

Pemodelan dan Pemetaan Jumlah Kasus DBD di Kota Surabaya dengan *Geographically Weighted Negative Binomial Regression* (Gwnbr) dan *Flexibly Shaped Spatial Scan Statistic*

Urifah Hidayanti, I Nyoman Latra, dan Purhadi
 Jurusan Statistika, FMIPA, Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS)
 Jl. Arief Rahman Hakim, Surabaya 60111 Indonesia
e-mail: i_nyoman_l@statistika.its.ac.id, purhadi@statistika.its.ac.id

Abstrak— Menurut Laporan Profil Kesehatan Jawa Timur tahun 2013, angka kematian penderita DBD berada di atas target, yaitu mencapai 1,04 persen. Target Angka Bebas Jentik sebesar 95 persen, sedangkan realisasinya 86 persen. Dari 38 kabupaten atau kota yang ada di Jawa Timur, Kota Surabaya merupakan kota dengan jumlah kasus DBD tertinggi. Dalam penelitian ini dilakukan pemodelan jumlah kasus DBD di Surabaya dengan menggunakan metode *Geographically Weighted Binomial Negative Regression* (GWNBR) dan *Flexibly Shaped Spatial Scan Statistic* untuk mendeteksi kantong-kantong kasus DBD. Hasil penelitian dengan pembobotan *Bisquare Kernel* diperoleh 12 kelompok yang dikelompokkan berdasarkan variabel yang signifikan dimana faktor yang mempengaruhi di semua kecamatan adalah kepadatan penduduk, rasio dokter umum, dan rasio Puskesmas. Hasil *Flexibly Shaped Spatial Scan Statistic* menunjukkan bahwa terdapat tiga kantong DBD. Daerah paling rawan yaitu kecamatan Benowo yang memiliki nilai resiko relatif sebesar 2,340. Daerah rawan terdiri dari kecamatan Sukomanunggal, Tandes, Sambikerep, Genteng, Tegalsari, Tenggilis Mejoyo, Sawahan, Wonokromo, Karangpilang, Dukuh Pakis, Wiyung, Gayungan, Wonocolo, dan Jambangan dengan resiko relatif sebesar 1,688. Daerah terdiri dari kecamatan Simokerto, Gubeng, Tambaksari, Rungkut, Gunung Anyar, Sukolilo, dan Mulyorejo dengan nilai resiko relatif sebesar 1,308.

Kata Kunci— DBD, *Flexibly Shaped Spatial Scan Statistic*, GWNBR

I. PENDAHULUAN

DBD merupakan salah satu penyakit yang sampai saat ini masih menjadi masalah kesehatan masyarakat karena perjalanan penyakitnya cepat dan dapat menyebabkan kematian dalam waktu singkat. Penyakit ini disebabkan oleh virus *Dengue* yang penularannya melalui gigitan nyamuk *Aedes aegypti* betina. Nyamuk ini mempunyai kebiasaan menggigit pada saat pagi dan sore hari. Tempat perkembang biakannya di tempat penampungan air yang bersih [1].

Angka kematian atau *Case Fatality Rate* penderita DBD berada di atas target, yakni mencapai 1,04 persen. Ini menunjukkan bahwa perlu peningkatan diagnose dini dan tata laksana kasus DBD di rumah sakit serta sosialisasi tentang penyakit DBD perlu ditingkatkan. Target Angka Bebas Jentik tahun 2013 sebesar 95 persen, sedangkan realisasinya hanya

86 persen. Ini menunjukkan bahwa di sekitar rumah penduduk masih banyak ditemukan vektor penular DBD, sehingga penularan DBD masih terus saja terjadi [1]. Kota Surabaya merupakan kota dengan jumlah kasus DBD tertinggi di Jawa Timur. Jumlah kasus DBD tahun 2013 mengalami peningkatan lebih dari dua kali lipat dari tahun 2012 yaitu dari 1091 kasus menjadi 2.207 kasus. Sedangkan kasus meninggal pada pasien DBD sebanyak 19 orang [2].

Jumlah kasus DBD merupakan salah satu contoh data *count*, sehingga analisis yang dapat digunakan untuk mengetahui faktor-faktor yang mempengaruhi adalah regresi Poisson. Dalam analisis regresi Poisson, sering kali muncul fenomena overdispersi [3]. Salah satu metode yang digunakan dalam mengatasi overdispersi dalam regresi Poisson adalah regresi Binomial Negatif. Dengan memperhatikan aspek spasial (wilayah) maka digunakan metode *Geographically Weighted Negative Binomial Regression*, dimana setiap wilayah pasti memiliki kondisi geografis yang berbeda sehingga menyebabkan adanya perbedaan jumlah kasus DBD antara wilayah satu dengan wilayah yang lainnya sesuai dengan karakteristik wilayah tersebut dikaitkan dengan kondisi lingkungan dalam rumah tangga penduduk. Kasus DBD harus segera ditanggulangi sedini mungkin. Salah satu strategi penanggulangan DBD adalah dengan cara memetakan daerah yang merupakan kantong-kantong DBD atau *hotspot*. Salah satu metode yang digunakan untuk mendeteksi *hotspot* yaitu *Flexibly Shaped Spatial Scan Statistic*.

