

Pemetaan Jumlah Balita Gizi Buruk Di Kota Surabaya dengan GWNBR dan *Flexibly Shaped Spatial Scan Statistic*

Zuzun Miranti dan Puhadi

Jurusan Statistika, Fakultas MIPA, Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS)

Jl. Arief Rahman Hakim, Surabaya 60111 Indonesia

e-mail: purhadi@statistika.its.ac.id, zuzunmiranti@gmail.com

Abstrak—Gizi buruk merupakan salah satu permasalahan kesehatan di Indonesia yang banyak dialami oleh balita (anak di bawah usia lima tahun). Gizi buruk akan menjadikan masyarakat tidak sehat dan tidak cerdas. Anak kurang gizi akan menurunkan produktivitas pada usia dewasa sehingga menyebabkan rendahnya pendapatan. Pada tahun 2014 diketahui bahwa kota Surabaya memiliki kasus gizi buruk sebanyak 366 kasus yang menempati peringkat kelima di Jawa Timur. Dalam penelitian ini dilakukan identifikasi variabel yang signifikan di tiap kecamatan terhadap kasus balita gizi buruk di kota Surabaya dengan *Geographically Weighted Negative Binomial Regression* (GWNBR). Selain itu, *Flexibly Shaped Spatial Scan Statistic* digunakan untuk memetakan kecamatan di Kota Surabaya yang terdeteksi sebagai wilayah kantong balita gizi buruk agar dapat diketahui kecamatan mana yang menjadi prioritas dalam penanganan kasus balita gizi buruk. Pemetaan kecamatan berdasarkan variabel signifikan dengan fungsi pembobot kernel *Adaptive Bivariate* diperoleh dua kelompok. Hasil *Flexibly Shaped Spatial Scan Statistic* menunjukkan bahwa terdapat dua kantong balita gizi buruk. Daerah paling rawan yaitu kecamatan Pakal yang memiliki nilai resiko relatif sebesar 3,01362. Daerah dengan resiko terbesar kedua terdapat sembilan kecamatan dengan resiko relatif sebesar 1,63915.

Kata Kunci— *Flexibly Shaped Spatial Scan Statistic*, Gizi Buruk, GWNBR.

I. PENDAHULUAN

Salah satu permasalahan kesehatan di Indonesia adalah gizi buruk. Gizi buruk merupakan sebuah keadaan dimana seseorang mengalami kekurangan nutrisi atau kebutuhan nutrisi yang masih dibawah standar yang dialami oleh balita (anak di bawah usia balita lima tahun). Pada usia balita, anak-anak membutuhkan dukungan nutrisi yang lengkap untuk pertumbuhan dan perkembangan tubuh dan otak [1]. Pada tahun 2014 kota Surabaya memiliki kasus gizi buruk sebanyak 366 kasus menempati peringkat kelima di Jawa Timur. Balita yang menderita gizi buruk masih ditemukan di Kota Surabaya menjadikan Surabaya belum bebas sepenuhnya dari gizi buruk. Pemerintah Kota Surabaya selalu fokus menekan penderita gizi buruk agar menjadi contoh bagi daerah lain. Namun, program kesehatan dinilai tidak berjalan maksimal [2]. Berdasarkan permasalahan tersebut perlu diketahui indikator yang berhubungan dengan balita gizi buruk dan berpotensi dalam meningkatkan jumlah kasus balita gizi buruk.

Jumlah kasus balita gizi buruk merupakan data *count* atau jumlahan, maka analisis yang dapat digunakan

untuk mengetahui indikator kasus balita gizi buruk adalah regresi Poisson. Dalam analisis regresi Poisson, sering kali muncul kasus overdispersi. Salah satu metode yang digunakan dalam mengatasi overdispersi dalam regresi Poisson adalah regresi Binomial Negatif. Keragaman karakteristik antar kecamatan di Kota Surabaya menentukan kualitas kesehatan di kecamatan tersebut, sehingga diperlukan suatu metode pemodelan statistik yang memperhatikan faktor spasial yaitu *Geographically Weighted Negative Binomial Regression* (GWNBR). Selain mengetahui indikator kasus balita gizi buruk juga perlu mendeteksi kantong/*hotspot* kasus balita gizi buruk agar dapat diketahui kecamatan mana yang menjadi prioritas dalam penanganan kasus balita gizi buruk. Metode yang dapat digunakan untuk mendeteksi kantong kasus balita gizi buruk/*hotspot* adalah *Flexibly Shaped Spatial Scan Statistic*.

