

Pemodelan Jumlah Kematian Bayi di Provinsi Jawa Timur Tahun 2011 dengan Pendekatan Regresi Binomial Negatif

Selfy Atika Sary dan I Nyoman Latra

Jurusan Statistika, Fakultas MIPA, Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS)

Jl. Arief Rahman Hakim, Surabaya 60111 Indonesia

E-mail: i_nyoman_l@statistika.its.ac.id

Abstrak—*Millenium Development Goals (MDGS)* merupakan sebuah paradigma pembangunan global. Salah satu tujuan dari MDGs yang dilaksanakan oleh Negara Indonesia adalah menurunkan Angka Kematian Bayi (AKB). Penurunan Angka Kematian Bayi (AKB) mengindikasikan bahwa adanya peningkatan derajat kesehatan masyarakat. Tujuan penelitian ini adalah memodelkan jumlah kematian bayi di Jawa Timur untuk mendapatkan faktor-faktor yang berpengaruh signifikan dengan menggunakan regresi Poisson. Berdasarkan hasil analisis, diketahui bahwa terdapat pelanggaran asumsi yaitu varians lebih besar dari mean (*overdispersi*) pada regresi Poisson. Untuk menangani pelanggaran asumsi tersebut maka dilakukan pemodelan menggunakan regresi Binomial Negatif. Hasil penelitian ini menunjukkan bahwa faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kematian bayi di Provinsi Jawa Timur pada tahun 2011 adalah prosentase bayi yang diberi ASI eksklusif dan prosentase ibu bersalin yang ditolong oleh tenaga kesehatan.

Kata Kunci—Kematian bayi, *overdispersi*, regresi binomial negatif.

I. PENDAHULUAN

Millenium Development Goals (MDGS) dapat diartikan sebagai tujuan pembangunan *Millenium* yang merupakan sebuah paradigma pembangunan global yang di deklarasikan oleh anggota PBB di New York. Sebagai salah satu Negara yang ikut serta dalam menandatangani deklarasi *MDGs*, Indonesia memiliki komitmen untuk melaksanakan program pembangunan nasional. Salah satu tujuan dari *MDGs* yang dilaksanakan oleh Negara Indonesia adalah menurunkan Angka Kematian Bayi (AKB). Indonesia merupakan Negara yang memiliki jumlah kematian bayi relatif tinggi bila dibandingkan dengan negara ASEAN lain [1]. Berdasarkan Human Development Report 2010, AKB di Indonesia mencapai 31 per 1.000 kelahiran hidup. Angka tersebut 5.2 kali lebih tinggi dibandingkan Malaysia, 1.2 kali lebih tinggi dibandingkan Philipina dan 2.4 kali lebih tinggi dibandingkan Thailand. Di Indonesia, ada lima provinsi yang menyumbang 50 persen atau sekitar delapan puluh ribu jiwa lebih kematian bayi di Indonesia yaitu Jawa Barat, Jawa Timur, Jawa Tengah, Sumatera dan Banten [2].

Angka Kematian Bayi (AKB) di Jawa Timur pada tahun 2005 sampai 2011 telah mengalami penurunan, dari 36,65 per 1000 kelahiran hidup menjadi 29,24 kelahiran hidup. Angka

tersebut masih jauh dari target MDG's pada tahun 2015 yaitu 23 per 1000 kelahiran hidup. [3] Penurunan Angka Kematian Bayi (AKB) mengindikasikan bahwa adanya peningkatan derajat kesehatan masyarakat sebagai salah satu wujud keberhasilan pembangunan di bidang kesehatan. Kematian bayi adalah kematian yang terjadi antara saat setelah bayi lahir sampai bayi belum berusia tepat satu tahun.

Model Regresi *Poisson* adalah model standar yang digunakan untuk menganalisis *count* data. Karakteristik penting dari distribusi yang sering digunakan dalam pemodelan *rare event* (kasus jarang terjadi) yaitu *mean* harus sama dengan *variens*. Pada praktiknya, sering ditemui *count* data dengan *variens* lebih besar dibanding rata-rata atau biasa disebut dengan *overdispersion*. Salah satu metode yang dapat digunakan untuk menangani masalah *overdispersion* adalah dengan menggunakan Regresi Binomial Negatif. Regresi Binomial Negatif merupakan suatu model yang sesuai untuk data *count* dimana terjadi penyimpangan asumsi *equidispersi* pada distribusi *Poisson*. Berdasarkan uraian diatas, maka dilakukan penelian mengenai pemodelan faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kematian bayi di Provinsi Jawa Timur tahun 2011 dengan menggunakan regresi Binomial Negatif.

