

# Pemodelan Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Jumlah Kematian Ibu di Jawa Timur Menggunakan *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression*

Insan Amalia Mutfi dan Vita Ratnasari  
Departemen Statistika, Fakultas Matematika, Komputasi, dan Sains Data,  
Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS)  
*e-mail*: vitaratna70@gmail.com

**Abstrak**—Kematian ibu merupakan salah satu indikator dalam menggambarkan kesejahteraan di suatu negara serta indikator derajat kesehatan perempuan. Jumlah kematian ibu dihitung dari kematian selama masa kehamilan, persalinan, dan nifas atau pengelolaannya tetapi bukan karena sebab-sebab lain seperti kecelakaan atau terjatuh. Angka Kematian Ibu mengalami penurunan pada tahun 1991-2007 namun mengalami peningkatan tahun 2012 dan mengalami penurunan kembali tahun 2015 menjadi 305 per 100.000 kelahiran hidup. Namun hal ini masih jauh dari target Sustainable Development Goals (SDGs) yaitu sebesar 70 per 100.000 kelahiran hidup pada tahun 2030. Jawa Timur menduduki peringkat ketiga tahun 2013 dengan jumlah kematian ibu terbanyak yaitu 642 kasus. Metode analisis yang digunakan untuk mengetahui faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kematian ibu yaitu *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression* (GWGPR) karena data mengalami kasus overdispersi dan terdapat efek spasial. Pemodelan GWGPR menghasilkan bahwa variabel persentase rumah tangga berperilaku hidup bersih dan sehat (PHBS) dan persentase penanganan komplikasi kebidanan berpengaruh signifikan terhadap jumlah kematian ibu di semua kabupaten/kota di Jawa Timur. Terdapat satu variabel yang tidak signifikan di kabupaten/kota yaitu persentase rumah tangga menerima bantuan tunai.

**Kata Kunci**—GWGPR, Jumlah Kematian Ibu, Overdispersi, SDGs, Spasial.

## I. PENDAHULUAN

KEMATIAN ibu merupakan salah satu indikator dalam menggambarkan kesejahteraan masyarakat di suatu negara. Kematian ibu juga merupakan salah satu indikator derajat kesehatan perempuan. Jumlah kematian ibu dihitung dari kematian selama masa kehamilan, persalinan, dan nifas atau pengelolaannya tetapi bukan karena sebab-sebab lain seperti kecelakaan atau terjatuh. Angka Kematian Ibu (AKI) merupakan jumlah kematian ibu di setiap 100.000 kelahiran hidup. Pada tahun 1991 sampai dengan 2007 terjadi penurunan AKI di Indonesia, yaitu 390 menjadi 228. Namun, berdasarkan Survei Demografi dan Kesehatan Indonesia (SDKI) tahun 2012 menunjukkan peningkatan AKI yang signifikan menjadi

359 per 100.000 kelahiran hidup. Berdasarkan hasil Survei Penduduk Antar Sensus (SUPAS) 2015, AKI mengalami penurunan kembali menjadi 305 per 100.000 kelahiran hidup [1].

*Sustainable Development Goals* (SDGs) yang dimulai tahun 2015 sampai tahun 2030 yang disahkan secara resmi pada sidang umum Perserikatan Bangsa-Bangsa (PBB). SDGs merupakan tanggung jawab semua pihak, bukan hanya pemerintah pusat dan kelompok masyarakat sipil, namun juga pemerintah daerah [2]. Target SDGs untuk kematian ibu pada tahun 2030 sebesar 70 per 100.000 kelahiran hidup. Target tersebut sangat jauh dibandingkan dengan capaian tahun 2015 yang sebesar 305 per 100.000 kelahiran hidup. Pada tahun 2013, Provinsi Jawa Barat menduduki peringkat tertinggi dalam jumlah AKI yaitu sebanyak 765 kasus kematian ibu dari total 5.019 kasus. Provinsi Jawa Tengah dan Jawa Timur menduduki peringkat tertinggi selanjutnya yaitu sebanyak 668 dan 642 kasus [3].

Banyak faktor yang dapat menyebabkan kematian ibu diantaranya, kunjungan ibu hamil antenatal, riwayat komplikasi, kekurangan darah, persalinan di fasilitas pelayanan kesehatan, tenaga kesehatan terlatih, dan lain-lain. Terdapat faktor langsung maupun tidak langsung. Menurut Kematian ibu memiliki faktor-faktor yang meliputi usia ibu saat kehamilan, paritas, pelayanan kesehatan, *antenatal care*, penolong, sarana dan prasarana, serta sosial, ekonomi, dan budaya [4]. Penelitian pada jumlah kematian ibu pernah dilakukan dengan menghasilkan persentase ibu mendapatkan Fe3 dan rasio sarana kesehatan Puskesmas berpengaruh signifikan terhadap jumlah kematian ibu [5].