Berdasarkan uraian tersebut, tujuan penelitian ini adalah memetakan kecamatan di Kota Surabaya berdasarkan indikator kasus balita gizi buruk di Kota Surabaya dengan GWNBR dan memetakan kecamatan yang terdeteksi kantong balita gizi buruk dengan *Flexibly Shaped Spatial Scan Statistic* sehingga dapat dilakukan upaya pencegahan dan penanggulangan balita gizi buruk yang tepat sasaran.

II. TINJAUAN PUSTAKA

A. Statistika Deskriptif

Peran statistika deskriptif adalah untuk menggambarkan data dan membantu mengubah data menjadi informasi yang dapat digunakan. Contoh statistika deskriptif adalah rata-rata, standar deviasi, nilai maksimum dan nilai minimum. Selain itu, peta tematik juga merupakan salah satu bentuk penyajian statistika deskriptif. Peta tematik yaitu menggambarkan informasi dengan tema tertentu/khusus [3].

B. Chernoff Faces

Chernoff faces pertama kali diperkenalkan oleh Herman Chernoff tahun 1973, merupakan cara menampilkan data multivariat agar mudah dilihat dengan menggunakan karakteristik wajah kartun untuk merepresentasikan data [4].

C. Multikolinieritas

Pembentukan model regresi dengan beberapa variabel predictor, salah satu syaratnya tidak ada kasus multikolinieritas. Pendeteksian kasus multikolinieritas dilakukan menggunakan kriteria korelasi dan nilai VIF.

Jika nilai korelasi lebih dari 0,95 dan nilai VIF (*Variance Inflation Factor*) lebih besar dari 10 menunjukkan adanya multikolinieritas antar variabel prediktor. Nilai VIF dinyatakan sebagai berikut.

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2} \quad (1)$$

dengan R_j^2 adalah koefisien determinasi antara satu variabel prediktor dengan variabel prediktor lainnya [5].

D. Regresi Poisson

Regresi Poisson merupakan analisis regresi yang digunakan untuk memodelkan data *count* [6]. Jika variabel random diskrit (y) merupakan distribusi Poisson dengan parameter μ maka fungsi probabilitas dari distribusi Poisson dapat dinyatakan sebagai berikut.

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

Persamaan model regresi Poisson dapat ditulis sebagai berikut.

$$\mu_i = \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_p x_{ip}) \quad (3)$$

μ_i merupakan rata-rata jumlah kejadian yang terjadi dalam interval waktu tertentu. Estimasi parameter model regresi Poisson dilakukan dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE). Fungsi *likelihood* dirumuskan sebagai berikut.

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

Uji signifikansi secara serentak dengan hipotesis sebagai berikut.

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

$$H_1 : \text{minimal ada satu } \beta_j \neq 0, j = 1, 2, \dots, p$$

Statistik Uji :

$$D(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = -2 \ln \left(\frac{L(\hat{\boldsymbol{\omega}})}{L(\hat{\boldsymbol{\Omega}})} \right) \quad (5)$$

Tolak H_0 jika $D(\hat{\boldsymbol{\beta}}) > \chi_{(\alpha, p)}^2$ yang berarti minimal ada satu parameter yang berpengaruh secara signifikan. Kemudian dilakukan pengujian parameter secara parsial dengan hipotesis sebagai berikut.

$$H_0 : \beta_j = 0$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0, j = 1, 2, \dots, p$$

Statistik Uji :

$$Z = \frac{\hat{\beta}_j}{se(\hat{\beta}_j)} \quad (6)$$

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

Overdispersi dapat dideteksi dengan nilai dispersi *pearson Chi-square* atau *deviance* yang dibagi dengan derajat bebasnya, diperoleh nilai lebih besar dari 1 [7].

E. Regresi Binomial Negatif

Model regresi Binomial Negatif mempunyai fungsi massa probabilitas sebagai berikut [8].

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

$$y = 0, 1, 2, \dots, n; \mu = \exp(\mathbf{X}_i^T \boldsymbol{\beta}) \quad (7)$$

Estimasi model regresi Binomial Negatif dinyatakan sebagai berikut.

$$\mu_i = \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_p x_{ip}) \quad (8)$$

Estimasi parameter dari regresi binomial negatif digunakan metode Maksimum *Likelihood* dan *Newton Raphson*. Fungsi *Likelihood* dari regresi Binomial Negatif adalah sebagai berikut.