Penelitian ini dilakukan untuk mengidentifikasi faktor yang mempengaruhi kejadian DBD di Kota Surabaya dengan metode GWNBR, dan informasi mengenai lokasi atau kantong-kantong keberadaan DBD dengan *Flexibly Shaped Spatial Scan Statistic*, sehingga upaya pencegahan dan penanggulangan DBD dapat tepat sasaran dan berlangsung secara efektif dan efisien.

II. TINJAUAN PUSTAKA

A. DBD

DBD adalah penyakit yang disebabkan oleh virus *Dengue* dari genus *Flavivirus*, family *Flaviviridae* melalui gigitan nyamuk *Aedes aegypti* dan *Aedes albopictus*. Adapun nyamuk *Aedes aegypti* memiliki kemampuan terbang mencapai radius

100-200 meter. Oleh karena itu, jika di suatu lingkungan terkena kasus DBD, maka masyarakat yang berada pada radius tersebut harus waspada [1]. Nyamuk *Aedes aegypti* lebih menyukai tempat yang gelap, berbau, dan lembap. Tempat perindukan yang sering dipilih *Aedes aegypti* adalah kawasan yang padat dengan sanitasi yang kurang memadai, terutama digenangan air dalam rumah, seperti pot, vas bunga, bak mandi atau tempat penyimpanan air lainnya seperti tempayan, drum, atau ember plastik [4].

Faktor lingkungan memegang peranan penting dalam penularan penyakit, terutama lingkungan rumah yang tidak memenuhi syarat. Lingkungan rumah merupakan salah satu faktor yang memberikan pengaruh besar terhadap status kesehatan penghuninya [5]. Penyakit DBD sering terjadi di daerah tropis dan muncul pada musim penghujan. Kurangnya kesadaran manusia dalam menjaga kebersihan lingkungan juga merupakan hal yang berpengaruh terhadap penyakit DBD [6].

B. Multikolinieritas

Salah satu syarat yang harus dipenuhi dalam pembentukan model regresi dengan beberapa variabel prediktor adalah tidak ada kasus multikolinieritas. Pendeteksian kasus multikolinieritas dilakukan menggunakan kriteria nilai VIF. Jika nilai VIF (*Variance Inflation Factor*) lebih besar dari 10 menunjukkan adanya multikolinieritas antarvariabel prediktor. Nilai VIF dinyatakan sebagai berikut.

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

dengan R_k^2 adalah koefisien determinasi antara satu variabel prediktor dengan variabel prediktor lainnya [7].

C. Regresi Poisson

Regresi Poisson merupakan model regresi nonlinear yang sering digunakan untuk memodelkan data *count* [8]. Jika variabel random diskrit (y) merupakan distribusi Poisson dengan parameter μ maka fungsi probabilitas dari distribusi Poisson dapat dinyatakan sebagai berikut.

$$f(y, \mu) = \frac{e^{-\mu} \mu^y}{y!}; y = 0, 1, 2, \dots \tag{2}$$

Dengan μ merupakan rata-rata variabel respon yang berdistribusi Poisson dimana nilai rata-rata dan varian dari Y mempunyai nilai lebih dari 0. Persamaan model regresi Poisson dapat ditulis sebagai berikut.

$$\mu_i = \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i,1} + \beta_2 x_{i,2} + \dots + \beta_p x_{i,p}) \tag{3}$$

Dengan μ_i merupakan rata-rata jumlah kejadian yang terjadi dalam interval waktu tertentu.

Salah satu metode yang digunakan untuk mengestimasi parameter regresi Poisson adalah metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE). Fungsi log *likelihood* dirumuskan sebagai berikut.

$$\ln L(\beta) = - \sum_{i=1}^n e^{\mathbf{X}_i^T \beta} + \sum_{i=1}^n y_i \mathbf{X}_i^T \beta - \sum_{i=1}^n \ln(y_i!) \tag{4}$$

Pengujian signifikansi parameter regresi poisson terdiri dari uji serentak dan parsial. Uji signifikansi secara serentak

menggunakan *Maximum Likelihood Ratio Test* (MLRT) dengan hipotesis sebagai berikut [9].

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

$$H_1 : \text{minimal ada satu } \beta_k \neq 0; k = 1, 2, \dots, p$$

Statistik Uji :
$$D(\hat{\beta}) = -2 \ln \Lambda = -2 \ln \left(\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right) \tag{5}$$

$L(\hat{\omega})$ merupakan fungsi *likelihood* tanpa melibatkan variabel prediktor, sedangkan $L(\hat{\Omega})$ merupakan fungsi *likelihood* dengan melibatkan variabel prediktor. Tolak H_0 jika $D(\hat{\beta}) > \chi^2_{(\alpha, p)}$ yang berarti minimal ada satu parameter yang

berpengaruh secara signifikan. Kemudian dilakukan pengujian parameter secara parsial dengan hipotesis sebagai berikut.

$$H_0 : \beta_k = 0$$

$$H_1 : \beta_k \neq 0; k = 1, 2, \dots, p$$

Statistik Uji :
$$z_{hitung} = \frac{\hat{\beta}_k}{SE(\hat{\beta}_k)} \tag{6}$$

Tolak H_0 jika $|z_{hitung}| > z_{\alpha/2}$ dengan α merupakan tingkat signifikansi yang ditentukan.