Jumlah kematian ibu di Jawa Timur merupakan data *count* yang mengikuti distribusi poisson sehingga metode statistik yang tepat digunakan untuk menganalisis yaitu regresi poisson. Namun, regresi poisson hanya digunakan ketika mean dan varians memiliki nilai yang sama (equidispersi). Data jumlah kematian ibu di Jawa Timur memiliki nilai varians yang lebih besar dari nilai mean (overdispersi) sehingga perlu dilakukan analisis lain untuk mengatasi permasalahan tersebut yaitu *Generalized Poisson Regression* (GPR). Data yang digunakan adalah data tiap kabupaten atau kota di Jawa Timur dimana terdapat daerah yang rawan terhadap kematian ibu yaitu di daerah tapal kuda [6]. Karakteristik setiap kabupaten

atau kota bervariasi sehingga memungkinkan asumsi homoskedastisitas tidak terpenuhi pada regresi global, oleh karena itu diperlukan suatu metode pemodelan statistik dengan memperhitungkan faktor lokasi/spasial.

Berdasarkan uraian tersebut, pada penelitian ini dilakukan pemodelan faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kematian ibu di Jawa Timur menggunakan metode *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression* (GWGPR).

## II. TINJAUAN PUSTAKA

### A. Regresi Poisson

Model regresi poisson merupakan model regresi nonlinear yang sering digunakan untuk menganalisis data *count* dengan sampel yang besar serta memiliki probabilitas kecil, dimana variabel respon (Y) mengikuti distribusi poisson. Fungsi probabilitas distribusi poisson sebagai berikut [7]:

$$P(Y = y) = \begin{cases} \frac{e^{-\mu} \mu^y}{y!}, & y = 0, 1, 2, \dots \\ 0, & y \text{ yang lain} \end{cases} \quad (1)$$

dimana  $\mu$  adalah rata-rata dan varians suatu kejadian ( $E(Y) = \mu$  dan  $\text{var}(Y) = \mu$ ). Model regresi poisson dituliskan sebagai berikut [8]:

$$\eta_i = g[E(y_i)] = g(\mu_i) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_k x_{ik}. \quad (2)$$

Salah satu syarat pada model regresi yaitu tidak terdapat multikolinieritas. Untuk mendeteksi ada atau tidaknya multikolinieritas dapat dilihat melalui *Variance Inflation Factors* (VIF) yang dinyatakan sebagai berikut [9]:

$$VIF = \frac{1}{1 - R_j^2}. \quad (3)$$

$R_j^2$  yaitu koefisien determinasi antara satu variabel prediktor ( $X_j$ ) dengan variabel prediktor lainnya dengan  $j = 1, 2, \dots, k$ . Nilai VIF yang lebih besar dari 10 menunjukkan adanya multikolinieritas dimana salah satu cara mengatasinya dengan mengeluarkan variabel prediktor dengan dimulai dari yang memiliki VIF terbesar [10].

Parameter model regresi poisson ditaksir menggunakan *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) dengan iterasi Newton-Raphson. Setelah didapatkan estimasi parameter, dilakukan pengujian serentak. Pengujian serentak menggunakan metode *Maximum Likelihood Ratio Test* (MLRT) dengan hipotesis sebagai berikut:

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

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

Statistik uji yang digunakan adalah sebagai berikut:

$$D(\hat{\beta}) = -2 \ln \Lambda = -2 \ln \left( \frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right). \quad (4)$$

Keputusan menolak  $H_0$  jika nilai  $D(\hat{\beta})$  lebih besar dari  $\chi^2_{(\alpha, k)}$  yang artinya terdapat variabel prediktor dalam model regresi poisson yang berpengaruh signifikan terhadap variabel

respon. Selanjutnya dilakukan pengujian parsial dimana hipotesisnya adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_j = 0$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0.$$

Statistik uji yang digunakan adalah sebagai berikut:

$$Z = \frac{\hat{\beta}_j}{se(\hat{\beta}_j)}. \quad (5)$$

Keputusan menolak  $H_0$  jika nilai  $|Z|$  lebih besar dari  $Z_{\alpha/2}$  yang artinya variabel prediktor dalam model regresi poisson tersebut berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

### B. Overdispersi

Regresi poisson memiliki asumsi yaitu equidispersi dimana variabel respon yang digunakan memiliki mean dan varians yang bernilai sama. Overdispersi menyebabkan anak dugaan dari parameter regresi tetap konsisten namun tidak efisien. Jika asumsi equidispersi tidak terpenuhi maka berdampak pada nilai standar error yang menjadi *under estimate*, sehingga kesimpulan yang diperoleh menjadi tidak valid [11].

Pemeriksaan overdispersi menggunakan nilai  $D(\hat{\beta})$  seperti persamaan (4) dibagi dengan derajat bebas ( $n-k-1$ ). Jika menghasilkan nilai lebih besar dari 1 maka data mengalami overdispersi.

