p-ISSN 2085-7829
e-ISSN 2798-3455

Model *Geographically Weighted Poisson Regression* (GWPR) dengan Fungsi Pembobot *Adaptive Gaussian* (Studi Kasus : Angka Kematian Ibu (AKI) di 24 Kab/Kota Kalimantan Timur dan Kalimantan Barat Tahun 2017)

Geographically Weighted Poisson Regression (GWPR) Model with Adaptive Gaussian Weighting Function (Case Study: Maternal Mortality Rate (MMR) in 24 Regencies / Cities East Kalimantan and West Kalimantan in 2017)

Ridhawati[1], Suyitno[2], dan Wasono[3]
[1,2] Laboratorium Statistika Terapan FMIPA Universitas Mulawarman
[3]Laboratorium Matematika Komputasi FMIPA Universitas Mulawarman
[1]E-mail: ridhawati16@gmail.com

Abstract

The Geographically Weighted Poisson Regression (GWPR) Model is a regression model developed from Poisson regression or a local form of Poisson regression. The GWPR model generates a local model parameter estimator at each observation location where the data is collected and assumes the data is Poisson distributed. The estimation of GWPR model parameters uses the Adaptive Gaussian weighting function by determining the optimum bandwidth using GCV criteria. Based on the GWPR model, it is found that the factors that influence the maternal mortality rate (MMR) data in 24 districts (cities) of East Kalimantan and West Kalimantan are the percentage of pregnant women receiving Fe_3 tablets, pregnant women with obstetric complications and the number of hospitals. These three variables produce four groups of GWPR model. Based on the GCV value, it is obtained that the best model is the GWPR model because it has the smallest GCV value.

Keywords: *Adaptive Gaussian, GCV, GWPR, MMR*.

Pendahuluan

Model regresi Poisson merupakan salah satu model regresi non linear yang variabel responnya berdistribusi Poisson. Variabel respon dalam distribusi Poisson berasal dari cacahan suatu kejadian yang jarang terjadi. Contoh dalam kehidupan sehari-hari adalah jumlah kematian ibu setiap tahun, jumlah penderita penyakit tertentu setiap tahun, dan sebagainya. Model regresi Poisson pada umumnya diaplikasikan pada bidang kesehatan. Data pada bidang tersebut sering ditemukan berupa data spasial. Data spasial adalah jenis data yang mengandung informasi atribut dan lokasi, serta terdapat interdependensi antara lokasi dan data. Karakteristik data spasial pada suatu lokasi pengamatan akan berbeda dengan data di lokasi pengamatan yang lain, akan tetapi memiliki hubungan yang erat dengan data di lokasi pengamatan lain yang berdekatan (Anselin, 2010).

Pemodelan regresi Poisson yang diaplikasikan pada data spasial mengadopsi metode *Geographically Weighted Regression* (GWR) dan dinamakan model *Geographically Weighted Poisson Regression* (GWPR). Berdasarkan ide model GWR, penaksiran parameter model GWPR dilakukan pada setiap lokasi pengamatan dan menggunakan pembobot spasial. Pembobot spasial ditentukan menggunakan fungsi pembobot. Fungsi pembobot merupakan fungsi jarak antar lokasi pengamatan dan tergantung pada *bandwidth* atau parameter penghalus. Nilai *bandwidth* pada penaksiran parameter setiap lokasi pengamatan bisa Model GWPR pada penelitian ini akan diaplikasikan pada data Angka Kematian Ibu (AKI) di 24 Kabupaten/Kota di Kalimantan Timur dan Kalimantan Barat. AKI merupakan salah satu indikator yang peka dalam menggambarkan kesejahteraan masyarakat di suatu negara.

Regresi Poisson

Menurut Pateta (2005) analisis regresi Poisson adalah suatu metode statistika yang digunakan untuk menganalisis hubungan antara sebuah variabel acak respon Y adalah variabel diskrit (cacah) dan p buah variabel prediktor $X_1, X_2, ..., X_p$. Variabel respon Y diasumsikan berdistribusi Poisson, sedangkan variabel prediktor adalah data kontinu, kategorik dan diskrit. Model regresi Poisson dinyatakan dengan

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

dengan

$$\mathbf{x}_\mathrm{i}^\mathrm{T} \boldsymbol{\beta} = \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \cdots + \beta_p x_{pi}) \quad (1)$$

Metode penaksiran parameter model regresi Poisson adalah metode *maximum likelihood estimation* (MLE) dengan fungsi *log-likelihood* adalah

$$\ell(\boldsymbol{\beta}) = \sum_{i=i}^{n} [y_i \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta} - \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}) - \ln(y_i!)] \qquad (2)$$

Penaksir Maximum Likelihood (ML) diperoleh dari turunan pertama fungsi log-Likelihood yang diberikan oleh Persamaan (2) terhadap semua parameter kemudian disamakan dengan nol, yaitu

$$\frac{\partial \ell(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}} = \mathbf{0} \qquad (3)$$

dengan $\mathbf{0}$ adalah vektor nol berdimensi $p+1$ dan ruas kiri Persamaan (3) adalah vektor gradien berdimensi $p+1$, yaitu

$$\mathbf{g}(\boldsymbol{\beta}) = \frac{\partial \ell(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}} = \left[\frac{\partial \ell(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_0} \quad \frac{\partial \ell(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_1} \quad \frac{\partial \ell(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_2} \quad \cdots \quad \frac{\partial \ell(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_p}\right]^T. \qquad (4)$$

Komponen-komponen vektor gradien (4) dapat dinyatakan dalam bentuk umum, yaitu

$$\frac{\partial \ell(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}_k} = \sum_{i=1}^{n} [y_i x_{ki} - x_{ki} \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})] = \sum_{i=1}^{n} x_{ki} [y_i - x_{ki} \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})] \qquad (5)$$

untuk $k = 0,1,2,\cdots,p$. Berdasarkan Persamaan (5) vektor gradien yang diberikan oleh Persamaan (4) dapat dinyatakan dengan perkalian matriks, yaitu

$$\frac{\partial \ell(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}} = \mathbf{X}^T [\mathbf{y} - \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})] \qquad (6)$$

Diketahui bahwa komponen-komponen vektor gradien yang diberikan oleh Persamaan (5) terdiri dari Persamaan-Persamaan non linier, sehingga solusi eksak Persamaan (3) untuk mendapatkan penaksir eksak ML tidak dapat ditemukan secara analitis. Metode alternatif dalam menyelesaikan Persamaan (3) untuk mendapatkan penaksir ML $(\widehat{\boldsymbol{\beta}})$ adalah metode iteratif Newton Raphson.