Overdispersi merupakan nilai dispersi *pearson Chi-square* atau *deviance* yang dibagi dengan derajat bebasnya, diperoleh nilai lebih besar dari 1 [10].

D. Regresi Binomial Negatif

Model regresi Binomial Negatif mempunyai fungsi massa probabilitas sebagai berikut [11].

$$f(y, \mu, \theta) = \frac{\Gamma(y + 1 / \theta)}{\Gamma(1 / \theta) y!} \left(\frac{1}{1 + \theta \mu} \right)^{1 / \theta} \left(\frac{\theta \mu}{1 + \theta \mu} \right)^y$$

$$y = 0, 1, 2, \dots; \mu_i = \mathbf{X}_i^T \beta \tag{7}$$

Pada Persamaan (7) ini, kondisi overdispersi ditunjukkan dengan nilai $\theta > 1$. Estimasi model regresi Binomial Negatif dinyatakan sebagai berikut.

$$\mu_i = \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i,1} + \beta_2 x_{i,2} + \dots + \beta_p x_{i,p}) \tag{8}$$

Metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) digunakan untuk pendugaan parameter dalam regresi Binomial Negatif. Fungsi *Likelihood* dari regresi Binomial Negatif adalah sebagai berikut.

$$L(\beta, \theta) = \prod_{i=1}^n \frac{\Gamma(y_i + 1 / \theta)}{\Gamma(1 / \theta) \Gamma(y_i + 1)} \left(\frac{1}{1 + \theta \mu_i} \right)^{1 / \theta} \left(\frac{\theta \mu_i}{1 + \theta \mu_i} \right)^{y_i} \tag{9}$$

Pengujian signifikansi secara serentak untuk estimasi parameter model regresi Binomial Negatif dengan hipotesis sebagai berikut [12].

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

$$H_1 : \text{minimal ada satu } \beta_k \neq 0; k = 1, 2, \dots, p$$

Statistik Uji:

$$D(\hat{\beta}) = -2 \ln \Lambda = -2 \ln \left(\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right) \tag{10}$$

dimana $L(\hat{\omega})$ merupakan fungsi *likelihood* berdasarkan persamaan (9) tanpa melibatkan variabel prediktor, sedangkan $L(\hat{\Omega})$ merupakan fungsi *likelihood* dengan melibatkan variabel prediktor. Tolak H_0 jika statistik uji $D(\hat{\beta}) > \chi^2_{(\alpha, p)}$

Pengujian signifikansi secara parsial untuk mengetahui parameter mana saja yang memberikan pengaruh yang signifikan terhadap model dengan hipotesis sebagai berikut.

$H_0: \beta_k=0$
 $H_1: \beta_k \neq 0 ; k=1,2,\dots,p$
 Statistik Uji:

$$z_{hitung} = \frac{\hat{\beta}_k}{SE(\hat{\beta}_k)} \tag{11}$$

Tolak H_0 jika $|z_{hitung}| > z_{\alpha/2}$ dengan α merupakan tingkat signifikansi yang ditentukan. Tolak H_0 artinya bahwa parameter ke- k signifikan terhadap model regresi Binomial Negatif.

E. Pengujian Dependensi Spasial

Pengujian dependensi spasial dilakukan untuk melihat apakah pengamatan di suatu lokasi berpengaruh terhadap pengamatan di lokasi lain yang letaknya berdekatan. Pengujian dependensi spasial dilakukan menggunakan statistik uji Moran's I dengan hipotesis sebagai berikut [13].

$H_0 : I = 0$ (tidak terdapat dependensi spasial)

$H_1 : I \neq 0$ (terdapat dependensi spasial)

Statistik uji :

$$Z_{I_{hitung}} = \frac{\hat{I} - E(\hat{I})}{\sqrt{Var(\hat{I})}} \tag{12}$$

dengan

$$\hat{I} = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\left(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \right) \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \tag{13}$$

n = banyak pengamatan

\bar{y} = nilai rata rata dari y_i dari n lokasi

y_i = nilai pengamatan pada lokasi ke- i

y_j = nilai pengamatan pada lokasi ke- j

w_{ij} = elemen matriks pembobot spasial *queen contiguity*

Keputusan : Tolak H_0 jika nilai $|z_{hitung}| > z_{\alpha/2}$, yang berarti terdapat dependensi spasial dalam model.

F. Pengujian Heterogenitas Spasial

Pengujian heterogenitas spasial dilakukan untuk melihat apakah terdapat kekhasan pada setiap lokasi pengamatan, sehingga parameter regresi yang dihasilkan berbeda-beda secara spasial. Pengujian heterogenitas spasial dilakukan menggunakan statistik uji *Breusch-Pagan* (BP) dengan hipotesis sebagai berikut.