### C. Generalized Poisson Regression

Model *Generalized Poisson Regression* (GPR) merupakan model yang digunakan untuk data *count* dengan kasus over/under disperse, dimana distribusinya sebagai berikut [12]:

$$P(Y = y) = \left( \frac{\mu}{1 + \theta \mu} \right)^y \frac{(1 + \theta y)^{y-1}}{y!} \exp \left( \frac{-\mu(1 + \theta y)}{1 + \theta \mu} \right). \quad (6)$$

Mean dan varians distribusi *Generalized Poisson* adalah  $E(Y) = \mu$  dan  $\text{var}(Y) = \mu(1 + \theta \mu)^2$ . Parameter model regresi poisson ditaksir menggunakan *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) dengan iterasi Newton-Raphson. Setelah didapatkan estimasi parameter, dilakukan pengujian serentak. Pengujian serentak menggunakan metode *Maximum Likelihood Ratio Test* (MLRT) dengan hipotesis sebagai berikut:

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

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

Statistik uji yang digunakan adalah sebagai berikut:

$$D(\hat{\beta}) = -2 \ln \Lambda = -2 \ln \left( \frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right). \quad (7)$$

Keputusan menolak  $H_0$  jika nilai  $D(\hat{\beta})$  lebih besar dari  $\chi^2_{(\alpha, k)}$  yang artinya terdapat variabel prediktor dalam model GPR yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Selanjutnya dilakukan pengujian parsial dimana hipotesisnya adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_j = 0$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0.$$

Statistik uji yang digunakan adalah sebagai berikut:

$$t = \frac{\hat{\beta}_j}{se(\hat{\beta}_j)}. \quad (8)$$

Keputusan menolak  $H_0$  jika nilai  $|t|$  lebih besar dari  $t_{(n-k-1; \alpha/2)}$  yang artinya variabel prediktor dalam model GPR tersebut berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

#### D. Efek Spasial

Pada spasial titik memiliki asumsi yaitu heterogenitas spasial [13]. Heterogenitas spasial dapat diuji menggunakan statistik uji *Breusch-Pagan* (BP) yang mempunyai hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_n^2 = \sigma^2 \text{ (varians antar lokasi sama)}$$

$$H_1 : \text{minimal ada satu } \sigma_i^2 \neq \sigma^2 \text{ (varians antar lokasi berbeda).}$$

Statistik uji yang digunakan adalah sebagai berikut:

$$BP = \left(\frac{1}{2}\right) \mathbf{f}^T \mathbf{Z} (\mathbf{Z}^T \mathbf{Z})^{-1} \mathbf{Z}^T \mathbf{f}. \quad (9)$$

Keputusan menolak  $H_0$  jika  $BP > \chi_{(\alpha, k)}^2$  atau  $p\text{-value} < \alpha$  yang artinya terjadi heteroskedastisitas dalam model (varians antar lokasi berbeda).

#### E. Matriks Pembobot Spasial

Pembentukan fungsi pembobot dari jarak *Euclidian* salah satunya dapat menggunakan fungsi *Adaptive Bisquare Kernel*. Fungsi *Adaptive Bisquare Kernel* dinyatakan sebagai berikut:

$$w_{i^*} = \begin{cases} \left(1 - \left(\frac{d_{i^*}}{h_i}\right)^2\right)^2 & ; \text{untuk } d_{i^*} \leq h_i \\ 0 & ; \text{untuk } d_{i^*} > h_i \end{cases} \quad (10)$$

$$\text{dimana } d_{i^*} = \sqrt{(u_i - u_{i^*})^2 + (v_i - v_{i^*})^2}.$$

*Bandwidth* optimum diperlukan untuk mengatur besar kecilnya variansi dan bias tersebut [14]. Pemilihan *bandwidth* optimum dapat dilakukan dengan metode *Cross Validation* (CV) yang didefinisikan oleh persamaan berikut:

$$CV(h) = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_{-i}(h))^2. \quad (11)$$

*Bandwidth* optimum dapat diperoleh ketika nilai CV minimum.

#### F. Geographically Weighted Generalized Poisson Regression (GWGPR)

Model GWGPR menghasilkan penaksir parameter yang bersifat lokal untuk setiap titik pengamatan. Bentuk persamaan dari model GWGPR untuk lokasi ke- $i$  adalah sebagai berikut:

$$\mu_i = \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)). \quad (12)$$

Metode yang digunakan untuk menaksir parameter model GWGPR adalah metode *Maximum Likelihood Estimation*

(MLE) dan dilanjutkan dengan iterasi Newton-Raphson. Pengujian serentak menggunakan metode *Maximum Likelihood Ratio Test* (MLRT) dengan hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_1(u_i, v_i) = \beta_2(u_i, v_i) = \dots = \beta_k(u_i, v_i) = 0$$

$$H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \beta_j(u_i, v_i) \neq 0.$$