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

Pengujian signifikansi secara serentak untuk estimasi parameter model regresi Binomial Negatif menggunakan hipotesis sebagai berikut.

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

$$H_1 : \text{minimal ada satu } \beta_j \neq 0, j = 1, 2, \dots, p$$

Statistik Uji:

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

Tolak H_0 jika statistik uji $D(\hat{\boldsymbol{\beta}}) > \chi_{(\alpha, p)}^2$

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

$$H_0 : \beta_j = 0$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0, j = 1, 2, \dots, p$$

Statistik Uji:

$$Z = \frac{\hat{\beta}_j}{se(\hat{\beta}_j)} \quad (11)$$

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

F. 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 metode Moran's I dengan hipotesis sebagai berikut.

$$H_0 : I = 0 \quad (\text{tidak terdapat dependensi spasial})$$

$$H_1 : I \neq 0 \quad (\text{terdapat dependensi spasial})$$

Statistik uji :

$$Z_I = \frac{\hat{I} - E(\hat{I})}{\sqrt{\widehat{\text{Var}}(\hat{I})}} \quad (12)$$

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

G. Pengujian Heterogenitas Spasial

Pengujian heterogenitas spasial digunakan untuk melihat karakteristik di suatu lokasi pengamatan. Untuk melihat adanya heterogenitas spasial pada data dapat dilakukan pengujian *Breusch-Pagan*. Uji heterogenitas spasial dapat diuji dengan hipotesis sebagai berikut.

$$H_0 : \text{variansi antar lokasi sama}$$

$$H_1 : \text{variansi antar lokasi berbeda}$$

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

$$BP = (1/2) \mathbf{f}^T \mathbf{Z} (\mathbf{Z}^T \mathbf{Z})^{-1} \mathbf{Z}^T \mathbf{f} \quad (13)$$

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

H. GWNBR

Model GWNBR akan menghasilkan parameter lokal dengan masing-masing lokasi akan memiliki parameter yang berbeda-beda. Model GWNBR dapat dirumuskan sebagai berikut [9].

$$y_i \sim NB \left[\exp \left(\sum_{j=1}^p \beta_j(u_i, v_i) \right), \theta(u_i, v_i) \right], i = 1, 2, 3, \dots, n \quad (14)$$

$$j = 1, 2, \dots, p$$

Estimasi parameter model GWNBR menggunakan metode maksimum likelihood. Fungsi likelihood seabagai berikut [10].

$$L(\beta(u_i, v_i), \theta_i | y_i, x_i) = \prod_{i=1}^n \left(\prod_{r=0}^{y_i-1} \left(r + \frac{1}{\theta_i} \right) \right) \left(\frac{1}{y_i!} \right) \left(\frac{1}{1 + \theta_i \mu_i} \right)^{y_i} \left(\frac{\theta_i \mu_i}{1 + \theta_i \mu_i} \right)^{\theta_i} \quad (15)$$

Pengujian kesamaan model GWNBR dengan regresi Binomial Negatif dilakukan untuk melihat terdapat perbedaan yang signifikan atau tidak antara model GWNBR dengan regresi Binomial Negatif dengan hipotesis seabagai berikut.

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

$$H_1 : \beta_j(u_i, v_i) \neq \beta_j, j = 1, 2, 3, \dots, p; i = 1, 2, 3, \dots, n$$

Statistik uji :

$$F = \frac{\text{Devians Model A} / df_A}{\text{Devians Model B} / df_B} \quad (16)$$

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

Pengujian signifikansi parameter model GWNBR terdiri dari uji serentak dan parsial. Uji signifikansi secara serentak dengan *Maximum Likelihood Ratio Test* (MLRT) hipotesisnya seabagai berikut.

$$H_0 : \beta_1(u_i, v_i) = \beta_2(u_i, v_i) = \dots = \beta_p(u_i, v_i) = 0; i = 1, 2, 3, \dots, n$$

$$H_1 : \beta_j(u_i, v_i) \neq 0, j = 1, 2, 3, \dots, p$$

Statistik Uji:

$$D(\hat{\beta}) = 2(\ln L(\hat{\rho}) - \ln L(\hat{\omega})) \quad (17)$$

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 setiap lokasi dengan hipotesis seabagai berikut.

