Pencegahan Penyakit Kusta di Lingkungan Hutan Tropis Lembab Kalimantan Melalui Pemodelan *Geographically Weighted Poisson Regression*

Prevention of Leprosy in Kalimantan's Tropical Rain Forest Environment Through Geographically Weighted Poisson Regression Modeling

Fatma Wati, Suyitno, Memi Nor Hayati
Laboratorium Statistika Terapan FMIPA Universitas Mulawarman
Email: fatmawati.stat@gmail.com

Abstract

Geographically Weighted Poisson Regression (GWPR) model is a regression model developed from Poisson regression which is applied to spatial data. Parameter estimation of the GWPR model is done at each observation location using spatial weighting. This study goal is to obtain the GWPR model and the factors influencing the number of leprosy cases in each regency(municipality) on Kalimantan Island in 2018. Spatial weighting was obtained by using the adaptive bisquare kernel function and optimal bandwidth was determined by using Generalized Cross-Validation (GCV) criteria. The data of this study was secondary data namely the number of leprosy cases in 56 regency on Kalimantan Island in 2018. The parameter estimation method of GWPR model is Maximum Likelihood Estimation (MLE). The results of analysis showed that maximum likelihood estimator is obtained by using the Newton-Raphson iterative method and the factors affecting the number of leprosy cases in each regency were different and locally. The factors influencing locally were the number of health facilities, the number of health workers, the number of male population and population density.

*Keywords **:** Adaptive bisquare, GCV, GWPR, leprosy, MLE*

Pendahuluan

Analisis regresi merupakan suatu metode analisis statistika untuk menganalisis hubungan antara variabel respon dengan variabel prediktor. Salah satu model regresi yang dapat digunakan untuk menganalisis hubungan antara variabel respon diskrit (*count*) berdistribusi Poisson dengan variabel-variabel prediktor adalah model regresi Poisson. Model regresi Poisson merupakan model regresi nonlinier dengan variabel respon mengikuti distribusi Poisson, dimana distribusi ini sering digunakan untuk memodelkan kejadian yang jarang terjadi.

Data penelitian di lapangan sering dijumpai berupa data spasial. Data spasial adalah data yang mengandung informasi lokasi (spasial) dan informasi deskriptif (*attribute*) dan terdapat hubungan antara data dan lokasi pengamatan. Pengaruh lokasi geografis menyebabkan nilai variabel respon berbeda-beda dan dipengaruhi oleh faktor berbeda-beda pula, yang disebut heterogenitas spasial (Anselin, 1992). Pemodelan data respon *count* yang memuat heterogenitas spasial tidak dapat dilakukan menggunakan regresi Poisson biasa, dan pemodelan yang sesuai adalah pemodelan regresi lokal yakni penaksiran dilakukan pada setiap lokasi. Salah satu pemodelan regresi secara lokal adalah pemodelan regresi Poisson terboboti geografis atau *Geographically Weighted Poisson Regression* (GWPR) (Fotheringham, dkk., 2002). Model GWPR merupakan bentuk lokal dari regresi Poisson dimana penaksiran parameter dilakukan pada setiap lokasi pengamatan menggunakan pembobot spasial dan menghasilkan model lokal (Nakaya, dkk., 2005). Pemodelan GWPR pada penelitian ini diaplikasikan pada data jumlah kasus kusta di kabupaten/kota Pulau Kalimantan pada tahun 2018.

Kusta atau lepra adalah penyakit menular yang disebabkan oleh infeksi bakteri *Myobacterium Leprae*. Kusta dapat menyebabkan kecacatan tubuh, seperti kerusakan pada kulit, saraf, anggota gerak dan mata apabila tidak ditangani dengan baik. Indonesia merupakan negara peringkat ketiga di dunia setelah India dan Brazil, dengan jumlah penderita kusta baru mencapai 15.910 kasus pada tahun 2017. Penyakit kusta merupakan salah satu dari 17 penyakit tropis terabaikan (*neglected tropical disease*) versi Organisasi Kesehatan Dunia atau *World Health Organization* (WHO). Penyakit tropis terabaikan merupakan penyakit yang sudah ada sejak lama dengan jumlah penderita yang tidak banyak, tetapi penyakitnya belum juga sepenuhnya hilang (Kemenkes, 2015). Salah satu daerah tropis di Indonesia yang masih ditemukan penyakit kusta adalah di Pulau Kalimantan. Berdasarkan data Kemenkes (2019b), angka prevalensi penderita kusta di Pulau Kalimantan pada tahun 2018 adalah 0,326 kasus per 10.000 penduduk.

Salah satu upaya mencegah penularan kusta di Pulau Kalimantan adalah memberikan informasi kepada masyarakat dan pemerintah daerah mengenai faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kasus kusta di masing-masing wilayah melalui pemodelan GWPR. Karakteristik wilayah di Pulau Kalimantan berbeda-beda, seperti kondisi lingkungan, kependudukan, kesehatan masyarkat, sosial budaya dan pola hidup masyarakat. Perbedaan karakteristik ini menyebabkan faktor yang berpengaruh terhadap penyakit kusta juga berbeda-beda sehingga diduga bahwa penyakit kusta di Pulau Kalimantan adalah data spasial (heterogenitas spasial).

Penyakit kusta diduga disebabkan oleh beberapa faktor, seperti faktor kondisi kepadatan hunian, faktor demografi maupun faktor kesehatan. Berdasarkan penelitian Siswanti (2018) menunjukkan bahwa ada hubungan antara kepadatan hunian terhadap kejadian kusta. Faktor lain yang juga diduga mempengaruhi jumlah kasus kusta adalah faktor demografi, yaitu jumlah penduduk berjenis kelamin laki-laki. Laki-laki memiliki risiko tinggi (80%) menjadi penderita kusta dibandingkan perempuan (Kora, 2013). Berdasarkan penelitian Noviani, dkk (2014) dan penelitian Wicaksono, dkk (2015), tinggi rendahnya jumlah kasus kusta di suatu wilayah juga diduga dipengaruhi oleh pelayanan kesehatan, seperti ketersediaan sarana kesehatan dan tenaga kesehatan.

Tujuan penelitian ini adalah mengetahui faktor-faktor yang berpengaruh terhadap jumlah kasus kusta di kabupaten/kota di Pulau Kalimantan pada tahun 2018 menggunakan metode GWPR. Penelitian ini menggunakan fungsi pembobot spasial Kernel *adaptive bisquare* dan pemilihan *bandwidth* optimum menggunakan kriteria *Generalized Cross-Validation* (GCV).

Generalized Linear Model

Variabel respon yang tidak memenuhi asumsi kenormalan tidak dapat dimodelkan dengan model regresi linier, tetapi dapat dimodelkan dengan *Generalized Linear Models* (GLM). Sifat penting dari GLM adalah tidak diperlukannya asumsi normalitas dan kehomogenan variansi. GLM digunakan ketika distribusi variabel respon merupakan anggota dari keluarga eksponensial (Nelder dan Wedderburn, 1972).