Penentuan penaksir ML dengan metode Newton-Raphson diperlukan penghitungan vektor gradien dan matriks Hessian. Vektor gradien $\mathbf{g}(\boldsymbol{\beta})$ diberikan oleh Persamaan (4) dan matriks Hessian $\mathbf{H}(\boldsymbol{\beta})$adalah matriks simetri orde $p+1$, yaitu matriks turunan orde kedua dari fungsi *log-likelihood* (2). Bentuk umum matriks Hessian adalah

$$\mathbf{H}(\boldsymbol{\beta}) = \left[\frac{\partial^2 \ell(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta} \partial \boldsymbol{\beta}^T}\right] \qquad (7)$$

Berdasarkan turunan orde pertama yang diberikan oleh Persamaan (5), elemen-elemen matriks Hessian $\mathbf{H}(\boldsymbol{\beta})$ yang diberikan oleh Persamaan (7) dapat dinyatakan dalam bentuk umum, yaitu

$$\frac{\partial^2 \ell(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_k \partial \beta_l^T} = \frac{\partial}{\partial \beta_k} \sum_{i=1}^{n} [y_i x_{li} - x_{li} \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})] = -\sum_{i=1}^{n} [x_{ki} x_{li} \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})] \qquad (8)$$

untuk $k, l = 0,1,2,\cdots,p$. Berdasarkan hasil perhitungan komponen-komponen vektor gradien $\mathbf{g}(\boldsymbol{\beta})$ yang diberikan oleh Persamaan (6) dan elemen-elemen matriks Hessian $\mathbf{H}(\boldsymbol{\beta})$ yang diberikan oleh Persamaan (8), maka penaksir ML $(\widehat{\boldsymbol{\beta}})$ dapat diperoleh berdasarkan algoritma iterasi Newton-Raphson yang diberikan oleh

$$(\widehat{\boldsymbol{\beta}})^{(m+n)} = \widehat{\boldsymbol{\beta}}^{(m)} - [\mathbf{H}(\widehat{\boldsymbol{\beta}}^{(m)})]^{-1} \mathbf{g}(\widehat{\boldsymbol{\beta}}^{(m)}) \qquad (9)$$

m=0,1,2,...

Pengujian Hipotesis Parameter Regresi Poisson

Pengujian hipotesis parameter regresi model Poisson terdiri dari pengujian secara serentak dan parsial. Pengujian parameter model regresi Poisson secara serentak dilakukan untuk mengetahui signifikansi parameter β terhadap variabel respon secara keseluruhan.

H_0 : $\beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_p = 0$

H_1 : Paling sedikit terdapat satu $\beta_j \neq 0$, $j = 1,2, \ldots p$

Statistik uji adalah

$$D_1 = -2\left[\frac{L(\widehat{\omega})}{L(\widehat{\Omega})}\right] = 2[\ln L(\widehat{\Omega}) - \ln L(\widehat{\omega})] \qquad (10)$$

dengan $\widehat{\Omega} = \{\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \ldots, \hat{\beta}_p\}$ adalah himpunan parameter di bawah populasi yang memaksimumkan fungsi *log-likelihood* dan $\widehat{\omega} = \{\hat{\beta}_0\}$adalah himpunan parameter dibawah H_0 yang memaksimumkan fungsi *log-likelihood* Persamaan (2).

Pengujian parameter model regresi Poisson secara parsial digunakan untuk mengetahui apakah variabel prediktor berpengaruh terhadap variabel respon secara individual. Hipotesis pengujian parameter regresi Poisson secara parsial, untuk nilai k tertentu $k = 0,1,2,\cdots,p$ adalah

H_0 : $\beta_k = 0$

H_1 : $\beta_k \neq 0$

Statistik uji yang digunakan adalah statistik *Wald* yang diberikan oleh

$$T_A = \frac{\hat{\beta}_k}{\sqrt{Var(\hat{\beta}_k)}} \qquad (11)$$

Daerah Kritis adalah menolak H_0 apabila $|T_{Ahit}| > t_{\frac{a}{2};n-(p+1)}$ hal ini berarti bahwa pengaruh variabel prediktor ke-i terhadap variabel respon (Y) signifikan dalam model (Kleinbaum, 1988).

p-ISSN 2085-7829
e-ISSN 2798-3455

Pendeteksian Multikolinearitas

Multikolinearitas adalah hubungan yang kuat antara sebuah variabel bebas dengan variabel bebas yang lainnya. Multikolinearitas pada model regresi menyebabkan variansi penaksir parameter menjadi besar. Kasus multikolinearitas dapat dideteksi menggunakan nilai *Variance Inflation Factor* (VIF). Nilai VIF lebih besar dari 10, dikatakan terjadi kasus multikolinearitas. Nilai VIF variabel bebas ke-k dapat ditentukan sebagai berikut

$$VIF_k = \frac{1}{1 - R_k^2} \tag{12}$$

dengan R_k^2 adalah koefisien determinasi yang diperoleh dari regresi *auxiliary*, yaitu dengan melakukan regresi setiap variabel prediktor ke-k dengan variabel prediktor lainnya (Widarjono, 2007).

Pengujian Heterogenitas Spasial

Heterogenitas spasial pada data dapat diketahui dengan melakukan uji Breusch-Pagan (*Breusch-Pagan Test*) dengan hipotesis berikut
H_0 : $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \cdots = \sigma_n^2 = \sigma^2$, (tidak terdapat heterogenitas spasial)
H_1 : Minimal ada satu $\sigma_i^2 \neq \sigma^2$, $i=1,2,..,n$, (terdapat heterogenitas spasial)
Statistik uji adalah

$$BP = \left(\frac{1}{2}\right)\mathbf{f}^T\mathbf{Z}(\mathbf{Z}^T\mathbf{Z})^{-1}\mathbf{Z}^T\mathbf{f} \sim \chi^2_{(\alpha;p)}, \tag{13}$$

dengan $\mathbf{f} = [f_1 \quad f_2 \quad \cdots \quad f_n]^T$
$\mathbf{Z} = [z_1 \quad z_2 \quad \cdots \quad z_p]^T$, dimana f_i diperoleh dari $f_i = \left(\frac{e_i^2}{\sigma^2} - 1\right)$ dan z_k diporeleh dari $z_k = \frac{X_i - \bar{X}}{S_i}$, e_i adalah galat untuk observasi ke-i dan σ^2 adalah varians e_i. H_0 ditolak jika $BP_{hit} > \chi^2_{(\alpha;p)}$ sehingga dapat disimpulkan terdapat heterogenitas spasial, dimana α adalah taraf signifikansi dan p adalah banyaknya variabel (Anselin, 1988).

Pembobot Spasial GWR

Menurut Fotheringham dkk (2002), pembobot spasial pada *Geographically Weighted Regression* (GWR) adalah berbasis pada kedekatan lokasi pengamatan yang satu dengan lokasi pengamatan yang lainnya yang memerlukan data koordinat lokasi pengamatan. Koordinat-koordinat tersebut akan digunakan untuk mendapatkan jarak antar lokasi pengamatan. Jarak antar lokasi (u_i, v_i) dengan lokasi (u_j, v_j) disimbolkan dengan d_{ij} dan dihitung dengan menggunakan jarak *Euclidean* (Chasco dkk, 2007).

$$d_{ij} = \sqrt{(u_i - u_j)^2 + (v_i - v_j)^2} \tag{14}$$

dengan u_i menyatakan letak garis lintang (*latitude*) dan v_i menyatakan letak garis bujur (*longitude*).
(Suyitno, dkk. 2016).

Pembobot spasial dapat dihitung menggunakan fungsi *Adaptive Gaussian* dan dapat dinyatakan pada Persamaan berikut

$$w_{ij} = \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{d_{ij}}{b_i}\right)^2\right), j = 1,2,\ldots,n \tag{15}$$

dengan d_{ij} adalah jarak *Euclidean* lokasi (u_i, v_i) dan lokasi (u_j, v_j) dan b_i adalah *bandwidth* untuk penaksiran model GWR pada lokasi ke-i.