$H_0 : \sigma^2_1 = \sigma^2_2 = \dots = \sigma^2_n = \sigma^2$ (variansi antarlokasi sama)

$H_1 : \text{minimal ada satu } \sigma^2_i \neq \sigma^2$ (variansi antarlokasi berbeda)

Menggunakan statistik uji *Breusch-Pagan* (BP) adalah sebagai berikut.

$$BP = (1/2) \mathbf{f}^T \mathbf{Z} (\mathbf{Z}^T \mathbf{Z})^{-1} \mathbf{Z}^T \mathbf{f} \tag{14}$$

Tolak H_0 jika nilai $BP > \chi^2_{(\alpha,k)}$ atau $p\text{-value} < \alpha$ yang berarti terjadi heteroskedastisitas dalam model (variansi antarlokasi berbeda). Keragaman spasial yang terjadi pada

suatu pengamatan diperlukan matriks pembobot. Fungsi pembobot yang digunakan adalah *Adaptive Bisquare Kernel*.

G. GWNBR

Model GWNBR akan menghasilkan parameter lokal dengan masing-masing lokasi akan memiliki parameter yang berbeda-beda. Model GWNBR dapat dirumuskan sebagai berikut [14].

$$y_i \sim NB \left[\exp \left(\sum_{k=0}^p \beta_k (u_i, v_i) x_{ik} \right), \theta(u_i, v_i) \right], y_i = 1, 2, 3, \dots, n \tag{15}$$

Estimasi parameter model GWNBR menggunakan metode maksimum likelihood. Fungsi likelihood dapat dituliskan sebagai berikut.

$$L(\beta(u_i, v_i), \theta_i | y_i, x_i) = \prod_{i=1}^n \left(\prod_{r=0}^{y_i-1} \left(r + \frac{1}{\theta_i} \right) \right) \left(\frac{1}{y!} \right) \left(\frac{1}{1 + \theta_i \mu_i} \right)^{1/\theta_i} \left(\frac{\theta_i \mu_i}{1 + \theta_i \mu_i} \right)^{y_i} \tag{16}$$

Pengujian signifikansi parameter model GWNBR terdiri dari uji kesamaan model, serentak dan parsial. Uji kesamaan model GWNBR dengan NBR dilakukan dengan hipotesis sebagai berikut.

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

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

Statistik uji :

$$F_{hitung} = \frac{\text{Devians model A} / \frac{df_A}{df_B}}{\text{Devians model B} / \frac{df_B}{df_B}} \tag{17}$$

Model A adalah model Binomial Negatif dan model B adalah model GWNBR. Tolak H_0 jika $F_{hitung} > F_{(\alpha, df_A, df_B)}$ yang artinya bahwa ada perbedaan yang signifikan antara model Binomial Negatif dengan model GWNBR

Uji signifikansi secara serentak dengan menggunakan *Maximum Likelihood Ratio Test* (MLRT) dengan hipotesis sebagai berikut.

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

$H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \beta_k(u_i, v_i) \neq 0 ; k = 1, 2, \dots, p$

Statistik Uji:

$$D(\hat{\beta}) = -2 \ln \Lambda = -2 \ln \left(\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right) \tag{18}$$

dimana $L(\hat{\omega})$ merupakan fungsi *likelihood* berdasarkan persamaan (16) tanpa melibatkan variabel prediktor, sedangkan $L(\hat{\Omega})$ merupakan fungsi *likelihood* dengan melibatkan variabel prediktor. Tolak H_0 jika statistik uji $D(\hat{\beta}) > \chi^2_{(\alpha, p)}$

Pengujian signifikansi secara parsial untuk mengetahui parameter mana saja yang memberikan pengaruh yang signifikan terhadap variabel respon pada tiap-tiap lokasi dengan hipotesis sebagai berikut.

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

$H_1 : \beta_k(u_i, v_i) \neq 0 ; k=1,2,\dots,p$

Statistik uji:

$$z_{hitung} = \frac{\hat{\beta}_k(u_i, v_i)}{SE(\hat{\beta}_k(u_i, v_i))} \tag{19}$$

H_0 ditolak jika statistik uji $|z_{hitung}| > z_{\alpha/2}$. Tolak H_0 artinya bahwa parameter tersebut berpengaruh signifikan terhadap variabel respon di lokasi pada tiap lokasi [14].

H. Flexibly Shaped Spatial Scan Statistic

Spatial Scan Statistic merupakan salah satu metode statistik yang digunakan untuk mendeteksi *cluster* pada sebuah lokasi yang berupa titik maupun data agregat. Metode *Flexibly Spatial Scan Statistic* mempunyai *power* lebih tinggi daripada metode *Circular Spatial Scan Statistic* saat *cluster* yang dideteksi adalah *non-circular* dan fleksibel terhadap bentuk kantong yang dihasilkan sehingga tidak terbatas pada bentuk lingkaran saja [15].

III. METODOLOGI PENELITIAN

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder yang diperoleh melalui publikasi data profil kesehatan di Dinas Kesehatan Kota Surabaya, dan Badan Pusat Statistik (BPS) tahun 2013. Jumlah lokasi penelitian yang digunakan adalah sebanyak 31 kecamatan di Surabaya. Penjelasan masing-masing variabel adalah sebagai berikut.