II. LANDASAN TEORI

A. Analisis Regresi Poisson

Generalized Linier Model (GLM) merupakan perluasan dari model regresi umum untuk respon berdistribusi dalam keluarga eksponensial dan model yang dimiliki merupakan fungsi dari nilai harapannya. Ada tiga komponen dalam *Generalized Linier Model (GLM)*, yaitu *Random Component* (Komponen acak) *Systematic Component* (komponen sistematis) dan *Link Function* [4].

Regresi Poisson termasuk ke dalam komponen *Link Function* pada *Generalized Linier Model (GLM)* dan merupakan salah satu bentuk regresi yang menggambarkan hubungan antara variabel respon Y dimana variabel respon berdistribusi *Poisson* dengan variabel bebas X. Regresi *Poisson* beracuan pada karakteristik dan penggunaan distribusi *Poisson*. Fungsi peluang yang dimiliki distribusi *Poisson* [6] adalah sebagai berikut

$$f(y, \mu) = \frac{e^{-\mu} \mu^y}{y!}; y=0,1,2,\dots \quad (1)$$

Dengan μ merupakan rata-rata variabel random y yang berdistribusi poisson dimana nilai rata-rata dan varians dari y mempunyai nilai lebih dari nol. Distribusi Poisson digunakan untuk memodelkan peristiwa yang relatif jarang terjadi selama periode yang dipilih. Adapun model yang dimiliki dari regresi Poisson adalah

$$\mu_i = \exp(\mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}) \tag{2}$$

Estimasi parameter model regresi Poisson menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* [7]. Bentuk logaritma natural dari distribusi *Poisson* adalah sebagai berikut.

$$\ln L(\boldsymbol{\beta}) = -\sum_{i=1}^n \exp(\mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}) + \sum_{i=1}^n y_i \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} - \sum_{i=1}^n \ln(y_i!) \tag{3}$$

Berdasarkan persamaan (3) kemudian diturunkan terhadap $\boldsymbol{\beta}$ yang merupakan bentuk vektor.

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}^T} = -\sum_{i=1}^n \mathbf{x}_i \exp(\mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}) + \sum_{i=1}^n y_i \mathbf{x}_i \tag{4}$$

Akan tetapi, penyelesaian dengan cara tersebut sering kali tidak mendapatkan hasil yang eksplisit sehingga alternatif yang bisa digunakan untuk mendapatkan penyelesaian dari MLE adalah dengan metode iterasi numerik *Newton-Raphson*.

Pengujian parameter model regresi *Poisson* dilakukan untuk mengetahui pengaruh suatu parameter terhadap model dengan tingkat signifikansi tertentu. Berikut ini adalah hipotesis untuk pengujian parameter model Regresi *Poisson* secara serentak :

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_k = 0$$

H_1 : paling tidak ada salah satu $\beta_j \neq 0$; $j=1,2,\dots,k$. Dan statistik uji yang digunakan adalah sebagai berikut

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

$D(\hat{\boldsymbol{\beta}})$ merupakan nilai *devians* dari model Regresi *Poisson* atau *likelihood ratio*. Dengan daerah penolakannya adalah tolak H_0 jika $D(\hat{\boldsymbol{\beta}}) > \chi^2_{(k,\alpha)}$ yang berarti bahwa ada salah satu parameter yang berpengaruh secara signifikan. Sedangkan pengujian parameter model secara parsial digunakan untuk mengetahui efek setiap variabel terhadap model. Adapun hipotesis dari pengujian ini adalah $H_0: \beta_j = 0$ dan $H_1: \beta_j \neq 0$ dan statistik uji yang digunakan adalah sebagai berikut :

$$z = \frac{\hat{\beta}_j}{se(\hat{\beta}_j)} \tag{6}$$

Dengan daerah penolakannya adalah Menolak H_0 jika nilai dari z hitung lebih besar dari nilai $z_{\alpha/2}$ dimana α adalah tingkat signifikansi yang digunakan.

cil dari 1 dapat dikatakan terjadi kasus *underdispersion*.

B. Analisis Regresi Binomial Negatif

Regresi Binomial Negatif merupakan suatu model yang sesuai untuk data *count* dimana terjadi penyimpangan asumsi *equidispersi* pada distribusi Poisson yang dapat menimbulkan *overdispersion* Masalah *overdispersion* dapat menyebabkan model yang terbentuk akan menghasilkan estimasi parameter yang bias. fungsi probabilitas, maka dapat diperoleh

$$f(y_i; \mu_i, \theta) = \frac{\Gamma(y_i + \theta^{-1})}{\Gamma(\theta^{-1}) \Gamma(y_i + 1)} \left(\frac{\theta^{-1}}{\theta^{-1} + \mu_i} \right)^{\theta^{-1}} \left(\frac{\mu_i}{\theta^{-1} + \mu_i} \right)^{y_i} \tag{7}$$

dengan $\theta \geq 0, y_i = 0,1,2,\dots$

dimana y merupakan nilai dari data cacah (*count*), μ adalah nilai harapan dari y dan θ merupakan parameter dispersi. Adapun model yang dimiliki dari regresi Binomial Negatif adalah

$$\ln(\mu_i) = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} \tag{8}$$

Penaksiran parameter regresi Binomial dilakukan menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation*. Persamaan *log-likelihood* untuk Binomial Negatif [10].

