

# Identifikasi Faktor-Faktor Penyebab Kejadian Diare Di Kota Semarang Dengan Pendekatan *Geographically Weighted Poisson Regression*

Hasbi Yasin, Agus Rusgiyono  
Jurusan Statistika Universitas Diponegoro  
E-mail: [hasbiyasin@undip.ac.id](mailto:hasbiyasin@undip.ac.id)

---

## ABSTRACT

---

The percentage of people affected by diarrheal diseases are still quite high, reaching 5.2%. Therefore we need an effort to identify the factors that cause diarrhea efforts of the government in order to reduce morbidity of diarrhea optimally. Such efforts include reviewing of the factors causing the incidence of diarrhea by focusing on linkages between regions or spatial aspects. Spatial aspect is considered important to study because between regions must have different characteristics. One approach that can be used is a spatial model Geographically Weighted Poisson Regression (GWPR) which is a local form of the Poisson Regression. This research was conducted in Semarang city with the unit of observation is the 16 districts in Semarang city. The results showed that the locally influential variable is the number of protected drinking water facilities and the number of medical personnel available. This model has a level of accuracy of 84.33%.

## PENDAHULUAN

Menurut data Susenas, persentase masyarakat yang terkena penyakit diare mencapai 5,2% dari penduduk Indonesia sehingga diperkirakan angka kesakitan diare di Indonesia antara 150–430 perseribu penduduk pertahunnya. Beberapa upaya dalam menurunkan angka kesakitan diare diantaranya dilakukan dengan adanya program pembangunan sanitasi yang dilakukan Direktorat Penyehatan Lingkungan, Sanitasi, dan Pencemaran air yang diarahkan pada perubahan perilaku masyarakat tentang pentingnya sanitasi, program jasa lingkungan oleh USAID dengan misi peningkatan kesehatan masyarakat melalui perbaikan pengelolaan air dan perluasan akses masyarakat terhadap layanan sanitasi dan air bersih, Program WSLIC-3/PAMSIMAS yang didukung oleh Bank Dunia untuk meningkatkan penyediaan air minum, sanitasi, dan derajat kesehatan masyarakat, Program Cuci Tangan Pakai Sabun (CPTS), Program Sanitasi Total dan Pemasaran Sanitasi (STOPS) dan sebagainya. Oleh karena itu diperlukan suatu upaya untuk mengidentifikasi faktor-faktor penyebab diare agar upaya yang dilaksanakan pemerintah dapat menurunkan angka kesakitan diare secara optimal.

Beberapa faktor yang menjadi penyebab timbulnya penyakit diare disebabkan oleh kuman

melalui koordinasi makanan atau minuman yang tercemar tinja dan kontak langsung dengan penderita, sedangkan faktor-faktor lainnya meliputi faktor penjamu dan lingkungan<sup>[1]</sup>. Faktor dominan penyebab diare adalah sarana air bersih dan pembuangan tinja<sup>[2]</sup>. Tentunya faktor-faktor ini saling berkorelasi antara satu wilayah dengan wilayah lain di sekitarnya. Hal ini menyebabkan perlunya mempertimbangkan aspek keterkaitan antar wilayah atau aspek spasial dalam penyusunan sebuah model. Aspek spasial ini dinilai penting untuk dikaji karena antar wilayah tentunya memiliki karakteristik yang berbeda.

Salah satu analisis statistika spasial dengan pendekatan pola titik adalah metode *Geographically Weighted Poisson Regression* (GWPR). Metode ini merupakan bentuk lokal dari regresi poisson dimana lokasi pengambilan data sangat diperhatikan. Nakaya, dkk<sup>[3]</sup> menggunakan model GWPR untuk suatu himpunan data pekerjaan dengan usia kematian di Tokyo. Hasil yang diperoleh menunjukkan bahwa ada variasi yang signifikan dalam hubungan kerja dan usia kematian. Hadayeghi, dkk<sup>[4]</sup> menunjukkan bahwa model GWPR lebih baik digunakan untuk menyelidiki variasi dalam hubungan jumlah *zonal collisions* daripada *Generalized Linear Model* yang konvensional. Penelitian dengan menggunakan metode GWPR antara lain dilakukan oleh Aulele<sup>[5]</sup> yang meneliti

tentang pemodelan angka kematian bayi. Oleh karena itu identifikasi faktor-faktor penyebab diare akan didekati dengan metode GWPR agar dapat mencegah timbulnya wabah penyakit diare di Kota Semarang khususnya. Kemudian berdasarkan analisis GWPR akan dipetakan persebaran kecamatan berdasarkan faktor-faktor yang berpengaruh terhadap angka kesakitan diare menggunakan sistem informasi geografis.