Penentuan *bandwidth* optimum juga memiliki peranan penting dalam pembentukan matriks pembobot. Besar kecilnya *bandwidth* yang digunakan akan berpengaruh pada ketepatan model yang berkaitan dengan variansi dan bias dari penaksir yang dihasilkan. Oleh karena itu, *bandwidth* optimum diperlukan untuk mengatur besar kecilnya variansi dan bias tersebut (Nakaya, dkk, 2005). Pemilihan *bandwidth* optimum salah satunya adalah *Akaike Information Criterion* (AIC) dan *Generalized Cross-Validation* (GCV). Proses pemilihan lebar *bandwidth* optimum menggunakan teknik Golden Section Search. Teknik ini dilakukan secara iterasi dengan mengevaluasi nilai AIC terkecil pada interval jarak minimum dan maksimum lokasi pengamatan sehingga diperoleh nilai AIC minimum. Nilai AIC dirumuskan sebagai berikut

$$AIC = -2\ \ln L(\hat{\beta}) + 2k \tag{16}$$

Pemilihan *bandwidth* optimum dengan metode GCV, akan diperoleh saat nilai GCV minimum. Nilai GCV diperoleh dengan rumus sebagai berikut (Fotheringham dkk, 2002).

$$GCV = \frac{n\sum_{i=1}^{n}\left(y_i - \hat{y}_i(b)\right)^2}{(n - v)^2} \tag{17}$$

dengan $\hat{y}_i(b)$ adalah nilai penaksir y_i (*fitting value*) dimana pengamatan di lokasi (u_i, v_i) dimasukkan dalam proses penaksiran, v adalah jumlah penaksir yang efektif.

Geographically *Weighted Poisson Regression* (GWPR)

Model yang dapat mengakomodir pemodelan data spasial pada model regresi Poisson adalah model GWPR. Variabel Y dalam model GWPR dipengaruhi oleh variabel-variabel prediktor yang koefisien regresinya dipengaruhi letak geografis dengan simbol $\boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)$. Menurut Nakaya dkk (2005) model GWPR menghasilkan penaksir parameter model yang bersifat lokal untuk setiap titik pengamatan. Model GWPR pada lokasi (u_i, v_i) adalah

$$\mu_i = \exp[\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i,v_i)], i = 1,2,\ldots,n \quad (18)$$

Penaksiran Parameter Model GWPR

Penaksiran parameter model GWPR dapat diperoleh dengan menggunakan metode MLE.

$$\ell(\boldsymbol{\beta}(u_i,v_i)) = \sum_{j=1}^{n} w_{ij}\left[y_j \mathbf{x}_j^T \boldsymbol{\beta} - \exp\left(\mathbf{x}_j^T \boldsymbol{\beta}\right) - \ln\left(y_j!\right)\right] \quad (19)$$

Penaksir ML pada lokasi (u_i,v_i) diperoleh dari turunan pertama fungsi *log-Likelihood* yang diberikan oleh Persamaan (19) terhadap semua parameter kemudian disamakan dengan nol, yaitu

$$\frac{\partial \ell[\boldsymbol{\beta}(u_i,v_i)]}{\partial \boldsymbol{\beta}(u_i,v_i)} = \mathbf{0} \quad (20)$$

dengan $\mathbf{0}$ adalah vektor nol berdimensi $p+1$. Ruas kiri Persamaan (20) adalah vektor gradien berdimensi $p+1$, yaitu

$$\mathbf{g}[\boldsymbol{\beta}(u_i,v_i)] = \frac{\partial \ell[\boldsymbol{\beta}(u_i,v_i)]}{\partial \boldsymbol{\beta}(u_i,v_i)} = \left[\frac{\partial \ell[\boldsymbol{\beta}(u_i,v_i)]}{\partial \beta_0(u_i,v_i)} \quad \frac{\partial \ell[\boldsymbol{\beta}(u_i,v_i)]}{\partial \beta_1(u_i,v_i)} \quad \cdots \quad \frac{\partial \ell[\boldsymbol{\beta}(u_i,v_i)]}{\partial \beta_p(u_i,v_i)}\right] \quad (21)$$

Komponen-komponen vektor gradien pada Persamaan (21) dapat dinyatakan dalam bentuk umum, yaitu

$$\frac{\partial \ell[\boldsymbol{\beta}(u_i,v_i)]}{\partial \boldsymbol{\beta}_k(u_i,v_i)} = \sum_{j=1}^{n} w_{ij}\left[y_j x_{kj} - x_{kj}\exp(\mathbf{x}_j^T \boldsymbol{\beta}(u_i,v_i))\right]$$

$$= \sum_{j=1}^{n} x_{kj} w_{ij}\left[y_j - \exp(\mathbf{x}_j^T \boldsymbol{\beta}(u_i,v_i))\right] \quad (22)$$

untuk $k = 1,2,\ldots,p$. Berdasarkan Persamaan (22) Vektor gradien yang diberikan oleh Persamaan (21) dapat dinyatakan dengan perkalian matriks, yaitu

$$\frac{\partial \ell(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}} = \mathbf{X}^{\mathrm{T}} \mathbf{W}(u_i,v_i)[\mathbf{y} - \exp(\mathbf{X}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{\beta}(u_i,v_i))] \quad (23)$$

$\mathbf{W}(u_i,v_i)$ adalah matriks bobot spasial untuk penaksiran pada lokasi ke-i.

Matriks Hessian adalah matriks turunan parsial orde kedua dari fungsi *log-likelihood* $\ell(\boldsymbol{\beta}(u_i,v_i))$ terhadap semua kombinasi komponen-komponen vektor parameter $\boldsymbol{\beta}(u_i,v_i)$. Bentuk umum matriks Hessian model GWPR adalah

$$\mathbf{H}(\widehat{\boldsymbol{\beta}}(u_i,v_i)) = \left[\frac{\partial^2 \ell(\boldsymbol{\beta}(u_i,v_i))}{\partial \boldsymbol{\beta}(u_i,v_i) \partial \boldsymbol{\beta}^{\boldsymbol{T}}(u_i,v_i)}\right] \quad (24)$$

Elemen-elemen matriks Hessian dapat dinyatakan dalam bentuk umum yaitu

$$\frac{\partial^2 \ell(\boldsymbol{\beta}(u_i,v_i))}{\partial \beta_k(u_i,v_i) \partial \beta_l^T(u_i,v_i)} = \frac{\partial}{\partial \beta_k} \sum_{j=1}^{n} w_{ij}\left[y_j x_{lj} - x_{lj}\exp\left(\mathbf{x}_j^T \boldsymbol{\beta}(u_i,v_i)\right)\right]$$

$$= -\sum_{j=1}^{n} w_{ij}\left[x_{kj} x_{lj} \exp\left(\mathbf{x}_j^T \boldsymbol{\beta}(u_i,v_i)\right)\right] \quad (25)$$

untuk $k, l = 1,2,\ldots,p$. Berdasarkan Persamaan (25) matriks Hessian yang diberikan oleh Persamaan (24) dapat dinyatakan dalam notasi matriks, yaitu

$$\mathbf{H}(\widehat{\boldsymbol{\beta}}(u_i,v_i)) = -\mathbf{X}^T \mathbf{W}(u_i,v_i) \mathbf{V}(u_i,v_i) \mathbf{X} \quad (26)$$

Berdasarkan hasil perhitungan komponen-komponen vektor gradien $\mathbf{g}(\boldsymbol{\beta}(u_i,v_i))$ yang diberikan oleh Persamaan (21), serta elemen-elemen matriks Hessian $\mathbf{H}(\widehat{\boldsymbol{\beta}}(u_i,v_i))$ yang diberikan oleh Persamaan (25), maka penaksir ML $\widehat{\boldsymbol{\beta}}(u_i,v_i)$ dapat diperoleh berdasarkan algoritma iterasi Newton-Raphson yang diberikan oleh

$$\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{(u_i,v_i)}^{(m+1)} = \widehat{\boldsymbol{\beta}}_{(u_i,v_i)}^{(m)} - \left[\mathbf{H}(\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{(u_i,v_i)}^{(m)}\right]^{-1} \mathbf{g}(\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{(u_i,v_i)}^{(m)})) \quad (27)$$

Pengujian Hipotesis Parameter Model GWPR

Pengujian parameter yang pertama dilakukan adalah pengujian kesamaan model regresi Poisson dengan model GWPR.

