

MODEL REGRESI BINOMIAL NEGATIF TERBOBOTI GEOGRAFIS UNTUK DATA KEMATIAN BAYI

(Studi Kasus 38 Kabupaten/Kota di Jawa Timur)

(Geographically Weighted Negative Binomial Regression for Infant Mortality Data)
 (Case Study 38 Regency/City in East Java)

Lusi Eka Afri¹, Aunuddin², Anik Djuraidah²

¹Mahasiswa program magister Statistika pada Departemen Statistika FMIPA IPB

²Departemen Statistika FMIPA IPB

Email: lusiekaafri@yahoo.com

Abstract

Negative binomial regression model is used to overcome the overdispersion in Poisson regression model. This model can be used to model the relationship of the infant mortality and the factors incidence. Geographical conditions, socio cultural and economic differ one of location another location causes the factors that influence infant mortality is different locally. Geographically Weighted Negative Binomial Regression (GWNBR) is one of methods for modeling that count data have spatial heterogeneity and overdispersion. The basic idea of this model considers of geography or location as the weight in parameter estimation. The parameter estimator is obtained from Iteratively Newton Raphson method. This research will determine the factors that influence infant mortality. GWNBR model with a weighting adaptive bi-square kernel function classifies regency/city in East Java into 16 groups based on the factors that significantly influence the number of infant mortality. This model is better used to analyze the number of infant mortality in East Java in 2008 due to a smallest deviance value.

Keywords : *Negative binomial regression, geographically weighted negative binomial regression, adaptive bi-square, overdispersion*

PENDAHULUAN

Salah satu dampak pembangunan kesehatan dari sasaran pembangunan millenium (MDGs) yaitu menurunkan angka kematian anak balita hingga dua-pertiganya dari tahun 1990 sampai dengan tahun 2015. Angka kematian bayi (AKB) merupakan indikator yang digunakan untuk menilai target penurunan angka kematian balita. Hubungan jumlah kematian bayi dengan faktor-faktor penyebabnya dapat diketahui dengan menggunakan analisis regresi Poisson, karena jumlah kematian bayi merupakan data cacah (*count data*) dengan peluang kejadian kecil yang tergantung pada interval waktu tertentu atau suatu wilayah tertentu. Pada beberapa penelitian ditemukan pelanggaran asumsi regresi Poisson yaitu, ragam lebih besar daripada nilai tengahnya atau disebut gejala overdispersi (McCullagh & Nelder 1989). Jika fenomena ini diabaikan, dapat menyebabkan pendugaan galat baku terlalu kecil (*underestimate*) (Hinde & Dem'etrio 1998). Regresi binomial negatif merupakan pendekatan klasik yang dapat digunakan untuk memodelkan overdispersi.

Kondisi geografis, sosial budaya dan ekonomi yang berbeda antara wilayah yang satu dengan

wilayah yang lain menyebabkan terjadinya keragaman spasial. Sehingga faktor-faktor yang berpengaruh terhadap jumlah kematian bayi berbeda antara satu wilayah dengan wilayah lain. Menurut hukum pertama tentang geografi yang dikemukakan oleh Tobler dalam Schabenberger dan Gotway (2005) menyatakan bahwa segala sesuatu saling berhubungan satu dengan yang lainnya, tetapi sesuatu yang lebih dekat akan lebih berpengaruh daripada sesuatu yang jauh. Hal ini ditunjukkan dengan kematian bayi mengelompok pada suatu wilayah tertentu. McMillen (1996) dan McMillen dan McDonald (1997) mengembangkan model regresi linier lokal non parametrik (*nonparametric locally linier regression*) dan Fotheringham *et al* (1998) menyebutnya Regresi Terboboti Geografis (*Geographically Weighted Regression*). Model ini menggunakan pendekatan titik, sehingga menghasilkan pendugaan parameter lokal dengan pembobotan berdasarkan posisi atau jarak satu wilayah pengamatan dengan wilayah pengamatan lainnya.

Beberapa penelitian yang mengembangkan kasus ini antara lain Rizki (2009) menggunakan regresi binomial negatif terhadap jumlah kematian

bayi di Jawa Timur untuk mengatasi overdispersi. Rahmawati (2010) meneliti model RTG untuk data kemiskinan pada desa atau kelurahan di kabupaten Jember Jawa Timur. Rohimah (2011) meneliti tentang model spasial otonom regresi Poisson untuk data jumlah penderita gizi buruk di Jawa Timur.