**TINJAUAN PUSTAKA**  
**Model Regresi Poisson**

Regresi Poisson merupakan suatu bentuk analisis regresi yang digunakan untuk memodelkan data yang berbentuk *count* (jumlah), misalnya data tersebut dilambangkan dengan  $Y$  yaitu banyaknya kejadian yang terjadi dalam suatu periode waktu dan/atau wilayah tertentu. Regresi Poisson mengasumsikan bahwa variabel random  $Y$  berdistribusi Poisson. Suatu variabel random  $Y$  didefinisikan mempunyai distribusi Poisson jika densitas (fungsi peluangnya) diberikan sebagai berikut<sup>[6]</sup>:

$$f_Y(y) = f_Y(y; \mu) = \begin{cases} \frac{e^{-\mu} \mu^y}{y!}, & y = 0, 1, 2, \dots \\ 0 & \text{lainnya} \end{cases} \quad (1)$$

Dengan parameter  $\mu > 0$ . Persamaan di atas disebut juga sebagai fungsi peluang Poisson. Model regresi Poisson dapat ditulis sebagai berikut<sup>[7]</sup>:

$$\log(\mu_i) = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij}, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (2)$$

dengan  $\mu_i = \mu_i(x_i) = \exp\left(\beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij}\right)$ .

Penaksiran parameter regresi Poisson dilakukan dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) kemudian diselesaikan dengan metode iterasi numerik yaitu Newton-Raphson. Pengujian parameter model regresi Poisson menggunakan metode *Maximum Likelihood Ratio Test* (MLRT).

**Model Geographically Weighted Poisson Regression (GWPR)**

Penaksiran parameter model GWPR menggunakan metode MLE. Langkah awal dari metode tersebut adalah dengan membentuk fungsi likelihood. Karena variabel respon

berdistribusi Poisson ( $Y_i \sim \text{Poisson}(\mu(x_i, \beta))$ ) maka fungsi likelihood adalah sebagai berikut:

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^n \frac{\exp(-\mu(x_i, \beta)) (\mu(x_i, \beta))^{y_i}}{y_i!} \quad (3)$$

Setelah diperoleh bentuk likelihood kemudian dilakukan operasi logaritma natural sehingga diperoleh:

$$\ln L(\beta) = \sum_{i=1}^n (-\mu(x_i, \beta) + y_i \ln \mu(x_i, \beta) - \ln y_i!) \quad (4)$$

Berdasarkan persamaan (2) maka persamaan (4) dapat ditulis sebagai :

$$\ln L(\beta) = \sum_{i=1}^n y_i x_i^T \beta - \sum_{i=1}^n \exp(x_i^T \beta) - \sum_{i=1}^n \ln y_i! \quad (5)$$

Faktor letak geografis merupakan faktor pembobot pada model GWPR. Faktor ini memiliki nilai yang berbeda untuk setiap daerah yang menunjukkan sifat lokal pada model GWPR. Oleh karena itu pembobot diberikan pada bentuk log-likelihoodnya untuk model lokal GWPR, maka diperoleh :

$$\begin{aligned} \ln L^*(\beta(u_i, v_i)) &= \sum_{j=1}^n (y_j x_j^T \beta(u_j, v_j) - \exp(x_j^T \beta(u_j, v_j)) - \ln y_j!) w_{ij}(u_i, v_i) \end{aligned} \quad (6)$$

Estimasi parameter  $\beta(u_i, v_i)$  diperoleh dengan mendefferensialkan persamaan (6) terhadap  $\beta(u_j, v_j)$  maka diperoleh :

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln L^*(\beta(u_i, v_i))}{\partial \beta^T(u_j, v_j)} &= \sum_{j=1}^n (y_j x_j - x_j \exp(x_j^T \beta(u_j, v_j))) w_{ij}(u_i, v_i) \end{aligned} \quad (7)$$

Nilai estimasi diperoleh dengan memaksimumkan bentuk differensial tersebut sehingga diperoleh

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln L^*(\beta(u_i, v_i))}{\partial \beta^T(u_j, v_j)} &= \sum_{j=1}^n (y_j x_j - x_j \exp(x_j^T \beta(u_j, v_j))) w_{ij}(u_i, v_i) = 0 \end{aligned} \quad (8)$$