H_0 : $\beta_k(u_1,v_1) = \beta_k(u_2,v_2) = \cdots = \beta_k(u_n,v_n) = \beta_k$

H_1 : Minimal ada satu $\beta_k(u_i,v_i) \neq \beta_k$, $k = 1,2,\ldots,p, i = 1,2,\ldots,n$

Statistik uji adalah

$$F_s = \frac{D_1/df_1}{D_2/df_2} \quad (28)$$

dengan

$$D_1 = 2\left(\ell\left(\widehat{\Omega}\right) - \ell(\widehat{\omega})\right) \quad (29)$$

$$D_2 = 2\left(\ell\left(\widehat{\Omega}_{GWPR}\right) - \ell(\widehat{\omega})\right) \quad (30)$$

Daerah kritis adalah menolak H_0 jika $F_s > F_{\alpha,df_1,df_2}$ atau jika $p-value < \alpha$, dengan $p-value = P(F_v > F_s)$, dimana F_v adalah variabel acak berdistribusi $F_{p,np}$ dan F_s adalah nilai statistik uji F_s.

Pengujian parameter yang kedua dilakukan adalah pengujian parameter model GWPR secara serentak. Hipotesis pengujian ini adalah

H_0 : $\beta_1(u_i,v_i) = \beta_2(u_i,v_i) = \cdots = \beta_p(u_i,v_i) = 0$

H_1 : Minimal terdapat satu $\beta_k(u_i,v_i) \neq 0$, $i = 1,2,\ldots,n; k = 1,2,\ldots,p$

Statistik uji adalah

$$D_3 = -2\left[\frac{\ell(\widehat{\omega}_{GWPR})}{\ell\left(\widehat{\Omega}_{GWPR}\right)}\right] = 2\left[\ell\left(\widehat{\Omega}_{GWPR}\right) - \ell(\widehat{\omega}_{GWPR})\right] \quad (31)$$

Menolak H_0 jika $p-value<\alpha$, dengan $p-value=P(D_v>D_3)$, dimana D_v adalah variabel acak berdistribusi $\chi^2_{(p)}$ dan D_3 adalah nilai statistik uji D_3 (Agresti, 2002).

Pengujian parameter yang ketiga dilakukan adalah pengujian parameter model GWPR secara parsial.

Hipotesis uji secara parsial untuk parameter $\beta_k(u_i,v_i)$ dengan nilai k dan i tertentu $k=1,2,\dots,p$ $i=1,2,\dots,n$

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

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

Statistik uji

$$T_B=\frac{\hat{\beta}_k(u_i,v_i)}{\sqrt{Var(\hat{\beta}_k(u_i,v_i))}} \quad (32)$$

Daerah kritis adalah menolak H_0 jika nilai $|T_{Bhit}>T_{\alpha/2}|$ atau $p-value<\alpha$, dengan $p-value=2\big(1-P(T>|T_{Bhit}|)\big)$, dimana T adalah variabel acak berdistribusi normal baku dan T_{Bhit} adalah nilai statistik uji T_B.

Interpretasi Model Regresi Poisson dan GWPR

Untuk menginterpretasikan variabel yang berpengaruh terhadap kematian ibu, peneliti menggunakan *Ratio*.Nilai *Ratio* dirumuskan sebagai berikut (Hosmer, Lemeshow, & May, 2008).

$$\hat{R}(x_k)=(e^{\beta_k}-1)\times 100\%, k=1,2,\dots,p \quad (33)$$

Misalkan hasil perhitungan pada Persamaan (33) didapat $\hat{R}(x_k)=c\%$, maka interpretasinya adalah setiap kenaikan x_k sebesar satu satuan maka nilai $\hat{y}$ akan naik $c\%$. Misalkan hasil perhitungan prediksi rasio pada Persamaan (33) didapat $\hat{R}(x_k)=-c\%$, maka interpretasinya adalah setiap kenaikan x_k sebesar satu satuan maka nilai $\hat{y}$ akan turun $c\%$.

Angka Kematian Ibu

Angka Kematian Ibu (AKI) didefinisikan sebagai angka kematian ibu per 100.000 kelahiran hidup (WHO, 2004; BPS, 2012). Kematian ibu menurut *World Health Organization (*WHO) adalah kematian selama kehamilan atau dalam periode 42 hari setelah berakhirnya kehamilan, akibat semua sebab yang terkait dengan diperberat oleh kehamilan atau penangananya, tetapi bukan disebabkan oleh kecelakaan/ cedera.

Hasil dan Pembahasan

Data Penelitian ini terdiri dari data variabel respon, variabel prediktor dan koordinat titik sampel penelitian. Data variabel respon adalah jumlah kematian ibu dari 24 Kabupaten/Kota Provinsi Kalimantan Timur dan Kalimantan Barat 2017. Data variabel prediktor terdiri dari persentase cakupan K1, persentase cakupan K4, persentase ibu hamil mendapat tablet Fe_1, persentase ibu hamil mendapat tablet Fe_3, ibu hamil dengan komplikasi kebidanan, jumlah rumah sakit dan penanganan ibu hamil dengan komplikasi kebidanan.

Deskripsi Data

Deskripsi data dinyatakan dalam statistik deskriptif yang meliputi rata-rata, nilai maksimum, standar deviasi dan koefisien variasi (KV) disajikan pada Tabel 1.

Tabel 1 Statistika Deskriptif Data Variabel Prediktor

Variabel	Rata-rata	Maks	Min	Std. Deviasi	KV (%)
Y	8,667	35,000	2,000	6,780	78,232
X_1	94,610	119,000	72,400	8,353	8,828
X_2	83,960	103,800	56,40	11,213	13,354
X_3	92,450	115,750	62,07	10,638	11,507
X_4	81,860	102,090	47,97	12,884	15,738
X_5	1607,000	3960,000	118,000	978,704	60,910
X_6	4,125	16,000	0,000	4,523	109,660
X_7	1193,800	3630,000	61,000	949,522	79,538

Berdasarkan Tabel 1 bahwa rata-rata kematian ibu adalah 9 orang dengan simpangan baku 6,78 dan koefisien variasi 78,232%. Jumlah kematian ibu tertinggi adalah Kabupaten Kutai Kartanegara sebanyak 35 orang dan jumlah kematian ibu terendah adalah di Kabupaten Kapuas Hulu sebanyak 2 orang. Rata-rata persentase cakupan K1 adalah 94,61 dengan simpangan baku 8,353 dan koefisien variasi 8,828. Persentase cakupan K1 tertinggi adalah di Kabupaten Penajam Paser Utara sebesar 119 dan persentase cakupan K1 terendah adalah di Mahakam Ulu sebanyak 72,4.