Statistik uji yang digunakan adalah sebagai berikut:

$$D(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = -2 \ln \Lambda = -2 \ln \left( \frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right). \quad (13)$$

Keputusan menolak  $H_0$  jika nilai dari  $D(\hat{\boldsymbol{\beta}}) > \chi_{(\alpha, k)}^2$  yang artinya minimal terdapat satu variabel prediktor dalam model GWGPR yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Berikut merupakan hipotesis yang digunakan untuk pengujian parsial.

$$H_0 : \beta_j(u_i, v_i) = 0$$

$$H_1 : \beta_j(u_i, v_i) \neq 0$$

Statistik uji yang digunakan adalah sebagai berikut:

$$Z = \frac{\hat{\beta}_j(u_i, v_i)}{se(\hat{\beta}_j(u_i, v_i))}. \quad (14)$$

Keputusan menolak  $H_0$  jika nilai dari  $|Z| > Z_{(\alpha/2)}$  yang artinya variabel prediktor tersebut berpengaruh signifikan terhadap variabel respon pada setiap lokasi dalam model GWGPR.

#### G. Kematian Ibu

Kematian ibu menurut batasan dari *The Tenth Revision of The International Classification of Diseases* (ICD – 10) adalah kematian wanita yang terjadi pada saat kehamilan atau dalam 42 hari setelah berakhirnya kehamilan, tidak tergantung dari lama dan lokasi kehamilan, atau yang diperberat oleh kehamilan tersebut, atau penanganannya, akan tetapi bukan kematian yang disebabkan oleh kecelakaan atau kebetulan [15]. Faktor-faktor yang mempengaruhi kematian ibu yaitu usia ibu saat kehamilan, paritas, faktor pelayanan kesehatan, faktor antenatal care, faktor penolong, faktor sarana dan prasarana, serta faktor sosial, ekonomi, dan budaya.

### III. METODOLOGI PENELITIAN

#### A. Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data sekunder yang berasal dari Profil Kesehatan Provinsi Jawa Timur 2016 yang dipublikasikan oleh Dinas Kesehatan Jawa Timur serta terdapat data sekunder yang berasal dari Badan Pusat Statistik. Unit penelitian yang diteliti yaitu kabupaten/kota di Jawa Timur, dengan jumlah pengamatan sebanyak 38 yang terdiri dari 29 kabupaten dan 9 kota. Variabel yang digunakan yaitu persentase rumah tangga ber-PHBS ( $X_1$ ), persentase penanganan komplikasi kebidanan ( $X_2$ ), persentase kunjungan ibu hamil K4 ( $X_3$ ), persentase rumah tangga menerima bantuan tunai ( $X_4$ ), serta rasio puskesmas dan rumah sakit ( $X_5$ ).

**B. Langkah Analisis**

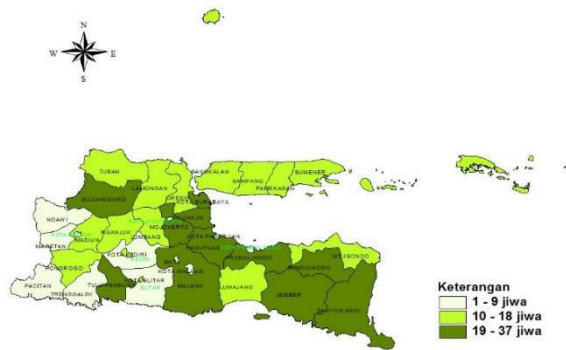
Langkah-langkah analisis dalam penelitian ini adalah sebagai berikut.

1. Mendeskripsikan karakteristik jumlah kematian ibu dan faktor-faktor yang diduga mempengaruhinya pada setiap kabupaten/kota.
2. Mendeteksi dan mengatasi kasus multikolinieritas berdasarkan nilai VIF.
3. Melakukan pemodelan regresi poisson.
4. Melakukan pengujian overdispersi.
5. Melakukan pemodelan *Generalized Poisson Regression* (GPR).
6. Melakukan pengujian heterogenitas spasial.
7. Melakukan pemodelan *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression* (GWGPR) dengan langkah-langkah yaitu menentukan *bandwidth* dan pembobot optimum, menaksir parameter model GWGPR, serta melakukan pengujian signifikansi parameter baik secara serentak maupun parsial.
8. Menarik kesimpulan dan saran.

**IV. ANALISIS DAN PEMBAHASAN**

**A. Karakteristik Jumlah Kematian Ibu di Jawa Timur**

Pada tahun 2016 jumlah kematian ibu di Jawa Timur sebanyak 534 jiwa. Jumlah kematian ibu tertinggi di Jawa Timur yaitu sebanyak 37 jiwa terdapat di Kota Surabaya. Persebaran jumlah kematian ibu di Jawa Timur ditunjukkan pada gambar berikut.