Karena fungsi pada persamaan (8) berbentuk implisit, maka digunakan suatu prosedur iterasi numerik yaitu metode Newton-Raphson. Dalam notasi matriks dituliskan sebagai berikut:

$$\begin{aligned} &\beta^{(m+1)}(u_i, v_i) \\ &= (\mathbf{X}^T \mathbf{W}(u_i, v_i) \mathbf{A}(u_i, v_i)^{(m)} \mathbf{X})^{-1} \\ &\quad (\mathbf{X}^T \mathbf{W}(u_i, v_i) \mathbf{A}(u_i, v_i)^{(m)} \mathbf{z}(u_i, v_i)^{(m)}) \end{aligned} \quad (9)$$

Dimana

$\mathbf{X}$  : Matriks prediktor

$\mathbf{W}(u_i, v_i)$  : Matriks pembobot

$\mathbf{A}(u_i, v_i)$  : Matriks pembobot varians yang berhubungan dengan Fisher Scoring untuk setiap lokasi  $i$ , dinotasikan sebagai berikut :

$$\mathbf{A}(u_i, v_i)^{(m)} = \text{diag}[\hat{y}_1(\beta^{(m)}(u_i, v_i)) \dots \hat{y}_n(\beta^{(m)}(u_i, v_i))]$$

$\mathbf{z}(u_i, v_i)$  : Vektor *adjusted* dari variabel respon, didefinisikan sebagai berikut :

$$\mathbf{z}_i^{(m)}(u_i, v_i) = \left\{ \begin{array}{l} \left( \frac{y_i - \hat{y}_i(\beta^{(m)}(u_i, v_i))}{\hat{y}_i(\beta^{(m)}(u_i, v_i))} \right) \\ + \left( \beta_0^{(m)}(u_i, v_i) + \sum_{k=1}^p \beta_k^{(m)}(u_i, v_i) x_{kj} \right) \end{array} \right\}$$

Dengan mengulang prosedur iterasi untuk setiap titik regresi ke- $i$ , maka penaksir parameter lokal akan didapatkan. Iterasi berhenti pada saat konvergen, yaitu pada saat  $\|\beta^{(m+1)}(u_i, v_i) - \beta^{(m)}(u_i, v_i)\| \leq \varepsilon$ , dimana  $\varepsilon$  merupakan bilangan yang sangat kecil.

Uji hipotesis yang pertama dilakukan adalah pengujian model secara serentak untuk menguji signifikansi dari faktor geografis. Bentuk hipotesisnya adalah :

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

(tidak ada perbedaan yang signifikan antara model regresi Poisson dengan model GWPR)

$H_1$  : paling tidak ada satu  $\beta_k(u_i, v_i) \neq \beta_k$  (ada perbedaan yang signifikan antara model regresi Poisson dengan model GWPR)

$$D(\hat{\beta}(u_i, v_i)) = -2 \ln \left[ \frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right] = 2 [ \ln L(\hat{\Omega}) - \ln L(\hat{\omega}) ] \quad (10)$$

$D(\hat{\beta})$  disebut juga sebagai statistik rasio likelihood. Pengujian kesesuaian model GWPR menggunakan perbandingan nilai devians model regresi Poisson dan model GWPR. Misalkan model regresi Poisson dinyatakan dengan model A dengan derajat bebas  $df_A$  dan model GWPR dinyatakan dengan model B dengan derajat bebas  $df_B$  maka :

$$F_{hit} = \frac{\text{Devians Model A} / df_A}{\text{Devians Model B} / df_B} \quad (11)$$

Akan mengikuti distribusi F dengan derajat bebas  $df_A$  dan  $df_B$ . Kriteria pengujianya adalah tolak  $H_0$  jika  $F_{hit} > F_{(\alpha; df_A; df_B)}$

Pengujian parameter model dilakukan dengan menguji parameter secara parsial. Pengujian ini untuk mengetahui parameter mana saja yang signifikan mempengaruhi variabel responnya. Bentuk hipotesis pengujian parameter model secara parsial adalah :

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

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

Dalam pengujian hipotesis di atas dapat digunakan statistik uji sebagai berikut :

$$t_{hit} = \frac{\hat{\beta}_k(u_i, v_i)}{se(\hat{\beta}_k(u_i, v_i))} \quad (12)$$