$$H_0 : \beta_j(u_i, v_i) = 0, j = 1, 2, 3, \dots, p; i = 1, 2, 3, \dots, n$$

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

Statistik uji:

$$Z = \frac{\hat{\beta}_j(u_i, v_i)}{se(\hat{\beta}_j(u_i, v_i))} \quad (18)$$

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

I. Matriks Pembobot Spasial

Bandwidth merupakan radius suatu lingkaran dengan pusat titik lokasi i , sehingga terdapat titik-titik lokasi yang berada dalam lingkaran tersebut, maka titik lokasi

tersebut dianggap memiliki pengaruh terhadap penaksiran koefisien regresi pada titik lokasi i . Metode yang digunakan untuk memilih *bandwidth* optimum yaitu CV dengan rumus seabagai berikut.

$$CV(b) = \sum_{i=1}^n (y_i - y_{\neq 1}(b))^2 \quad (19)$$

Proses penaksiran parameter model GWNBR di suatu titik (u_i, v_i) membutuhkan pembobot spasial dimana pembobot *Adaptive Bisquare* yang digunakan adalah seabagai berikut:

$$w_{iq} = \begin{cases} \left(1 - \left(\frac{d_{iq}}{b_i} \right)^2 \right)^2, & \text{untuk } d_{iq} \leq b_i \\ 0, & \text{untuk } d_{iq} \geq b_i \end{cases} \quad (20)$$

Dimana

d_{iq} = jarak *Euclidean* (d_{iq}) antara lokasi ke- i dan lokasi ke- q , dengan persamaan:

$$d_{iq} = \sqrt{(u_i - u_q)^2 + (v_i - v_q)^2} \quad (21)$$

J. Pemilihan Model Terbaik

Pemilihan model regresi terbaik menggunakan *Akaike Information Criterion* (AIC). AIC didefinisikan seabagai berikut.

$$AIC = -2 \ln L(\hat{\beta}) + 2K \quad (22)$$

Model terbaik memiliki nilai AIC terkecil.

K. 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 Shaped Spatial Scan Statistic* fleksibel terhadap bentuk kantong yang dihasilkan sehingga tidak terbatas pada bentuk lingkaran saja [10].

L. Gizi Buruk

KEP (Kurang Energi Protein) adalah suatu bentuk masalah gizi yang disebabkan oleh berbagai faktor, terutama faktor makanan yang tidak memenuhi kebutuhan anak akan energi dan protein serta karena infeksi, yang berdampak pada penurunan status gizi anak dari bergizi baik atau normal menjadi bergizi kurang atau buruk. Menurut UNICEF penyebab timbulnya gizi buruk pada balita ada dua yaitu penyebab langsung (makanan balita dan penyakit infeksi yang mungkin diderita anak) dan penyebab tidak langsung (ketahanan pangan di lingkungan keluarga, pola pengasuhan anak, serta pelayanan kesehatan dan kesehatan lingkungan) [11].

III. METODOLOGI PENELITIAN

A. Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder yang diperoleh melalui publikasi data Profil Kesehatan di Dinas Kesehatan dan BPS Kota Surabaya dengan unit penelitian sebanyak 31 kecamatan di Kota Surabaya.

B. Variabel Penelitian

Berikut variabel penelitian yang digunakan terdiri dari variabel respon dan predictor yang disajikan dalam Tabel 1.

TABEL 1. VARIABEL PENELITIAN

Variabel	Keterangan
Y	Jumlah balita gizi buruk di tiap kecamatan
X ₁	Persentase bayi yang lahir dengan Berat Badan Lahir Rendah (BBLR)
X ₂	Persentase bayi yang mendapat ASI eksklusif
X ₃	Persentase rumah tangga berpola hidup bersih dan sehat (PHBS)
X ₄	Persentase posyandu aktif
X ₅	Persentase ibu hamil yang mendapat tablet Fe3
X ₆	Persentase rumah tangga miskin

C. Variabel Penelitian

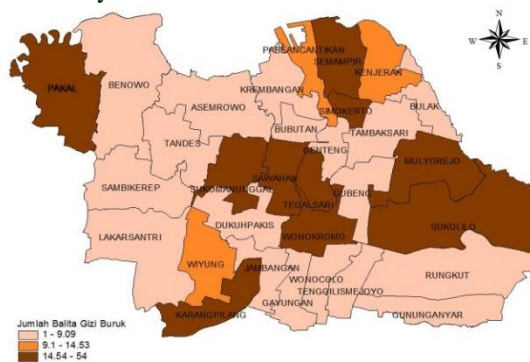
Langkah analisis yang dilakukan dalam penelitian ini yang didasarkan pada tujuan penelitian adalah sebagai berikut.