Jawa Timur merupakan penyumbang AKB terbesar di Indonesia (Kemenkes). Menurut BPS, AKB Jawa Timur turun 36.65 (tahun 2005) menjadi 29.99 (tahun 2010) per 1000 kelahiran hidup. Angka ini lebih tinggi dibandingkan dengan angka nasional 25.7 per 1000 kelahiran hidup. Penurunannya lambat (turun perlahan secara eksponensial). Berdasarkan pola ini, diperkirakan AKB di Jawa Timur belum memenuhi target dari MDGs yaitu sebesar 23 kematian per 1000 kelahiran hidup. Semenara itu, kabupaten/kota di Jawa timur mempunyai AKB yang sangat beragam. AKB terendah di Kota Mojokerto (22 kematian) sedangkan tertinggi di Kabupaten Jember (427 kematian) dalam 1000 kelahiran. Terjadinya ketimpangan antar daerah menarik untuk dikaji faktor-faktor yang berpengaruh terhadap AKB di Jawa Timur.

Penelitian ini bertujuan memodelkan kasus kematian bayi untuk mengetahui faktor-faktor yang berpengaruh terhadap jumlah kematian bayi di Jawa Timur dengan menggunakan model regresi binomial negatif terboboti geografis.

LANDASAN TEORI

Regresi Poisson

Sebaran Poisson sering digunakan untuk memodelkan peristiwa yang memiliki peluang kejadian kecil dengan kejadiannya tergantung pada interval waktu tertentu (Osgood 2000). Casella & Berger (1990) menyatakan data cacah yang diasumsikan menyebar Poisson memiliki fungsi peluang sebagai berikut :

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

dengan μ adalah rata-rata banyaknya kejadian dalam suatu interval tertentu. Nilai harapan dan ragam dari sebaran Poisson : $E[y] = \text{Var}[y] = \mu$

Regresi Poisson merupakan suatu bentuk analisis regresi yang digunakan untuk memodelkan data cacah (Agresti 2002). Model regresi Poisson termasuk model linier terampat (*Generalized Linier Model*) dengan data respon mengikuti sebaran Poisson. McCullagh dan Nelder (1989) menyebutkan fungsi penghubung untuk regresi Poisson adalah :

$$\eta_i = \log(\mu_i) = \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}$$

Model regresi Poisson dapat ditulis sebagai berikut (Myer 1990) :

$$y_i = \mu_i + \varepsilon_i = e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}} + \varepsilon_i \quad i = 1, 2, \dots, n$$

Peluang terjadinya suatu kejadian y dapat ditulis dalam bentuk persamaan berikut:

$$P(y_i | \boldsymbol{\beta}) = \frac{e^{-e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}}} (e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}})^{y_i}}{y_i!} \quad y = 0, 1, \dots$$

dan $i = 1, \dots, n$

Pendugaan parameter koefisien regresi Poisson menggunakan metode Pendugaan Kemungkinan Maksimum (*Maximum Likelihood Estimation*). Logaritma natural dari fungsi kemungkinan adalah:

$$\ln L(\boldsymbol{\beta} | y_i) = \sum_{i=1}^n [y_i (\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}) - e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}} - \ln(y_i!)]$$

Pendugaan parameter koefisien regresi model regresi Poisson diperoleh melalui metode iterasi numerik yaitu metode iterasi numerik Newton Raphson (Cameron dan Trivedi 1998)..

McCullagh dan Nelder (1989) menyatakan dalam bukunya bahwa data cacah dikatakan mengandung overdispersi jika ragam lebih besar dari nilai tengahnya, $\text{Var}(Y) > E(Y)$. Overdispersi terjadi sebagai akibat adanya sumber keragaman yang tidak teramati pada data atau adanya pengaruh peubah lain yang mengakibatkan peluang terjadinya suatu kejadian bergantung pada kejadian sebelumnya. Overdispersi dapat menyebabkan pendugaan galat baku yang terlalu rendah dan akan menghasilkan pendugaan parameter yang bias ke bawah (*underestimate*) serta signifikansi dari pengaruh peubah penjelas menjadi berbias ke atas (*overestimate*). Overdispersi pada regresi Poisson dapat dideteksi dengan nilai dispersi *Pearson Chi-Square* dan *deviance* yang dibagi dengan derajat bebasnya. Jika kedua nilai ini lebih besar dari 1 maka dikatakan terjadi overdispersi pada data.

Regresi Binomial Negatif

Model binomial negatif merupakan salah satu solusi untuk mengatasi masalah overdispersi yang didasarkan pada model campuran Poisson-Gamma (Hardin & Hilbe 2007). Peubah tambahan yang dimasukkan memiliki sebaran gamma dengan asumsi nilai tengah 1 dan ragam ϕ dalam nilai rata-rata sebaran Poisson (McCullagh & Nelder 1989). Sehingga nilai tengah sebaran campuran Poisson-Gamma adalah :

$$E(y_i) = \tilde{\mu}_i = \mu_i t_i$$

dengan $\mu_i = \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})$ adalah nilai tengah model Poisson. Peubah t_i menyebar Gamma dengan parameter α dan β . Fungsi peluang Gamma adalah:

$$g(t_i) = \frac{1}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} t_i^{\alpha-1} e^{-t_i/\beta}$$

dengan nilai harapan $E(t_i) = \alpha\beta$, sehingga dengan asumsi $E(t_i) = 1$ maka $\alpha = 1/\beta$. Misalkan parameter $\alpha = 1/\phi$ maka fungsi peluang Gamma menjadi :

$$g(t_i) = \frac{1}{\phi\phi^{-1}\Gamma(\phi^{-1})} t_i^{\phi^{-1}-1} e^{-t_i/\phi}$$

