

Pemodelan Jumlah Kasus Penyakit Tetanus Neonatorum di Jawa Timur Tahun 2012 dengan *Geographically Weighted Zero-Inflated Poisson Regression* (GWZIPR)

Ratih Kumala Puspa Nusantara, Purhadi
Jurusan Statistika, FMIPA, Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS)
Jalan Arief Rahman Hakim, Surabaya 60111
E-mail : purhadi@statistika.its.ac.id

Abstrak– Regresi Poisson adalah pemodelan pada data *count* yang berdistribusi Poisson. Banyaknya pelanggaran asumsi kesamaan *mean* dan variansi pada regresi Poisson dapat terjadi karena banyaknya nilai nol pada data. Salah satu metode untuk menganalisis banyaknya nilai nol (lebih dari 50%) pada data *count* adalah dengan regresi *Zero-Inflated Poisson* (ZIP) yang menghasilkan penaksir parameter bersifat global. Akan tetapi data spasial dari berbagai lokasi mewakili perbedaan kondisi di setiap lokasi. Hal itu dapat dipengaruhi oleh karakteristik masyarakat, kondisi geografis dan ekonomi sebagai gambaran adanya faktor spasial. Penelitian ini menjelaskan tentang faktor-faktor yang mempengaruhi penyakit Tetanus Neonatorum di seluruh kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur. Jawa Timur merupakan salah satu provinsi penyumbang kasus Tetanus Neonatorum terbanyak kedua di Indonesia. Metode yang digunakan adalah pengembangan dari regresi ZIP yang telah memperhitungkan faktor spasial yang disebut *Geographically Weighted Zero-Inflated Poisson* (GWZIPR). Pola persebaran data ini mengikuti distribusi Poisson dengan *mean* sebesar 0,76 dan proporsi nilai nol 76,31%. Penaksiran parameter model GWZIPR dilakukan dengan metode MLE dan diselesaikan menggunakan algoritma Ekspektasi-Maksimalisasi (EM). Pembobot fungsi yang digunakan adalah kernel *Adaptive Bisquare* menunjukkan bahwa semua parameter berpengaruh pada semua kabupaten/kota.

Kata kunci: *Geographically Weighted Zero-Inflated Poisson*, Maximum Likelihood Estimation, Tetanus.

I. PENDAHULUAN

Angka kematian ibu dan anak merupakan suatu indikator yang dapat memberikan gambaran mengenai dimensi derajat kesehatan yang dicapai pada pembangunan bidang kesehatan. Dalam Sistem Kesehatan Nasional, angka-angka tersebut dipakai untuk menilai derajat kesehatan yang akan dicapai pada tahun 2000 [1]. Eliminasi Tetanus Maternal dan Neonatal (TMN) merupakan salah satu tujuan dari program kebijaksanaan pembangunan kesehatan hingga ke tingkat dimana TMN tidak lagi menjadi masalah utama kesehatan masyarakat.[2]. Angka kematian neonatal di Indonesia adalah 19 per 1000 kelahiran hidup dan Tetanus Neonatorum merupakan salah satu penyebab utamanya, sehingga tetanus merupakan penyakit yang masih

menjadi masalah kesehatan di Indonesia. Banyaknya nilai nol (0) pada variabel respon melebihi 50% yang menyebabkan pelanggaran asumsi *equidispersion* pada distribusi Poisson. Metode untuk menganalisis dengan jumlah nol yang berlebihan adalah dengan regresi *Zero-Inflated Poisson* (ZIP).

Data yang diambil dari beberapa lokasi mewakili kondisi yang berbeda dari masing-masing lokasi. Hal ini dipengaruhi oleh karakteristik masyarakat, kondisi geografis dan perekonomian antara lokasi yang satu dengan lokasi yang lain[3]. Dengan adanya hal tersebut, maka dilakukan pengembangan metode pada regresi ZIP yang telah memperhitungkan faktor spasial, yaitu metode *Geographically Weighted Zero-Inflated Poisson Regression* (GWZIPR). Tujuan penelitian ini adalah mendapatkan model terbaik dan mendapatkan faktor yang mempengaruhi kasus penyakit Tetanus Neonatorum di tiap kabupaten dan kota di Jawa Timur menggunakan GWZIPR pada variabel respon dan prediktor yang diduga. Berdasarkan analisis GWZIPR dapat diketahui faktor apa saja yang berpengaruh terhadap kasus penyakit Tetanus Neonatorum di Provinsi Jawa Timur, hal tersebut menjadi masukan untuk Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur dalam pengambilan keputusan untuk program kesehatan selanjutnya.