Bentuk umum Fungsi Kepadatan Peluang (FKP) distribusi keluarga eksponensial adalah

$$f_y(y;\theta,\emptyset) = exp\left[\frac{y\theta - b(\theta)}{a(\emptyset)} + c(y;\emptyset)\right] \qquad (1)$$

untuk $a(.)$, $b(.)$, dan $c(.)$ adalah fungsi-fungsi tertentu. FKP yang diberikan pada persamaan (1) adalah keluarga eksponensial dengan parameter kanonik θ jika $\emptyset$ diketahui, dan jika $\emptyset$ tidak diketahui memungkinkan bahwa berasal dari keluarga eksponensial dengan dua parameter (McCullagh dan Nelder, 1989).

Distribusi Poisson

Distribusi Poisson adalah distribusi variabel acak diskrit, yaitu variabel yang nilai datanya adalah bilangan bulat positif atau data *count* (cacah) (Nohe, 2013). Suatu variabel acak Y didefinisikan mempunyai distribusi Poisson dengan FKP, yaitu

$$f_y(y) = P_y(Y = y) = \begin{cases} \dfrac{e^{-\mu}\mu^y}{y!}, y = 0,1,2,\cdots,n, \mu > 0 \\ 0 \qquad \text{lainnya} \end{cases} \qquad (2)$$

dengan $\mu = E(Y)$, n adalah banyaknya sampel dan e adalah bilangan natural yaitu e = 2,718128 (Caraka dan Yasin, 2017). Persamaan (2) disebut juga sebagai fungsi peluang Poisson yang mempunyai *mean* $\mu = E(Y)$ dan variansi $var(Y) = \mu$. Beberapa karakteristik dari percobaan yang mengikuti distribusi Poisson antara lain kejadian yang terjadi pada populasi yang besar dengan probabilitas yang kecil, serta bergantung pada interval waktu tertentu. Pendekatan yang sering digunakan untuk data *count* yang memiliki peluang kejadian kecil (peluang mendekati nol), khususnya dalam analisis regresi adalah model regresi Poisson (Cameron dan Trivedi 1998).

Model Regresi Poisson

Model regresi Poisson merupakan model regresi nonlinier dimana variabel respon mengikuti distribusi Poisson. Berdasarkan persamaan (2) data respon Y bukan berdistribusi normal, sehingga tidak dapat dimodelkan dengan model regresi global, tetapi dengan model GLM. Berdasarkan FKP yang diberikan pada persamaan (2) distribusi Poisson merupakan keluarga eksponensial, yaitu dapat dinyatakan dalam bentuk

$$\begin{aligned} f(y,\mu) &= \frac{\exp[-\mu]\exp[y\ln\mu]}{\exp[\ln y!]} \\ &= \exp[y\ln(\mu) - \mu - \ln(y!)] \\ &= \exp\left[\frac{y\ln(\mu) - \mu}{1} - \ln(y!)\right] \end{aligned} \qquad (3)$$

Berdasarkan persamaan (3) diperoleh $\theta = \ln\mu$, $b(\mu) = \mu$, $a(\phi) = 1$, dan $c(y;\phi) = -\ln(y!)$. Berdasarkan FKP distribusi Poisson pada persamaan (2) fungsi penghubung kanoniknya adalah $g(\mu_i) = \ln(\mu_i)$. Hubungan antara μ_i dengan prediktor linier dinyatakan dengan $\ln\mu_i = \eta_i$. Hubungan antara komponen acak dengan komponen sistematis GLM dinyatakan dalam persamaan

$$g(\mu_i) = \ln \mu_i = \eta_i \tag{4}$$

atau

$$\mu_i = \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}) \tag{5}$$

Model (5) dinamakan model regresi Poisson, dimana

$\mathbf{x}_i = \begin{bmatrix} 1 & x_{i1} & x_{i2} & \cdots & x_{ip} \end{bmatrix}^T$ dan

$\boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix} \beta_0 & \beta_1 & \beta_2 & \cdots & \beta_p \end{bmatrix}^T$.

(McCullagh dan Nelder, 1989).

Salah satu metode penaksiran parameter regresi Poisson adalah *Maximum Likelihood Estimation* (MLE). Nilai taksiran parameter diperoleh dengan langkah membentuk fungsi *likelihood* dari fungsi peluang distribusi Poisson. Berdasarkan FKP distribusi Poisson pada persamaan (2), fungsi *likelihood* didefinisikan oleh

$$L(\boldsymbol{\beta}) = \frac{\exp\left[-\sum_{i=1}^{n} \exp\left(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}\right)\right]\left[\exp\left(\sum_{i=1}^{n} y_i \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}\right)\right]}{\prod_{i=1}^{n} y_i!} \tag{6}$$

Penaksir *Maximum Likelihood* (ML) model regresi Poisson lebih mudah diperoleh dengan memaksimumkan fungsi *log-likelihood*. Fungsi *log-likelihood* pada persamaan (6) adalah:

$$\ell(\boldsymbol{\beta}) = \sum_{i=1}^{n} \left(y_i \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta} - \exp\left(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}\right) - \ln(y_i!) \right) \tag{7}$$

Untuk memperoleh penaksir $\hat{\boldsymbol{\beta}}$, maka fungsi *log-likelihood* pada persamaan (7) dimaksimumkan dengan menentukan turunan parsial pertama terhadap $\boldsymbol{\beta}$ dan menyamadengankan nol, yaitu

$$\frac{\partial \ell(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}} = \mathbf{0}, \tag{8}$$

ruas kiri disebut vektor gradien berdimensi p+1, dengan bentuk umum

$$\mathbf{g}(\boldsymbol{\beta}) = \frac{\partial \ell(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}} = \begin{bmatrix} \frac{\partial \ell(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_0} & \frac{\partial \ell(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_1} & \cdots & \frac{\partial \ell(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_p} \end{bmatrix}^T . \tag{9}$$

Vektor gradien pada persamaan (9) dapat dinyatakan dalam perkalian matriks, yaitu

$$\mathbf{g}(\boldsymbol{\beta}) = \mathbf{X}^T \left(\mathbf{y} - \exp[\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}] \right) \tag{10}$$

dengan $\mathbf{y} = \begin{bmatrix} y_1 & y_2 & \cdots & y_n \end{bmatrix}^T$ dan $\mathbf{X}$ adalah matriks data pengamatan variabel prediktor berukuran n x $(p+1)$, yaitu

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1p} \\ 1 & x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2p} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{n1} & x_{n2} & \cdots & x_{np} \end{bmatrix}^T . \tag{11}$$

Komponen-komponen vektor gradien yang diberikan pada persamaan (9) terdiri dari persamaan-persamaan nonlinier, sehingga solusi eksak dari persamaan tersebut tidak dapat ditentukan secara analitik. Metode alternatif untuk menyelesaikan persamaan tersebut adalah metode iterasi Newton-Raphson. Metode iterasi Newton-Raphson memerlukan perhitungan vektor gradien dan matriks Hessian. Vektor gradien diberikan pada persamaan (10) dan matriks Hessian diberikan oleh

$$\mathbf{H}(\boldsymbol{\beta}) = \frac{\partial^2 \ell(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta \partial \beta^T} = -\mathbf{X}^T \mathbf{V} \mathbf{X} \tag{12}$$

dengan $\mathbf{V}$ adalah matriks diagonal berukuran nxn, yaitu

$$\mathbf{V} = diag\left(\exp(\mathbf{x}_1^T \boldsymbol{\beta}), \exp(\mathbf{x}_2^T \boldsymbol{\beta}), \ldots, \exp(\mathbf{x}_n^T \boldsymbol{\beta}) \right) \tag{13}$$