Fungsi sebaran binomial negatif yang merupakan campuran Poisson-Gamma dapat diperoleh dengan pengintegralan peubah t_i ke dalam fungsi peluang Poisson sebagai berikut :

$$f(y_i | \mathbf{x}_i, \boldsymbol{\beta}, \phi) = \frac{\Gamma(y_i + \phi^{-1})}{\Gamma(\phi^{-1})y_i!} \left(\frac{\phi\mu_i}{1 + \phi\mu_i} \right)^{y_i} \left(\frac{1}{1 + \phi\mu_i} \right)^{\phi^{-1}}$$

dengan $\phi > 0$, $E[y_i] = \mu_i$ dan $Var[y_i] = \mu_i + \phi\mu_i^2$.

Pendugaan parameter koefisien regresi binomial negatif dilakukan dengan menggunakan metode Pendugaan Kemungkinan Maksimum. Logaritma natural fungsi kemungkinan sebagai berikut :

$$\ln L(\boldsymbol{\beta}, \phi | y, \mathbf{x}) = \sum_{i=1}^n \left\{ \begin{aligned} &\ln \left[\frac{\Gamma(y_i + \phi^{-1})}{\Gamma(\phi^{-1})\Gamma(y_i + 1)} \right] \\ &- (y_i + \phi^{-1}) \ln(1 + \phi\mu_i) \\ &+ y_i \ln(\phi\mu_i) \end{aligned} \right\}$$

Keragaman dan Matriks Pembobot Spasial

Perbedaan karakteristik antara satu titik pengamatan dengan titik pengamatan lainnya menyebabkan adanya keragaman spasial. Untuk mengetahui adanya keragaman spasial pada data dapat dilakukan pengujian *Breusch-Pagan* (Anselin 1988). Statistik uji *Breusch-Pagan* (BP) adalah :

$$BP = \left(\frac{1}{2} \right) f^T Z (Z^T Z)^{-1} Z^T f \sim \chi^2_{(k)}$$

dengan:

- $f = (f_1, f_2, \dots, f_n)^T$ dengan $f_i = \left(\frac{e_i^2}{\sigma^2} - 1 \right)$
- e_i^2 : kuadrat sisaan untuk pengamatan ke- i
- Z : matriks berukuran $n(k+1)$ yang berisi vektor yang sudah di normal bakukan (\mathbf{z}) untuk setiap pengamatan,
- σ^2 : ragam dari y .

Matriks pembobot spasial pada RTG merupakan matriks pembobot yang berbasis pada kedekatan lokasi pengamatan yang satu dengan lokasi pengamatan yang lainnya tanpa ada hubungan yang dinyatakan secara eksplisit (Fotheringham 2002). Fungsi pembobot w_{ij} yang digunakan merupakan fungsi kontinu dari d_{ij} karena parameter yang dihasilkan dapat berubah secara drastis ketika lokasi pengamatan berubah. Fungsi kernel adaptif kuadrat ganda (Yrigoyen 2008) adalah :

$$w_{ij}(u_i, v_i) = \begin{cases} \left(1 - \left(\frac{d_{ij}}{h_i} \right)^2 \right)^2, & \text{untuk } d_{ij} \leq h_i \\ 0, & \text{untuk } d_{ij} > h_i \end{cases}$$

dengan d_{ij} adalah jarak *euclid* antara lokasi (u_i, v_i) ke lokasi (u_j, v_j) dan h adalah parameter lebar jendela.

Pemilihan lebar jendela dapat menggunakan kriteria validasi silang (*Cross Validation*) (Cleveland 1979). Secara matematis didefinisikan sebagai berikut:

$$CV(h) = \sum_{i=1}^n [y_i - \hat{y}_{\neq i}(h)]^2$$

dengan $\hat{y}_{\neq i}(h)$ adalah nilai dugaan dari y_i dengan pengamatan dilokasi (u_i, v_i) dihilangkan dari proses dugaan. Proses pemilihan lebar jendela optimum menggunakan teknik *Golden Section Search*. Teknik ini dilakukan secara iterasi dengan mengevaluasi CV pada interval jarak minimum dan maksimum antar lokasi pengamatan sehingga diperoleh nilai CV minimum.