1. Mendeskripsikan karakteristik jumlah balita gizi buruk dan indikator yang mempengaruhinya menggunakan peta tematik dan *chernoff faces*.
2. Pengujian kasus multikolinieritas berdasarkan kriteria korelasi dan VIF.
3. Menganalisis model regresi Poisson
4. Menganalisis model regresi Binomial Negatif Melakukan pengujian aspek data spasial
5. Memodelkan dengan GWNBR dan memetakan wilayah berdasarkan variabel yang signifikan.
6. Mendeteksi kantong balita gizi buruk dengan *Flexibly Shaped Spatial Scan Statistic*.

IV. ANALISIS DAN PEMBAHASAN

A. Karakteristik Jumlah Balita Gizi Buruk Tahun 2014 di Kota Surabaya

Jumlah balita gizi buruk di Kota Surabaya tahun 2014 sebesar 366 kasus. Kecamatan Sukamonunggal merupakan kecamatan dengan jumlah balita gizi buruk tertinggi sebanyak 54 kasus sedangkan Kecamatan Benowo memiliki kasus terendah hanya 1 kasus. Berikut disajikan peta persebaran jumlah balita gizi buruk di Kota Surabaya.



Gambar 1. Persebaran Balita Gizi Buruk di Kota Surabaya Tahun 2014

Pada Gambar 1 dengan indikator warna coklat merupakan kecamatan dengan jumlah balita gizi buruk yang tinggi yaitu antara rentang 14,54-54 terdapat di 10 kecamatan..

B. Deskripsi Indikator Jumlah Balita Gizi Buruk dengan Chernoff Faces

Hasil *Chernoff faces* menunjukkan bahwa antara kecamatan satu dengan kecamatan yang lain memiliki kemiripan, terdapat 9 kelompok berdasarkan tampilan

chernoff faces. Sebagai contoh, kelompok 6 yaitu kecamatan Lakarsantri dan Rungkut. Dua kecamatan tersebut memiliki kemiripan tinggi wajah (X₁), lebar telinga (X₂), dan lebar mulut (X₅) seperti Gambar 2 sebagai berikut.



Gambar 2. Tampilan *Chernoff faces*

C. Pemeriksaan Multikolinieritas

Salah satu cara untuk mendeteksi adanya kasus multikolinieritas, yaitu dengan kriteria korelasi. Hasil nilai korelasi antar variabel predictor sebagai berikut.

TABEL 2 KORELASI ANTAR VARIABEL PREDIKTOR

	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅
X ₂	-0,174				
X ₃	-0,178	0,126			
X ₄	0,050	0,123	0,381		
X ₅	-0,315	0,396	0,326	0,210	
X ₆	0,225	-0,193	-0,178	-0,245	-0,464

Cara lain yang dapat dilakukan dengan melihat nilai VIF. Berikut ini disajikan nilai VIF.

TABEL 3. NILAI VIF DARI VARIABEL PREDIKTOR

Variabel	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₄	X ₆
VIF	1,172	1,196	1,29	1,263	1,621	1,333

Tabel 2 dan 3 menunjukkan nilai korelasi kurang dari 0,95 dan nilai VIF dari keenam variabel predictor memiliki nilai VIF kurang dari 10, sehingga dapat disimpulkan bahwa tidak terdapat kasus multikolinieritas.

D. Pemodelan Regresi Poisson

Berikut ini merupakan estimasi parameter model regresi Poisson yang disajikan dalam Tabel 4.

TABEL 4. ESTIMASI PARAMETER MODEL REGRESI POISSON

	Estimate	Z Value	P-Value
(Intercept)	4,122226	6,042	1,52x10 ⁻⁹
X ₁	-0,057599	-1,257	0,208794*
X ₂	0,033288	6,445	1,16x10 ⁻¹⁰ *
X ₃	-0,005060	-0,950	0,342192
X ₄	-0,009069	-3,766	0,000166 *
X ₅	-0,033310	-5,057	4,27x 10 ⁻⁷ *
X ₆	-0,004752	-0,845	0,397873
Deviance : 214,39		DF : 24	
AIC : 349,13			

*) signifikan dengan taraf nyata 21%

Berdasarkan Tabel 4 dapat diketahui bahwa tiga variabel predictor yang signifikan yaitu X₁, X₂, X₄, dan X₅ secara individu memberikan pengaruh yang signifikan terhadap jumlah balita gizi buruk di Kota Surabaya.