II. TINJAUAN PUSTAKA

A. Regresi Poisson

Salah satu model statistika yang digunakan untuk menggambarkan hubungan paling tepat antara variabel respon Y dan variabel prediktor X dengan mengasumsikan variabel Y berdistribusi Poisson adalah regresi Poisson. Distribusi Poisson sering digunakan untuk kejadian-kejadian yang jarang terjadi. Variabel respon (Y) dapat dikatakan berdistribusi Poisson dengan parameter μ dengan $Y=1,2,\dots$ dimana nilai ekspektasi (*mean*) dan variansi dari Y yang berdistribusi Poisson adalah μ , dengan $\mu > 0$. Kondisi ini disebut pula dengan *equidispersion*. Karena nilai ekspektasi sama dengan variansi maka sembaran faktor akan berpengaruh terhadap lainnya, sehingga asumsi

homogenitas tidak harus dipenuhi pada data Poisson [4]-[7] menuliskan model regresi Poisson sebagai berikut.

$$\mu_i = \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}) \quad (1)$$

dengan:

μ_i :rata-rata jumlah peristiwa yang terjadi pada periode waktu tertentu

$\mathbf{x}_i$:vektor dari variabel prediktor, $\mathbf{x}_i^T = [1 \ x_{i1} \ x_{i2} \ \dots \ x_{ik}]$,

$\boldsymbol{\beta}$:vektor dari parameter regresi Poisson $\boldsymbol{\beta}^T = [\beta_0 \ \beta_1 \ \dots \ \beta_k]$

B. Regresi Zero-Inflated Poisson

Model regresi ZIP adalah salah satu alternatif metode untuk menganalisis data dengan banyak nilai nol yang terkandung pada variabel respon. Banyaknya nilai nol pada data dapat mengakibatkan pelanggaran pada asumsi kesamaan *mean* dan variansi pada distribusi Poisson. Untuk setiap pengamatan pada variabel respon, $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$ yang saling bebas. Fungsi probabilitas untuk Y_i adalah.

$$P(Y_i = y_i) = \begin{cases} \pi_i + (1 - \pi_i)e^{-\mu_i}, & \text{untuk } y_i = 0 \\ \frac{(1 - \pi_i)e^{-\mu_i} \mu_i^{y_i}}{y_i!}, & \text{untuk } y_i > 0 \end{cases}$$

$$\mu_i = e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}} \quad (2)$$

$$\pi_i = \frac{e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\gamma}}}{1 + e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\gamma}}} \text{ dan } (1 - \pi_i) = \frac{1}{1 + e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\gamma}}} \quad (3)$$

dimana,

$\boldsymbol{\beta}$: vektor dari parameter regresi yang akan ditaksir,

$\boldsymbol{\gamma}$: vektor dari parameter regresi yang akan ditaksir,

$\mathbf{X}$: matriks berukuran $n \times (k+1)$, yang berisi variabel-variabel prediktor berbeda yang berhubungan dengan peluang pada pengelompokan data yang bernilai 0 (*zero state*) $y_i = 0$ dan *mean* pada distribusi Poisson (*poisson state*) $y_i > 0$.

C.

eographically Weighted Zero-Inflated Poisson Regression

Penggunaan regresi ZIP juga menjadi masalah ketika diterapkan pada data *count* yang melibatkan faktor lokasi. Oleh karena itu, model *Geographically Weighted Zero-Inflated Regression* (GWZIPR) menjadi alternatif solusi dalam masalah tersebut. Model GWZIPR adalah suatu bentuk lokal dari model regresi ZIP yang akan menghasilkan penaksir parameter model bersifat lokal untuk setiap lokasi.

Untuk setiap pengamatan pada variabel respon diambil dari lokasi u_i, v_i yang berbeda yaitu $y_1, y_2, \dots, y_n$. Pada model GWZIPR variabel respon Y_i memiliki peluang berbeda untuk

$y_i = 0$ dan $y_i > 0$, yaitu.

$$P(Y_i = y_i) = \begin{cases} \pi_i + (1 - \pi_i)e^{-\mu_i}, & \text{untuk } y_i = 0 \\ \frac{(1 - \pi_i)e^{-\mu_i} \mu_i^{y_i}}{y_i!}, & \text{untuk } y_i > 0 \end{cases}$$

dengan

$$\mu_i = e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)} \quad (4)$$

$$\pi_i = \frac{e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\gamma}(u_i, v_i)}}{1 + e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\gamma}(u_i, v_i)}} \quad (5)$$

$\boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)$ dan $\boldsymbol{\gamma}(u_i, v_i)$ adalah vektor dari parameter regresi akan ditaksir terletak pada lokasi (u_i, v_i) , berukuran $(k+1) \times 1$. $\mathbf{X}$ adalah matriks yang berisi variabel variabel prediktor berbeda yang berhubungan dengan peluang pada *zero state* ($y_i > 0$), serta berukuran $n \times (k+1)$.