Rata-rata persentase cakupan K4 adalah 83,96 dengan simpangan baku 11,213 dan koefisien variasi 13,354. Persentase cakupan K4 tertinggi adalah di Penajam Paser Utara sebesar 103,8 dan persentase cakupan K4 terendah adalah di Kapuas Hulu sebesar 56,4. Rata-rata persentase ibu hamil mendapat tablet Fe_1 adalah 92,45 dengan simpangan baku 10,638 dan koefisien variasi 11,507. Persentase ibu hamil mendapat tablet Fe_1 tertinggi adalah di Penajam Paser Utara sebesar 115,8 dan persentase ibu hamil mendapat tablet Fe_1 terendah adalah di Kayong Utara sebesar 62,07.

Rata-rata persentase ibu hamil mendapat tablet Fe_3 adalah 81,86% dengan simpangan baku 12,884 dan koefisien variasi 15,738. Persentase ibu hamil mendapat tablet Fe_3 tertinggi adalah di Penajam Paser Utara sebesar 102,1 dan persentase ibu hamil mendapat tablet Fe_3 terendah adalah di Kayong Utara sebesar 47,97. Rata-rata ibu hamil dengan komplikasi kebidanan adalah 1607 orang dengan simpangan baku 978,704 dan koefisien variasi 60,91%. Jumlah ibu hamil dengan komplikasi kebidanan tertinggi adalah di kota Samarinda sebanyak 3960 orang dan jumlah ibu hamil dengan komplikasi kebidanan terendah adalah di Mahakam Ulu sebanyak 118 orang.

Rata-rata rumah sakit adalah 4 unit dengan simpangan baku 4,523 dan koefisien variasi 109,66%. Jumlah rumah sakit tertinggi adalah di Samarinda sebanyak 16 unit dan jumlah rumah sakit terendah adalah di Mahakam Ulu sebanyak 0 unit. Rata-rata penanganan ibu hamil dengan komplikasi kebidanan adalah 1193 orang dengan simpangan baku 949,522 dan koefisien variasi 79,538%. Jumlah penanganan ibu hamil dengan komplikasi kebidanan tertinggi adalah di Kutai Kartanegara sebanyak 3630 orang dan jumlah penanganan ibu hamil dengan komplikasi kebidanan terendah adalah di Mahakam Ulu sebanyak 61 orang.

Berdasarkan nilai koefisien variasi dari setiap variabel prediktor, dapat diketahui bahwa data yang penyebarannya paling besar adalah data jumlah rumah sakit (X_6) karena memiliki nilai koefisien variasi terbesar yaitu 109,66% sedangkan data yang penyebarannya paling kecil adalah persentase cakupan K1 (X_1) sebesar 8,828.

Pemeriksaan Multikolinearitas

Sebelum melakukan pemodelan menggunakan regresi Poisson dan GWPR perlu dilakukan pemeriksaan multikolinearitas antar variabel prediktor.

Tabel 2 Nilai VIF variabel Prediktor

Variabel	VIF	Indikasi Multikolinearitas
X_1	3,0477	Tidak terjadi multikolinearitas
X_2	9,7054	Tidak terjadi multikolinearitas
X_3	4,8231	Tidak terjadi multikolinearitas
X_4	9,5989	Tidak terjadi multikolinearitas
X_5	9,0688	Tidak terjadi multikolinearitas
X_6	1,8415	Tidak terjadi multikolinearitas
X_7	7,0618	Tidak terjadi multikolinearitas

Berdasarkan Tabel 2 dapat disimpulkan tidak terjadi multikolinearitas antar variabel prediktor karena nilai VIF setiap variabel kurang dari 10. Berdasarkan hasil penelitian multikolinearitas, maka pemodelan regresi Poisson melibatkan tujuh prediktor yaitu persentase cakupan K1, persentase cakupan K4, persentase ibu hamil mendapat tablet Fe_1, persentase ibu hamil mendapat tablet Fe_3, ibu hamil dengan komplikasi kebidanan, jumlah rumah sakit dan penanganan ibu hamil dengan komplikasi kebidanan.

Model Regresi Poisson

Berdasarkan perhitungan hasil penaksiran parameter ditunjukkan pada Tabel 3. Berdasarkan hasil penaksiran parameter pada Tabel 3 dan mengacu pada Persamaan (1), maka diperoleh model regresi Poisson adalah

$$\begin{aligned}\hat{\mu} = \exp(&-1{,}2831 + 0{,}0207x_1 + 0{,}0324x_2 \\ &+ 0{,}0121x_3 - 0{,}0420x_4 \\ &+ 0{,}0006x_5 - 0{,}0412x_6 \\ &+ 0{,}0001x_7)\end{aligned} \tag{34}$$

Nilai GCV model regresi Poisson pada Persamaan (1) adalah 19,6955.

Tabel 3 Penaksiran Parameter Model Regresi Poisson

Parameter	Taksiran
β_0	-1,2831
β_1	0,0207
β_2	0,0324
β_3	0,0121
β_4	-0,0420
β_5	0,0006
β_6	-0,0412
β_7	0,0001

Setelah mendapatkan estimasi parameter model
regresi Poisson, selanjutnya dilakukan pengujian secara serentak model regresi poisson, hipotesis sebagai berikut:

H_0 : $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = 0$
H_1 : Paling sedikit ada satu $\beta_k \neq 0$; $k = 1,2,3,4,5,6,7$

Tabel 4 Pengujian Hipotesis Parameter Regresi Poisson Secara Serentak

G	$\chi^2_{(7)}$	*p-value*	Keputusan
72,6467	14,0671	0,0000	Menolak H_0

Berdasarkan hasil perhitungan statistik uji yang ditunjukkan pada Tabel 4, keputusan uji adalah menolak H_0 pada taraf signifikansi 0,05. Hal ini ditunjukkan oleh nilai statistik uji $G = 72{,}6467 > \chi^2_{(7)} = 14{,}0671$. Kesimpulan uji hipotesis ini adalah secara serentak variabel-variabel prediktor berpengaruh terhadap rata-rata kematian ibu di 24 Kabupaten/Kota Provinsi Kalimantan Timur dan Kalimantan Barat.

Langkah selanjutnya adalah melakukan pengujian secara parsial model regresi Poisson.

Tabel 5 Nilai Statistik Uji Parameter Secara Parsial Model Regresi Poisson

Variabel	SE	T_{hitung}	*p-value*	Keputusan
Konstanta	1,247	-1,0293	0,3033	Gagal menolak H_0
X_1	$1{,}856\times10^{-2}$	1,1140	0,2653	Gagal menolak H_0
X_2	$2{,}253\times10^{-2}$	1,4394	0,1500	Gagal menolak H_0
X_3	$1{,}690\times10^{-2}$	0,7133	0,4757	Gagal menolak H_0
X_4	$1{,}891\times10^{-2}$	-2,2210	0,0264	Menolak H_0
X_5	$1{,}984\times10^{-4}$	3,2105	0,0013	Menolak H_0
X_6	$1{,}916\times10^{-2}$	-2,1499	0,0316	Menolak H_0
X_7	$1{,}645\times10^{-4}$	0,3324	0,7396	Gagal menolak H_0

Berdasarkan statistik uji *wald* yang ditunjukkan pada Tabel 5 diperoleh variabel persentase ibu hamil mendapat tablet Fe_3 (X_4), ibu hamil dengan komplikasi kebidanan (X_5) dan jumlah rumah sakit (X_6) masing-masing secara individual berpengaruh terhadap rata-rata kematian ibu. Hal ini ditunjukkan dari nilai statistik uji ketiga variabel tersebut lebih dari $t_{(16)} = 2{,}12$ atau *p-value* ketiga variabel tersebut lebih kecil dari 0,05. Variabel-variabel persentase cakupan K1 (X_1), persentase cakupan K4 (X_2), persentase ibu hamil mendapat tablet Fe_1 (X_3) dan penanganan ibu hamil dengan komplikasi kebidanan (X_7) masing-masing secara individual tidak berpengaruh terhadap rata-rata kematian ibu di 24 Kabupaten/Kota Provinsi Kalimantan Timur dan Kalimantan Barat.