Nilai standar error  $\hat{\beta}_k(u_i, v_i)$  diperoleh dari :

$$se(\hat{\beta}_k(u_i, v_i)) = \sqrt{\text{var}(\hat{\beta}_k(u_i, v_i))} \quad (13)$$

Dengan  $\text{var}(\hat{\beta}_k(u_i, v_i))$  merupakan elemen ke- $k$  diagonal pada matriks  $\text{var}(\hat{\beta}(u_i, v_i))$  yang berukuran  $((p+1) \times (p+1))$  dan  $\hat{\beta}_k(u_i, v_i)$  merupakan taksiran parameter model yang memaksimumkan fungsi log-likelihood. Kriteria pengujianya adalah tolak  $H_0$  jika

$$|t_{hit}| > t_{\alpha/2; n-(p+1)} \quad (\text{Aulele, 2009}).$$

Pembobot yang digunakan untuk mengestimasi parameter dalam model GWPR adalah fungsi kernel yang terdiri dari fungsi kernel Gauss dan fungsi kernel Bisquare yang dapat ditulis sebagai berikut:

1. Fungsi Kernel Gauss :

$$w_{ij}(u_i, v_i) = \exp\left(-\left(d_{ij}/h\right)^2\right)$$

2. Fungsi Kernel Bisquare :

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

dengan  $d_{ij}$  jarak antara lokasi  $(u_i, v_i)$  ke lokasi  $(u_j, v_j)$  dan  $h$  adalah parameter non negatif yang diketahui dan biasanya disebut parameter penghalus (*bandwidth*). Salah satu metode yang digunakan untuk memilih *bandwidth* optimum adalah metode *Cross Validation* (CV) yang didefinisikan sebagai berikut<sup>[7]</sup>:

$$CV(h) = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_{-i}(h))^2 \quad (14)$$

dengan :

- $\hat{y}_{zi}(h)$  : Nilai penaksir  $y_i$  (*fitting value*) dimana pengamatan dilokasi  $(u_i, v_i)$  dihilangkan dari proses penaksiran
- $\hat{y}_i(h)$  : Nilai penaksir  $y_i$  (*fitting value*) dimana pengamatan dilokasi  $(u_i, v_i)$  dimasukkan dalam proses penaksiran
- $v_1$  : Jumlah penaksir yang efektif
- $n$  : Jumlah sampel

Metode yang digunakan untuk memilih model terbaik untuk GWPR yaitu *Akaike Information Criterion* (AIC) yang didefinisikan sebagai berikut :

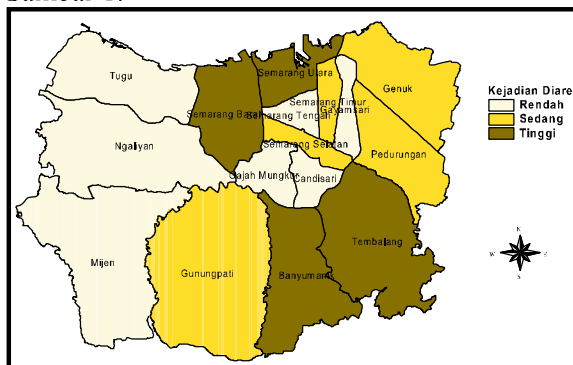
$$AIC = D(G) + 2K(G)$$

dengan  $D(G)$  merupakan nilai devians model dengan bandwidth ( $G$ ) dan  $K(G)$  merupakan jumlah parameter dalam model dengan bandwidth ( $G$ ). Model terbaik adalah model dengan nilai *AIC* terkecil<sup>[3]</sup>.

### HASIL DAN PEMBAHASAN

#### Peta Sebaran Kejadian Diare di Kota Semarang

Berdasarkan data kejadian diare di Kota Semarang<sup>[8]</sup> dapat diperoleh informasi bahwa pada tahun 2011, kejadian diare terendah terjadi di Kecamatan Tugu dengan hanya terdapat 878 kejadian. Sedangkan kejadian paling tinggi ada di kecamatan Semarang Barat dengan jumlah kejadian sebanyak 2.975 kasus. Peta sebaran kejadian diare secara detail dapat dilihat pada Gambar 1.