Gambar 1. Persebaran Jumlah Kematian Ibu di Jawa Timur.

Karakteristik faktor-faktor yang diduga mempengaruhi jumlah kematian ibu di Jawa Timur disajikan pada Tabel 1.

Tabel 1. Karakteristik Faktor-Faktor

Variabel	Mean	Standar Deviasi	Minimum	Maksimum
X <sub>1</sub>	49,64	14,78	19,4	75,1
X <sub>2</sub>	96,04	15,43	62,1	129,5
X <sub>3</sub>	88,911	4,989	78,900	98,500
X <sub>4</sub>	2,342	2,474	0	11,780
X <sub>5</sub>	7,812	3,035	4,530	18,690

Tabel 1 menunjukkan bahwa faktor-faktor yang diduga mempengaruhi jumlah kematian ibu di Jawa Timur memiliki variasi yang cukup besar serta jangkauan yang cukup besar sehingga diduga terjadi heterogenitas data. Variabel prediktor

yang memiliki standar deviasi tertinggi yaitu persentase penanganan komplikasi kebidanan sebesar 15,43%. Variabel prediktor yang memiliki standar deviasi tertinggi kedua yaitu persentase rumah tangga ber-PHBS sebesar 14,78%.

**B. Pemodelan Regresi Poisson**

Pada regresi poisson terdapat asumsi bebas multikolinieritas. Multikolinieritas adalah terdapatnya hubungan atau korelasi antara variabel prediktor satu dengan variabel prediktor lain. Salah satu cara mengetahui ada tidaknya multikolinieritas pada suatu data dapat diketahui dari nilai VIF setiap variabel prediktor. Nilai VIF yang lebih besar dari 10 menunjukkan adanya kasus multikolinieritas antar variabel prediktor. Nilai VIF masing-masing variabel prediktor ditunjukkan pada tabel berikut.

Tabel 2. Nilai VIF

Variabel	VIF
X <sub>1</sub>	1,241833
X <sub>2</sub>	1,387938
X <sub>3</sub>	1,291386
X <sub>4</sub>	1,104230
X <sub>5</sub>	1,124196

Nilai VIF setiap variabel predictor yang ditunjukkan Tabel 2 memiliki nilai kurang dari 10. Hal ini dapat diartikan bahwa tidak terdapat kasus multikolinieritas pada data, sehingga dapat dilakukan pemodelan regresi poisson.

Untuk mendapatkan estimasi parameter model regresi poisson digunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) dengan iterasi Newton-Raphson. Berikut merupakan nilai estimasi parameter model regresi poisson.

Tabel 3. Nilai Estimasi Parameter Model Regresi Poisson

Parameter	Estimasi	Z hitung
$\hat{\beta}_0$	-0,192825	-0,182
$\hat{\beta}_1$	0,015305	4,731
$\hat{\beta}_2$	0,014133	4,345
$\hat{\beta}_3$	0,025784	2,562
$\hat{\beta}_4$	-0,030924	-1,646
$\hat{\beta}_5$	-0,209161	-8,761
Devians	83,76	

Pengujian serentak memiliki hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_5 = 0$$

$$H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \beta_j \neq 0, j = 1, 2, \dots, 5.$$

Statistik uji yang digunakan adalah nilai devians  $D(\hat{\beta})$  yang memiliki nilai sebesar 83,76. Taraf signifikansi yang digunakan yaitu 5% ( $\alpha = 5\%$ ), sehingga nilai  $\chi^2_{(0,05;5)}$  sebesar 11,07. Nilai devians  $D(\hat{\beta})$  lebih besar dari nilai  $\chi^2_{(0,05;5)}$ , sehingga didapatkan keputusan tolak  $H_0$ . Hal ini dapat diartikan bahwa terdapat variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Oleh karena itu, dapat dilanjutkan pada pengujian parsial. Pengujian parsial memiliki

hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_j = 0, \quad j = 1, 2, \dots, 5$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0$$

Variabel prediktor dikatakan berpengaruh signifikan terhadap model (tolak  $H_0$ ) jika nilai  $|Z|$  lebih besar dari  $Z_{\alpha/2}$  dengan taraf signifikansi 5% sehingga bernilai 1,96. Berdasarkan Tabel 3, semua parameter memiliki nilai  $|Z|$  lebih besar dari 1,96 sehingga semua variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap model regresi poisson. Model regresi poisson yang terbentuk adalah sebagai berikut:

$$\hat{\mu} = \exp(-0,192825 + 0,015305X_1 + 0,014133X_2 + 0,025784X_3 - 0,030924X_4 - 0,209161X_5).$$

Pada pemodelan regresi poisson didapatkan hasil yang cukup bagus, namun perlu diperiksa apakah terdapat kasus overdispersi. Nilai devians  $D(\hat{\beta})$  model regresi poisson sebesar 83,76 dengan derajat bebas sebesar 32, sehingga didapatkan nilai sebesar 2,6175. Nilai tersebut lebih besar dari 1 yang berarti data jumlah kematian ibu di Jawa Timur terdapat kasus overdispersi sehingga dibutuhkan metode lain untuk mengatasi permasalahan tersebut.