E. *Pemodelan Regresi Binomial Negatif*

Langkah awal dalam pemodelan regresi Binomial Negatif adalah menentukan nilai initial θ . Berdasarkan hasil *trial-error* initial theta didapatkan initial θ sebesar 1,45305 maka dilakukan pemodelan regresi Binomial Negatif dengan initial theta sebesar 1,45305.

TABEL 5. ESTIMASI PARAMETER MODEL REGRESI BINOMIAL NEGATIF

	Estimate	Z Value	P-Value
(Intercept)	5,302513	2,819	0,00951
X ₁	-0,087877	-0,755	0,45730
X ₂	0,035122	2,474	0,02082*
X ₃	-0,005156	-0,367	0,71689
X ₄	-0,006875	-0,946	0,35342
X ₅	-0,048060	-2,480	0,02056*
X ₆	-0,009419	-0,513	0,61243
Deviance : 24		DF : 24	
AIC : 220,1			

*) signifikan dengan taraf nyata 21%

Berdasarkan hasil pengujian serentak dengan taraf signifikansi 21% didapatkan $\chi^2_{(0,12;6)}$ sebesar 8,4036 yang artinya lebih kecil dari nilai *Deviance* (24) sehingga minimal ada satu variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Berdasarkan hasil pengujian secara individu hanya terdapat dua variabel prediktor yang signifikan, yaitu X₂ dan X₅. Berikut ini merupakan model regresi Binomial Negatif.

$$\hat{\mu} = \exp(5,3 - 0,087X_1 + 0,035X_2 - 0,005X_3 - 0,0069X_4 - 0,048X_5 - 0,009X_6)$$

F. *Pengujian Aspek Data Spasial*

Hasil pengujian heterogenitas diperoleh nilai statistik uji *Breusch-Pagan* sebesar 11,991 dengan *p-value* 0,06216. Digunakan α sebesar 21% maka didapatkan $\chi^2_{(0,12;6)}$ sebesar 8,4036. Kesimpulan yang didapatkan variansi antar lokasi berbeda. Selain itu, hasil pengujian dependensi spasial diperoleh *p-value* sebesar 0,27796 sehingga dengan taraf nyata 21% didapatkan kesimpulan bahwa tidak ada dependensi spasial.

G. *Pengujian Signifikansi Model GWNBR*

Pada pemodelan GWNBR dilakukan penambahan pembobotan spasial. Pada penelitian ini pembobot yang digunakan adalah salah satu dari empat fungsi kernel yang memiliki nilai AIC paling kecil. Berikut adalah nilai AIC dari empat fungsi kernel yang disajikan dalam Tabel 6.

TABEL 6. PERBANDINGAN NILAI AIC UNTUK EMPAT FUNGSI KERNEL

Fungsi Kernel	Adaptive Bisquare	Adaptive Gaussian	Fix Bisquare	Fix Gaussian
AIC	171,5486	171,8520	171,8620	172,0813

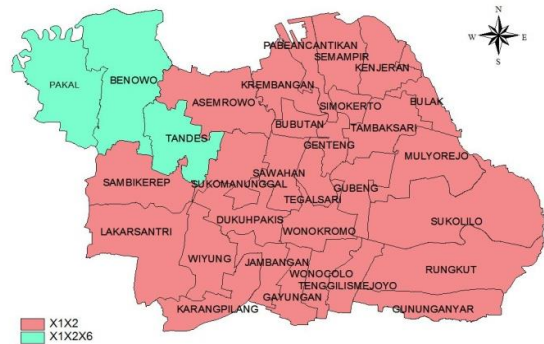
Berdasarkan Tabel 6 fungsi kernel yang digunakan adalah *Adaptive Bisquare* dengan nilai AIC paling kecil. Hasil perhitungan didapatkan nilai devians model GWNBR sebesar 31,85. Dengan taraf nyata 21% didapatkan $\chi^2_{(0,12;6)}$ sebesar 8,4036 yang artinya minimal ada satu parameter model GWNBR yang signifikan berpengaruh.

Berdasarkan hasil pengujian didapatkan nilai Z_{hit} yang berbeda-beda tiap lokasi. Didapatkan hasil pengelompokan sebanyak 2 kelompok berdasarkan variabel yang signifikan yang disajikan dalam Tabel 7.

