Mojokerto dengan jumlah kematian bayi sebanyak 23 kematian.



Gambar 1. Peta Persebaran Jumlah Kasus Kematian Ibu di Provinsi Jawa Timur Tahun 2012



Gambar 2. Peta Persebaran Jumlah Kasus Kematian Bayi di Provinsi Jawa Timur Tahun 2012

Berikut ini juga disajikan Tabel 4 yang berisi gambaran secara deskriptif dari 7 variabel prediktor yang digunakan.

Tabel 4.
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 dilihat bahwa pada tahun 2012 di provinsi Jawa Timur, persentase tenaga kesehatan terhadap jumlah penduduk (X₁) 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 (X₂) 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.

B. Pemeriksaan Korelasi Variabel Respon

Untuk melihat korelasi antar variabel respon dapat dilihat dari derajat keeratan hubungan antar variabel respon. Dengan melakukan pengujian hipotesis sebagai berikut:

H₀: Tidak ada hubungan antara Y₁ dan Y₂

H₁: Terdapat hubungan antara Y₁ dan Y₂

Berdasarkan nilai *p-value* sebesar 0,000 dengan tingkat kepercayaan sebesar 95% dapat dinyatakan bahwa H₀ ditolak yang artinya terdapat hubungan yang signifikan antara Y₁ dan Y₂.

Tabel 5
Koefisien Korelasi Variabel Respon

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

Berdasarkan Tabel 5 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.

C. Pemeriksaan Multikolinearitas Pada Variabel Prediktor

Terdapat 2 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.

Tabel 6.
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

Tabel 6 menunjukkan bahwa tidak terdapat nilai koefisien korelasi antar variabel prediktor yang melebihi nilai ± 0,95 sehingga dapat dikatakan bahwa pada variabel prediktor yang digunakan tidak memiliki adanya korelasi antar variabel yang bersifat multikolinearitas.

Selanjutnya dilihat nilai VIF yang dimiliki oleh masing-masing variabel prediktor. Tabel 7 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*.

Tabel 7.
Nilai VIF Variabel Prediktor

Variabel	Nilai VIF
X1	1,117
X2	3,106
X3	3,084
X4	1,247
X5	1,177
X6	1,445
X7	1,097

D. Pemodelan Regresi Bivariat Poisson

Pada pemodelan kali ini akan dilakukan pemodelan dengan nilai λ₀ adalah merupakan fungsi dari variabel bebas.

Terlebih dahulu dilakukan pengujian serentak parameter model *bivariate poisson regression* (BPR) dengan melihat nilai devians $D(\hat{\beta})_{hitung} = 4743,86 > \chi^2_{(0,05;21)} = 32,671$ maka tolak H₀, sehingga dikatakan paling sedikit ada satu parameter yang tidak signifikan dalam model. Selanjutnya dilakukan pengujian parsial parameter model *Bivariate Poisson regression* dan didapatkan hasil seperti pada Tabel 8 dan Tabel 9 berikut ini

Tabel 8.
Estimasi Parameter Model BPR pada Kematian Ibu dan Kematian Bayi

Par	Kematian Ibu (λ ₁)			Kematian Bayi (λ ₂)		
	Estimasi	SE	Z Hitung	Estimasi	SE	Z Hitung
β ₀	2,286	163,75	0,01	4,205	0,28	14,99*
β ₁	-0,132	11,01	-0,01	-0,725	0,10	-6,98*
β ₂	-0,006	0,73	-0,01	-0,010	0,005	-2,05*
β ₃	-0,030	2,10	-0,01	-0,017	0,004	-3,88*
β ₄	-0,011	1,07	-0,01	0,006	0,001	4,16*
β ₅	0,026	1,04	0,03	0,026	0,002	14,76*
β ₆	0,179	4,25	0,04	0,063	0,011	5,69*
β ₇	0,003	0,64	0,004	0,008	0,002	5,33*

*) Signifikan dengan taraf signifikansi 5%

Berdasarkan Tabel 8 ditunjukkan bahwa model jumlah kematian ibu (λ₁) memiliki nilai |Z_{hitung}| kurang dari Z_(α/2) = 1,96 untuk semua variabel prediktornya sehingga dapat dijelaskan bahwa semua variabel prediktor tidak berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Sedangkan untuk model jumlah kematian bayi (λ₂) seluruh variabel prediktor yang digunakan telah berpengaruh signifikan terhadap model karena memiliki nilai |Z_{hitung}| > Z_(α/2) = 1,96.