Langkah selanjutnya melakukan pengujian heterogenitas spasial untuk mengetahui apakah data variabel respon terdapat heterogenitas spasial. Pengujian heterogenitas spasial dilakukan dengan metode *Breusch-Pagan*.

Tabel 6 Uji Heterogenitas Spasial

BP_{hitung}	*p-value*	Keputusan
15,391	0.03131	Menolak H_0

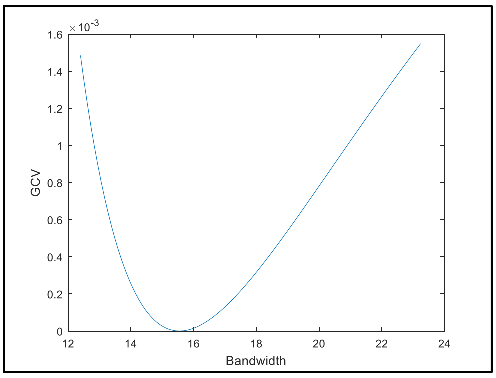
Berdasarkan Tabel 6 diperoleh $BP_{hituung} = 15{,}391 > \chi^2_{(0{,}05;7)} = 14{,}0671$ dan $p - value = 0{,}03131 < \alpha = 0{,}05$ maka diputuskan menolak H_0, berarti terdapat heterogenitas spasial pada data rata-rata kematian ibu di 24 Kabupaten/Kota Provinsi Kalimantan Timur dan Kalimantan Barat.

Pemodelan GWPR

Langkah pertama dalam pemodelan GWPR adalah mencari jarak *Euclidean* antar lokasi pengamatan menggunakan Persamaan (14). Kemudian menentukan *bandwidth* optimum menggunakan kriteria GCV yang diberikan oleh Persamaan (18) dan menghitung pembobot spasial dengan menggunakan fungsi *Adaptive Gaussian* berdasarkan Persamaan (15). Jarak *Euclidean*, *bandwidth* adaptif dan pembobot spasial untuk penaksiran model GWPR untuk lokasi ke-1, lokasi kedua serta lokasi ke-24.

Penentuan *bandwidth* optimum untuk penaksiran parameter model GWPR pada setiap lokasi pengamatan dilakukan dengan mencoba 100 nilai *bandwidth* dalam interval [bwb;bwa] yang menghasilkan nilai GCV minimum. Sebagai contoh pemilihan *bandwidth* optimum untuk penaksiran parameter model GWPR pada lokasi pertama (Kabupaten Paser) menggunakan bwb sebesar 12,3901 dan bwa sebesar 23,2315.

Grafik hubungan antara *bandwidth* (sumbu horizontal) dan nilai GCV (sumbu vertikal) disajikan pada Gambar 1. Berdasarkan Gambar 1 nilai GCV minimum adalah $3{,}3229 \times 10^{-8}$ pada *bandwidth* 15,5659, sehingga *bandwidth* optimum pada penaksiran parameter model GWPR lokasi pertama adalah 15,5659. Penentuan *bandwidth* optimum untuk penaksiran parameter model GWPR lokasi ke-2 sampai dengan lokasi ke-24 dilakukan dengan tahapan yang sama.



Gambar 1 Grafik Pemilihan *Bandwidth* Lokasi Pertama

Penaksiran Parameter Model GWPR

Model GWPR yang menyatakan hubungan antara rata-rata kematian ibu di 24 Kabupaten/Kota di Kalimantan Timur dan Kalimantan Barat terhadap variabel prediktor untuk lokasi ke-1 (Kabupaten Paser), lokasi ke-2 (Kutai Barat) dan ke-24 (Kota Singkawang) berturut-turut adalah

$$\begin{aligned}\hat{\mu}(u_1,v_1) = \exp\big(&-1{,}23115 + 0{,}01979x_{1,1} + 0{,}03247x_{1,2} + 0{,}0124x_{1,3} \\ &- 0{,}04203x_{1,4} + 0{,}00064x_{1,5} - 0{,}04194x_{1,6} + 0{,}00006x_{1,7}\big)\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\hat{\mu}(u_2,v_2) = \exp\big(&-1{,}28312 + 0{,}02067x_{2,1} + 0{,}03243x_{2,2} + 0{,}01205x_{2,3} \\ &- 0{,}04201x_{2,4} + 0{,}00064x_{2,5} - 0{,}04120x_{2,6} + 0{,}00005x_{2,7}\big)\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\hat{\mu}(u_2,v_2) = \exp\big(&-2{,}59298 + 0{,}04289x_{24,1} + 0{,}01812x_{24,2} + 0{,}00666x_{24,3} \\ &- 0{,}01505x_{24,4} + 0{,}00069x_{24,5} - 0{,}04714x_{24,6} - 0{,}0001x_{24,7}\big)\end{aligned}$$

Nilai GCV model GWPR adalah 13,394.

Berdasarkan nilai GCV model GWPR lebih baik dari pada model regresi Poisson (Global) karena model GWPR memiliki nilai GCV yang lebih kecil yaitu 13,394 sedangkan nilai GCV untuk model regresi Poisson (Global) adalah 19,696.

Pengujian Kesamaan Model Regresi Poisson dan Model GWPR

Pengujian kesamaan model bertujuan untuk mengevaluasi apakah model GWPR berbeda dari model regresi Poisson global.

H_0 : $\beta_k(u_1,v_1) = \beta_k(u_2,v_2) = \cdots = \beta_k(u_{24},v_{24}) = \beta_k,\ k = 1,2,\ldots,7$

H_1 : Minimal ada satu $\beta_k(u_i,v_i) \neq \beta_k$, $k = 1,2,\ldots,7, i = 1,2,\ldots,24$

p-ISSN 2085-7829
e-ISSN 2798-3455

Tabel 7 Nilai Statistika Uji Model Regresi Poisson dan Model Regresi GWPR

F_{Hitung}	$\chi^2_{0,05;7;168)}$	*P-value*	Keputusan
21,3763	2,0645	0,0000	H_0 ditolak

Berdasarkan Tabel 7 diperoleh bahwa $F_{hitung} = 21,3763 > \chi^2_{0,05;7;168)} = 2,0645$ atau $p - value = 0,000 < \alpha = 0,05$ maka diputuskan H_0 ditolak dan disimpulkan bahwa model regresi Poisson Global berbeda dengan model GWPR.