Regresi Binomial Negatif Terboboti Geografis

Model regresi Binomial Negatif Terboboti Geografis (RBNTG) adalah salah satu metode yang cukup efektif menduga data yang memiliki spasial heterogenitas untuk data cacah yang memiliki overdispersi. Model RBNTG akan menghasilkan pendugaan parameter lokal, dengan masing-masing lokasi akan memiliki parameter yang berbeda. Model RBNTG dapat dirumuskan sebagai berikut :

$$E(y_i) = \tilde{\mu}_i = \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i) + \delta_i) = \mu_i t_i \quad i = 1, \dots, n$$

dengan $\mu_i = \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i))$ adalah nilai tengah model Poisson pada lokasi ke- i .

Pendugaan parameter koefisien RBNTG dilakukan dengan menggunakan metode Pendugaan Kemungkinan Maksimum. Fungsi logaritma natural kemungkinan yang diberi pembobot untuk model RBNTG adalah :

$$\begin{aligned} \ln L^*(\boldsymbol{\beta}(u_i, v_i), \phi | y, \mathbf{x}) &= \sum_{i=1}^n w_{ij}(u_i, v_i) \left\{ \ln \left[\frac{\Gamma(y_i + \phi^{-1})}{\Gamma(\phi^{-1})\Gamma(y_i + 1)} \right] \right. \\ &\quad \left. - (y_i + \phi^{-1}) \ln(1 + \phi\mu_i) + y_i \ln(\phi\mu_i) \right\} \end{aligned}$$

Pengujian signifikansi parameternya dengan menggunakan uji Wald. Statistik uji Wald (Fleiss *et al.* 2003) adalah :

$$G_{\beta} = \left\{ \frac{\hat{\beta}_k}{\text{se}(\hat{\beta}_k)} \right\}^2$$

Kriteria keputusan yang diambil yaitu menolak H_0 , jika $G_{\beta} \geq \chi^2_{(\alpha; 1)}$. Simpangan baku diperoleh

menggunakan matriks simetris informasi Fisher $\mathbf{I}(\boldsymbol{\beta}^*)$ (McCulloch dan Searle 2001), dengan rumus sebagai berikut :

$$\mathbf{I}(\boldsymbol{\beta}^*) = - \begin{pmatrix} \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta}^*)}{\partial \phi^2} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta}^*)}{\partial \phi \partial \beta_0} & \dots & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta}^*)}{\partial \phi \partial \beta_k} \\ \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta}^*)}{\partial \beta_0^2} & \dots & \dots & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta}^*)}{\partial \beta_0 \partial \beta_k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta}^*)}{\partial \beta_k^2} \end{pmatrix}$$

ragam dari $\hat{\beta} \approx [\mathbf{I}(\boldsymbol{\beta}^*)]^{-1}$, sehingga simpangan baku $= \sqrt{[\mathbf{I}(\boldsymbol{\beta}^*)]^{-1}}$.

Penilaian terhadap model regresi dapat dilihat dari devian (*deviance*) sebagai berikut (Gill 2001) :

$$D = -2 \ln \left[\frac{L(y|\boldsymbol{\beta}^*(u_i, v_i))}{L(y|\hat{\mu})} \right] \\ = 2 \sum_{i=1}^n \left[y_i \ln \left(\frac{y_i}{\hat{\mu}_i(u_i, v_i)} \right) + (1 + y_i) \ln \left(\frac{1 + \hat{\mu}_i(u_i, v_i)}{1 + y_i} \right) \right]$$

dengan $\ln L(y|\boldsymbol{\beta}^*(u_i, v_i))$ adalah logaritma natural dari model kemungkinan tanpa melibatkan semua peubah penjelas pada lokasi ke- i dan $\ln L(y|\hat{\mu})$ adalah logaritma natural dari model yang melibatkan semua peubah penjelas pada lokasi ke- i . Nilai devian yang kecil menunjukkan semakin kecil kesalahan yang dihasilkan model. McCullagh & Nelder (1989) menyatakan bahwa nilai devian akan semakin berkurang dengan bertambahnya parameter ke dalam model.

METODOLOGI PENELITIAN

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data Survei Sosial Ekonomi Nasional (Susenas), Potensi Daerah (Podes), dan Dinas Kesehatan (Dinkes) 2008 di provinsi Jawa Timur yang telah dilakukan Badan Pusat Statistik Provinsi Jawa Timur.