TABEL 7. PENGELOMPOKKAN KABUPATEN/ KOTA DI JAWA BARAT

No.	Kecamatan	Variabel yang Signifikan
1	Sukomanunggal, Wiyung, Jambangan, Rungkut, Sukolilo, Gubeng, Tegal Sari, Genteng, Krembangan, Pabean Cantikan, Bulak, Dukuh Pakis, Wonokromo, Karang Pilang, Gayungan, Wonocolo, Tenggiling Mejoyo, Gunung Anyar, Sawahan, Bubutan, Asemrowo, Semampir, Kenjeran, Simokerto, Tambaksari, Mulyorejo	X ₁ X ₂
2	Tandes, Benowo, Pakal	X ₁ X ₂ X ₆

Pengelompokan wilayah kecamatan di Provinsi Jawa Timur berdasarkan variabel yang signifikan disajikan dalam Gambar 3.



Gambar 3. Pengelompokan Kecamatan di Kota Surabaya berdasarkan Variabel yang Signifikan

Sebagai contoh akan disajikan pengujian parameter pada Kecamatan Bulak pada Tabel 8 berikut.

TABEL 8. PENGUJIAN PARAMETER MODEL GWNBR DI KECAMATAN PAKAL

	Estimate	Z Hitung
(Intercept)	2,027823	0,390501
X ₁	-0,04795	16,79323*
X ₂	0,00690	-3,47198*
X ₃	-0,00117	0,417551
X ₄	-0,00324	-0,20156
X ₅	-0,00385	-0,14369
X ₆	0,003172	-0,27104

*) signifikan dengan taraf nyata 21%

Dengan taraf nyata 21% maka $z_{0,21/2}$ adalah 1,25 sehingga dapat diketahui variabel yang signifikan di Kecamatan Bulak adalah X₁ dan X₂ sehingga dapat dibentuk model sebagai berikut.

$$\hat{\mu} = \exp(2,027823 - 0,04795X_1 + 0,00690X_2 - 0,00117X_3 - 0,00324X_4 - 0,00385X_5 + 0,003172X_6)$$

H. *Pemilihan Model Terbaik*

Pemilihan model terbaik dengan kriteria AIC adalah sebagai berikut.

TABEL 9. PEMILIHAN MODEL TERBAIK BERDASARKAN AIC

Model	AIC
Regresi Poisson	349,13
Regresi Binomial Negatif	220,1
GWNBR	171,5486

Tabel 9 menunjukkan bahwa dari ketiga model tersebut, GWNBR memiliki nilai AIC paling kecil sehingga GWNBR lebih baik dalam memodelkan jumlah balita gizi buruk untuk tiap kecamatan di Kota Surabaya tahun 2014.

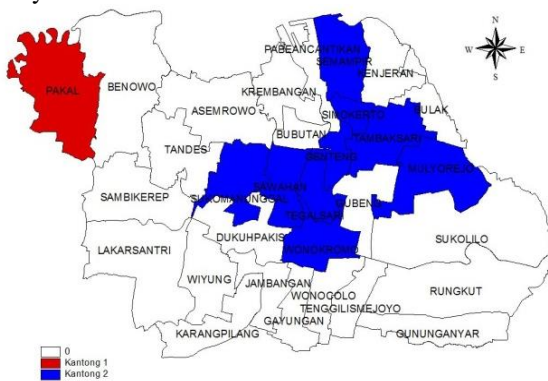
I. Pendeteksian Kantong Balita Gizi Buruk dengan Flexibly Shaped Spatial Scan Statistic

Hasil pendeteksian kantong balita gizi buruk di Kota Surabaya dengan data prediksi berdasarkan model GWNBR disajikan pada Tabel 10 berikut.

TABEL 10. HASIL DETEKSI KANTONG BALITA GIZI BURUK DI KOTA SURABAYA

Kantong Balita Gizi Buruk	Jumlah Kecamatan	Jarak Maks	Kasus Balita Gizi Buruk	Harapan	Resiko Relatif	P-value
1	1	0	40	13,2731	3,01362	0,0002
2	9	7,95904	194	79,4168	1,63915	0,0001

Pengujian tingkat signifikansi menggunakan teknik simulasi *Monte Carlo* dengan pengulangan sebanyak 99, 999 dan 9999. Berikut adalah hasil pendeteksian kantong balita gizi buruk di Kota Surabaya dengan pengulangan sebanyak 9999.