Berdasarkan matriks Hessian persamaan (12) didapatkan matriks Informasi Fisher, yaitu

$$\mathbf{I}(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = -E(\mathbf{H}(\boldsymbol{\beta})) = -\mathbf{H}(\boldsymbol{\beta}) \tag{14}$$

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

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

H_1 : paling sedikit satu $\beta_k \neq 0$; $k = 1, 2, \cdots, p$

Statistik uji diberikan oleh

$$G = 2(\ell(\hat{\Omega}) - \ell(\hat{\omega})) \tag{15}$$

Statistik uji G pada persamaan (15) berdistribusi $\chi^2_{(p)}$. Hipotesis nol ditolak pada taraf signifikansi α jika $G > \chi^2_{(\alpha,p)}$ atau jika $p - value < \alpha$.

Setelah itu dilakukan pengujian parameter secara parsial untuk mengetahui apakah variabel prediktor berpengaruh secara individual terhadap variabel respon. Hipotesis pengujian secara parsial adalah

$H_0 : \beta_k = 0, k = 0, 1, 2, \ldots, p$

$H_1 : \beta_k \neq 0$

Statistik uji yang digunakan adalah statistik Wald, yaitu

$$W = \frac{\hat{\beta}_k}{se(\hat{\beta}_k)} \tag{16}$$

dengan $se(\hat{\beta}_k) = \sqrt{\text{var}(\hat{\beta}_k)}$ dan $\text{var}(\hat{\beta}_k)$ diperoleh dari elemen diagonal ke- k dari invers matriks Informasi Fisher pada persamaan (14). Daerah kritis pengujian hipotesisnya adalah menolak H_0 pada taraf signifikansi α jika $|W| > Z_{\alpha/2}$ dimana di bawah H_0 $W \sim N$ (0,1) atau jika $p\text{-}value < \alpha$.

Pendeteksian Multikolinieritas

Multikolinieritas berarti adanya hubungan linier antara beberapa atau semua variabel prediktor di dalam model regresi (Gujarati, 2004). Salah satu cara untuk mendeteksi adanya multikolinieritas adalah dengan menghitung *Variance Inflation Factor* (VIF). Jika nilai VIF lebih besar dari 10, maka menunjukkan adanya multikolinieritas. Nilai VIF dapat dihitung dengan rumus

$$VIF_k = \frac{1}{1-R_k^2}, k = 1,2,\dots,p \tag{17}$$

dengan R_k^2 merupakan koefisien determinasi dari model regresi variabel prediktor ke-k dengan sisa variabel prediktor lainnya, yang diperoleh dari regresi *auxiliary* (Widarjono, 2007).

Pengujian Heterogenitas Spasial

Pengujian heterogenitas spasial bertujuan untuk mengetahui apakah data variabel respon merupakan data spasial (heterogenitas spasial). Hipotesis pengujian heterogenitas spasial adalah

$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \cdots = \sigma_n^2 = \sigma^2$

(tidak terdapat heterogenitas spasial)

H_1 : paling sedikit satu $\sigma_i^2 \neq \sigma^2;\ i = 1,2,\cdots,n$

(terdapat heterogenitas spasial)

Salah satu metode pengujian heterogenitas spasial adalah uji Glejser. Statistik uji diberikan oleh

$$F = \frac{\text{JKR}}{\text{JKE}} = \frac{(\mathbf{a}^T\mathbf{X}^T\mathbf{e} - n\bar{e}^2)/v_1}{(\mathbf{e}^T\mathbf{e} - \mathbf{a}^T\mathbf{X}^T\mathbf{e})/v_2}. \tag{18}$$

dengan JKR dan JKE berturut-turut adalah Jumlah Kuadrat Regresi dan Jumlah Kuadrat Eror. Statistik uji persamaan (18) berdistribusi $F_{(p;n-p-1)}$, dengan p adalah banyaknya variabel prediktor dan n adalah banyaknya pengamatan. Daerah kritisnya adalah menolak H_0 pada taraf signifikansi α, jika $F > F_{(\alpha;v_1,v_2)}$ atau jika $p - value < \alpha$ (Rencher, 2000).

Model *Geographically Weighted Poisson Regression*

Misal koordinat semua lokasi pengamatan diketahui, berdasarkan model regresi Poisson pada persamaan (5) dapat dibentuk model-model lokal yang disebut model GWPR. Model GWPR pada lokasi ke-i dengan koordinat (u_i, v_i) adalah

$$\mu_i(u_i,v_i) = \exp\left(\mathbf{x}_i^T\hat{\boldsymbol{\beta}}(u_i,v_i)\right),\ i = 1,2,\dots n \tag{19}$$

dengan

$\hat{\boldsymbol{\beta}}(u_i,v_i) = \left[\beta_0(u_i,v_i)\ \ \beta_1(u_i,v_i)\ \ \beta_2(u_i,v_i)\ \cdots\ \beta_p(u_i,v_i)\right]^T$

.

Salah satu metode penaksiran parameter model GWPR adalah metode MLE. Berdasarkan FKP pada persamaan (2) maka fungsi *likelihood* dengan pembobot spasial adalah

$$L(\boldsymbol{\beta}(u_i,v_i)) = \left[\frac{exp\left(-\sum_{i=1}^n exp\left(\boldsymbol{x}_j^T\boldsymbol{\beta}(u_i,v_i)\right)\right)exp\left(\sum_{i=1}^n \boldsymbol{y}_j\boldsymbol{x}_j^T\boldsymbol{\beta}(u_i,v_i)\right)}{\prod_{i=1}^n y_j!}\right]^{w_{ij}} \tag{20}$$

Penaksir ML model GWPR lebih mudah diperoleh dengan memaksimumkan fungsi *log-likelihood*, yaitu

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

(21)

Penaksir parameter $\boldsymbol{\beta}(u_i,v_i)$ diperoleh dengan memaksimumkan fungsi *log-likelihood* dengan rumus yaitu

$$\frac{\partial\ell(\boldsymbol{\beta}(u_i,v_i))}{\partial\boldsymbol{\beta}} = \mathbf{0}, \tag{22}$$

ruas kiri persamaan (21) disebut vektor gradien berdimensi p +1 dengan bentuk umum

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

(23)

Vektor gradien pada persamaan (23) dapat dinyatakan dalam perkalian matriks, yaitu

$$\mathbf{g}(\boldsymbol{\beta}(u_i,\text{v}_i)) = \mathbf{X}^T\mathbf{W}(u_i,v_i)\left(\mathbf{y} - \exp\left[\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}(u_i,\text{v}_i)\right]\right) \tag{24}$$