Peubah respon yang digunakan dalam penelitian ini adalah jumlah kematian bayi berusia dibawah satu tahun pada tahun 2008. Adapun peubah penjelas yang diasumsikan berpengaruh secara signifikan terhadap jumlah AKB yaitu jumlah sarana kesehatan tiap kabupaten/kota (X_1), jumlah tenaga kesehatan tiap kabupaten/kota (X_2), jumlah keluarga yang anggotanya menjadi buruh tani tiap kabupaten/kota (X_3), jumlah rumah tangga yang mendapatkan ASKESKIN dalam setahun terakhir pada tiap kabupaten/kota (X_4), jumlah sekolah negeri tiap kabupaten/kota (X_5), jumlah balita penderita gizi buruk tiap kabupaten/kota (X_6), jumlah bayi yang diberi ASI eksklusif tiap kabupaten/kota (X_7), jumlah keluarga yang berada di pemukiman kumuh tiap kabupaten/kota (X_8) dan

persentase persalinan dengan bantuan tenaga non medis (dukun bayi) tiap kabupaten/kota (X_9). Peubah geografis mengenai lokasi kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur yaitu garis lintang selatan dan garis bujur timur tiap kabupaten/kota.

Langkah-langkah analisis yang dilakukan adalah :

1. Memeriksa multikolinieritas antara peubah penjelas.
2. Penetapan model regresi Poisson atau binomial negatif.
3. Uji *Breusch-Pagan* untuk melihat keragaman spasial data.
4. Menentukan pembobot dengan fungsi kernel adaptif kuadrat ganda.
5. Menentukan model regresi binomial negatif terboboti geografis dengan formula iterasi numerik.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Deskripsi Data

AKB merupakan tolak ukur yang penting untuk mengetahui derajat kesehatan di suatu masyarakat. Jangkauan dan ragam yang cukup besar terhadap jumlah kematian bayi (y) menurut kabupaten/kota di provinsi Jawa Timur 2008 masing-masing 361 dan 6614.57. Hal ini mengindikasikan jumlah kematian bayi yang beragam pada tiap kabupaten/kota di Jawa Timur.

Hubungan antara jumlah kematian bayi dan faktor-faktor yang mempengaruhinya dapat diketahui dengan menggunakan analisis regresi Poisson. Faktor-faktor tersebut memenuhi asumsi tidak ada multikolinieritas. Kriteria yang digunakan untuk mengetahui adanya kolinieritas antar peubah penjelas dengan menggunakan koefisien korelasi (*Person Correlation*) dan *Variance Inflation Factor* (VIF). Jumlah sarana kesehatan (X_1) berkorelasi dengan jumlah tenaga kesehatan (X_2), jumlah keluarga buruh tani (X_3), jumlah sekolah negeri (X_5) dan jumlah bayi yang diberi ASI eksklusif (X_7). Adapun anggota keluarga buruh tani (X_3) umumnya memperoleh pendidikan formal pada sekolah-sekolah negeri (X_5), sehingga ada hubungan linier antara X_3 dan X_5 . Adanya korelasi antar peubah penjelas, maka dilakukan pemilihan peubah penjelas. Peubah yang disisihkan yaitu jumlah sarana kesehatan dan jumlah anggota keluarga buruh tani. Pemeriksaan multikolinieritas dengan kriteria VIF untuk peubah penjelas yang dipilih dapat dilihat pada Tabel 1. Hasilnya menunjukkan bahwa tidak ada multikolinieritas antar peubah penjelas karena nilai VIF kurang dari 10 (Myers 1990).

Tabel 1 Nilai VIF peubah penjelas di Jawa Timur

Peubah	VIF
X ₂	6.02
X ₄	1.49
X ₅	4.48
X ₆	2.45
X ₇	3.11
X ₈	3.27
X ₉	2.11

Model Regresi Binomial Negatif

Data jumlah kematian bayi memiliki nilai ragam sebesar 6614 dan nilai tengah sebesar 114.95. McCullagh dan Nelder (1989) menyatakan bahwa overdispersi terjadi jika nilai ragam lebih besar dari nilai tengahnya. Model regresi Poisson jumlah kematian bayi dengan menggunakan tujuh peubah penjelas yang sudah dipilih menunjukkan bahwa semua peubah penjelas secara signifikan berpengaruh terhadap jumlah kematian bayi pada taraf nyata lebih dari 95% dapat dilihat pada Tabel 2. Nilai rasio antara devian dan derajat bebasnya sebesar 25.22, yaitu nilai ini lebih besar dari 1. Hal ini mengindikasikan bahwa model regresi Poisson mengalami overdispersi. Model regresi binomial negatif dapat mengatasi overdispersi kasus ini.

Tabel 2 Nilai dugaan parameter model regresi Poisson dengan tujuh peubah penjelas.