Gambar 1. Peta Sebaran Kejadian Diare di Kota Semarang Tahun 2011

#### Pemodelan Kasus Diare di Kota Semarang dengan Regresi Poisson

Sebelum menganalisis regresi Poisson, perlu dilakukan uji kolinieritas. Uji ini bertujuan untuk

mengetahui apakah variabel-variabel prediktornya telah memenuhi kondisi saling tidak berkorelasi. Salah satu kriteria yang dapat digunakan untuk mengetahui adanya kondisi kolinieritas antara variabel-variabel prediktor adalah dengan menggunakan koefisien korelasi (*Pearson Correlation*).

Tabel 1. Koefisien Korelasi Antara Variabel Prediktor

	X <sub>1</sub>	X <sub>2</sub>	X <sub>3</sub>
X <sub>2</sub>	0.947*		
X <sub>3</sub>	0.313	0.355	
X <sub>4</sub>	0.403	0.434	0.908*

\*) Signifikan pada taraf 5%

Tabel 1 menunjukkan bahwa ada variabel yang mengindikasikan terjadinya kasus multikolinieritas. Oleh karena itu perlu dilakukan pemilihan variabel sedemikian sehingga indikasi adanya kasus multikolinieritas tidak lagi terjadi. Pemilihan variabel ini dapat dilakukan dengan mengeluarkan variabel yang berkorelasi kuat dengan variabel lainnya. Berdasarkan hasil pengolahan diperoleh bahwa variabel pembentuk model terbaik adalah X1 dan X4.

Selanjutnya dilakukan analisis regresi poisson terhadap kejadian diare di Kota Semarang. Hasil estimasi parameter model regresi Poisson untuk kejadian diare di Kota Semarang tahun 2011 sebagai berikut:

Tabel 2. Estimasi Parameter Model Regresi Poisson

Parameter	Estimasi	Standar Error	t-hitung
$\beta_0$	7.3677	0.0064	1151.6163
$\beta_1$	0.1881	0.0063	29.9112
$\beta_2$	0.1585	0.0064	24.7360

Sumber: Hasil Pengolahan

Berdasarkan Tabel 2 didapatkan nilai t hitung untuk semua parameter. Dengan menggunakan tingkat signifikansi ( $\alpha$ ) sebesar 5% maka nilai  $t_{(0,025;13)} = 2,16$ . Maka diperoleh bahwa semua parameter signifikan karena  $|t_{hit}| > t_{(0,025;13)}$ , sehingga model regresi Poisson yang dibentuk

untuk jumlah kejadian diare di Kota Semarang adalah :

$$\hat{\mu}_i = \exp(7,3677 + 0,1881Z_1 + 0,1585Z_4) \quad (15)$$

dengan Z1 dan Z4 adalah bentuk baku dari X1 dan X4. Persamaan (15) menjelaskan bahwa jumlah kejadian diare di kota Semarang Tahun 2011 akan bertambah sebesar  $\exp(0,2050)$  jika variabel Z1 bertambah sebesar satu satuan dengan syarat variabel prediktor yang lain adalah konstan, hal yang sama juga berlaku untuk variabel Z4.

Pengujian kesesuaian model regresi Poisson digunakan nilai deviance  $D(\hat{\beta})$ . Model regresi Poisson yang baik adalah model yang memiliki nilai deviance sekecil mungkin. Nilai statistik uji  $D(\hat{\beta})$  yang diperoleh adalah 1662.4247. Dengan menggunakan tingkat signifikansi ( $\alpha$ ) sebesar 5% diperoleh  $\chi^2_{(0,05;13)}$  sebesar 5.8919. Karena nilai  $D(\hat{\beta})$  lebih besar dari  $\chi^2_{(0,05;db)}$ , maka model regresi Poisson kejadian diare di Kota Semarang tahun 2011 layak digunakan tetapi model tersebut menunjukkan kondisi overdispersi karena nilai devians dibagi dengan derajat bebasnya lebih besar dari 1. Berdasarkan hasil pengolahan diperoleh tingkat ketepatan model regresi poisson dengan dua variabel prediktor tersebut adalah sebesar 58.32% dengan ukuran kebaikan model AIC sebesar 1670.4247.