1. Jumlah kasus DBD masing-masing kecamatan di Kota Surabaya tahun 2013 (X_1)
2. Persentase rumah/bangunan bebas jentik nyamuk *Aedes* (X_2)
3. Persentase rumah tangga miskin (X_3)
4. Presentase rumah tangga berperilaku hidup bersih dan sehat (PHBS) (X_4)
5. Kepadatan penduduk (X_5)
6. Persentase rumah sehat (X_6)
7. Rasio tenaga medis (dokter umum) (X_7)
8. Persentase rumah tangga yang memiliki tempat sampah sehat (X_8)
9. Rasio sarana kesehatan Puskesmas (X_8)

Langkah analisis yang dilakukan dalam penelitian ini yang didasarkan pada tujuan penelitian adalah sebagai berikut.

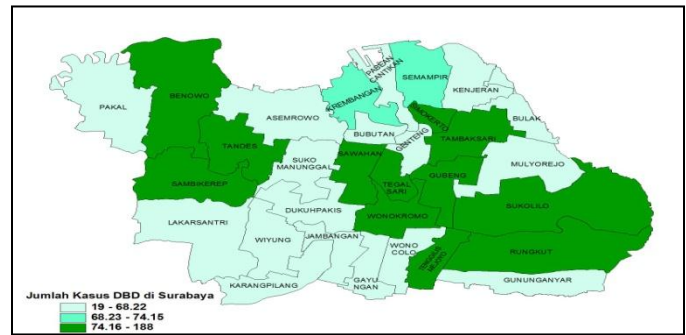
1. Mendeskripsikan karakteristik jumlah kasus DBD dan faktor-faktor yang mempengaruhinya di Kota Surabaya pada tahun 2013 menggunakan pemetaan wilayah untuk masing-masing variabel.
2. Pengujian kasus multikolinieritas berdasarkan kriteria korelasi dan VIF.
3. Menganalisis model regresi Poisson
4. Menganalisis model regresi Binomial Nrgatif
5. Pengujian aspek data spasial
6. Memodelkan GWNBR untuk kasus DBD di Kota Surabaya pada tahun 2013 dan memetakan wilayah berdasarkan variabel yang signifikan.
7. Mendeteksi kantong DBD tingkat kecamatan di Kota Surabaya dengan *Flexibly Shaped Spatial Scan Statistic*.

IV. ANALISIS DAN PEMBAHASAN

A. Karakteristik Jumlah Kasus DBD Tahun 2013 di Kota Surabaya

Jumlah kasus DBD di Surabaya tahun 2013 mengalami kenaikan hingga menjadi 2.207 kasus. Penemuan jumlah kasus DBD tertinggi terdapat di Kecamatan Sawahan, yaitu

sebanyak 188 kasus. Sedangkan penemuan jumlah kasus DBD terendah terdapat di Kecamatan Bulak, yaitu sebanyak 19 kasus.



Gambar 1. Peta Penyebaran Jumlah Kasus DBD di Surabaya Tahun 2013

Pada Gambar 1 dengan indikator warna hijau tua merupakan kecamatan dengan jumlah kasus DBD yang tinggi yaitu antara rentang 74,16 hingga 188 kasus yaitu kecamatan Tandes, Benowo, Sambikerep, Sawahan, Tegalsari, Wonokromo, Gubeng, Simokerto, Tambaksari, Sukolilo, Tenggilis Mejoyo, dan Rungkut.

B. Pemeriksaan Multikolinieritas

Berikut adalah salah satu cara mendeteksi multikolinieritas dengan kriteria korelasi dan VIF.

Tabel 1. Korelasi antar Variabel Prediktor

	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7
X_2	0,070						
X_3	0,001	-0,298					
X_4	-0,131	0,501	-0,045				
X_5	0,694	-0,217	0,130	-0,071			
X_6	0,051	-0,077	-0,216	-0,156	0,162		
X_7	-0,160	-0,042	0,038	0,176	-0,055	-0,005	
X_8	0,028	-0,049	-0,117	-0,168	0,097	0,830	-0,043

Tabel 2. Nilai VIF dari Variabel Prediktor

Variabel Prediktor	VIF	Variabel Prediktor	VIF
X_1	2,466	X_5	2,551
X_2	1,891	X_6	3,573
X_3	1,225	X_7	1,077
X_4	1,631	X_8	3,348

Tabel 1 dan 2 menunjukkan nilai koefisien korelasi kurang dari 0,95 dan VIF dari masing-masing variabel prediktor memiliki nilai VIF kurang dari 10, sehingga dapat disimpulkan bahwa tidak terdapat kasus multikolinieritas.

C. Regresi Poisson

Berikut ini merupakan estimasi parameter model regresi Poisson.