Komponen-komponen vektor gradien pada persamaan (23) merupakan persamaan nonlinier yang solusi eksaknya tidak dapat ditentukan secara analitik, sehingga untuk menyelesaikannya digunakan pendekatan numerik. Salah satu pendekatan numerik yang dapat digunakan yaitu metode iterasi Newton-Raphson. Metode iterasi Newton-Raphson memerlukan perhitungan vektor gradien dan matriks Hessian. Vektor gradien diberikan pada persamaan (24) dan matriks Hessian diberikan oleh

$$\mathbf{H}(\boldsymbol{\beta}(u_i,v_i)) = -\mathbf{X}^T\mathbf{W}(u_i,v_i)\mathbf{V}(u_i,v_i)\mathbf{X} \tag{25}$$

dengan $\mathbf{V}(u_i, v_i)$ adalah matriks diagonal berukuran *nxn*, yaitu

$$\mathbf{V} = \text{diag}\left(\exp(\mathbf{x}_1^T\boldsymbol{\beta}(u_i,v_i))\ ,\exp(\mathbf{x}_2^T\boldsymbol{\beta}(u_i,v_i))\ ,\ldots,\exp(\mathbf{x}_n^T\boldsymbol{\beta}(u_i,v_i))\right)$$

(26)

$\mathbf{W}(u_i, v_i)$ adalah matriks diagonal pembobot spasial untuk lokasi ke-*i*, yaitu

$$\mathbf{W}(u_i,v_i) = \text{diag}\left(w_{i1}(u_i,v_i), w_{i2}(u_i,v_i),\ldots,w_{in}(u_i,v_i)\right) \quad (27)$$

Berdasarkan matriks Hessian persamaan (25) didapatkan matriks Informasi Fisher, yaitu

$$\mathbf{I}(\hat{\boldsymbol{\beta}}(u_i,v_i)) = -E\left(\mathbf{H}(\boldsymbol{\beta}(u_i,v_i))\right) = -\mathbf{H}(\boldsymbol{\beta}(u_i,v_i)) \quad (28)$$

Salah satu fungsi pembobot spasial adalah fungsi pembobot kernel *adaptive bisquare* yang diperoleh dari persamaan

$$w_{ij} = \begin{cases} \left(1-\left(d_{ij}/b_i\right)^2\right)^2, \text{ untuk } d_{ij} < b_i \\ 0 \qquad\qquad\qquad , \text{ untuk } d_{ij} \geq b_i, j = 1,2,\ldots,56 \end{cases} \quad (29)$$

dengan d_{ij} adalah jarak *euclidean* antara lokasi (u_i, v_i) ke lokasi (u_j, v_j) yang diberikan oleh

$$d_{ij} = \sqrt{(u_i - u_j)^2 + (v_i - v_j)^2} \quad (30)$$

dengan u_i menyatakan letak garis lintang (*latitude*) dan v_i menyatakan letak garis bujur (*longitude*). Nilai b_i adalah *bandwidth adaptive* pada lokasi pengamatan ke-*i* (Caraka dan Yasin, 2017).

Salah satu kriteria menentukan *bandwidth* optimum adalah *Generalized Cross-Validation* (GCV). Nilai *bandwidth* optimum adalah nilai *bandwidth* yang menghasilkan GCV minimum. Niai GCV dihitung dengan rumus berikut (Foteringham dkk., 2002).

$$GCV = \frac{n\sum_{i=1}^{n}\left[y_i - \hat{y}_i(b_i)\right]^2}{(n-v)} \quad (31)$$

dengan $\hat{y}_i(b_i)$ adalah nilai penaksiran dari y_i dan $v = tr(\mathbf{S})$, $\mathbf{S}$ adalah matriks berukuran n x n yang didefinisikan oleh

$$\mathbf{S} = \begin{bmatrix} \mathbf{x}_1^T\left(\mathbf{X}^T\mathbf{W}(u_1,v_1)\mathbf{V}(u_1,v_1)\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{W}(u_1,v_1)\mathbf{V}(u_1,v_1) \\ \mathbf{x}_2^T\left(\mathbf{X}^T\mathbf{W}(u_2,v_2)\mathbf{V}(u_2,v_2)\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{W}(u_2,v_2)\mathbf{V}(u_2,v_2) \\ \vdots \\ \mathbf{x}_n^T\left(\mathbf{X}^T\mathbf{W}(u_n,v_n)\mathbf{V}(u_n,v_n)\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{W}(u_n,v_n)\mathbf{V}(u_n,v_n) \end{bmatrix} \quad (32)$$

Kriteria lain adalah menggunakan *Akaike's Information Criterion* (AIC). AIC dirumuskan sebagai berikut

$$AIC = -2\ell(\hat{\boldsymbol{\beta}}) + 2p \quad (33)$$

dengan $\ell(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = \ln L(\hat{\boldsymbol{\beta}})$ adalah nilai maksimum fungsi *log-likelihood* model dan p adalah banyaknya parameter yang ditaksir.

Pengujian hipotesis pertama adalah pengujian kesamaan model regresi Poisson dan GWPR. Hipotesis pengujiannya adalah

$H_0 : \beta_k(u_i, v_i) = \beta_k;\ i = 1,2,\ldots,n;\ k = 0,1,2,\ldots,p$

(Model regresi Poisson global dan model GWPR identik)

H_1:minimal ada satu $\beta_k(u_i, v_i) \neq \beta_k$

(Model regresi Poisson global dan model GWPR tidak identik)

Statistik Uji

$$F_1 = \frac{D(\hat{\boldsymbol{\beta}})/df_1}{D(\hat{\boldsymbol{\beta}}^*)/df_2}. \quad (34)$$

Persamaan (34) berdistribusi $F_{(p;np)}$. Daerah kritis pengujiannya adalah menolak H_0 pada taraf signifikansi α, jika $F_1 > F_{(\alpha;df_1,df_2)}$ atau jika $p - value < \alpha$.

Pengujian parameter model GWPR terdiri dari pengujian secara serentak dan pengujian secara parsial. Hipotesis pengujian secara serentak adalah

$\text{H}_0 : \beta_1(u_i, v_i) = \beta_2(u_i, v_i) = \cdots = \beta_p(u_i, v_i) = 0$

H_1 : paling sedikit satu $\beta_k(u_i, v_i) \neq 0;\ \ k = 1,2,\cdots,p$

Statistik uji pengujian parameter secara serentak diberikan oleh

$$G_2 = 2(\ell(\hat{\Omega}_{GWPR}) - \ell(\hat{\omega}_{GWPR})) \quad (35)$$

Statistik uji G_2 pada persamaan (35) mendekati distribusi *chi-square* dengan derajat bebas $v = tr(\mathbf{S})$, yang diberikan pada persamaan (32). Daerah kritis pengujiannya adalah menolak H_0 pada taraf signifikansi α, jika $G_2 > \chi^2_{(\alpha,v)}$ atau jika $p - value < \alpha$.