**Pemodelan Kasus Diare di Kota Semarang dengan GWPR**

Ada tidaknya efek spasial dapat diketahui salah satunya dengan pendekatan spasial titik *Geographically Weighted Poisson Regression* (GWPR). Variabel prediktor yang digunakan pada pemodelan GWPR berasal dari hasil regresi poisson yang sudah terbebas dari kasus multikolinearitas dan heterokedastisitas yaitu Jumlah Sumber Air Minum Terlindungi (X1) dan Jumlah Tenaga Medis (X4). Dalam memodelkan spasial dengan GWPR terlebih dahulu menentukan nilai *bandwith* optimum kemudian dilanjutkan dengan menentukan matriks pembobot. Matriks pembobot yang digunakan adalah *fixed Gaussian dan fixed Bisquare Kernel*. Dengan menggunakan matriks pembobot *fixed Gaussian* diperoleh *bandwith* optimum sebesar 0.032 sedangkan dengan fungsi *fixed Bisquare*

*Kernel* diperoleh *bandwith* optimum sebesar 0.183. Ringkasan estimasi parameter model GWPR adalah sebagai berikut:

**Tabel 3.** Ringkasan Statistik Parameter GWPR dengan Pembobot *fixed Gaussian*

Parameter	Mean	Standar Deviasi	Min	Max	Range
$\beta_0$	6.9338	0.4524	7.3259	7.5434	0.2175
$\beta_1$	0.2461	0.1854	0.0887	0.7764	0.6877
$\beta_4$	0.1077	0.0886	-0.1809	0.1892	0.3700

**Tabel 4.** Ringkasan Statistik Parameter GWPR dengan Pembobot *fixed Bisquare*

Parameter	Mean	Standar Deviasi	Min	Max	Range
$\beta_0$	6.9144	0.4465	7.3610	7.4002	0.0393
$\beta_1$	0.1853	0.0546	0.1411	0.3441	0.2031
$\beta_4$	0.1455	0.0227	0.0919	0.1746	0.0827

Tabel 5 menunjukkan bahwa estimasi parameter model GWPR terbaik diperoleh dengan menggunakan pembobot *fixed gaussian* karena mempunyai deviance terkecil,  $R^2$  terbesar dan AIC terkecil. Oleh karena itu, model GWPR yang dipilih adalah model GWPR dengan pembobot *fixed gaussian*.

**Tabel 5.** Perbandingan Estimasi GWPR

Statistik	Pembobot	
	Gaussian*)	Bisquare
Bandwith	0.032	0.183
Deviance	624.962	1357.852
$R^2$	84.33%	65.96%
AIC	669.147	1369.384

Ket: \*) Model MGWR Terbaik

Pengujian kesesuaian model GWPR dilakukan dengan menggunakan selisih jumlah kuadrat residual model GWPR dan model regresi poisson. Model GWPR akan berbeda signifikan dengan model regresi poisson jika dapat menurunkan jumlah kuadrat residual secara signifikan.

**Tabel 6.** Uji Kesamaan Model Regresi Poisson dan GWPR

Model	Devians	Df	Deviance
Regresi Poisson	1662.425	13.000	127.659
GWPR(Gauss)	624.962	5.641	10.784
Selisih	1037.462	7.359	40.984

Berdasarkan Tabel 6 didapatkan nilai F hitung dengan menggunakan pembobot fungsi gauss yaitu 1,154. Dengan menggunakan tingkat signifikansi ( $\alpha$ ) sebesar 5% maka nilai  $F_{(0,05;13;5.64)} = 4.18$ . Maka diperoleh keputusan gagal tolak  $H_0$  karena F hitung kurang dari  $F_{(0,05;v1;v2)}$ . Sehingga diperoleh kesimpulan bahwa tidak ada perbedaan yang signifikan antara model GWPR dengan menggunakan pembobot fungsi kernel gauss dengan model regresi Poisson.

**Pengujian Parameter Model GWPR**

Pengujian parameter model dimaksudkan untuk mengetahui faktor-faktor yang berpengaruh terhadap jumlah kejadian diare disetiap kecamatan ( $u_i, v_i$ ). Berdasarkan Tabel 7 didapatkan nilai t hitung untuk semua parameter. Dengan menggunakan tingkat signifikansi ( $\alpha$ ) sebesar 5% maka nilai  $t_{(0,025;13)} = 2,16$ . Maka diperoleh ketiga parameter tersebut signifikan karena  $|t_{hit}| > t_{(0,025;13)}$ , sehingga model GWPR dengan menggunakan pembobot fungsi kernel gaussian yang dibentuk untuk jumlah kejadian diare di Kecamatan Semarang Tengah adalah :

$$\hat{\mu}_i = \exp(7.353 + 0.232Z_1 + 0.145Z_4)$$

Model diatas menjelaskan bahwa jumlah kejadian diare di Kecamatan Semarang Tengah tahun 2011 dipengaruhi oleh Jumlah fasilitas air minum terlindung dan jumlah tenaga medis yang tersedia.