Tabel 9.
Estimasi Parameter Model BPR pada λ₀ Persamaan

Par	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%

Berdasarkan Tabel 9 dapat dikatakan bahwa pada model λ₀ hanya variabel tenaga kesehatan (X₁) memiliki pengaruh signifikan terhadap variabel respon karena memiliki nilai |Z_{hitung}| > Z_(α/2) = 1,96. Sehingga dapat diartikan bahwa variabel persentase tenaga kesehatan berpengaruh signifikan pada variabel jumlah kematian ibu dan jumlah kematian bayi.

Model yang didapatkan dari hasil penaksiran parameter regresi bivariat poisson yang tersaji pada Tabel 8 dan Tabel 9 dapat diperlihatkan dari persamaan berikut.

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

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

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

Berdasarkan hasil pemodelan tersebut maka pada model kematian ibu (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. Pada model kematian bayi (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.

E. Kriteria Kebaikan 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.

V. KESIMPULAN DAN SARAN

Kesimpulan yang dapat diambil dari analisis penelitian ini adalah 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 yaitu satu kematian 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. Variabel prediktor yang signifikan mempengaruhi jumlah kematian ibu ($\lambda_1 + \lambda_0$) adalah variabel persentase tenaga kesehatan, sedangkan pada jumlah kematian bayi ($\lambda_2 + \lambda_0$) variabel-variabel yang berpengaruh 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. Model bivariat poisson yang dihasilkan memiliki nilai AIC yang masih besar yaitu 1930,4278 sehingga menyebabkan error model yang diberikan masih cukup besar.

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.

UCAPAN TERIMA KASIH

Pertama, penulis ingin mengucapkan terima kasih kepada penyedia data penelitian yaitu Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur. Kedua, penulis juga mengucapkan terima kasih kepada *reviewer* yang telah memberikan kritikan dan masukan yang membangun bagi perbaikan jurnal ini dan kepada pihak Jurusan Statistika ITS serta dosen pembimbing yaitu Dr. Puhadi, M.Sc yang telah banyak memberikan bantuan dan dukungan selama proses pengerjaan jurnal ini.

DAFTAR PUSTAKA

- [1] *The World Health Report*, World Health Organization, WHO: Geneva (2004).
- [2] Badan Pusat Statistika Provinsi Jawa Timur, and Pemerintah Daerah Provinsi Jawa Timur, *Indikator Ekonomi dan Sosial Jawa Timur Tahun 2012*. Badan Pusat Statistika Provinsi Jawa Timur: Surabaya (2012).
- [3] *MDG: Health And The Millennium Development Goals*, World Health Organization, WHO: Geneva (2005).
- [4] E. Pritasari, "Regresi Bivariat Poisson Dalam Pemodelan jumlah Kematian Bayi Dan Jumlah Kematian Ibu di Provinsi Jawa Timur," Tugas Akhir Program Sarjana Jurusan Statistika, Institut Teknologi Sepuluh Nopember, Surabaya (2013).
- [5] D. Karlis and I. Ntzoufras, "Bivariate Poisson and Diagonal Inflated Bivariate Poisson Regression Models in R," *Journal of Statistical Software*, Vol. 14/10 (2005) 1-36.
- [6] N. T. Ratnasari, "Pemodelan Faktor Yang Mempengaruhi Jumlah HIV Dan AIDS di Provinsi Jawa Timur Menggunakan Regresi Poisson Bivariat," Tugas Akhir Program Sarjana Jurusan Statistika, Institut Teknologi Sepuluh Nopember, Surabaya (2013).
- [7] A. M. Mood, I. Graybill, and D. Boes, *Introduction To The Theory Of Statistics*. New York: McGraw-Hill (1974).
- [8] A. Agresti, *Categorical Data Analysis*. New York: John Wiley & Sons, Inc (1990).
- [9] R. H. Myers, *Classical and Modern Regression with Applications Second Edition*. Boston : PWS-KENT Publishing Company (1990).
- [10] A. C. Cameron and P. K Trivedi, "Regression Analysis of Count Data," New York: Cambridge University Press (1998).
- [11] (Journal Online Sources style). D. Karlis, Multivariate Poisson Models. Available: <http://www.stat-athens.aueb.gr/~karlis/multivariate%20Poisson%20models.pdf>.
- [12] R. Winkelmann, *Economic Analysis of Count Data, fifth edition*. Berlin: Springer (2008).
- [13] N. Draper and H. Smith, *Analisis Regresi Terapan*. Jakarta: Gramedia (1992).
- [14] K. Kawamura, "The Structure of Bivariate Poisson Distribution," *Kodai Mathematical Seminar Reports*, Vol. 25/2 (1973) 246-256.