### C. Pemodelan GPR

Pada data jumlah kematian ibu di Jawa Timur mengalami kasus overdispersi, hal ini dapat diatasi dengan menggunakan pemodelan *Generalized Poisson Regression* (GPR). Berikut merupakan nilai estimasi parameter model GPR:

Tabel 4.  
Nilai Estimasi Model GPR

Parameter	Estimasi	t hitung
$\hat{\beta}_0$	0,2147	0,14
$\hat{\beta}_1$	0,01435	2,90
$\hat{\beta}_2$	0,01385	2,82
$\hat{\beta}_3$	0,02323	1,57
$\hat{\beta}_4$	-0,03187	-1,06
$\hat{\beta}_5$	-0,2233	-6,56
Devians	229,2	

Pengujian serentak memiliki hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_5 = 0$$

$$H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \beta_j \neq 0, \quad j = 1, 2, \dots, 5.$$

Statistik uji yang digunakan adalah nilai devians  $D(\hat{\beta})$  yang memiliki nilai sebesar 229,2. Taraf signifikansi yang digunakan yaitu 5% ( $\alpha = 5\%$ ), sehingga nilai  $\chi^2_{(0,05;5)}$  sebesar 11,07. Nilai devians  $D(\hat{\beta})$  lebih besar dari nilai  $\chi^2_{(0,05;5)}$ , sehingga didapatkan keputusan tolak  $H_0$ . Hal ini membuktikan bahwa terdapat variabel prediktor yang signifikan terhadap variabel respon. Oleh karena itu, dapat dilanjutkan pada pengujian parsial. Pengujian parsial memiliki

hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_j = 0, \quad j = 1, 2, \dots, 5$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0$$

Taraf signifikansi yang digunakan yaitu 5% sehingga nilai  $t_{(32;0,025)}$  sebesar 2,0369. Variabel prediktor dikatakan berpengaruh signifikan terhadap model (tolak  $H_0$ ) jika nilai  $|t|$  lebih besar dari  $t_{(32;0,025)}$ . Berdasarkan Tabel 4 didapatkan variabel yang signifikan terhadap model GPR yaitu  $X_1, X_2,$  dan  $X_5$ , maka model GPR adalah sebagai berikut.

$$\hat{\mu} = \exp(0,2147 + 0,01435X_1 + 0,01385X_2 + 0,02323X_3 - 0,03187X_4 - 0,2233X_5)$$

Setelah melakukan pemodelan GPR, didapatkan hasil yang cukup baik yaitu dengan 3 variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon, namun perlu dilakukan pengujian heterogenitas spasial untuk mengetahui apakah terdapat kekhasan pada setiap lokasi pengamatan. Pengujian dilakukan dengan menggunakan statistik uji *Breusch-Pagan* yang ditunjukkan pada persamaan (9). Hipotesis pada pengujian heterogenitas spasial adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_{38}^2 = \sigma^2 \text{ (varians antar lokasi sama)}$$

$$H_1 : \text{minimal ada satu } \sigma_i^2 \neq \sigma^2 \text{ (varians antar lokasi berbeda)}$$

$$i = 1, 2, \dots, 38.$$

Pengujian dilakukan dengan menggunakan statistik uji *Breusch-Pagan*. Didapatkan nilai statistik uji sebesar 9,3256. Digunakan taraf signifikansi ( $\alpha$ ) sebesar 10%, sehingga dihasilkan  $\chi^2_{(0,1;5)}$  sebesar 9,236. Oleh karena itu, diperoleh keputusan tolak  $H_0$  karena nilai statistik uji lebih besar dari  $\chi^2_{(0,1;5)}$ . Hal ini dapat disimpulkan bahwa terdapat heterogenitas spasial pada setiap lokasi pengamatan sehingga diperlukan metode lain untuk mengatasi permasalahan tersebut.

### D. Pemodelan GWGPR

Pada data jumlah kematian ibu di Jawa Timur mengalami kasus overdispersi dan heterogenitas spasial, hal ini dapat diatasi dengan menggunakan pemodelan *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression* (GWGPR). Terdapat dua pengujian pada pemodelan GWGPR yaitu pengujian serentak dan pengujian parsial. Pengujian serentak pada pemodelan GWGPR memiliki hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_1(u_i, v_i) = \beta_2(u_i, v_i) = \dots = \beta_5(u_i, v_i) = 0, \quad i = 1, 2, \dots, 38$$

$$H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \beta_j(u_i, v_i) \neq 0, \quad j = 1, 2, \dots, 5.$$

Pada pengujian serentak nilai statistik uji yang digunakan yaitu nilai devians. Nilai devians yang dihasilkan sebesar 16,38149. Taraf signifikansi yang digunakan yaitu 5% ( $\alpha = 5\%$ ), sehingga nilai  $\chi^2_{(0,05;5)}$  sebesar 11,07. Hal ini menunjukkan bahwa nilai devians  $D(\hat{\beta})$  lebih besar dari nilai  $\chi^2_{(0,05;5)}$ , sehingga didapatkan keputusan tolak  $H_0$ . Berdasarkan keputusan tersebut dapat diartikan bahwa terdapat variabel prediktor yang signifikan terhadap model.