**Tabel 7.** Hasil Estimasi Parameter Model GWPR *fixed Gaussian*

Kecamatan	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_4$
Smg Tengah	7.3531	0.2317	0.1447
Smg Utara	7.3697	0.3569	0.1113
Smg Timur	7.3318	0.1438	0.1588
Smg Selatan	7.3338	0.1323	0.1717
Smg Barat	7.3884	0.3731	0.1103
Gayamsari	7.3259	0.1073	0.1717

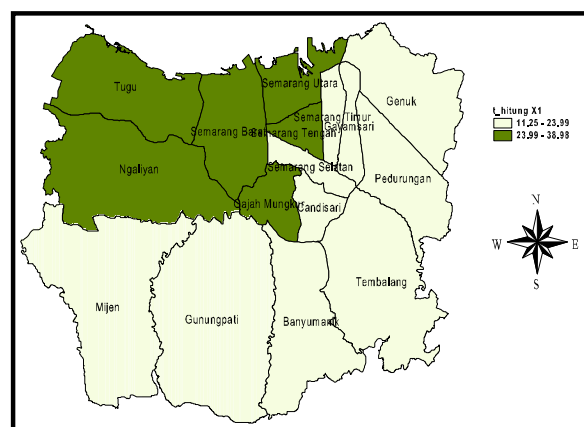
Candisari	7.3582	0.1286	0.1892
Gajahmungkur	7.3625	0.2145	0.1650
Pedurungan	7.3736	0.1097	0.1706
Tembung	7.3145	0.0887	0.1815
Banyuwangi	7.5201	0.1011	0.1467
Banjarsari	7.4897	0.1214	0.1547
Gunungpati	7.5434	0.7764	-0.1809
Mijen	7.3653	0.4775	0.0326
Ngalian	7.4168	0.4018	0.0719
Tugu	7.4273	0.4039	0.0681

Untuk mengetahui apakah masing-masing variabel mempunyai heterogenitas spasial terhadap kejadian diare di Kota Semarang dilakukan uji pengaruh faktor lokasi geografis terhadap setiap variabel. Hasil pengolahan dengan GWR4 diperoleh Tabel 8 berikut:

**Tabel 8.** Pengujian Variabilitas geografis pada setiap variabel

Parameter	Diff of deviance	Diff of DOF	DIFF of Criterion
$\hat{\beta}_0$	-262.46	1.64897	-246.66
$\hat{\beta}_1$	-315.35	0.82306	-306.55
$\hat{\beta}_4$	-27.768	1.41622	-13.786

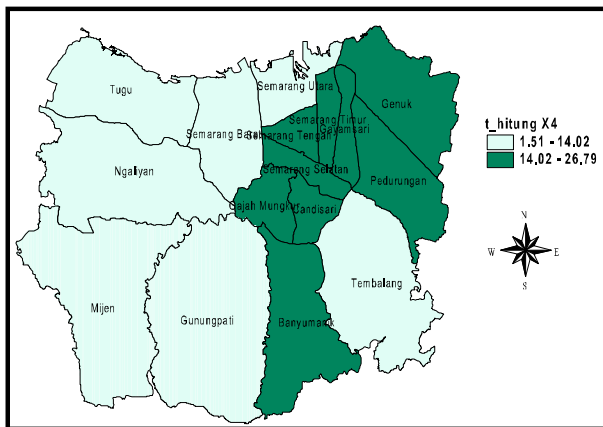
Tabel 8 menunjukkan bahwa semua variabel mempunyai kecenderungan bervariasi secara lokal terhadap setiap lokasi. Hal ini dikarenakan nilai kolom **DIFF of Criterion** bernilai negatif.