Keterlibatan faktor letak geografis dalam GWZIPR ditunjukan oleh adanya koordinat (u_i, v_i) . Faktor geografis merupakan faktor pembobot pada model GWZIPR yang menunjukan sifat lokal dari parameter dengan nilai yang berbeda-beda untuk setiap lokasi.

D.

spek Data Spasial

Pemodelan data spasial selalu melibatkan matriks bobot spasial. Sedangkan efek spasial pada data dapat berupa *error* yang saling berkorelasi (dependensi spasial) maupun keragaman (heterogenitas) spasial antar lokasi. Statistik Moran's I sering digunakan dalam autokorelasi spasial, yang juga merupakan ukuran korelasi antar pengamatan di lokasi yang satu dengan lokasi yang lain. Pengujian dependensi spasial menggunakan Moran's I dengan hipotesis.

$H_0 : \lambda = 0$ (tidak ada dependensi spasial)

$H_1 : \lambda \neq 0$ (ada dependensi spasial)

Statistik Uji :

$$Z_i = \frac{\hat{\lambda} - E(\hat{\lambda})}{\sqrt{Var(\hat{\lambda})}} \quad G \quad (6)$$

$$\hat{\lambda} = \frac{\mathbf{e}^T \mathbf{W} \mathbf{e}}{\mathbf{e}^T \mathbf{e}} \quad (7)$$

$\mathbf{e}$ = vektor residual pada regresi OLS

$\mathbf{W}$ = matriks pembobot spasial

Identifikasi adanya heterogenitas spasial dilakukan dengan menggunakan pengujian *Koenker-Basset*[8]. Hipotesis yang digunakan adalah.

H_0 : tidak terdapat heterogenitas

H_1 : terdapat heterogenitas

Statistik uji yang digunakan yaitu:

$$Z_{hit} = \frac{\hat{\gamma}_1}{se(\hat{\gamma}_1)} \quad (8)$$

Dengan $se(\hat{\gamma}_1) = \sqrt{\text{var}(\hat{\gamma}_1)}$. Tolak H_0 jika nilai $|Z_{hit}| > Z_{\alpha/2}$ atau $p\text{-value} < \alpha$. Jika keputusan yang diperoleh adalah gagal tolak H_0 maka dapat disimpulkan juga bahwa tidak terdapat heterogenitas. Besarnya pembobotan untuk model GWR di setiap lokasi dapat ditentukan dengan menggunakan fungsi kernel, fungsi pembobot dari fungsi kernel dapat ditulis sebagai berikut[9].

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

$$d_{ij} = \sqrt{(u_i - u_j)^2 + (v_i - v_j)^2} \quad (9)$$

Sementara h adalah parameter non negatif yang dikenal sebagai *bandwidth* atau parameter penghalus. Nilai *bandwidth* ditentukan dengan menggunakan prosedur *Cross Validation* (CV) seperti persamaan berikut[10].

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

$\hat{y}_{\neq i}(h)$ adalah nilai taksiran untuk y_i , dengan menghilangkan observasi pada titik i dari proses pengujian parameter. Pendekatan ini menguji model hanya dengan sampel yang dekat dengan i , tidak pada titik i itu sendiri. Nilai h yang optimal akan diperoleh pada nilai CV yang minimum.

E. Penyakit Tetanus

Tetanus adalah suatu toksemia akut yang disebabkan oleh eksotoksin yang dihasilkan oleh *Clostridium Tetani*, yang dapat larut (tetanospasmin). Biasanya toksin dihasilkan oleh bentuk vegetative organisme tersebut pada tempat terjadinya perlukaan selanjutnya diangkut serta difiksasi di dalam susunan syaraf pusat. Tetanus ini biasanya akut dan menimbulkan *paralitik spastic* yang disebabkan tetanospasmin. Tetanospasmin. Tetanus neonatorum terjadi pada neonates (bayi berusia 0-28 hari) dan menyerupai tetanus generalisata. Spora dari kuman *Clostridium Tetani* masuk melalui pintu masuk satu-satunya ke tubuh bayi baru lahir, yaitu tali pusat. Peristiwa tersebut dapat terjadi pada saat pemotongan tali pusat bayi ketika bayi lahir[11]. Tetanus juga merupakan salah satu penyakit paling beresiko menyebabkan kematian baru lahir.