Parameter	Nilai dugaan	Galat baku	Nilai G
β_0	3.53	4.84×10^{-2}	5309.162*
β_2	8.30×10^{-4}	5.77×10^{-5}	204.49*
β_4	1.35×10^{-6}	2.93×10^{-7}	21.1416*
β_5	1.28×10^{-3}	1.12×10^{-4}	131.9282*
β_6	-5.43×10^{-4}	5.58×10^{-5}	94.69236*
β_7	-2.91×10^{-5}	4.01×10^{-6}	52.40312*
β_8	-9.95×10^{-4}	2.56×10^{-5}	15.07769*
β_9	5.41×10^{-3}	1.41×10^{-3}	14.8379*

Deviance: 756.74; Derajat bebas: 30; $\chi_1^2 = 3.841$

Pendugaan parameter model regresi binomial negatif dengan menggunakan tujuh peubah penjelas. Tabel 3 menunjukkan bahwa semakin banyak jumlah tenaga kesehatan (X₂), rumah tangga yang mendapatkan ASKESKIN (X₄), jumlah sekolah negeri (X₅) dan jumlah keluarga yang berada dipemukiman kumuh (X₈) pada tiap kabupaten/kota maka akan meningkatkan jumlah kematian bayi. Persalinan yang dilakukan dengan bantuan tenaga non medis (X₉) akan meningkatkan jumlah kematian bayi. Adapun semakin bertambahnya jumlah balita penderita gizi buruk (X₆) dan jumlah bayi yang diberi ASI eksklusif (X₇) akan menurunkan jumlah kematian bayi.

Tabel 3 Nilai dugaan parameter model regresi binomial negatif dengan tujuh peubah penjelas.

Parameter	Nilai dugaan	Galat baku	Nilai G
β_0	3.13	0.19	282.5761*
β_2	5.32×10^{-4}	3.45×10^{-4}	2.374681
β_4	3.00×10^{-6}	1.66×10^{-6}	3.247204
β_5	2.10×10^{-3}	5.74×10^{-4}	13.43956*
β_6	-6.60×10^{-4}	2.84×10^{-4}	5.419584*
β_7	-3.10×10^{-5}	2.16×10^{-5}	2.056356
β_8	7.32×10^{-5}	1.22×10^{-4}	0.36
β_9	5.94×10^{-3}	7.51×10^{-3}	0.627264

Deviance: 39.55; Derajat bebas: 30; $\chi_1^2 = 3.841$

Plot antara sisaan terhadap nilai dugaan model ini menunjukkan bahwa keragaman data cenderung mengecil. Nilai rasio dispersi dari model binomial negatif sebesar 1.32 dapat dilihat pada Tabel 3. Hal ini menunjukkan bahwa model binomial negatif telah mampu mengatasi overdispersi pada model regresi Poisson.

Keragaman dan Matriks Pembobot Spasial

Adanya keragaman spasial pada data jumlah kematian bayi dan faktor-faktor yang mempengaruhinya diuji dengan pengujian *Breuch-Pagan* (Anselin 1988). Uji ini diperoleh nilai *p* sebesar 0.0367 yaitu adanya keragaman spasial antar wilayah pada taraf nyata 5%.

Matriks pembobot spasial disusun menggunakan fungsi pembobot kernel adaptif kuadrat ganda (Yrigoyen 2008) dengan lebar jendela optimum. Kabupaten/kota masing-masing memiliki matriks pembobot yang berbeda. Kabupaten Pacitan dengan lebar jendela optimum sebesar 285.8123 kilometer.

Jarak kabupaten Pacitan dengan kabupaten Banyuwangi, kabupaten Situbondo dan kabupaten Sumenep masing-masing sebesar 347.22 kilometer, 285.82 kilometer dan 296.92 kilometer. Jarak ini berada jauh di luar lebar jendela optimum kabupaten Pacitan, sehingga nilai pembobot kabupaten ini nol. Sedangkan kabupaten/kota yang berdekatan dengan kabupaten Pacitan memiliki nilai pembobot mendekati satu. Hal yang sama untuk kabupaten/kota lainnya di Jawa Timur.

Regresi Binomial Negatif Terboboti Geografis

Pemodelan menggunakan regresi binomial negatif terboboti geografis dengan menggunakan tujuh peubah penjelas. Pendugaan parameter koefisien regresi pada model RBNTG menggunakan metode kemungkinan maksimum dengan memasukkan pembobot spasial dalam perhitungannya. Proses pendugaan parameter koefisien regresi menggunakan iterasi numerik Newton-Raphson. Pengujian parameter model

untuk mengetahui faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kematian bayi di setiap kabupaten/kota di Jawa Timur dengan menggunakan uji Wald dengan taraf nyata 5%.

Faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kematian bayi pada masing-masing kabupaten/kota cukup beragam, sehingga kabupaten/kota di Jawa Timur dapat dikelompokkan menjadi 16 kelompok. Gambar 1 merupakan peta pengelompokan kabupaten/kota di Jawa Timur berdasarkan peubah yang signifikan mempengaruhi jumlah kematian bayi.