Selanjutnya adalah pengujian parsial dengan hipotesis pengujian adalah

$\text{H}_0 : \beta_k(u_i, v_i) = 0$

$\text{H}_1 : \beta_k(u_i, v_i) \neq 0$

Statistik uji

$$Z_{hitung} = \frac{\hat{\beta}_k(u_i, v_i)}{se(\hat{\beta}_k(u_i, v_i))} \quad (36)$$

dengan $se(\hat{\beta}_k(u_i, v_i)) = \sqrt{\text{var}(\hat{\beta}_k(u_i, v_i))}$ dan $\text{var}(\hat{\beta}_k(u_i, v_i))$, yaitu diagonal ke-*k* dari invers matriks Informasi Fisher pada lokasi (u_i, v_i) yang diberikan oleh persamaan (28). Daerah kritis pengujian hipotesisnya adalah menolak H_0 pada taraf signifikansi α, jika $\left|Z_{hitung}\right| > Z_{\alpha/2}$ atau jika *p-value* $< \alpha$, dimana di bawah H_0 $Z_{hitung} \sim N(0,1)$.

Interpretasi Model

Interpretasi parameter model regresi diperlukan untuk menjelaskan hubungan antara variabel respon dengan variabel prediktor, menggunakan nilai rasio. Rasio digunakan untuk menginterpretasikan pengaruh perubahan setiap unit nilai variabel prediktor secara tepat terhadap variabel respon dengan rumus

$$R(x_k) = \frac{y(\mathbf{x} \mid x_k + 1)}{y(\mathbf{x} \mid x_k)} = \mathrm{e}^{\beta_k}, k = 1, 2, \ldots, p \qquad (37)$$

Persamaan (37) menjelaskan bahwa setiap kenaikan variabel prediktor sebesar satu satuan, nilai variabel respon (y) menjadi e^{β_k} kali. Berdasarkan rasio kenaikan nilai y pada persamaan (37), dapat ditentukan prediksi rasio perubahan (kenaikan atau penurunan) nilai y yang dinyatakan dalam persen. Prediksi rasio perubahan nilai y atau $\hat{R}(x_k)$ akibat kenaikan x_k sebesar satu satuan dapat dituliskan

$$\hat{R}(x_k) = (\mathrm{e}^{\hat{\beta}_k} - 1) \text{ x } 100\%, \; k = 1, 2, \ldots, p. \qquad (38)$$

(Hosmer, dkk., 2008).

Kusta

Penyakit kusta atau lepra pertama kali ditemukan pada tahun 1873 oleh Dr Gerhard Arrnauer Henrik Hansen dari Norwegia, sehingga penyakit ini juga disebut Morbus Hansen. Kusta adalah penyakit yang disebabkan oleh infeksi bakteri *Myobacterium Leprae*. Kusta terkenal sebagai penyakit yang paling ditakuti karena dapat menyebabkan deformitas atau kecacatan tubuh. Penyakit ini dapat menyebabkan kerusakan pada kulit, saraf, anggota gerak dan mata apabila tidak ditangani dengan baik. Penyakit ini menular kepada manusia melalui kontak langsung (kontak lama dan berulang) maupun melalui pernapasan. Kelompok paling berisiko terkena kusta adalah seseorang yang tinggal di daerah endemik dengan kondisi lingkungan yang buruk. Kuman penyebab kusta berkembang biak dalam tubuh manusia dalam waktu 2 hingga 3 hari sejak pertama kali orang tersebut terinfeksi kuman *Myobacterium Leprae*. Kemudian kuman membelah dalam kurun waktu 14 – 21 hari, masa inkubasi 2 – 5 tahun atau lebih, sehingga seseorang yang terinfeksi penyakit kusta dapat saja merasakan gejala-gejalanya setelah bertahun-tahun.

(Kemenkes, 2015).

Metode Penelitian

Penelitian ini di lakukan pada bulan Desember sampai Februari 2020 di Laboratorium Statistika Terapan, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Mulawarman. Data penelitian ini merupakan data sekunder dari publikasi provinsi dalam angka tahun 2019 yang dipublikasikan oleh Badan Pusat Statistika (BPS) masing-masing provinsi di Pulau Kalimantan. Data penelitian ini terdiri data variabel respon, variabel prediktor dan data koordinat (lintang dan bujur) ibu kota masing-masing kabupaten/kota di Pulau Kalimantan. Data variabel respon adalah jumlah kasus kusta (Y). Data variabel-variabel prediktor terdiri dari jumlah sarana kesehatan (X_1), jumlah tenaga kesehatan (X_2), jumlah penduduk laki-laki (X_3), dan kepadatan penduduk (X_4).

Populasi penelitian ini adalah jumlah kasus kusta di Pulau Kalimantan, sedangkan sampel penelitiannya adalah jumlah kasus kusta di 56 kabupaten/kota di Pulau Kalimantan pada tahun 2018. Teknik pengambilan sampel yang digunakan adalah teknik pengambilan sampel secara tidak acak (*nonprobability sampling*) yakni teknik *purposive sampling*, yaitu teknik pengambilan sampel berdasarkan pertimbangan tertentu dari peneliti. Langkah-langkah analisis penelitian ini secara umum, yaitu:

1. Melakukan analisis statistik deskriptif menggunakan *software R* dan *ArcviewGIS*
2. Mendeteksi multikolinieritas antar variabel prediktor menggunakan nilai VIF
3. Menganalisis model regresi Poisson menggunakan *software octave* dengan langkah-langkah sebagai berikut:
   a. Melakukan penaksiran parameter model regresi Poisson
   b. Menguji signifikansi parameter secara serentak dan parsial
   c. Menghitung nilai AIC
4. Mendeteksi heterogenitas spasial
5. Menganalisis model GWPR dengan langkah-langkah sebagai berikut:
   a. Menghitung jarak *Euclidean* antar lokasi pengamatan berdasarkan koordinat lokasi (*latitude* dan *longitude*)
   b. Menentukan *bandwidth* optimum di semua lokasi pengamatan
   c. Menghitung pembobot spasial di semua lokasi pengamatan
   d. Menghitung nilai GCV di semua lokasi pengamatan
   e. Melakukan penaksiran parameter model GWPR
   f. Menguji kesamaan model regresi Poisson dan model GWPR
   g. Menguji signifikansi parameter model GWPR secara serentak dan parsial
   h. Menghitung nilai AIC model GWPR

i. Menginterpretasi model GWPR di lokasi tertentu

Hasil dan Pembahasan

Pada bagian ini dibahas statistik deskriptif variabel-variabel penelitian, pemodelan regresi Poisson dan pemodelan GWPR.

Statistik Deskriptif

Tabel 1. Statistik Deskriptif Variabel Penelitian

Variabel	Rata-Rata	Min	Maks	Standar Deviasi	KV (%)
Y	9,429	0	57	9,663	102,482
Prevalensi Y	0,039	0	0,174	0,039	98,642
X_2	751	77	1.448	304,940	40,587
X_3	142.884	14.053	429.110	92.090	64,451
X_4	408	1	9.734	1505,728	373,096

Berdasarkan Tabel 1 diketahui bahwa rata-rata jumlah kasus kusta di Pulau Kalimantan adalah 9 jiwa dengan simpangan baku sebesar 9,663 dan koefisien variansi 102,482%, artinya sebaran kasus kusta di masing-masing kabupaten/kota cukup besar (heterogen). Jumlah kasus kusta terbanyak ditemukan di Kabupaten Kutai Kartanegara yaitu 57 orang. Jumlah kasus kusta yang ditemukan di Pulau Kalimantan pada tahun 2018 adalah 528 jiwa dari total penduduk 16.209.809 jiwa. Rata-rata prevalensi kasus kusta di Pulau Kalimantan tahun 2018 adalah 0,039 kasus per 1000 penduduk. Angka prevalensi tertinggi adalah 0,174 kasus per 1000 penduduk, yaitu di Kabupaten Lamandau. Hal ini menunjukkan bahwa penyakit kusta di Pulau Kalimantan diduga sebagai penyakit yang jarang terjadi dan berdistibusi Poisson.