III. METODOLOGI PENELITIAN

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder yang berasal dari Data Profil Kesehatan Provinsi Jawa Timur Tahun 2012. Langkah analisis yang dilakukan untuk mencapai tujuan dari penelitian ini adalah melakukan analisis

deskriptif, mendeteksi multikolinieritas antara variabel prediktor. Setelah terpenuhi syarat tidak terjadi multikolinieritas dilakukan pemodelan. Pemodelan pertama adalah regresi ZIP. Kemudian berlanjut ke pemodelan GWZIPR. Menaksir parameter dan menghitung devians lalu diinterpretasikan dan dilakukan penarikan kesimpulan. Variabel penelitian yang digunakan pada penelitian ini di tunjukkan oleh tabel 1.

Tabel 1.
Variabel Penelitian

Variabel	Keterangan
Y	Jumlah kasus Tetanus Neonatorum
X ₁	Persentase cakupan imunisasi TT2+ terhadap jumlah ibu hamil
X ₂	Persentase tenaga bidan terhadap jumlah bayi
X ₃	Persentase ibu bersalin ditolong tenaga kesehatan
X ₄	Persentase cakupan kunjungan neonatus lengkap terhadap jumlah bayi

IV. ANALISIS DAN PEMBAHASAN

A. Deskripsi Data Penelitian

Tabel 2 menunjukkan bahwa variabel prediktor memiliki nilai *mean* dan standar deviasi yang berbeda jauh dari variabel prediktor lainnya, yaitu variabel X₁ (% imunisasi TT2+ oleh ibu hamil) dan X₂ (% tenaga bidan). Nilai *mean* dari variabel X₁ relatif lebih kecil dibandingkan variabel prediktor yang lain, tetapi nilai standar deviasinya lumayan besar yang berarti terdapat cukup ketimpangan terhadap antusiasme imunisasi pada ibu hamil. Oleh karena itu seharusnya dilakukan upaya agar para wanita terutama wanita hamil untuk melakukan imunisasi antenatal sejak kandungan dini agar terhindar dari bakteri tetanus saat persalinan. Sama halnya dengan variabel X₂, nilai *mean* yang kecil menggambarkan masih sedikitnya jumlah tenaga bidan di Jawa Timur pada tahun 2012 baik pada puskesmas, rumah sakit dan sarana kesehatan lainnya dibandingkan dengan jumlah bayi yang ada. Nilai standar deviasi yang juga kecil menggambarkan kondisi yang tidak berbeda jauh terjadi di hampir setiap kabupaten/kota.

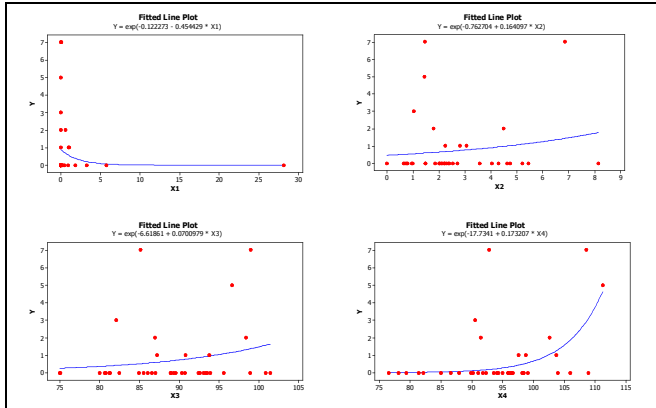
Tabel 2.
Statistika Deskriptif Variabel

Variabel	Rata-Rata	Standar Deviasi	Minimum	Maksimum
Y	0,76	1,80	0	7
X ₁	1,14*	4,63*	0*	28,1*
X ₂	2,63*	1,79*	0*	8,14*
X ₃	88,94*	6,79*	75,02*	101,41*
X ₄	94,24*	8,36*	76,59*	111,22*

*) satuan = persen (%)

B. Identifikasi Pola Hubungan Antar Variabel

Sebelum melakukan pemodelan terlebih dahulu dilakukan identifikasi pola hubungan antara variabel jumlah kasus Tetanus Neonatorum dengan faktor-faktor yang mempengaruhinya dengan menggunakan *scatterplot* dan koefisien korelasi antara variabel respon dan variabel prediktor.