$$\ln L(\theta, \boldsymbol{\beta}) = \sum_{i=1}^n \left\{ \sum_{j=0}^{y_i-1} \ln(j + \theta^{-1}) \right\} - \ln y_i! - (y_i + \theta^{-1}) \ln(1 + \theta \exp(\mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta})) + y_i \ln \theta + y_i \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} \tag{9}$$

Untuk mencari nilai parameter-parameter dari $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_k$, dan $\hat{\theta}$, fungsi *log-likelihood* diturunkan secara parsial terhadap masing-masing parameter kemudian disamadengankan dengan nol. Pada regresi Binomial negatif juga menggunakan metode *Newton-Raphson*. Metode *Newton-Raphson* digunakan untuk menemukan solusi dari fungsi *log-likelihood* sehingga diperoleh nilai yang cukup konvergen untuk dijadikan sebagai taksiran untuk masing-masing parameter. Pengujian parameter model regresi Binomial Negatif baik secara serentak maupun parsial menggunakan cara yang sama dengan pengujian parameter model regresi *Poisson*.

C. Multikolinieritas

Multikolinieritas adalah suatu kondisi dimana terjadi korelasi yang kuat diantara variabel bebas (x) yang diikuti sertakan dalam pembentukan model regresi. Ada 3 cara untuk mendeteksi adanya kasus multiko-linearitas [11], salah satunya dengan menggunakan nilai VIF. Nilai VIF dapat dicari melalui

$$VIF = \frac{1}{1 - R_j^2} \tag{10}$$

R_j^2 merupakan nilai koefisien determinasi antara variabel x_j dengan variabel x lainnya. *VIF* merupakan singkatan dari *Variance Inflation Factor*. Nilai *VIF* > 10 berarti terjadi multikolinieritas yang serius pada model regresi. Kasus multikolinieritas dapat diselesaikan dengan mengeluarkan variabel prediktor yang tidak signifikan dan meregresikan kembali variabel prediktor yang signifikan

D. Akaike's Information Criterion (AIC)

Akaike's Information Criterion (AIC) diperkenalkan pada tahun 1973 oleh Akaike sebagai pendekatan penaksir yang tak bias dari suatu hasil permodelan. AIC dapat digunakan sebagai kriteria pemilihan model terbaik dimana parameter $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ merupakan estimator maksimum likelihood [12]. Nilai AIC dapat dinotasikan sebagai berikut.

$$AIC = 2p - 2 \ln(L) \tag{11}$$

Dimana p = orde dari vektor $\boldsymbol{\beta}$ atau jumlah parameter model
 L = Nilai dari fungsi likelihood

E. Kematian Bayi

Kematian bayi adalah kematian yang terjadi antara saat setelah bayi lahir sampai bayi belum berusia tepat satu tahun. Banyak faktor yang dikaitkan dengan kematian bayi. Secara garis besar, dari sisi penyebabnya, kematian bayi ada dua macam yaitu endogen dan eksogen. Kematian bayi endogen adalah kematian bayi yang terjadi pada bulan pertama setelah dilahirkan, dan umumnya disebabkan oleh faktor-faktor yang dibawa anak sejak lahir, yang diperoleh dari orang tua selama kehamilan. Kematian bayi eksogen 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 [13].

III. METODOLOGI PENELITIAN

Data yang digunakan pada penelitian ini adalah data sekunder yang terdiri dari satu variabel respon yaitu data jumlah kematian bayi di Kabupaten/Kota Provinsi Jawa Timur tahun 2011 dan sembilan variabel prediktor yang diperoleh dari Profil Kesehatan Provinsi Jawa Timur tahun 2011.

Berikut ini merupakan langkah-langkah analisis yang dilakukan untuk mencapai tujuan dari penelitian yang akan dilakukan :

- a. Melakukan analisis deskriptif untuk menggambarkan karakteristik data jumlah kematian bayi dan faktor-faktor yang diduga mempengaruhinya.
- b. Mengidentifikasi dan menyelesaikan adanya kasus multiokolinearitas dengan cara mencari nilai VIF dan dibandingkan dengan nilai 10 dan mengeluarkan variabel prediktor yang nilai VIF lebih dari 10.
- c. Mendapatkan model regresi *Poisson* pada pemodelan faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kematian bayi di Provinsi Jawa Timur.
- d. Memeriksa adanya *over/under* dispersi dari model Regresi *Poisson*. Jika terdapat *overdispersi* dari model Regresi *Poisson* maka dilakukan pendekatan model Regresi Binomial Negatif.
- e. Mendapatkan model dari Regresi Binomial Negatif pada pemodelan faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kematian bayi di Provinsi Jawa Timur.