Pendeteksian Multikolinieritas

Hasil pendeteksian multikolinieritas diperoleh nilai VIF masing-masing variabel prediktor kurang dari 10, sehingga disimpulkan bahwa tidak terdapat multikolinieritas antar variabel prediktor. Berdasarkan hal tersebut keempat variabel prediktor dapat digunakan dalam pemodelan regresi Poisson dan GWPR.

Pemodelan Regresi Poisson

Setelah mendeteksi multikolinieritas, selanjutnya adalah melakukan penaksiran parameter. Model umum regresi Poisson yaitu $\mu_i = \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3} + \beta_4 x_{i4})$, untuk i adalah 1,2,…,56. Hasil penaksiran parameter ditunjukkan pada Tabel 3. Setelah diperoleh nilai penaksiran parameter model regresi Poisson, selanjutnya dilakukan pengujian parameter secara serentak dan parsial. Hipotesis pengujian secara serentak adalah

$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$

$H_1:$ paling sedikit $\beta_k \neq 0; \ k = 1, 2, 3, 4$

Tabel 2.Hasil Pengujian Serentak Regresi Poisson

$\ell(\hat{\Omega})$	$\ell(\hat{\omega})$	G	$\chi_{(0,05;4)}$
-275,1798	-334,9367	119,5139	9,4877

Berdasarkan hasil pengujian serentak diputuskan menolak H_0 pada taraf signifikansi $\alpha = 5\%$ karena nilai G sebesar 119,5139 lebih besar dari $\chi_{(0,05;4)} = 9,4877$. Kesimpulan pengujian hipotesis ini adalah jumlah sarana kesehatan, jumlah tenaga kesehatan, jumlah penduduk laki-laki, dan kepadatan penduduk berpengaruh secara serentak terhadap rata-rata jumlah kasus kusta di kabupaten/kota Pulau Kalimantan. Langkah selanjutnya adalah melakukan pengujian parameter secara parsial untuk mengetahui apakah variabel prediktor berpengaruh secara individual terhadap variabel respon. Hipotesis pengujian secara parsial adalah

$H_0: \beta_k = 0, \ k = 0, 1, 2, 3, 4$

$H_1: \beta_k \neq 0$

Tabel 3. Hasil Taksiran dan Pengujian Parsial

Parameter	Taksiran	SE	$\lvert Z_{hitung} \rvert$
β_0	1,9464	0,13135	14,8175
β_1	-0,0043	0,00130	-3,2706
β_2	-0,0003	0,0002	-1,0693
β_3	5,1x10^{-6}	6,9x10^{-7}	7,3691
β_4	-0,0001	3,310^{-5}	-3,0271

Berdasarkan Tabel 3 disimpulkan bahwa variabel jumlah sarana kesehatan, jumlah penduduk laki-laki dan kepadatan penduduk masing-masing berpengaruh secara individual terhadap rata-rata jumlah kasus kusta. Hal ini ditunjukkan oleh nilai $|Z_{\text{hitung}}|$ ketiga variabel masing-masing lebih dari $Z_{\alpha/2} = 1,96$ atau *p-value* ketiga variabel masing-masing kurang dari 0,05, sedangkan jumlah tenaga kesehatan tidak berpengaruh terhadap rata-rata jumlah kasus kusta karena memiliki nilai $|Z_{\text{hitung}}| < 1,96$ atau *p-value* > 0,05. Berdasarkan hasil penaksiran parameter diperoleh model regresi Poisson global yaitu

$$\hat{\mu}_i = \exp(1,9464 - 0,0043x_{i1} - 0,0003x_{i2}) \text{ x}$$
$$\exp(0,0000051x_{i3} - 0,0001x_{i4}).$$

Pengujian Heterogenitas Spasial

Salah satu metode pengujian heterogenitas spasial adalah menggunakan uji Glejser. Hipotesis pengujiannya adalah

$H_0: \ \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \ldots = \sigma_{56}^2 = \sigma^2$
(tidak terdapat heterogenitas spasial)
H_1: paling sedikit $\sigma_i^2 \neq \sigma^2; \ i = 1, 2, \ldots, 56$
(terdapat heterogenitas spasial)

Hasil pengujian heterogenitas spasial diperoleh nilai statistik F_{hitung} sebesar 8,353 lebih besar dari nilai F kritis sebesar 2,5533, sehingga diputuskan menolak H_0 yang berarti terdapat heterogenitas spasial pada kasus kusta. Berdasarkan hal tersebut maka pemodelan yang tepat untuk jumlah kasus kusta di kabupaten/kota Kalimantan adalah pemodelan secara lokal yaitu menggunakan model GWPR.

Pemodelan GWPR

Model GWPR untuk setiap kabupaten/kota diperoleh berdasarkan hasil penaksiran parameter. Sebagai contoh, penaksiran parameter model GWPR untuk lokasi ke-1 (Kabupaten Paser), menggunakan pembobot spasial *adaptive bisquare* dan diperoleh *bandwidth* optimum sebesar 13,0138 dengan GCV minimum sebesar 4,5191. Berdasarkan penaksiran parameter diperoleh model GWPR untuk Kabupaten Paser, yaitu

$$\hat{\mu}(u_1, v_1) = \exp(1,8425 - 0,0038x_1 - 0,0001x_2) \text{ x } \exp(0,00000486x_3 - 0,00088x_4)$$

Pengujian Kesamaan Model Regresi Poisson dan Model GWPR

Pengujian kesamaan model bertujuan untuk mengetahui apakah terdapat perbedaan signifikan antara model regresi Poisson dengan model GWPR.

Tabel 4. Pengujian Kesamaan Model

Model	Devians	df	Devians/df	F_1
Regresi Poisson	143,9278	4	35,9819	40,25
GWPR	200,2476	224	0,8940	

Berdasarkan Tabel 4, nilai statistik uji kesesuaian dengan menggunakan taraf signifikansi 0,05 diputuskan menolak H_0 karena nilai statistik uji F_1 sebesar 40,25 lebih dari $F_{(0,05;4;224)}$ = 2,4038, sehingga disimpulkan bahwa model regresi Poisson global berbeda dengan model GWPR.

Pengujian Signifikansi Parameter Model GWPR

Pengujian ini terdiri dari pengujian secara serentak dan parsial. Pengujian pertama adalah uji serentak.