Pengujian Parameter Model GWPR Secara Serentak

H_0 : $\beta_1(u_i,v_i) = \beta_2(u_i,v_i) = \cdots = \beta_p(u_i,v_i) = 0$
H_1 : Minimal terdapat satu $\beta_k(u_i,v_i) \neq 0$
$i = 1,2,\dots,24; k = 1,2,\dots,7$

Tabel 8 Nilai Statistika Parameter Model Regresi GWPR Secara Serentak

G_2	G_{Kritis}	*P-value*	Keputusan
36,6647	19,6751	0,0001	H_0 ditolak

Berdasarkan Tabel 8 diputuskan H_0 ditolak dan disimpulkan bahwa persentase cakupan K_1, persentase cakupan K_4, persentase ibu hamil mendapat tablet Fe_1, persentase ibu hamil mendapat tablet Fe_3, ibu hamil dengan komplikasi kebidanan, jumlah rumah sakit, penanganan komplikasi kebidanan, secara bersama-sama berpengaruh terhadap rata-rata kematian ibu Kabupaten/Kota di Kalimantan Timur dan Kalimantan Barat. Hal tersebut dapat dilihat pada nilai $G_2 = 36,6647 > \chi^2_{0,05;10;338)} = 19,6751$ atau $p - value = 0,0001 < \alpha = 0,05$.

Pengujian Parameter Model GWPR Secara Parsial

Hipotesis uji parameter model secara parsial untuk parameter $\beta_k(u_i,v_i)$ dengan nilai k dan i tertentu ($k = 0,1,2,3,4,5,6,7$) dan ($i = 1,2,\dots,24$) adalah
H_0 : $\beta_k(u_1,v_1) = 0$, $k = 1,2,\dots,7$
H_1 : $\beta_k(u_i,v_i) \neq 0$,
pengujian parameter model GWPR secara parsial pada Kabupaten Kutai Barat ditunjukkan pada Tabel 9.

Tabel 9 Nilai T_{hitung} dan *P-value* Pengujian Parameter Model GWPR Secara Parsial

Variabel	T_{hitung}	*p-value*
X_0	-1,029	0,303
X_1	1,114	0,265
X_2	1,439	0,150
X_3	0,713	0,476
X_4	-2,221*	0,026*
X_5	3,210*	0,001*
X_6	-2,150*	0,032*
X_7	0,332	0,740

Berdasarkan Tabel 9 variabel-variabel prediktor yang berpengaruh secara individual terhadap rata-rata kematian ibu di Kabupaten Paser adalah persentase ibu hamil yang mendapatkan tablet Fe_3 (X_4), ibu hamil dengan komplikasi kebidanan (X_5) dan jumlah rumah sakit (X_6).

Model GWPR dapat dikelompokkan menjadi 4 kelompok menurut variabel-variabel prediktor yang mempengaruhi rata-rata kematian ibu yaitu disajikan pada Tabel 10.

Tabel 10 Kelompok Model GWPR Berdasarkan Variabel-variabel Prediktor yang Berpengaruh

Kelompok	Variabel yang Berpengaruh	Kab/Kota	Ket
1	X_4, X_5 dan X_6	Kutai Barat Kota Balikpapan Landak Mempawah Ketapang Sintang Melawi Kubu Raya Kota Pontianak	Model terbaik adalah model global
2	X_4 dan X_5	Kutai Kartanegara Mahakam Ulu	Model terbaik adalah model lokal
3	X_4, X_5 dan X_6	Paser Penajam Paser Utara Kota Samarinda Sanggau	
4	X_5	Kutai Timur Berau Kota Bontang Sambas Bengkayang Kapuas Hulu Sekadau Kayong Utara Kota Singkawang	

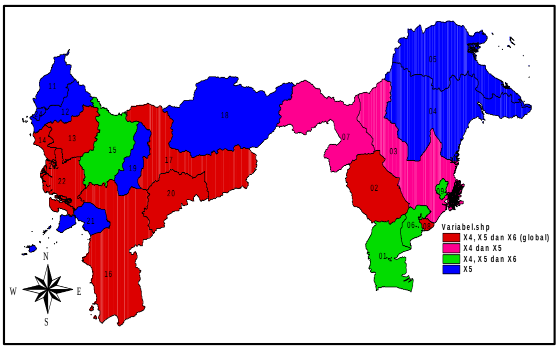
Berdasarkan pengelompokan model GWPR pada Tabel 10 model terbaik kelompok 1 (Kutai Barat, Kota Balikpapan, Landak, Mempawah, Ketapang, Sintang, Melawi, Kubu Raya dan Kota Pontianak) adalah model GWPR global, variabel-variabel yang berpengaruh pada kelompok 1 adalah persentase ibu hamil yang mendapatkan tablet Fe_3 (X_4), ibu hamil dengan komplikasi kebidanan (X_5) dan jumlah rumah sakit (X_6).

Model terbaik kelompok 2 (Kabupaten Kutai Kartanegara dan Mahakam Ulu) adalah model GWPR lokal, variabel-variabel yang berpengaruh pada kelompok 2 adalah persentase ibu hamil yang mendapatkan tablet Fe_3 (X_4), ibu hamil dengan komplikasi kebidanan (X_5).

Model terbaik kelompok 3 (Kabupaten Paser, Penajam Paser Utara, Kota Samarinda dan Sanggau) adalah model GWPR lokal, variabel-variabel yang berpengaruh pada kelompok 3 adalah persentase ibu hamil yang mendapatkan tablet Fe_3 (X_4), ibu hamil dengan komplikasi kebidanan (X_5) dan jumlah rumah sakit (X_6).

Model terbaik kelompok 4 (Kabupaten Kutai Timur, Berau, Kota Bontang, Sambas, Bengkayang, Kapuas Hulu, Sekadau, Kayong Utara dan Kota Singkawang) adalah model GWPR lokal, variabel-variabel yang berpengaruh pada kelompok 4 adalah ibu hamil dengan komplikasi kebidanan (X_5).

Pengelompokan model GWPR berdasarkan variabel-variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap rata-rata kematian ibu di 24 Kabupaten/Kota Provinsi Kalimantan Timur dan Kalimantan Barat disajikan pada peta seperti pada Gambar 2.



Gambar 2 Pengelompokan Model GWPR Berdasarkan Kab/Kota

Berdasarkan Gambar 2 peta wilayah Kabupaten/Kota berwarna merah menunjukkan faktor-faktor yang mempengaruhi rata-rata kematian ibu di Kabupaten Kutai Barat, Kota Balikpapan, Landak, Mempawah, Ketapang, Sintang, Melawi, Kubu Raya dan Kota Pontianak adalah persentase ibu hamil yang mendapatkan tablet Fe_3 (X_4), ibu hamil dengan komplikasi kebidanan (X_5) dan jumlah rumah sakit (X_6).

Peta wilayah Kabupaten/Kota berwarna merah muda menunjukkan faktor-faktor yang mempengaruhi rata-rata kematian ibu di Kabupaten Kutai Kartanegara dan Mahakam Ulu adalah persentase ibu hamil yang mendapatkan tablet Fe_3 (X_4), ibu hamil dengan komplikasi kebidanan (X_5).

Peta wilayah Kabupaten/Kota berwarna hijau menunjukkan faktor-faktor yang mempengaruhi rata-rata kematian ibu di Kabupaten Paser, Penajam Paser Utara, Kota Samarinda dan Sanggau adalah persentase ibu hamil yang mendapatkan tablet Fe_3 (X_4), ibu hamil dengan komplikasi kebidanan (X_5) dan jumlah rumah sakit (X_6).

Peta wilayah Kabupaten/Kota berwarna biru menunjukkan faktor-faktor yang mempengaruhi rata-rata kematian ibu di Kabupaten Kutai Timur, Berau, Kota Bontang, Sambas, Bengkayang, Kapuas Hulu, Sekadau, Kayong Utara dan Kota Singkawang adalah ibu hamil dengan komplikasi kebidanan (X_5).