Gambar 1. Pola Hubungan Variabel Prediktor dan Respon

Berdasarkan gambar 1 terlihat bahwa terdapat 1 variabel prediktor yang memiliki pola negatif terhadap (Y) yaitu presentase cakupan imunisasi TT2+ terhadap jumlah ibu hamil (X_1). Korelasi negatif ini berarti apabila terjadi kenaikan pada variabel X_1 maka akan berdampak pada penurunan jumlah kasus Tetanus Neonatorum. Korelasi yang positif terjadi antara variabel Y dengan Variabel persentase tenaga bidan terhadap bayi (X_2), persentase ibu bersalin ditolong tenaga kesehatan (X_3), dan persentase cakupan kunjungan neonatus lengkap (X_4). Hal ini berarti bahwa apabila terjadi penurunan terhadap variabel tersebut maka akan berdampak pada penurunan jumlah kasus Tetanus Neonatorum.

C. Uji Multikolinearitas

Nilai VIF untuk masing-masing variabel prediktor yang digunakan ditunjukkan pada tabel 3.

Tabel 3.

Nilai VIF Variabel Prediktor	
Variabel	VIF
X_1	1,153
X_2	1,040
X_3	3,956
X_4	4,099

Tabel 3 menunjukkan bahwa nilai VIF masing-masing variabel prediktor kurang dari 10. Hal itu mengindikasikan bahwa tidak ada multikolinieritas antara variabel prediktor.

D. Pemodelan Jumlah Tetanus dengan Regresi ZIP

Pemodelan dari jumlah kasus tetanus menunjukkan nilai G_{hit} tersebut adalah 56,20. Nilai tersebut dibandingkan dengan nilai $\chi^2_{(0,05;10)}$ yaitu 18,307. Ternyata nilai G_{hit} lebih besar dari nilai $\chi^2_{(0,05;10)}$ sehingga keputusan yang dihasilkan adalah tolak H_0 berarti terdapat variabel prediktor yang berpengaruh terhadap model.

Tabel 4.

Pengujian Koefisien Parameter Regresi ZIP Pada Jumlah Kasus Tetanus di Jawa Timur tahun 2012

Parame ter	Taksi Ran	Standar Error	Z	p-value
$\hat{\beta}_0$	-5,557	3,131	-1,774	0,076

$\hat{\beta}_1$	-1,628	0,681	-2,390	0,016*
$\hat{\beta}_2$	0,079	0,122	0,656	0,512
$\hat{\beta}_3$	0,060	0,057	1,042	0,297
$\hat{\beta}_4$	0,010	0,0626	0,168	0,866
$\hat{\gamma}_0$	6,062	12,063	0,503	0,615
$\hat{\gamma}_1$	-25,893	19,672	-1,316	0,188
$\hat{\gamma}_2$	-0,349	0,475	-0,734	0,462
$\hat{\gamma}_3$	1,2437	0,560	2,219	0,026*
$\hat{\gamma}_4$	-1,1977	0,550	-2,177	0,029*

Pemodelan jumlah kasus Tetanus Neonatorum dengan regresi ZIP pada Tabel 4 menunjukkan bahwa hanya X_1 yang signifikan pada model ln (parameter β). Sedangkan pada model logit (parameter γ), X_3 dan X_4 yang signifikan sehingga dapat dikatakan bahwa peluang tidak terjadi kasus tetanus ($y_i = 0$) dipengaruhi oleh dua variabel prediktor yang digunakan. Dibentuk model ln dan logit. Model regresi ZIP yang terbentuk adalah.

$$\ln(\hat{\mu}_i) = -5,557 - 1,628 X_1 + 0,079 X_2 + 0,06 X_3 + 0,01 X_4$$

$$\text{logit}(\hat{\pi}_i) = 6,06 - 25,89 X_1 - 0,349 X_2 + 1,243 X_3 - 1,197 X_4$$

Model ln pada menjelaskan bahwa setiap perubahan 1% persentase cakupan imunisasi TT2+ terhadap jumlah ibu hamil melibatkan rata-rata jumlah kasus Tetanus Neonatorum sebesar 0,196 kali dengan syarat semua variabel lain konstan. Hal ini terjadi karena saat hamil, kandungan sangat rentan sehingga membutuhkan imunisasi yang cukup. Sehingga saat proses persalinan, bayi dapat terlindungi dari bakteri Tetanus Neonatorum ini.