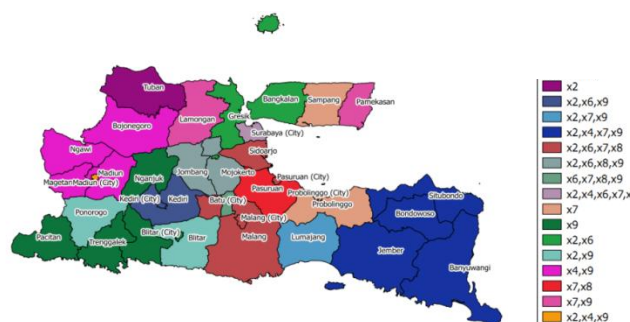
Peningkatan jumlah kematian bayi di Jawa Timur yang disebabkan oleh persalinan yang dilakukan tenaga non medis (dukun bayi) (X_9). Peubah X_9 signifikan pada kabupaten Pacitan, Trenggalek, Tulungagung, Nganjuk, dan Kota Blitar. Uji signifikansi parameter β_9 kabupaten Pacitan diperoleh nilai G sebesar 3293.809 lebih besar dari nilai Khi-kuadrat sebesar 3.841. Nilai ini artinya setiap penambahan satu persen dari jumlah persalinan yang dilakukan dengan bantuan tenaga non medis akan menyebabkan nilai harapan jumlah kematian bayi meningkat sebesar $\exp(0.005964) = 1.006$ kali. Hal yang sama untuk kabupaten Trenggalek, Tulungagung, Nganjuk, dan Kota Blitar.

Kabupaten Ponorogo dan kabupaten Blitar tahun 2008 memiliki jumlah kematian bayi masing-masing sebesar 157 dan 257 kematian (Dinkes 2008). Angka ini termasuk tinggi dibandingkan dengan kabupaten lain disekitarnya. Berdasarkan model yang diperoleh setiap kenaikan satu orang jumlah tenaga kesehatan yang tinggal di desa/kelurahan akan meningkatkan jumlah kematian bayi sebesar $\exp(0.000551) = 1.000551$

kali untuk kabupaten Blitar dan $\exp(0.000512) = 1.000512$ kali untuk kabupaten Ponorogo dengan asumsi faktor yang lain dalam model tetap. Peningkatan satu persen persalinan yang dilakukan dengan bantuan non medis akan meningkatkan jumlah kematian bayi sebesar $\exp(0.005952) = 1.00597$ kali untuk kabupaten Blitar dan $\exp(0.005954) = 1.005964$ untuk kabupaten Ponorogo dengan asumsi faktor yang lain dalam model tetap.

Program ASKESKIN merupakan salah satu program pemerintah yang bertujuan meningkatkan akses dan mutu pelayanan kesehatan kepada seluruh masyarakat miskin. Semakin banyak keluarga yang menerima ASKESKIN dan persalinan yang dilakukan dengan bantuan non medis di Kabupaten Madiun, Magetan, Ngawi dan Bojonegoro akan meningkatkan jumlah kematian bayi.

Pemukiman kumuh adalah lingkungan hunian ditandai banyaknya rumah yang tidak layak huni, saluran pembuangan limbah yang macet, bangunan pemukiman penduduk sangat padat, penduduk yang buang air besar tidak pada jamban dan biasanya berada di areal marginal (BPS 2008). Penambahan jumlah keluarga pada pemukiman kumuh, jumlah tenaga kesehatan dan jumlah keluarga yang menerima ASKESKIN di Surabaya akan meningkatkan jumlah kematian bayi. Adapun semakin banyak jumlah balita penderita gizi buruk dan pemberian ASI eksklusif dapat menurunkan jumlah kematian bayi. Hal ini juga berkaitan dengan faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kematian bayi pada kabupaten/kota yang berdekatan, misalnya kabupaten Sidoarjo.



Gambar 1 Pengelompokan kabupaten/kota di Jawa Timur berdasarkan faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kematian bayi

Persentase penduduk miskin di kabupaten Jember tergolong tinggi (BPS 2008). Hal ini ditunjukkan bahwa jumlah kematian bayi di kabupaten Jember pada tahun 2008 sebesar 310 kematian. Faktor-faktor yang dapat meningkatkan jumlah kematian berdasarkan model RBNTG adalah jumlah tenaga kesehatan, jumlah keluarga yang menerima ASKESKIN dan persalinan yang

dilakukan dengan bantuan non medis, serta penurunan pemberian ASI eksklusif. Bayi yang mendapatkan ASI eksklusif memiliki harapan untuk meraih kualitas pertumbuhan dan perkembangan yang lebih optimal saat dewasa. Kabupaten Banyuwangi, Bondowoso dan Situbondo dengan lokasi berdekatan dengan

kabupaten Jember memiliki faktor yang mempengaruhi jumlah kematian bayi yang sama.

Penilaian terhadap model dilakukan berdasarkan nilai devian terkecil. Nilai devian model regresi binomial negatif terboboti geografis diperoleh sebesar 20.22. Nilai ini lebih kecil dibandingkan nilai devian model regresi binomial negatif sebesar 39.55. Model RBNTG dengan menggunakan pembobot kernel adaptif kuadrat ganda lebih baik digunakan untuk menganalisis jumlah kematian bayi yang mengalami overdispersi di Jawa Timur karena mempunyai nilai devian terkecil.