**Gambar 2.** Peta Sebaran Kecamatan Berdasarkan Nilai Statistik t untuk Variabel X1 (Jumlah Sumber Air Minum Terlindungi)

**Peta Sebaran Tingkat Signifikansi Variabel Prediktor**

Pengetahuan tentang sebaran perbedaan tingkat signifikansi dapat diketahui dengan pemetaan kecamatan berdasarkan nilai statistik hitung untuk setiap variabel prediktor. Gambar 2 menunjukkan bahwa variabel X1 mempunyai tingkat signifikansi yang berbeda-beda untuk setiap kecamatan. Semarang bagian utara-barat, yaitu Kecamatan Tugu, Ngaliyan, Semarang Barat, Semarang Utara Semarang Tengah, dan Gajah Mungkur, mempunyai tingkat signifikansi yang lebih tinggi dibandingkan kecamatan yang lain. Gambar 3 menunjukkan bahwa variabel X4 mempunyai tingkat signifikansi yang berbeda-beda untuk setiap kecamatan. Semarang bagian timur, yaitu Kecamatan Genuk, Pedurungan, Semarang Timur, Gayamsari, Semarang Tengah, Semarang Selatan, Candisari, Gajah Mungkur, dan Banyumanik, mempunyai tingkat signifikansi yang lebih tinggi dibandingkan kecamatan yang lain.



**Gambar 3.** Peta Sebaran Kecamatan Berdasarkan Nilai Statistik t untuk Variabel X4 (Jumlah Tenaga Medis)

**Perbandingan Model**

Kriteria kebaikan model yang digunakan adalah dengan membandingkan nilai Deviance,  $R^2$ , AIC dari ketiga model tersebut. Model terbaik adalah model dengan nilai Deviance dan AIC terkecil serta  $R^2$  yang terbesar. Hasil yang diperoleh adalah sebagai berikut :

**Tabel 9.** Perbandingan Model GWPR dan Regresi Poisson

Statistik	GWPR		Regresi Poisson
	Gaussian*	Bisquare	
Deviance	624.962	1357.852	1662.425
$R^2$	84.33%	65.96%	58.32%
AIC	669.147	1369.384	1670.423

Ket: \*) Model Terbaik

Berdasarkan Tabel 9 diperoleh bahwa model GWPR dengan menggunakan pembobot fungsi kernel Gaussian lebih baik digunakan untuk pemodelan kejadian kasus diare di Kota Semarang tahun 2011 karena mempunyai nilai  $R^2$  terbesar dengan Deviance dan AIC yang terkecil..

**PENUTUP Kesimpulan**

Hasil Penelitian menunjukkan bahwa variabel yang berpengaruh secara lokal adalah variabel Jumlah fasilitas air minum yang terlindungi dan Jumlah tenaga medis yang tersedia. Model GWPR ini mempunyai tingkat ketepatan model sebesar 84,33%. Model GWPR lebih sesuai dibandingkan dengan model regresi poisson biasa karena memiliki R lebih besar dan memiliki deviance dan AIC yang lebih kecil.

**Saran**

Pemilihan matriks pembobot akan sangat mempengaruhi hasil analisis data. Penggunaan matriks bobot yang berbasis lokasi geografis (pendekatan titik) dirasa kurang tepat karena titik-titik lokasi tersebut mewakili wilayah kecamatan yang cenderung luas. Oleh karena itu disarankan untuk menggunakan pembobot persinggungan untuk mengidentifikasi pola spasial pada kasus seperti ini.

**DAFTAR PUSTAKA**

[1] Direktorat Jendral PPM dan PL, 2005, Faktor-faktor Penyebab Timbulnya Diare, [www.google.co.id](http://www.google.co.id) [20 Juni 2012].  
 [2] Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Tengah, 2006, [www.google.co.id](http://www.google.co.id) [19 Juni 2012].

- [3] Nakaya, T., Fotheringham, A.S., Brunson, C. and Charlton, M., 2004, Geographically Weighted Poisson Regression for Disease Association Mapping, *Statistics in Medicine*, Volume 24 Issue 17, pages 2695-2717.
- [4] Hedayeghi, A., Shalaby, A. and Persaud, B., 2009, Development of Planning-Level Transportation Safety Tools Using Geographically Weighted Poisson Regression, National Academy of Sciences.
- [5] Aulele, N.S. and Purhadi, 2009, Geographically Weighted Poisson Regression Model, *Proceeding of IndoMS International Conference on Mathematics and Its Applications (IICMA) 2009*, 1041-1048. Yogyakarta, Indonesia.
- [6] Mood, A.M., Graybill, F.A. and Boes, D.C., 1974, *Introduction to The Theory of Statistics*, Third Edition, McGraw-Hill, Singapura.
- [7] Fotheringham, A.S., Brunson, C., and Charlton, M., 2002, *Geographically Weighted Regression the analysis of spatially varying relationships*. John Wiley & Sons, LTD. New York, U.S.
- [8] Dinas Kesehatan Kota Semarang, *Profil Kesehatan Kota Semarang 2011*. Semarang.