Tabel 1.
Variabel Penelitian
Nama Variabel

Y=Jumlah kematian bayi
x1=Prosentase Berat Bayi Lahir Rendah (BBLR)
x2=Prosentase bayi mendapat Vitamin A
x3=Prosentase bayi yang diberi ASI eksklusif
x4=Prosentase ibu bersalin yang ditolong oleh tenaga kesehatan
x5=Prosentase ibu yang mendapat tablet Fe
x6=Prosentase kunjungan bayi

- x7=Prosentase posyandu aktif
- x8=Prosentase rumah sehat
- x9=Prosentase penduduk miskin

Tabel 2.
Statistika Deskriptif Variabel Penelitian

Variabel	Rata-rata	Varians	Minimum	Maximum
y	160.5	11890.4	23	465
x1	3.659	11.847	1.27	23.24
x2	97.71	167.42	43.65	116.28
x3	61.27	337.6	16.41	88.7
x4	96.527	13.748	89.74	108.39
x5	84.9	77.6	50.35	101.45
x6	92.768	37.009	72.38	103.64
x7	56.81	370.63	13.93	94.08
x8	65.23	246.13	32.8	99.53
x9	33.16	260.72	11.97	75.52

IV. ANALISIS DAN PEMBAHASAN

A. Karakteristik Jumlah Kematian Bayi di Provinsi Jawa Timur

Provinsi Jawa Timur merupakan salah satu provinsi yang menyumbang 50 persen atau sekitar 86.111 jiwa kematian bayi di Indonesia. Berdasarkan data Dinas Kesehatan Jawa Timur jumlah kasus kematian bayi pada tahun 2011 adalah sebesar 6.099 jiwa. Sebagai langkah awal, dalam menganalisis maka dilakukan analisis deskriptif dengan tujuan untuk mengetahui karakteristik kesehatan Provinsi Jawa Timur, dalam hal ini berhubungan dengan jumlah kematian bayi beserta faktor-faktor yang diduga mempengaruhi di Provinsi Jawa Timur. Adapun hasil yang diperoleh dari analisis deskriptif adalah sebagai berikut

Berdasarkan tabel 2 diketahui rata-rata kematian bayi di Jawa timur tahun 2011 sebesar 161 jiwa, dengan nilai varians yang relatif tinggi sebesar 11.891 jiwa, hal ini dikarenakan terdapat daerah dengan jumlah kematian bayi mencapai ratusan jiwa namun ada juga daerah dengan jumlah kematian bayi relatif rendah hanya mencapai puluhan. Jumlah kematian bayi paling banyak terdapat di Kota Surabaya dengan jumlah mencapai 465 jiwa, jumlah tersebut cukup besar dibandingkan dengan jumlah kematian bayi di Kabupaten/Kota lain. Hal ini dimungkinkan adanya bayi dengan kondisi yang kurang sehat, berobat dan meninggal di Kota Surabaya sedangkan untuk jumlah kematian bayi paling sedikit terdapat di Kota Madiun dan Mojokerto dengan jumlah kematian bayi sebanyak 23 jiwa.

Berdasarkan variabel yang diduga mempengaruhi jumlah kematian bayi diketahui bahwa berat bayi lahir rendah (BBLR) paling tinggi terletak di Kota Madiun dengan prosentase sebesar 23.24 % sedangkan untuk yang terendah terletak di Kabupaten Lamongan dengan prosentase sebesar 1.27 %, hampir semua penduduk Jawa Timur sudah melakukan program pemberian Vitamin A pada bayi dengan usia 6 bulan sampai 11 bulan, hal dikarenakan nilai rata-rata

yang dihasilkan relatif tinggi yaitu sebesar 97.71 % selain itu juga dapat diketahui bahwa sebagian besar ibu bersalin di Jawa Timur menggunakan pertolongan tenaga kesehatan ibu telah melakukan kunjungan untuk bayi dengan tujuan mengetahui perkembangan kesehatan bayi.

Pada tabel 2 diketahui ada beberapa variabel yang memiliki nilai prosentase yang lebih dari 100 persen, seperti pada variabel bayi mendapat Vitamin A, Ibu bersalin di tolong tenaga kesehatan, Ibu yang mendapat tablet Fe dan kunjungan bayi, hal ini dikarenakan nilai riil atau pada pengambilan data dilapangan melebihi dari data proyeksi (target).