Tabel 5. Hasil Pengujian Serentak GWPR

$\ell(\hat{\Omega}_{GWPR})$	$\ell(\hat{\omega}_{GWPR})$	G_2	$\chi_{(0,05;8)}$
-234,8129	-301,4009	133,1760	15,5073

Berdasarkan nilai statistik uji serentak diperoleh nilai statistik G_2 = 133,1760 lebih besar dari $\chi_{(0,05;8)}$ = 15,5073 sehingga disimpulkan bahwa jumlah sarana kesehatan, jumlah tenaga kesehatan, jumlah penduduk laki-laki dan kepadatan penduduk secara keseluruhan berpengaruh terhadap rata-rata jumlah kasus kusta di kabupaten/kota Pulau Kalimantan.

Selanjutnya adalah pengujian parsial yang dilakukan untuk mengetahui faktor-faktor yang berpengaruh terhadap rata-rata jumlah kasus kusta di setiap kabupaten/kota. Berdasarkan hasil pengujian diperoleh nilai $|Z_{\text{hitung}}|$ dan *p-value* berbeda-beda di setiap lokasi, nilai tersebut dibandingkan dengan Z_{tabel} = 1,96 atau $\alpha = 0,05$. Apabila nilai $|Z_{\text{hitung}}|$ lebih besar dari 1,96 atau *p-value* < 0,05 disimpulkan variabel prediktor ke-*k* berpengaruh terhadap model pada lokasi ke-*i*. Berdasarkan hasil pengujian parsial parameter model GWPR, diperoleh 8 kelompok model GWPR pada kabupaten/kota berdasarkan variabel prediktor yang berpengaruh terhadap rata-rata jumlah kasus kusta di Pulau Kalimantan.

Tabel 6. Pengelompokkan Kabupaten/Kota Berdasarkan Variabel yang Berpengaruh

No	Variabel	Kabupaten/Kota
1	X_1, X_2	Tana Tidung dan Nunukan
2	X_1, X_3	Kutai Kartanegara, Balikpapan, Samarinda dan Kapuas Hulu
3	X_1, X_2, X_3	Kutai Timur, Berau dan Mahakam Ulu
4	X_1, X_3, X_4	Kutai Barat, Penajam Paser Utara, Bontang, Mempawah, Tapin, Hulu Sungai Selatan, Tanah Bumbu, Barito Selatan, Barito Utara, Sukamara, Seruyan, Pulang Pisau, Gunung Mas, Murung Raya, Malinau, Bulungan, Paser, Barito Timur dan Tarakan
5	X_2, X_3	Sambas
6	X_3, X_4	Tanah Laut, Kota Baru, Banjar, Barito Kuala, Hulu Sungai Tengah, Hulu Sungai Utara, Tabalong, Balangan, Banjarmasin, Banjarbaru, Kotawaringin Timur, Kapuas, Katingan dan Palangka Raya
7	X_2, X_3, X_4	Bengkayang, Landak, Sanggau, Ketapang, Sekadau, Melawi, Kayong Utara, Kubu Raya, Pontianak, Singkawang, Kotawaringin Barat dan Lamandau
8	X_1, X_2, X_3, X_4	Sintang

Berdasarkan Tabel 6, faktor-faktor yang berpengaruh terhadap rata-rata jumlah kasus kusta pada kelompok 1 (Tana Tidung dan

Nunukan) adalah jumlah sarana kesehatan dan jumlah tenaga kesehatan. Faktor-faktor yang berpengaruh terhadap jumlah kasus kusta pada kelompok 2 (Kutai Kartanegara, Balikpapan, Samarinda dan Kapuas Hulu) adalah jumlah sarana kesehatan dan jumlah penduduk laki-laki. Faktor-faktor yang berpengaruh terhadap rata-rata jumlah kasus kusta pada kelompok 3 (Kutai Timur, Berau dan Mahakam Ulu) adalah jumlah sarana kesehatan, jumlah tenaga kesehatan dan jumlah penduduk laki-laki.

Faktor-faktor yang mempengaruhi rata-rata jumlah kasus kusta pada kelompok 4 adalah jumlah sarana kesehatan, jumlah penduduk laki-laki dan kepadatan penduduk. Wilayah-wilayahnya adalah Kabupaten Kutai Barat, Penajam Paser Utara, Bontang, Mempawah, Tapin, Hulu Sungai Selatan, Tanah Bumbu, Barito Selatan, Barito Utara, Sukamara, Seruyan, Pulang Pisau, Gunung Mas, Murung Raya, Malinau, Bulungan, Kabupaten Paser, Barito Timur dan Tarakan. Faktor-faktor yang mempengaruhi rata-rata jumlah kasus kusta pada kelompok 5 (Kabupaten Sambas) adalah jumlah tenaga kesehatan dan jumlah penduduk laki-laki.

Faktor-faktor yang mempengaruhi rata-rata jumlah kasus kusta pada kelompok 6 adalah jumlah penduduk laki-laki dan kepadatan penduduk, yaitu terdapat di Kabupaten Tanah Laut, Kota Baru, Banjar, Barito Kuala, Hulu Sungai Tengah, Hulu Sungai Utara, Tabalong, Balangan, Banjarmasin, Banjarbaru, Kotawaringin Timur, Kapuas, Katingan dan Palangka Raya.

Faktor-faktor yang mempengaruhi rata-rata jumlah kasus kusta pada kelompok 7 adalah jumlah tenaga kesehatan, jumlah penduduk laki-laki dan kepadatan penduduk. Wilayah-wilayahnya yaitu terdapat di Kabupaten Bengkayang, Landak, Sanggau, Ketapang, Sekadau, Melawi, Kayong Utara, Kubu Raya, Pontianak, Singkawang, Kotawaringin Barat dan Lamandau, sedangkan faktor-faktor yang berpengaruh terhadap jumlah kasus kusta pada kelompok 8 (Kabupaten Sintang) adalah jumlah sarana kesehatan, jumlah tenaga kesehatan, jumlah penduduk laki-laki dan kepadatan penduduk.

Berdasarkan penaksiran model regresi Poisson dan model GWPR diketahui bahwa model GWPR lebih baik dari model regresi Poisson global karena model GWPR memiliki nilai GCV dan AIC lebih kecil daripada model regresi Poisson. Nilai GCV dan AIC ditunjukkan pada Tabel 7.

Tabel 7. Nilai AIC Model Regresi

Model	GCV	AIC
Regresi Poisson	79,9511	559,3595
GWPR	67,6959	478,6258

Interpretasi Model GWPR

Pembahasan berikut hanya membahas interpretasi parameter model GWPR untuk lokasi ke-1 (Kabupaten Paser), sedangkan interpretasi untuk kabupaten/kota lainnya dilakukan dengan cara yang sama. Berdasarkan faktor-faktor yang berpengaruh terhadap rata-rata jumlah kasus kusta di Kabupaten Paser, diperoleh nilai rasio variabel jumlah sarana kesehatan sebesar 0,9962 menunjukkan bahwa setiap kenaikan 1 unit sarana kesehatan, dengan asumsi variabel lain konstan maka rata-rata jumlah kasus kusta di Kabupaten Paser akan menjadi 0,9962 kali atau menurun sebesar 0,38%. Nilai rasio variabel jumlah penduduk laki-laki sebesar 1,00000485 menunjukkan bahwa setiap kenaikan jumlah penduduk laki-laki 1 orang, dengan asumsi variabel lain konstan maka rata-rata jumlah kasus kusta akan menjadi 1,00000485 kali atau meningkat 0,000485%, sedangkan nilai rasio kepadatan penduduk sebesar 0,9999 artinya setiap kenaikan 1 orang per km^2 kepadatan penduduk di Kabupaten Paser maka rata-rata jumlah kasus kusta menjadi 0,9999 kali atau meningkat sebesar 0,01%.