Oleh karena itu, dapat dilanjutkan pada pengujian parsial. Pengujian parsial GWGPR dilakukan untuk mengetahui parameter mana saja yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon pada setiap lokasi pengamatan. Pengujian parsial pada pemodelan GWGPR memiliki hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_j(u_i, v_i) = 0, i = 1, 2, \dots, 38 \text{ dan } j = 1, 2, \dots, 5$$

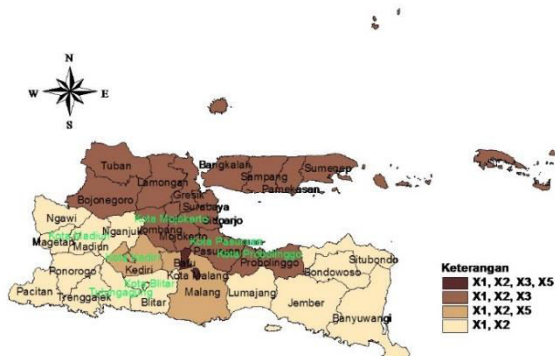
$$H_1 : \beta_j(u_i, v_i) \neq 0.$$

Variabel prediktor dikatakan berpengaruh signifikan terhadap variabel respon (tolak  $H_0$ ) jika nilai  $|Z|$  lebih besar dari  $Z_{\alpha/2}$  dengan taraf signifikansi 5% sehingga bernilai 1,96. Pengujian parsial dilakukan pada setiap lokasi pengamatan (kabupaten/kota) di Jawa Timur. Terdapat dua variabel yang berpengaruh signifikan untuk semua kabupaten/kota di Jawa Timur yaitu persentase rumah tangga ber-PHBS ( $X_1$ ) dan persentase penanganan komplikasi kebidanan ( $X_2$ ). Terdapat satu variabel yang tidak berpengaruh signifikan untuk semua kabupaten/kota di Jawa Timur yaitu persentase rumah tangga menerima bantuan tunai ( $X_4$ ). Persentase kunjungan ibu hamil K4 ( $X_3$ ) berpengaruh signifikan terhadap 19 kabupaten/kota, sedangkan rasio puskesmas dan rumah sakit ( $X_5$ ) berpengaruh signifikan terhadap 5 kabupaten/kota. Berdasarkan hasil pengujian parsial, didapatkan variabel yang signifikan di setiap kabupaten/kota di Jawa Timur yang ditunjukkan Tabel 5 berikut.

Tabel 5.  
Variabel Signifikan Setiap Kabupaten/Kota

Variabel	Kabupaten/Kota	Jumlah
$X_1, X_2, X_3, X_5$	Kota Malang, Kota Batu	2
$X_1, X_2, X_3$	Probolinggo, Pasuruan, Sidoarjo, Mojokerto, Jombang, Bojonegoro, Tuban, Lamongan, Gresik, Bangkalan, Sampang, Pamekasan, Sumenep, Kota Probolinggo, Kota Pasuruan, Kota Mojokerto, Kota Surabaya	17
$X_1, X_2, X_5$	Kediri, Malang, Kota Kediri	3
$X_1, X_2$	Pacitan, Ponorogo, Trenggalek, Tulungagung, Blitar, Lumajang, Jember, Banyuwangi, Bondowoso, Situbondo, Nganjuk, Madiun, Magetan, Ngawi, Kota Blitar, Kota Madiun	16

Pemetaan kabupaten/kota di Jawa Timur berdasarkan variabel yang signifikan disajikan dalam Gambar 2.



Gambar 2. Pengelompokan Berdasarkan Variabel yang Signifikan.