B. Analisis Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Jumlah Kematian Bayi di Provinsi Jawa Timur

Sebelum melanjutkan analisis regresi Poisson dan regresi binomial negatif maka perlu dilakukan pemeriksaan terhadap data yang akan digunakan. Untuk mengidentifikasi adanya kasus multikolinieritas maka dapat menggunakan nilai korelasi dan nilai VIF dari variabel prediktor. Suatu data dikatakan terdapat kasus multikolinieritas apabila nilai korelasi antar variabel prediktor relatif tinggi dan nilai VIF lebih besar dari 10.

Nilai korelasi antara dua variabel prediktor dapat disajikan pada Tabel 3. Selain dilihat dari nilai korelasi yang dimiliki dapat juga dilihat dari nilai *p_value* antar variabel prediktor. Jika nilai *p_value* lebih kecil dari nilai alpa yaitu 0.05 maka dapat disimpulkan bahwa antar variabel prediktor memiliki hubungan atau berkorelasi. Adapun variabel prediktor yang memiliki korelasi namun nilai korelasi yang dimiliki tidak terlalu besar adalah x2 dan x3, x2 dan x7, x3 dan x9, x4 dan x7, x4 dan x9 serta x8 dan x9. Cara lain yang dapat digunakan untuk mengidentifikasi melihat kasus multikolinieritas adalah dengan menggunakan nilai VIF.

Tabel 4 merupakan hasil dari nilai VIF dari masing-masing variabel prediktor. Diketahui bahwa semua nilai VIF pada variabel prediktor lebih kecil dari 10 yang dapat diartikan bahwa tidak ada variabel prediktor yang saling berkorelasi dengan variabel prediktor lainnya dan dapat dikatakan bahwa tidak terdapat kasus multikolinieritas, sehingga pada pembentukan model baik untuk model *Poisson* maupun model Binomial Negatif menggunakan 9 variabel prediktor.

Tabel 3
Nilai *Person Correlation* variabel Prediktor

	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8
X2	-0.032							
	0.851							
X3	-0.066	0.382						
	0.694	0.018						
X4	0.507	0.234	0.207					
	0.001	0.156	0.212					
X5	0.244	0.162	0.311	0.15				
	0.14	0.331	0.058	0.37				
X6	0.032	0.252	-0.067	0.312	0.156			
	0.849	0.127	0.69	0.056	0.349			
X7	0.185	0.348	-0.072	0.486	0.058	0.043		
	0.266	0.032	0.666	0.002	0.73	0.796		
X8	0.001	-0.013	0.049	0.226	0.106	-0.181	0.428	
	0.994	0.936	0.771	0.172	0.526	0.276	0.007	
X9	-0.033	-0.097	-0.343	-0.328	-0.182	0.159	-0.316	-0.49
	0.844	0.564	0.035	0.044	0.275	0.341	0.053	0.002

Tabel 4
Nilai VIF variabel Prediktor

Variabel	VIF	Variabel	VIF
x1	1.781	x6	1.598
x2	1.686	x7	2.12
x3	1.956	x8	1.609
x4	2.701	x9	1.678
x5	1.35		

Tabel 5
Estimasi Parameter Model Regresi *Poisson*

Parameter	Estimate	Standart Error	z- hitung
β_0	8.7947	0.5398	16.29
β_1	-0.02176	0.007109	-3.06*
β_2	0.00804	0.001397	5.76*
β_3	0.002671	0.000984	2.72*
β_4	-0.06533	0.005917	-11.04*
β_5	0.01403	0.001993	7.04*
β_6	0.004295	0.002568	1.67
β_7	-0.01028	0.001013	-10.15*
β_8	0.01343	0.001079	12.45*
β_9	-0.00707	0.001068	-6.63*

*) Signifikan dengan taraf signifikansi 5%.

Untuk mengetahui faktor-faktor yang berpengaruh terhadap jumlah kematian bayi di Provinsi Jawa Timur tahun 2011 maka dilakukan pemodelan menggunakan analisis regresi *poisson*. Berikut merupakan hasil pemodelan menggunakan analisis regresi *poisson* yang telah dilakukan. Dari hasil analisis diperoleh $D(\hat{\beta})$ sebesar 2140,1 dan pada taraf signifikansi 5% nilai $X^2_{(0.05, 9)}$ sebesar 16.919, sehingga dapat diambil keputusan bahwa menolak H_0 yang artinya minimal ada salah satu parameter yang berpengaruh secara signifikan terhadap model. Selanjutnya, untuk mengetahui pengaruh yang diberikan setiap variabel prediktor terhadap respon, maka dilakukan pengujian parsial Berdasarkan Tabel 5 diketahui bahwa nilai *Z* hitung dari semua parameter lebih besar dari $Z_{(0.05/2)} = 1.96$ kecuali β_6 , dengan keputusan yang diperoleh adalah tolak H_0 yang berarti bahwa parameter tersebut signifikan. Adapun parameter yang signifikan dari pemodelan regresi *Poisson* adalah $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_7, \beta_8, \beta_9$. Selanjutnya dilakukan pengujian kembali pada pemodelan regresi *Poisson* tanpa mengikutsertakan parameter β_6 kedalam pembentukan model.