Tabel 3. Estimasi Parameter Model Regresi Poisson

Parameter	Estimate	Z Value	P Value
$\hat{\beta}_0$	2,8880	8,471	<2e-16*
$\hat{\beta}_1$	0,0138	3,003	0,00267*
$\hat{\beta}_2$	-0,0206	-3,826	0,00013*
$\hat{\beta}_3$	-0,0037	-2,318	0,02044*
$\hat{\beta}_4$	0,00003	8,309	<2e-16*
$\hat{\beta}_5$	0,00006	0,016	0,98720

$\hat{\beta}_6$	1,4500	2,982	0,00287*
$\hat{\beta}_7$	0,0048	3,269	0,00108*
$\hat{\beta}_8$	-0,7831	-4,690	2,73e-06*
Devians=313,36		Df=22	

*) signifikan dengan taraf nyata 15%

Tabel 3 menunjukkan nilai devians sebesar 313,36 dengan taraf signifikansi 15% didapatkan $\chi^2_{(8;0,15)}$ sebesar 12,027 yang berarti minimal ada satu variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Berdasarkan hasil pengujian secara individu dengan taraf signifikansi 15% didapatkan $z_{(0,15/2)}$ sebesar 1,44 yang artinya bahwa semua variabel prediktor dalam model secara individu memberikan pengaruh yang signifikan terhadap jumlah kasus DBD di Surabaya, kecuali variabel persentase rumah sehat. Sehingga didapatkan model regresi Poisson sebagai berikut.

$$\ln(\hat{\mu}) = 2,888 + 0,0138X_1 - 0,0206X_2 - 0,0037X_3 + 0,00003X_4 + 0,00006X_5 + 1,45X_6 + 0,0048X_7 - 0,7831X_8$$

D. Regresi Binomial Negatif

Berikut ini merupakan estimasi parameter model regresi Binomial Negatif.

Tabel 4.

Estimasi Parameter Model Regresi Binomial Negatif			
Parameter	Estimate	Z Value	P Value
$\hat{\beta}_0$	2,403	2,217	0,0267*
$\hat{\beta}_1$	0,0178	1,210	0,2263
$\hat{\beta}_2$	-0,0189	-1,089	0,2761
$\hat{\beta}_3$	-0,00249	-0,481	0,6303
$\hat{\beta}_4$	0,00003	2,513	0,0120*
$\hat{\beta}_5$	-0,00005	-0,044	0,9650
$\hat{\beta}_6$	1,176	0,791	0,4292
$\hat{\beta}_7$	0,0059	1,302	0,1928
$\hat{\beta}_8$	-0,7146	-1,516	0,1296*
Devians=31,699		Df=22	

*) signifikan dengan taraf nyata 15%

Tabel 4 menunjukkan nilai devians sebesar 31,699 dengan taraf signifikansi 15% didapatkan $\chi^2_{(8;0,15)}$ sebesar 12,027 yang artinya minimal ada satu variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Berdasarkan hasil pengujian secara individu hanya terdapat dua variabel prediktor yang signifikan, yaitu X_4 dan X_8 . Berikut ini merupakan model regresi Binomial Negatif.

$$\ln(\hat{\mu}) = 2,403 + 0,0178X_1 - 0,0178X_2 - 0,00249X_3 + 0,00003X_4 - 0,00005X_5 + 1,176X_6 + 0,0059X_7 - 0,7146X_8$$

E. Pengujian Aspek Data Spasial

Berdasarkan hasil pengujian heterogenitas diperoleh nilai statistik uji *Breusch-Pagan* sebesar 3,4027 dengan *p-value* 0,9066. Digunakan α sebesar 15% maka didapatkan $\chi^2_{(8;0,15)}$ sebesar 12,027. Sehingga didapatkan kesimpulan bahwa variansi antarlokasi sama atau tidak terdapat perbedaan

karakteristik antara satu titik pengamatan dengan titik pengamatan lainnya.

Berdasarkan hasil pengujian dependensi spasial diperoleh *p-value* sebesar 0,59 sehingga dengan taraf nyata 15% didapatkan kesimpulan bahwa tidak ada dependensi spasial yang artinya bahwa pengamatan suatu lokasi tidak bergantung pada pengamatan di lokasi lain yang letaknya berdekatan.

F. Pengujian Signifikansi Model GWNBR

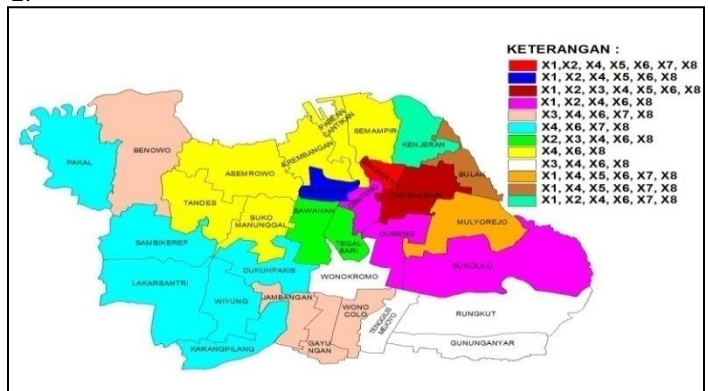
Berdasarkan hasil perhitungan didapatkan nilai devians model GWNBR sebesar 29,41986. Dengan taraf nyata 15% didapatkan $\chi^2_{(8;0,15)}$ sebesar 12,027 yang artinya minimal ada satu parameter model GWNBR yang signifikan berpengaruh.