Model logit pada menjelaskan bahwa peluang tidak terjadi kasus Tetanus Neonatorum di setiap kabupaten/kota di Jawa Timur ($y_i = 0$) dipengaruhi oleh persentase ibu bersalin ditolong tenaga kesehatan dan persentase cakupan kunjungan neonatus lengkap. Berdasarkan kedua model diatas, diketahui bahwa variabel prediktor yang mempengaruhi *poisson state* adalah X_1 (cakupan imunisasi TT2+ terhadap jumlah ibu hamil) dan variabel prediktor yang mempengaruhi *zero state* adalah X_3 (cakupan kunjungan neonatus lengkap) dan X_4 (cakupan kunjungan neonatus lengkap).

E. Aspek Spasial

Hasil pengujian Moran's I pada menggunakan *software R* menunjukkan nilai *p-value* sebesar 0,482 yang menunjukkan *p-value* > α , sehingga gagal tolak H_0 . Yang artinya tidak ada dependensi spasial antar kabupaten/kota.

Hasil pengujian *Koenker-Basset* menggunakan *software R* menunjukkan koefisien parameter Tetanus Neonatorum sebesar 1,86 dengan *p-value* sebesar $1,36.10^{-4}$. Berdasarkan kriteria penolakan H_0 , diperoleh *p-value* < α , maka dapat disimpulkan bahwa tolak H_0 , yang berarti terdapat heterogenitas

atau perbedaan variansi antar kabupaten/kota dalam penelitian ini.

Berdasarkan hasil pengujian spasial yaitu tidak terjadi dependensi spasial tetapi terjadi heterogenitas spasial antar wilayah. Oleh karena itu, metode spasial titik *Geographically Weighted Zero-Inflated Poisson Regression* GWZIPR dapat dilakukan sebagai analisis.

F. Pemodelan Jumlah Tetanus dengan GWZIPR

Tahap awal dalam pembentukan model GWZIPR adalah dengan menetapkan lokasi pengamatan berdasarkan letak geografis lintang dan bujur setiap kabupaten/kota, yang akan digunakan untuk menentukan bandwidth optimum dengan metode CV, selanjutnya adalah menentukan matriks pembobot fungsi kernel *Adaptive Bisquare*.

Tabel 6.
Perbandingan Nilai Devians Regresi ZIP dan GWZIPR

Model	Devians	df	Devians/df	Fhit	Ftabel
GWZIPR	876,352	28	31,304	5,570	2,19
ZIP	56,20	10	5,620		

Berdasarkan tabel 6 dengan tingkat signifikansi $\alpha=0,05$, diperoleh $F_{hit} < F_{(0,05;10;28)}$ maka dapat disimpulkan tolak H_0 , yang berarti terdapat perbedaan antara model GWZIPR dengan regresi ZIP.

Dilakukan uji serentak parameter model GWZIPR, dengan hipotesis sebagai berikut

$$H_0 : \beta_1(u_i, v_i) = \dots = \beta_4(u_i, v_i) = 0$$

$$H_1 : \text{minimal ada satu } \beta_j(u_i, v_i) \neq 0$$

$$H_0 : \gamma_1(u_i, v_i) = \dots = \gamma_4(u_i, v_i) = 0$$

$$H_1 : \text{minimal ada satu } \gamma_j(u_i, v_i) \neq 0$$

dengan $i = 1, 2, \dots, 38$

Berdasarkan hasil pengujian serentak parameter model GWZIPR, diperoleh nilai devians (G) sebesar 876,352 dengan $df = 10$ dan nilai $\chi^2_{(0,05;10)} = 18,307$. Pada taraf signifikansi $\alpha=0,05$ diperoleh $G > \chi^2_{(0,05;10)}$, maka dapat disimpulkan bahwa tolak H_0 yang berarti model GWZIPR layak digunakan pada pemodelan.

Dilakukan pengujian parameter secara parsial pada salah satu kabupaten/kota di Jawa Timur yang memiliki variabel bersifat lokal yaitu Kabupaten Tuban dengan model GWZIPR. Hipotesis yang diberikan adalah.

$$H_0 : \beta_j(u_i, v_i) = 0 \quad H_0 : \gamma_j(u_i, v_i) = 0$$

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

Tabel 7.