Dari hasil analisis diperoleh nilai $D(\hat{\beta})$ sebesar 2143 dan pada taraf signifikansi 5% nilai $X^2_{(0.05, 8)}$ sebesar 15.507, sehingga dapat diambil keputusan bahwa menolak H_0 yang artinya minimal ada salah satu parameter yang berpengaruh secara signifikan terhadap model. Selanjutnya, untuk mengetahui pengaruh yang diberikan setiap variabel prediktor terhadap respon, maka dilakukan pengujian parsial Berdasarkan tabel 6 diketahui bahwa nilai *Z* hitung dari

semua parameter lebih besar dari $Z_{(0.05/2)} = 1.96$, dengan keputusan yang diperoleh adalah tolak H_0 yang berarti bahwa parameter tersebut signifikan. Adapun parameter yang signifikan dari pemodelan regresi *Poisson* adalah $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_7, \beta_8, \beta_9$. Untuk melihat parameter mana yang berpengaruh secara signifikan, maka dapat dilihat nilai z hitung dari masing-masing parameter. Jika nilai dari z hitung lebih besar dari $z_{(0.05/2)} = 1.96$, maka keputusan yang diperoleh adalah tolak H_0 yang berarti bahwa parameter tersebut signifikan. Adapun parameter yang signifikan dari regresi *Poisson* adalah $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_7, \beta_8, \beta_9$. Adapun model regresi *Poisson* yang terbentuk adalah sebagai berikut

$$\ln(\hat{\mu}) = 8.74 - 0.02383x_1 + 0.008792x_2 + 0.002139x_3 - 0.0613x_4 + \Delta + 0.01466x_5 - 0.01066x_7 + 0.01327x_8 - 0.00681x_9$$

Model dari regresi Binomial Negatif dapat diinterpretasi sebagai berikut untuk setiap kenaikan prosentase bayi berat lahir rendah, dengan asumsi nilai variabel lain tetap, maka jumlah kematian bayi cenderung berkurang sebanyak $\exp(-0.02383) \approx 1$ jiwa. Untuk setiap kenaikan prosentase bayi mendapat Vitamin A, dengan asumsi nilai variabel lain tetap, maka jumlah kematian bayi cenderung bertambah sebanyak $\exp(0.008792) \approx 1$ jiwa. Untuk setiap kenaikan prosentase bayi diberi ASI eksklusif, dengan asumsi nilai variabel lain tetap, maka jumlah kematian bayi cenderung bertambah sebanyak $\exp(0.002139) \approx 1$ jiwa. Untuk setiap kenaikan prosentase ibu bersalin di tolong tenaga medis, dengan asumsi nilai variabel lain tetap, maka jumlah kematian bayi cenderung berkurang sebanyak $\exp(-0.0613) \approx 1$ jiwa. Untuk setiap kenaikan prosentase ibu yang mendapat tablet Fe, dengan asumsi nilai variabel lain tetap, maka jumlah kematian bayi cenderung bertambah sebanyak $\exp(0.01466) \approx 1$ jiwa. Untuk setiap kenaikan prosentase posyandu aktif, dengan asumsi nilai variabel lain tetap, maka jumlah kematian bayi cenderung berkurang sebanyak $\exp(-0.01066) \approx 1$ jiwa. Untuk setiap kenaikan prosentase rumah sehat, dengan asumsi nilai variabel lain tetap, maka jumlah kematian bayi cenderung bertambah sebanyak $\exp(0.01327) \approx 1$ jiwa. Untuk setiap kenaikan prosentase penduduk, dengan asumsi nilai variabel lain tetap, maka jumlah kematian bayi cenderung berkurang sebanyak $\exp(-0.00681) \approx 1$ jiwa.

Tabel 6
Estimasi Parameter Model Regresi *Poisson* tanpa β_6

Parameter	Estimate	Standart Error	z-hitung
β_0	8.74	0.5394	16.20
β_1	-0.02383	0.007	-3.40*
β_2	0.008792	0.001334	6.59*
β_3	0.002139	0.000934	2.29*
β_4	-0.0613	0.005422	-11.31*
β_5	0.01466	0.001958	7.49*
β_7	-0.01066	0.000984	-10.83*
β_8	0.01327	0.001075	12.34*
β_9	-0.00681	0.001058	-6.44*

Tabel 7
Nilai *Deviance* dan *Pearson* dari Model Regresi

Criterion	Df	Value	Value/df
Deviance	29	1890.3592	65.1848
Person Chi-Square	29	1756.1995	60.5586