Nilai eksponen estimasi parameter terbesar variabel persentase rumah tangga ber-PHBS ( $X_1$ ) adalah Kabupaten Tuban sedangkan yang terkecil adalah Kabupaten Banyuwangi. Nilai eksponen estimasi parameter terbesar variabel persentase penanganan komplikasi kebidanan ( $X_2$ ) adalah Kabupaten Pasuruan sedangkan yang terkecil adalah Kabupaten Pacitan. Nilai eksponen estimasi parameter terbesar variabel persentase kunjungan ibu hamil K4 ( $X_3$ ) adalah Kota Pasuruan. Berikut model GWGPR untuk Kota Pasuruan apabila dituliskan:

$$\hat{\mu} = \exp(0,72133 + 0,00412X_1 + 0,00361X_2 + 0,00613X_3 - 0,01455X_4 - 0,0585X_5).$$

Berdasarkan model GWGPR di Kota Pasuruan yang diperoleh, setiap penambahan 10% rumah tangga ber-PHBS maka akan meningkatkan rata-rata jumlah kematian ibu di Jawa Timur sebesar  $\exp(0,00412 \times 10) = 1,04206$  kali dengan asumsi variabel lain konstan. Jika persentase penanganan komplikasi kebidanan meningkat sebesar 10% maka akan meningkatkan rata-rata jumlah kematian ibu di Jawa Timur sebesar  $\exp(0,00361 \times 10) = 1,03676$  kali dengan asumsi variabel lain konstan. Jika persentase kunjungan ibu hamil K4 meningkat sebesar 5% maka akan meningkatkan rata-rata jumlah kematian ibu di Jawa Timur sebesar  $\exp(0,00613 \times 5) = 1,031125$  kali dengan asumsi variabel lain konstan.

## V. KESIMPULAN DAN SARAN

Jumlah kematian ibu tertinggi di Jawa Timur yaitu sebanyak 37 jiwa terdapat di Kota Surabaya. Faktor-faktor yang diduga mempengaruhi jumlah kematian ibu di Jawa Timur memiliki variasi serta jangkauan yang cukup besar sehingga diduga terjadi heterogenitas data. Pemodelan GWGPR menghasilkan persentase rumah tangga ber-PHBS dan persentase penanganan komplikasi kebidanan berpengaruh signifikan terhadap jumlah kematian ibu di semua kabupaten/kota di Jawa Timur, sedangkan variabel persentase rumah tangga menerima bantuan tunai tidak berpengaruh signifikan terhadap jumlah kematian ibu di kabupaten/kota di Jawa Timur. Persentase kunjungan ibu hamil K4 berpengaruh signifikan terhadap 19 kabupaten/kota, sedangkan rasio puskesmas dan rumah sakit berpengaruh signifikan terhadap 5 kabupaten/kota.

Berdasarkan variabel prediktor yang berpengaruh signifikan, diharapkan dapat mengurangi kasus jumlah kematian ibu jika diimplementasikan. Saran yang dapat digunakan untuk penelitian selanjutnya yaitu mempertimbangkan penambahan variabel prediktor yang memberikan pengaruh signifikan terhadap jumlah kematian ibu seperti faktor-faktor pada usia ibu saat kehamilan, penolong, dan paritas.

## DAFTAR PUSTAKA

- [1] Kemenkes, "Profil Kesehatan Indonesia 2016," Jakarta, 2016.
- [2] INFID, "Panduan SDGs," Jakarta, 2015.
- [3] Anonymous, "Angka Kematian Ibu Tertinggi ada di Jawa Barat," *Kompas*, 2014. .
- [4] R. Mochtar, *Sinopsis Obstetri*, 1st ed. Jakarta: EGC, 1998.

- [5] E. Evadianti, "Pemodelan Jumlah Kematian Ibu di Jawa Timur dengan Geographically Weighted Negative Binomial Regression (GWNBR)," *J. Sains dan Seni ITS*, vol. 3, no. 2, pp. 182–187, 2014.
- [6] B. Metro, "Rawan Kematian Ibu Hamil di Tapal Kuda," *www.beritametro.news*, 2017. .
- [7] A. C. Cameron and P. K. Trivedi, *Regression Analysis of Count Data*, 2nd ed. USA: Cambridge University Press, 2013.
- [8] A. C. Cameron and P. K. Trivedi, *Regression Analysis of Count Data*. USA: Cambridge University Press, 1998.
- [9] R. Hocking, *Method and Applications of Linear Models*. New York: John Wiley & Sons, Inc, 1996.
- [10] D. Gujarati, *Basic Econometrics*, 4th ed. New York: Mc Graw Hill Companies, 2004.
- [11] A. C. Cameron and P. K. Trivedi, "Regression-Based Test for Overdispersion in The Poisson Model," *J. Econom.*, vol. 46, pp. 347–364, 1990.
- [12] F. Famoye, J. T. Wulu, and K. P. Singh, "On the Generalized Poisson Regression Model with an Application to Accident Data," *J. Data Sci.*, vol. 2, pp. 287–295, 2004.
- [13] L. Anselin, *Spatial Econometrics Method and Models*. Netherland: Kluwer Academic Publishers, 1988.
- [14] T. Nakaya, A. S. Fotheringham, C. Brudson, and M. Charlton, "Geographically Weighted Poisson Regression for Disease Association Mapping," *Stat. Med.*, pp. 2695–2717, 2005.
- [15] World Health Organization, *Maternal Mortality in 2005: Estimates Developed by WHO, UNICEF, UNFPA, and The World Bank*. Geneva: WHO Press, 2007.