Pengujian Koefisien Parameter GWZIPR pada Jumlah Kasus Tetanus di Kab. Tuban

Parameter	Taksiran	Standar error	Zhit
$\hat{\beta}_0$	0,168	22,594	0,007
$\hat{\beta}_1$	0,007	0,014	0,542
$\hat{\beta}_2$	0,184	0,066	2,776*
$\hat{\beta}_3$	-0,052	0,014	-3,675*

$\hat{\beta}_4$	0,034	0,015	2,353*
$\hat{\gamma}_0$	2,672	90,376	0,030
$\hat{\gamma}_1$	0,030	0,055	0,542
$\hat{\gamma}_2$	0,735	0,265	2,776*
$\hat{\gamma}_3$	-0,209	0,057	-3,675*
$\hat{\gamma}_4$	0,137	0,058	2,353*

$Z_{(0,05)}$ sebesar 1,644 dengan tingkat signifikansi = 0,05, karena nilai $|Z_{hitung}| > Z_{(0,05)}$, maka disimpulkan sebanyak 3 variabel (X_2 , X_3 , X_4) signifikan pada model. Bentuk model GWZIPR untuk Kabupaten Tuban dapat adalah.

$$\ln(\hat{\mu}_i) = 0,168 + 0,007 X_1 + 0,184 X_2 - 0,052 X_3 + 0,034 X_4$$

$$\text{logit}(\hat{\pi}_i) = 2,672 + 0,03 X_1 + 0,735 X_2 - 0,209 X_3 + 0,137 X_4$$

Model ln menjelaskan bahwa setiap perubahan 1% persentase tenaga bidan terhadap bayi melipatkan ln rata-rata jumlah kasus penyakit Tetanus Neonatorum sebanyak 0,184 kali, dan setiap perubahan 1% persentase cakupan kunjungan neonatus lengkap dapat meningkatkan jumlah kasus Tetanus Neonatorum sebesar 0,034. Hal ini tidak sesuai harapan, karena kedua variabel yang diharapkan mampu mengurangi jumlah kasus justru dapat melipatkan jumlah kasus, walaupun tergolong kecil. Perbedaan tanda terjadi diduga karena data yang digunakan hanya sebanyak 29 observasi sehingga model yang terbentuk kurang mampu menggambarkan apa yang diharapkan. Setiap perubahan 1% persentase ibu ditolong tenaga kesehatan menurunkan ln rata-rata kasus Tetanus Neonatorum sebesar 0,052.

Model logit menjelaskan bahwa peluang tidak terjadi kasus Tetanus Neonatorum di setiap kabupaten/kota di Jawa Timur ($y_i = 0$) dipengaruhi oleh tiga variabel prediktor yaitu persentase tenaga bidan terhadap bayi, persentase ibu bersalin ditolong tenaga kesehatan, dan persentase cakupan kunjungan neonatus lengkap. Setiap kabupaten/kota memiliki matriks pembobot yang berbeda, sehingga kabupaten/kota yang satu dapat memiliki variabel signifikan yang berbeda dengan kabupaten/kota yang lain. Keempat variabel prediktor menunjukkan hasil yang bersifat global. Selanjutnya ingin diketahui apakah perbedaan proporsi nilai nol dapat memberikan hasil yang berbeda terhadap signifikansi parameter di setiap kabupaten/kota.

Tabel 8.

Perbandingan Proporsi Nilai Nol pada Data

Proporsi Nilai Nol (%)	n	Devians (G)	Variabel Signifikan	
			Global	Lokal
76,31%	38	876,525	X_1, X_2, X_3, X_4	-
75,68%	37	872,268	-	X_1, X_2, X_3, X_4
75,00%	36	1825,407	-	X_1, X_2, X_3, X_4
74,29%	35	1089,918	X_1, X_2, X_3, X_4	-
72,73%	33	1458,993	X_1, X_2, X_3	X_4

Tabel 8 menunjukkan bahwa perbedaan proporsi nilai nol pada data memberikan hasil yang berbeda pula pada variabel-variabel yang signifikan di setiap kabupaten/kota. Pemodelan GWZIPR dengan proporsi nilai nol sebesar 75,68% memiliki nilai devians terkecil dibandingkan proporsi nilai nol yang lain. Model GWZIPR tersebut menghasilkan variabel prediktor signifikan yang berbeda di setiap kabupaten/kota.