Berdasarkan hasil pengujian didapatkan nilai Z_{hit} yang berbeda-beda tiap lokasi. Didapatkan hasil pengelompokan sebanyak 12 kelompok berdasarkan variabel yang signifikan. Variabel yang signifikan memberi pengaruh jumlah kasus DBD di semua wilayah adalah kepadatan penduduk (X_4), rasio dokter umum (X_6), rasio sarana kesehatan Puskesmas (X_8).

Tabel 5. Pengelompokan Kecamatan di Surabaya

No.	Kecamatan	Variabel yang Signifikan
1	Simokerto	$X_1, X_2, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8$
2	Tambaksari	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_8$
3	Bubutan	$X_1, X_2, X_4, X_5, X_6, X_8$
4	Mulyorejo	$X_1, X_3, X_4, X_5, X_6, X_8$
5	Bulak	$X_1, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8$
6	Kenjeran	$X_1, X_2, X_4, X_6, X_7, X_8$
7	Genteng, Gubeng	X_1, X_2, X_4, X_6, X_8
8	Tegalsari, Sawahan	X_2, X_3, X_4, X_6, X_8
9	Benowo, Gayungan, Wonocolo, Jambangan	X_3, X_4, X_6, X_7, X_8
10	Pakal, Lakarsantri, Sambikerep, Karang Pilang, Dukuh Pakis, Wiyung	X_4, X_6, X_7, X_8
11	Rungkut, Tenggilis Mejoyo, Gunung Anyar, Wonokromo	X_3, X_4, X_6, X_8
12	Sukomanunggal, Tandes, Asemrowo, Pabean Cantikan, Semampir, Krembangan, Sukolilo	X_4, X_6, X_8

Pengelompokan wilayah kecamatan di Kota Surabaya berdasarkan variabel yang signifikan disajikan dalam Gambar 2.



Gambar 2. Pengelompokan Kecamatan di Surabaya berdasarkan Variabel yang Signifikan

Sebagai contoh akan disajikan pengujian parameter pada lokasi penelitian yang ke-19 (u_{19}, v_{19}) yaitu Kec.Rungkut.

Tabel 6.
Pengujian Parameter Model GWNBR di Kec. Rungkut

Parameter	Estimate	Z Value
$\hat{\beta}_0$	2,40300	383360,4*
$\hat{\beta}_1$	0,03680	0,6771
$\hat{\beta}_2$	0,01515	0,1237
$\hat{\beta}_3$	-0,00811	-1,795*
$\hat{\beta}_4$	0,00002	449,37*
$\hat{\beta}_5$	-0,00560	-0,0396
$\hat{\beta}_6$	1,17600	35321,52*
$\hat{\beta}_7$	-0,00610	-0,1813
$\hat{\beta}_8$	-0,71470	-1905,52*

*) signifikan dengan taraf nyata 15%

Dengan taraf nyata 15% maka $z_{(0,15/2)}$ adalah 1,44 sehingga dapat diketahui variabel yang signifikan di kecamatan Rungkut adalah X_3, X_4, X_6 dan X_8 sehingga dapat dibentuk model sebagai berikut.

$$\ln(\hat{\mu}) = 2,403 + 0,0368X_1 + 0,01515X_2 - 0,00811X_3 + 0,00002X_4 - 0,0056X_5 + 1,176X_6 - 0,0061X_7 - 0,7147X_8$$

Berdasarkan model yang terbentuk di kecamatan Rungkut dapat disimpulkan bahwa setiap rumah tangga yang ber-PHBS (X_3) maka akan mengurangi rata-rata jumlah kasus DBD sebesar $\exp(0,00811) = 1,008 \approx 1$ kasus dengan asumsi variabel lain konstan. Hal ini sesuai dengan semakin banyak rumah tangga yang berperilaku hidup bersih dan sehat mencegah terjangkitnya DBD. Setiap penambahan penduduk 1 jiwa per km^2 maka akan menambah rata-rata jumlah kasus DBD sebesar $\exp(0,00002) = 1,00002 \approx 1$ kasus dengan asumsi variabel lain konstan. Hal ini sesuai karena DBD merupakan penyakit menular dan nyamuk *Aedes Aegypti* sangat menyukai tempat yang padat dan semakin padat penduduk, peluang lingkungan menjadi kumuh akan lebih besar. Setiap kenaikan satu satuan rasio sarana kesehatan Puskesmas maka akan mengurangi rata-rata jumlah kasus DBD sebesar $\exp(0,7147) = 2,044 \approx 2$ kasus dengan asumsi variabel lain konstan. Hal ini sesuai karena peranan puskesmas sangatlah penting, dengan adanya puskesmas, fasilitas kesehatan dapat dijangkau oleh berbagai kalangan masyarakat.

G. Pemilihan Model Terbaik

Pemilihan model terbaik dengan kriteria AIC adalah sebagai berikut.