Kesimpulan

Berdasarkan hasil analisis, diperoleh 8 kelompok model GWPR di setiap kabupaten/kota berdasarkan faktor-faktor yang berpengaruh terhadap jumlah kasus kusta di Pulau Kalimantan. Faktor-faktor yang mempengaruhi rata-rata jumlah kasus kusta di Kabupaten Tana Tidung dan Nunukan (kelompok 1) adalah jumlah sarana kesehatan dan jumlah tenaga kesehatan. Faktor-faktor yang berpengaruh terhadap rata-rata jumlah kasus kusta di Kabupaten Kutai Kartanegara, Balikpapan, Samarinda dan Kapuas Hulu (kelompok 2) adalah jumlah sarana kesehatan dan jumlah penduduk laki-laki. Faktor-faktor yang berpengaruh terhadap jumlah kasus kusta di Kabupaten Kutai Timur, Berau dan Mahakam Ulu (kelompok 3) adalah jumlah sarana kesehatan, jumlah tenaga kesehatan dan jumlah penduduk laki-laki.

Faktor-faktor yang berpengaruh terhadap rata-rata jumlah kasus kusta di Kabupaten Kutai Barat, Penajam Paser Utara, Bontang, Mempawah, Tapin, Hulu Sungai Selatan, Tanah Bumbu, Barito Selatan, Barito Utara, Sukamara, Seruyan, Pulang Pisau, Gunung Mas, Murung Raya, Malinau, Bulungan, Kabupaten Paser, Barito Timur dan Tarakan (kelompok 4) adalah jumlah sarana kesehatan, jumlah penduduk laki-laki dan kepadatan penduduk. Faktor-faktor yang mempengaruhi rata-rata jumlah kasus kusta di Kabupaten Sambas (kelompok 5) adalah jumlah tenaga kesehatan dan jumlah penduduk laki-laki. Faktor-faktor yang mempengaruhi rata-rata jumlah kasus kusta di Kabupaten Tanah Laut, Kota Baru, Banjar, Barito Kuala, Hulu Sungai Tengah, Hulu Sungai Utara, Tabalong, Balangan, Banjarmasin, Banjarbaru, Kotawaringin Timur, Kapuas, Katingan dan Palangka Raya (kelompok 6) adalah jumlah penduduk laki-laki dan kepadatan penduduk.

Faktor-faktor yang mempengaruhi rata-rata jumlah kasus kusta di Kabupaten Bengkayang, Landak, Sanggau, Ketapang, Sekadau, Melawi, Kayong Utara, Kubu Raya, Pontianak, Singkawang, Kotawaringin Barat dan Lamandau (kelompok 7) adalah jumlah tenaga kesehatan, jumlah penduduk laki-laki dan kepadatan penduduk, sedangkan faktor-faktor yang berpengaruh terhadap rata-rata jumlah kasus kusta di Kabupaten Sintang (kelompok 8) adalah jumlah sarana kesehatan, jumlah tenaga kesehatan, jumlah penduduk laki-laki dan kepadatan penduduk.

Daftar Pustaka

Anselin, L. & Getis, A. (1992). Spatial Statistical Analysis and Geographic Information Systems, *The Annals of Regional Science*, *26*(1), 19-33.

Cameron, A.C. dan Trivedi, P.K. (1998). *Regression Analysis of Count Data*. Cambridge: Cambridge University Press.

Caraka, R,E dan Yasin, H. (2017). *Geographically Weighted Regression (GWR)*. Yogyakarta: Mobius.

Darnah. (2010). Menentukan Model Terbaik dalam Regresi Poisson dengan Menggunakan Koefisien Determinasi, *Jurnal Matematika, Statistika, & Komputasi*, 6(2), Januari 2010, 59-71.

Fathurahman, M. (2010). Pemilihan Model Regresi Terbaik Menggunakan Akaike's Information Criterion, *Jurnal EKSPONENSIAL*, 1(2), September 2010.

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

Hosmer, D.W., Lemeshow, S. & May, S. (2008). *Applied Survival Analysis: Regression Modelling of Time to Event Data*. Canada: John Wiley & Sons, Inc.

Kemenkes. (2015). *Infodatin: Pusat Data dan Informasi Kementerian Kesehatan RI, Kusta*. Jakarta: Kementerian Kesehatan Republik Indonesia.

Kemenkes. (2019b). *Profil Kesehatan Indonesia Tahun 2018*. Jakarta: Kementerian Kesehatan Republik Indonesia.

Kora, B. (2013). Faktor Risiko Kejadian Penyakit Kusta di Wilayah Kerja Puskesmas Saumlaki Kabupaten Maluku Tenggara Barat Tahun 2010-2011, *Jurnal MKMI*, 236-242.

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

Nakaya, T., Fotheringham, A.S., Brunsdon, C. dan Charlton, M. (2005). Geographically Weighted Poisson Regression for Disease Association Mapping, *Statistics in Medicine*, 24(17), 2695-2717.

Nelder, J.A. & Wedderburn, R.W.M. (1972). Generalized Linear Model, *Journal of the Royal Statistical Society*, A135, 370-384.

Nohe, D.A. (2013). *Biostatistika 1*. Jakarta Barat: Halaman Moeka Publishing.

Noviani, D., Nur, I.M, dan Wasono, R.. (2014). Geographically Weighted Poisson Regression (GWPR) untuk Pemodelan Jumlah Penderita Kusta di Jawa Tengah, *Statistika*. 2(2), November 2014.

Pamungkas, R.A., Rahmawati, R. dan Yasin, H. (2016). Perbandingan Model GWR dengan *Fixed* dan *Adaptive Bandwidth* untuk Persentase Penduduk Miskin di Jawa Tengah, *Jurnal Gaussian*, 5(3), 2016, 535-544.

Rencher, A.C. (2002). *Linear Models in Statistics*. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.

Siswanti dan Wijayanti, Y. (2018). Faktor Risiko Lingkungan Kejadian Kusta, *Higeia Journal of Public Health Research and Development*, 2(3), 2018.

Wicaksono, M.A., Faisya, A.F. dan Budi, I.S. (2015). Hubungan Lingkungan Fisik Rumah dan Karakteristik Responden dengan Penyakit Kusta Klinis di Kota Bandar Lampung, *Jurnal Ilmu Kesehatan Masyarakat*. 6(3), November 2015, 167-177.

Widarjono, A. (2007). *Ekonometrika: Teori dan Aplikasi untuk Ekonomi dan Bisnis*. Yogyakarta: Ekonisia Fakultas Ekonomi Universitas Islam Indonesia.