Interpretasi Parameter Model GWPR

Berikut rasio untuk setiap variabel yang berpengaruh berdasarkan untuk kelompok 1 (Kabupaten Kutai Barat), kelompok 2 (Kutai Kartanegara), kelompok 3 (Kota Samarinda) dan kelompok 4 (Kota Singkawang) dapat dilihat pada Tabel 11.

Tabel 11 Nilai Rasio Berdasarkan Prediktor yang berpengaruh Signifikan terhadap Model GWPR

Kab/Kota	Nilai Rasio		
	X_4	X_5	X_6
Kutai Barat (model global)	-4,114	0,064	-4,036
Kutai Kartanegara	-4,065	0,061	-
Kota Samarinda	-4,115	0,064	-4,044
Kota Singkawang	-	0,069	-

Berdasarkan Tabel 11 interpretasi setiap prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap model GWPR pada salah satu lokasi yaitu Kabupaten Kutai Barat adalah sebagai berikut

1. Setiap peningkatan satu persen ibu hamil yang mendapatkan tablet Fe_3 maka rata-rata kematian ibu di Kabupaten Kutai Barat akan menurun sebesar 4,114%.
2. Setiap peningkatan satu persen ibu hamil dengan komplikasi kebidanan maka rata-rata kematian ibu di Kabupaten Kutai Barat akan meningkat sebesar 0,064%.
3. Setiap peningkatan satu persen rumah sakit maka rata-rata kematian ibu di Kabupaten Kutai Barat akan menurun sebesar 4,036%.

Kesimpulan

Berdasarkan pengujian yang dilakukan maka kesimpulan yang dapat diambil adalah

1. Model GWPR pada lokasi (u_i, v_i) adalah $\hat{\mu}(u_i, v_i) = \exp(\widehat{\boldsymbol{\beta}}^{\mathrm{T}}(u_i, v_i)\mathbf{x}_i)$, $i = 1,2,\ldots,24$ dengan $\hat{\mu}(u_i, v_i)$ adalah taksiran rata-rata kematian ibu Kabupaten/Kota di Provinsi Kalimantan Timur dan Kalimantan Barat. Model GWPR di Provinsi Kabupaten Paser, yaitu
$$\begin{aligned}\hat{\mu}(u_1, v_1) = \exp\big(&-1{,}23115 + 0{,}01979x_{1,1}\\ &+ 0{,}03247x_{1,2}\\ &+ 0{,}0124x_{1,3}\\ &- 0{,}04203x_{1,4}\\ &+ 0{,}00064x_{1,5}\\ &- 0{,}04194x_{1,6}\\ &+ 0{,}00006x_{1,7}\big)\end{aligned}$$
2. Faktor-faktor yang mempengaruhi AKI adalah ibu hamil yang mendapatkan tablet Fe_3 (X_4), Perkiraan ibu hamil dengan komplikasi kebidanan (X_5) dan jumlah rumah sakit (X_6). Ibu hamil yang mendapatkan tablet Fe_3

p-ISSN 2085-7829
e-ISSN 2798-3455

berpengaruh terhadap rata-rata kematian ibu hampir di seluruh Kabupaten/Kota Kalimantan Timur dan Kalimantan Barat kecuali Kabupaten Kutai Timur, Berau, Kota Bontang, Sambas, Bengkayang, Kapuas Hulu, Sekadau, Kayong Utara dan Kota Singkawang. Ibu hamil dengan komplikasi kebidanan berpengaruh terhadap rata-rata kematian ibu di seluruh Kabupaten/Kota di Kalimantan Timur dan Kalimantan Barat. Jumlah rumah sakit berpengaruh terhadap rata-rata kematian ibu hampir seluruh Kabupaten/Kota di Kalimantan Timur dan Kalimantan Barat kecuali Kabupaten Kutai Kartanegara, Mahakam Ulu, Kutai Timur, Berau, Kota Bontang, Sambas, Bengkayang, Kapuas Hulu, Sekadau, Kayong Utara dan Kota Singkawang.

3. Interpretasi setiap prediktor yang berpengaruh signifikan setiap peningkatan satu persen ibu hamil yang mendapatkan tablet Fe_3 maka rata-rata kematian ibu di Kabupaten Kutai Barat akan menurun sebesar 4,114%. Setiap peningkatan satu persen ibu hamil dengan komplikasi kebidanan maka rata-rata kematian ibu di Kabupaten Kutai Barat akan meningkat sebesar 0,064% dan setiap peningkatan satu persen rumah sakit maka rata-rata kematian ibu di Kabupaten Kutai Barat akan menurun sebesar 4,036%.

Daftar Pustaka

Agresti, A. (1990). *Categorical Data Analysis*. New York : John Wiley and Sons, Inc.

_________. (2002). *Categorical Data Analysis Second Edition*. New York : John Wiley and Sons, Inc.

Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics : Methods and Models*. Dordrecht, Kluwer Academic Publishers.

Chasco, C., Garcia, I., & Vicens, J. (2007). Modeling Spatial Variations in Household Disposable Income with Geographically Weighted Regression. *Munich Personal RePEc Archive Paper* No.1682.

Fotheringham, A.S. Brunsdon, C. dan Charlton, M. (2002), *Geographically Weighted Regression*. England: John Wiley and Sons, Ltd.

Hasan, M. Iqbal (2003). *Pokok-Pokok Materi Statistik 1(Statistik Deskriptif)*. Edisi Kedua, Penerbit PT. Bumi Aksara, Jakarta

Hosmer DW, Lemeshow JS, May S. (2008). Applied Survival Analysis. New York: John Wiley and Sons, Inc.

Kleinbaum DG, Kupper LL, Muller KE. (1988). *Applied Regression Analysis and Other Multivariable Methods.* Boston : PWS-KENT Publishing Company

McCullagh, P. & Nelder, J. A. (1989). *Generalized Linear Models 2nd Edition*. London, Chapman & Hall.

Myers RH. (1990). *Classical and Modern Regression with Applications Second Edition*. New York, PWS-KENT.

Nakaya, T., Fotheringham, A. S., Brunsdon, C., dan Charlton, M. (2005). Geographically Weighted Poisson Regression for Disease Association Mapping, *Statistics in Medicine*, 24, 2695-2717.

Pateta, M. (2005). *Fitting Poisson Regression Models Using the Genmod Procedure*. USA:SAS Institute Inc.

Rahadian, Arif. (2017). Kematian Ibu dan Upaya-Upaya Penanggulangannya. https://pkbi.or.id/kematian-ibu-dan-upaya-upaya-penanggulangannya/ [diakses 14 Juli 2019].

Rencher, AC., & Schaalje, G.B. (2008). *Linear Models in Statistics* 2nd *ed*. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.

Sudjana.(2005). *Metode Statistika Edisi ke-6*. Bandung : Tarsito.

Sugiyono. (2011). *Metode Penelitian Kuantitatif dan R&D*. Bandung: Remaja Rosdakarya

Suyitno, Purhadi, Sutikno, Irhamah. (2016). *Parameter Estimation of Geographically Weighted Trivariate Weibull Regression Model. Journal Applied Mathematical Sciences,* 10(18), 861-878. http://dx.doi.org/10.12988/ams.2016.6129.

Walpole, R. E dan Myers, R.H. (1995). *Ilmu Peluang dan Statistika Untuk Insinyur dan Ilmuwan*, edisi 4. Bandung: ITB.