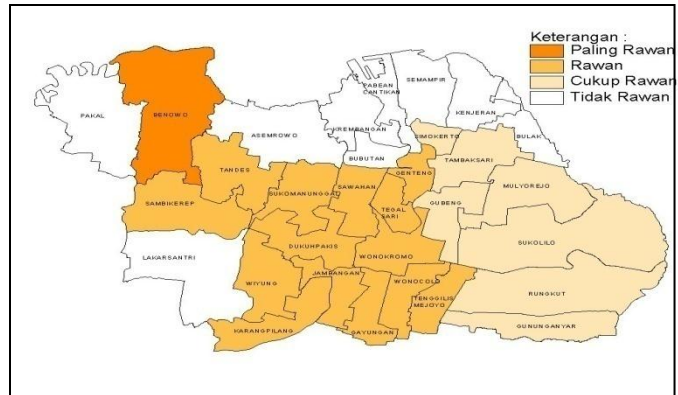
Tabel 7.
Pemilihan Model Terbaik

Model	AIC
Regresi Poisson	517,18
NBR	307,70
GWNBR	200,23

Tabel 7 menunjukkan bahwa model GWNBR memiliki nilai AIC paling kecil jika dibandingkan dengan regresi poisson dan NBR, sehingga dapat disimpulkan bahwa model GWNBR lebih baik dalam memodelkan jumlah kasus DBD masing-masing kecamatan di Kota Surabaya.

H. Pendeteksian Kantong DBD dengan Flexibly Shaped Spatial Scan Statistic

Berikut adalah hasil pendeteksian kantong DBD di Surabaya pengulangan sebanyak 9999.



Gambar 3. Peta Pendeteksian Kantong DBD di Surabaya

Tabel 8.
Hasil Deteksi Kantong DBD di Surabaya

Kantong DBD	Juml.Kec	Juml.Kasus	Resiko Relatif
1	14	1137	1,688
2	1	75	2,340
3	7	583	1,216

Kecamatan Benowo merupakan kecamatan yang paling rawan terkena DBD dimana kecamatan Benowo beresiko terkena DBD 2,34 kali lebih besar dibanding kecamatan lain. Sedangkan terdapat 9 kecamatan yang tergolong tidak rawan terkena DBD.

V. KESIMPULAN DAN SARAN

Hasil pemodelan GWNBR didapatkan 12 kelompok berdasarkan variabel-variabel yang signifikan. Faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kasus DBD di semua kecamatan adalah kepadatan penduduk, rasio dokter umum, dan rasio sarana kesehatan Puskesmas.

Hasil pendeteksian kantong DBD di Surabaya menunjukkan bahwa terbentuk tiga kantong DBD dimana 22 kecamatan termasuk dalam daerah rawan DBD. Kecamatan Benowo merupakan kecamatan yang paling rawan dimana Benowo beresiko terkena DBD 2,34 kali lebih besar dibanding kecamatan lain.

Saran untuk penelitian selanjutnya dapat dilakukan analisis *Mixed Geographically Weighted Negative Binomial Regression* dengan menambah variabel-variabel baru.

DAFTAR PUSTAKA

- [1] Dinas Kesehatan Kota Surabaya. *Profil Kesehatan Kota Surabaya Tahun 2013*. Surabaya : Dinas Kesehatan Kota Surabaya, 2014.
- [2] Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur. *Profil Kesehatan Provinsi Jawa Timur Tahun 2013*. Surabaya : Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur, 2014.
- [3] Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. *Regression Analysis of Count Data*. Cambridge: Cambridge University Press, 1998.
- [4] Tobing, TMDNL. *Pemodelan Kasus DBD (DBD) di Jawa Timur dengan Model Poisson dan Binomial Negatif*. Bogor : Thesis Institut Pertanian Bogor, 2011.
- [5] Notoatmodjo, S. *Ilmu Kesehatan Masyarakat, Prinsip-Prinsip Dasar*. Jakarta : Rineka Cipta, 2003.

- [6] Kristina, Isminah, Wulandari L. (2004). *Kajian Masalah Kesehatan*. [Online]. <http://www.litbang.depkes.go.id/maskes/052004/demamberdarahl>.
- [7] Hocking, R.R. *Method and Applications of Linier Models*. New York : John Wiley and Sons, Inc, 1996.
- [8] Agresti, A. *Categorical Data Analysis Second Edition*. New York : John Wiley & Sons, 2002.
- [9] Mc Cullagh, P. and Nelder, J.A. *Generalized Linear Models Second Edition*. London : Chapman & Hall, 1989.
- [10] Hardin, J. W., & Hilbe, J. M. *Generalized Linear Models and Extensions Second Edition*. Texas: Stata Press, 2007.
- [11] Greene, W. *Functional Forms for the Negative Binomial Model for Count Data, Foundation, and Trends in Econometrics*, 99, 585-590. New York : New York University, 2008.
- [12] Hosmer, David Watson and Lemeshow, Sticher. *Applied Logistic Regression*. New York : John Wiley and Sons Inc, 1995.
- [13] Anselin, L. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988.
- [14] Ricardo, A. and Carvalho, T.V.R. *Geographically Weighted Negative Binomial Regression-Incorporating Overdispersion*. Business Media New York : Springer Science, 2013.
- [15] Tango, T. dan Takahashi, k. *A Flexibly Shaped Spatal Scan Statistic For Detecting Clusters*. *International Journal of Health Geographics*. Volume 4:11, 2005.