Tabel 8
Kemungkinan Model Regresi Binomial Negatif dari Kombinasi Variabel

Kemungkinan Model (Y dengan Xi)	AIC	Parameter yang Signifikan
X ₁	455.09	β_0, β_1
X ₃ X ₄	452.82	$\beta_0, \beta_3, \beta_4$
X ₃ X ₄ X ₉	452.58	β_0, β_4
X ₃ X ₄ X ₅ X ₈	453.74	$\beta_0, \beta_3, \beta_4$
X ₁ X ₃ X ₄ X ₅ X ₉	454.48	β_0, β_4
X ₁ X ₂ X ₄ X ₅ X ₇ X ₈	455.15	β_0
X ₁ X ₂ X ₃ X ₄ X ₅ X ₇ X ₈	456.46	β_0
X ₁ X ₂ X ₃ X ₄ X ₅ X ₇ X ₈ X ₉	458.06	β_0, β_4
X ₁ X ₂ X ₃ X ₄ X ₅ X ₆ X ₇ X ₈ X ₉	460.05	β_{12}

Tabel 9
Estimasi Parameter Model Regresi Binomial Negatif.

Parameter	Estimasi	Std Error	Z-hitung
β_0	14.070894	2.774738	5.071
β_3	0.014198	0.005876	2.416*
β_4	-0,102694	0.029283	-3.507*
Θ	2.473	0.545	4.538*

Tabel 7 merupakan hasil pemeriksaan *over/under* dispersi. Dari tabel 6 dapat diketahui bahwa nilai *deviance* /db dan *pearson chi-square*/db lebih besar dari 1 sehingga dapat disimpulkan bahwa pada model regresi *Poisson* jumlah kematian bayi di Jawa Timur telah terjadi *overdispersi*. Untuk mengatasi hal tersebut, maka dilakukan pemodelan menggunakan regresi binomial negatif. Regresi Binomial Negatif merupakan suatu model yang sesuai untuk data *count* dimana terjadi penyimpangan asumsi *equidispersi* pada distribusi *Poisson* yang dapat menimbulkan *overdispersion*. Sembilan variabel prediktor dapat membentuk 511 kemungkinan model regresi binomial negatif. Model dikatakan baik apabila model tersebut mempunyai nilai AIC yang kecil. Pada tabel 8 dipaparkan kemungkinan model regresi binomial negatif dengan nilai AIC terkecil untuk setiap kombinasi variabel dengan menggunakan taraf signifikan sebesar 5%.

Tabel 8 merupakan kemungkinan model regresi binomial dari masing-masing kombinasi variabel prediktor, dari kombinasi satu variabel prediktor sampai Sembilan variabel prediktor. Dimana dari masing-masing kemungkinan tersebut memiliki nilai AIC terkecil. Kombinasi dua variabel prediktor merupakan model terbaik, hal ini dikarenakan pada kombinasi dua variabel memiliki parameter signifikan lebih banyak dan nilai AIC terkecil daripada kombinasi lain variabel prediktor yaitu sebesar 452.82. Pengujian secara serentak dilakukan untuk mengetahui pengaruh variabel prediktor terhadap variabel respon. Dari hasil analisis yang dilakukan diperoleh nilai $D(\hat{\beta})$ sebesar 444.823. Pada taraf signifikansi 5% nilai $\chi^2_{(2,0.05)}$ sebesar 5.991465 sehingga diambil keputusan menolak H_0 yang artinya ada salah satu variabel prediktor

memberikan efek terhadap respon. Pada tabel 8 diketahui bahwa semua nilai z hitung dari masing-masing parameter lebih dari nilai $Z_{(0,05/2)} = 1.96$. Adapun parameter yang signifikan adalah β_3, β_4 . Jadi dapat disimpulkan bahwa faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kematian bayi di Provinsi Jawa Timur pada tahun 2011 adalah Bayi yang diberi ASI eksklusif (x_3) dan Ibu bersalin yang ditolong oleh tenaga kesehatan (x_4). Adapun model regresi Binomial Negatif yang terbentuk adalah sebagai berikut:

$$\ln(\hat{\mu}) = 14.070894 + 0.014198x_3 - 0.102694x_4$$

Model dari regresi Binomial Negatif dapat diinterpretasi sebagai berikut untuk setiap kenaikan bayi yang diberi ASI eksklusif sejumlah 1 jiwa, dengan asumsi nilai variabel lain tetap, maka jumlah kematian bayi cenderung bertambah sebanyak $\exp(0.014198) \approx 1$ jiwa. Kenaikkan jumlah kematian bayi dimungkinkan ada faktor lain yang mempengaruhi jauh lebih besar pengaruhnya. Dilihat dari nilai korelasi diketahui bahwa pemberian ASI eksklusif memiliki korelasi dengan faktor jumlah penduduk miskin. Dapat diartikan bahwa meskipun telah dilakukan pemberian ASI eksklusif terhadap bayi tidak menjamin dapat menurunkan jumlah kematian bayi jika jumlah penduduk miskin masih relatif tinggi.