Berdasarkan Tabel 8 diketahui bahwa dengan menggunakan pembobot fungsi kernel *Adaptive Bisquare*, terbentuk tiga kelompok kabupaten/kota dengan kelompok yang dijelaskan pada Lampiran 1.

Hasil yang diperoleh dari pemodelan GWZIPR dengan proporsi nilai nol yang berbeda, menunjukkan bahwa model GWZIPR dengan proporsi nilai nol 75,68% lebih baik dibandingkan model GWZIPR dengan proporsi nilai nol 76,31% karena lebih dapat menggambarkan heterogenitas spasial antar kabupaten/kota dan memiliki nilai devians yang lebih kecil. Meskipun terdapat heterogenitas pada data, tetapi data bersifat global. Hal ini diduga karena variabel prediktor yang digunakan merupakan indikator kesehatan yang masuk pada SPM (Standar Pelayanan Minimal) Kesehatan oleh pemerintah dan sudah mencapai target nasional.

IV. KESIMPULAN

Berdasarkan deskripsi variabel respon dan variabel prediktor yang diteliti dapat disimpulkan bahwa setiap wilayah memiliki karakteristik yang berbeda-beda untuk setiap variabel pengamatan. Pengujian Kesamaan model GWZIPR dan model regresi ZIP terdapat perbedaan. Pengujian serentak parameter model GWZIPR memberikan kesimpulan bahwa model GWZIPR layak digunakan pada kasus Tetanus Neonatorum.

Terbentuk tiga kelompok kabupaten/kota Pemodelan jumlah kasus penyakit Tetanus Neonatorum yang memiliki proporsi nilai nol 75,68% dengan GWZIPR menggunakan pembobot fungsi kernel *Adaptive Bisquare*. Kelompok. Terdapat satu kota yang tidak mempunyai variabel prediktor yang signifikan yaitu Kabupaten Lamongan.

Model GWZIPR jumlah kasus penyakit Tetanus Neonatorum memberikan kesimpulan bahwa peluang tidak terjadi kasus penyakit Tetanus Neonatorum di setiap kabupaten/kota di Jawa Timur ($y_i = 0$) dipengaruhi oleh presentase persentase tenaga bidan, persentase ibu bersalin ditolong tenaga kesehatan dan persentase cakupan kunjungan neonatus lengkap.

DAFTAR PUSTAKA

- [1] Budiarso, L. R. (1983). Sebab Kematian Bayi dan Anak Balita Survei Kesehatan Rumah Tangga 1980. *Buletin Penelitian Kesehatan*, Vol XI no 1.
- [2] [Kemenkes RI]. Kementerian Kesehatan Republik Indonesia (2012). *Eliminasi Tetanus Maternal dan Neonatal*. Jakarta: Jendela Data dan Informasi Kesehatan.
- [3] Amaliana, L., & Drs. Puhadi, M. (2014). *Model Geographically Weighted Zero Inflated Poisson Regression (Studi Kasus: Jumlah Kasus Penyakit Kaki Gajah (Filiaris) di Provinsi Jawa Timur tahun 2012)*. Surabaya: ITS press.
- [4] Cameron, A. C. (2005). *Microeconometrics, Methods and Applications*. New York: Cambridge University Press.
- [5] Greene. (2003). *Econometrics Analysis, 5th Edition*. New Jersey: Prentice Hall.
- [6] Khosghoftar, Gao, & Szabo. (2004). Comparing Software Fault Predictions of Pure and Zero-Inflated Poisson Regression Models. *International Journal of System Science*, Vol. 36, No. 11, hal.705-715.
- [7] Myers, M. V. (1990). *Generalized Linear Model with Applications in Engineering and Sciences, 2th Edition*. New Jersey: John Wiley & Sons.
- [8] Gujarati, D. N. (2004). *Basic Econometrics, 4th Edition*. New York: The McGraw-Hill Companies.
- [9] Propastin, M. K. (2008). Application of Geographically Weighted Regression to Investigate the Impact of Scale on Prediction Uncertainty by Modelling Relationship between Vegetation and Climate. *International Journal of Spatial Data Infrastructures Research* vol 3, 73-94
- [10] Fotheringham A S, C. M. (1997). Geographically Weighted Regression: a Natural Evolution of the Expansion Method for Spatial Data Analysis. *Environment and Planning A* 1998 vol 30, 1905-1927.
- [11] [Depkes RI]. Departemen Kesehatan Republik Indonesia. (1993). *Profil Kesehatan Indonesia*. Jakarta: Pusat Data dan Informasi.