Gambar 3. Hasil Pendeteksian Kantong Balita Gizi Buruk di Kota Surabaya

Daerah berwarna merah yaitu Kecamatan Pakal, kecamatan tersebut tergolong daerah paling rawan gizi buruk. Kecamatan Pakal memiliki nilai resiko relatif untuk balita gizi buruk sebesar kali 3,01362 lebih tinggi dibandingkan kecamatan lain yang berada di luar kantong. Sedangkan daerah warna biru merupakan Kecamatan Sukomanunggal, Genteng, Tegalsari, Simokerto, Semampir, Tambak Sari, Mulyorejo, Sawahan, dan Wonokromo, kecamatan tersebut daerah rawan kedua terkena gizi buruk pada balita dilihat dari nilai resiko relatifnya sebesar 1,63915 kali lebih tinggi dibandingkan kecamatan lain yang berada di luar kantong. Kecamatan Sukomanunggal termasuk dalam kategori daerah rawan gizi buruk, hal ini sesuai karena daerah Sukomanunggal merupakan kecamatan dengan kasus gizi buruk pada balita tertinggi.

V. KESIMPULAN

Berdasarkan analisis dan pembahasan didapatkan kesimpulan bahwa dari enam variabel yang digunakan dalam pemodelan GWNBR dengan fungsi pembobot kernel *adaptive bisquare* hanya ada tiga variabel yang berpengaruh signifikan yaitu persentase bayi yang lahir dengan BBLR (X_1), persentase bayi yang mendapat ASI eksklusif (X_2) dan persentase rumah tangga miskin (X_3).

Pemetaan kecamatan berdasarkan variabel yang signifikan dari pemodelan GWNBR diperoleh dua kelompok yang setiap kelompoknya mempunyai anggota wilayah yang berdekatan yang menunjukkan terdapat kesamaan variabel yang mempengaruhi jumlah balita gizi buruk.

Hasil pendeteksian kantong balita gizi buruk di Kota Surabaya menunjukkan bahwa terbentuk dua kantong dimana kecamatan Pakal merupakan kantong satu sebagai daerah paling rawan terkena balita gizi buruk dengan resiko relatifnya sebesar 3,01362 kali dibanding kecamatan lainnya. Kantong kedua terdiri dari sembilan kecamatan yang letaknya berdekatan dengan resiko relatif 1,63915 kali lebih tinggi dibandingkan kecamatan lain yang berada di luar kantong.

Saran untuk penelitian selanjutnya terkait dengan balita gizi buruk diharapkan dapat menggunakan variabel yang signifikan yaitu bayi lahir dengan BBLR, bayi yang mendapat ASI eksklusif dan rumah tangga miskin. Serta dengan hasil pemetaan tersebut dapat digunakan sebagai bahan pertimbangan untuk penanganan balita gizi buruk di Kota Surabaya.

DAFTAR PUSTAKA

- [1] Sutomo, B., & Anggraini, D. (2010). *Menu Sehat Alami untuk Batita dan Balita*. Jakarta: PT Agro Media Pustaka,.
- [2] Beritajatim. (2016). *Surabaya Belum Bebas Kasus Gizi Buruk*. http://beritajatim.com/pendidikan_kesehatan/261786/surabaya_belum_bebas_kasus_gizi_buruk.html [diakses tanggal 19 Mei 2016].
- [3] Endarto, D., Sarwono, & Prihadi, S. Geografi. (2009). Jakarta: Pusat Perbukuan Departemen Pendidikan Nasional.
- [4] Morris, J. C., Ebert, D. S., & Rheingans, P. (2000). An Experimental Analysis of the Effectiveness of Features in Chernoff Faces. *SPIE Proceedings*, 3905.
- [5] Hocking, R.R. *Method and Applications of Linier Models*. New York : John Wiley and Sons, Inc, 1996.
- [6] Agresti, A. (2002). *Categorical Data Analysis Second Edition*. New York : John Wiley & Sons.
- [7] Famoye, F., Wulu, J., & Singh, K. (2004). On The Generalize Poisson Regression Model with an Application to Accident Data. *Journal of Data Science* 2, 287-295.
- [8] Greene, W. (2008). *Functional Forms for the Negative Binomial Model for Count Data, Foundation, and Trends in Econometrics*, 99, 585-590. New York : New York University.
- [9] Ricardo, A. and Carvalho, T.V.R. (2013). *Geographically Weighted Negative Binomial Regression-Incorporating Overdispersion*. Business Media New York : Springer Science.
- [10] Tango, T., & Takahashi, K. (2005). A Flexibly Shaped spatial Scan Statistic For Detecting Clusters. *International Journal of Health Geographics*, 4, 11.
- [11] Soekirman. (2000). *Ilmu gizi dan Aplikasinya Untuk Keluarga dan Masyarakat*. Jakarta: Ditjen DIKTI-DEPDIKNAS.