V. KESIMPULAN

Berdasarkan hasil analisis dan pembahasan maka dapat diperoleh kesimpulan sebagai berikut

1. Rata-rata kematian bayi di Jawa timur tahun 2011 sebesar 161 jiwa, dengan nilai varians yang relatif tinggi sebesar 11.891 jiwa, hal ini dikarenakan terdapat daerah dengan jumlah kematian bayi mencapai ratusan jiwa namun ada juga daerah dengan jumlah kematian bayi relatif rendah hanya mencapai puluhan. Jumlah kematian bayi paling banyak terdapat di Kota Surabaya dengan jumlah mencapai 465 jiwa, jumlah tersebut cukup besar dibandingkan dengan jumlah kematian bayi. Hal ini dimungkinkan adanya bayi dengan kondisi yang kurang sehat, berobat dan meninggal di Kota Surabaya Berdasarkan variabel yang diduga mempengaruhi jumlah kematian bayi diketahui bahwa hampir semua penduduk Jawa Timur sudah melakukan program pemberian Vitamin A pada bayi dengan usia 6 bulan sampai 11 bulan, selain itu juga dapat diketahui bahwa sebagian besar ibu bersalin di Jawa Timur menggunakan pertolongan tenaga kesehatan dan telah melakukan kunjungan untuk bayi dengan tujuan mengetahui perkembangan kesehatan bayi.
2. Hasil pemodelan dari faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kematian bayi di Jawa Timur pada tahun 2011 dengan menggunakan regresi Poisson, diketahui bahwa terjadi kasus *overdispersi*. Dalam menangani kasus tersebut maka dilakukan pemodelan menggunakan regresi Binomial Negatif dengan model yang terbentuk adalah $\ln(\hat{\mu}) = 14.070894 + 0.014198x_3 - 0.102694x_4$. Model dari regresi Binomial Negatif dapat diinterpretasikan Untuk setiap kenaikan bayi yang diberi ASI eksklusif sejumlah 1 jiwa, dengan asumsi nilai variabel lain tetap, maka jumlah kematian bayi cenderung bertambah sebanyak $\exp(0.014198) \approx 1$ jiwa. Kenaikkan jumlah kematian

bayi dimungkinkan ada faktor lain yang mempengaruhi jauh lebih besar pengaruhnya. Dilihat dari nilai korelasi diketahui bahwa pemberian ASI eksklusif memiliki korelasi dengan faktor jumlah penduduk miskin. Dapat diartikan bahwa meskipun telah dilakukan pemberian ASI eksklusif terhadap bayi tidak menjamin dapat menurunkan jumlah kematian bayi jika jumlah penduduk miskin masih relatif tinggi. Untuk setiap kenaikan bayi yang diberi ibu bersalin ditolong oleh tenaga kesehatan sejumlah 1 jiwa, dengan asumsi nilai variabel lain tetap, maka jumlah kematian bayi cenderung berkurang sebanyak $\exp(-0.102694) \approx 1$ jiwa.

DAFTAR PUSTAKA

- [1] Fatmawati, Y. (2012), Angka kematian bayi di Indonesia relative tinggi. <http://ibuhamil.com/diskusi-umum/8264-angka-kematian-bayi-masih-tinggi.html>. (18 febuari 2013)
- [2] Yuwono, S.R. (2012), Lima Provinsi Sumbang 50 Persen Kematian Bayi. <http://m.suaramerdeka.-com/index.php/read/news/2012/02/18/-109882> (diunduh 20 febuari 2013).
- [3] Badan Pusat Statistika (2010), *Millennium Development Goals (MDGs)*. <http://mdgs-dev.bps.go.id> (diunduh tanggal 20 febuari 2013)
- [4] Agresti, A. (2002), *Categorical Data Analysis*, Second Edition. John Wiley & Sons., New York.
- [5] Cameron, A.C, dan Trivedi, P.K., (1998). *Regression Analysis of Count Data*. Cambridge University Press.
- [6] Myers, R.H. (1990). *Classical and Modern Regression with Applications*, Second Edition. PWS KENT Publishing Company Second., Boston.
- [7] Agresti, A. (2002), *Categorical Data Analysis*, Second Edition. John Wiley & Sons., New York.
- [8] Cameron, A.C, dan Trivedi, P.K., (1998). *Regression Analysis of Count Data*. Cambridge University Press.
- [9] Hocking, R. (1996), *Methods and Application of Linear Models*. John Wiley and Sons, Inc., New York.
- [10] Latief, A.H.M. Mahbub, Hosain. M. Zakir, Islam. M. Ataharul. *Model Selection Using Modified Akaike's Information Criterion: An Application to Maternal Morbidity Data*. Australian Journal of Statistics Vol.37 No. 2(2008), p. 175-184.