SIMPULAN

Model RBNTG dengan pembobot kernel adaptif kuadrat ganda mengelompokkan kabupaten/kota di Jawa Timur menjadi 16 kelompok berdasarkan faktor-faktor yang signifikan berpengaruh terhadap kematian bayi. Faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kematian bayi di setiap kabupaten/kota beragam. Secara keseluruhan faktor-faktor yang berpengaruh yaitu jumlah tenaga kesehatan yang tinggal di desa/kelurahan, jumlah rumah tangga yang mendapatkan ASKESKIN, jumlah balita penderita gizi buruk, pemberian ASI eksklusif, jumlah keluarga berada di pemukiman kumuh dan persalinan yang dilakukan oleh tenaga non medis.

DAFTAR PUSTAKA

- Agresti A. 2002. *Categorical Data Analysis Second Edition*. New York : John Wiley & Sons.
- Anselin L. 1988. *Spatial Econometrics : Methods and Models*. Dordrecht : Kluwer Academic Publishers.
- [BPS] Badan Pusat Statistik. 2008. *Data dan Informasi Kemiskinan 2008*. Jakarta: Badan Pusat Statistik.
- Berk D, MacDonald J. 2007. *Overdispersion and Poisson Regression*. Departement of Statistics, Department of Criminology, University of Pennsylvania.
- Brunsdon C, Fotheringham AS, Charlton M. 1998. *Geographically Weighted Regression: a Method for Exploring Spatial Nonstationarity*. *Geographical Analysis* 28: 281-298.
- Cameron AC, Trivedi PK. 1998. *Regression Analysis of Count Data*. United Kingdom : Cambridge University Press.
- Casella G, Berger RL. 1990. *Statistical Inference*. California : Brooks/Cole.
- [Dinkes] Dinas Kesehatan. 2009. *Profil Kesehatan Provinsi Jawa Timur 2009*. Surabaya : Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur.
- Fleiss JL, Levin B, Paik MC. 2003. *Statistical Methods for Rates And Proportions*. Ed ke-3. USA : Columbia University.
- Fotheringham AS, Brunsdon C, Charlton M. 2002. *Geographically Weighted Regression ,the Analysis of Spatially Varying Relationships*. Chichester : John Wiley and Sons.
- Hardin JW, Hilbe JM. 2007. *Generalized Linier Models and Extensions*. Texas : Stata press.
- Hinde J, Dem'etrio CGB. 1998. Overdispersion: Models and Estimation. *Computational Statistics and Data Analisis* 27 : 151-170.
- [Kemenkes] Kementrian Kesehatan. 2012. *Lima Provinsi Penyumbang Angka Kematian Ibu dan Anak Tertinggi*. Kementrian Kesehatan RI.
- Kleinbaum DG, Kupper LL, Muller KE. 1988. *Applied Regression Analysis and Other Multivariabel Methods*. Boston : PWS-KENT Publishing Company.
- McCullagh P, Nelder JA. 1989. *Generalized Linear Models Second Edition*, London: Chapman and Hall.
- McCulloch CE, Searle SR. 2001. *Generalized Linear and Mixed Models*. Canada : John Wiley & Sons, Inc.
- Myers RH. 1990. *Classical and Modern Regression with Applications Second Edition*. New York: PWS-KENT.
- Osgood DW. 2000. Poisson-Based Regression Analysis of Aggregate Crime Rates. *Journal of Quantitative Criminology* ,16 : 21-43.
- Rahmawati R. 2010. *Model Terboboti Geografis dengan Pembobot Kernel Normal dan Kernel Kuadrat Ganda untuk Data Kemiskinan (Kasus 35 Desa atau Kelurahan di Kabupaten Jember)* [tesis]. Bogor : Program Pascasarjana, Institut Pertanian Bogor.
- Rizky F. 2009. *Pemodelan Jumlah Kematian Bayi dengan Faktor PDRB dan Indikator Kesehatan Jawa Timur*. Surabaya : Program Sarjana, Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Rohimah S. 2011. *Model Spasial Otoresif Poisson untuk Mendeteksi Factor-Faktor yang Berpengaruh terhadap Jumlah Penderita Gizi Buruk di Provinsi Jawa Timur* [tesis]. Bogor : Program Pascasarjana, Institut Pertanian Bogor.
- Schabenberger O, Gotway CA. 2005. *Statistical Methods For Spatial Data Analysis*. Chapman & Hall/CRC.
- Yrigoyen CC, Rodriguez IG. 2008. "Modelling Spatial Variations in House-hold Disposable Income With Geographically Weighted Regression(1)". *Estadistica Espanola* vol. 50.168:321-360.