

# Pemodelan dan Pemetaan Kasus *Pneumonia* di Kota Padang Tahun 2014 dengan *Geographically Weighted Negative Binomial Regression*

Reno Warni Diva Rahmitri dan Wiwiek Setya Winahju  
Jurusan Statistika, Fakultas MIPA, Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS)  
Jl. Arief Rahman Hakim, Surabaya 60111 Indonesia  
*e-mail*: wiwiek@statistika.its.ac.id

**Abstrak**—*Pneumonia* merupakan salah satu penyakit yang paling banyak menyebabkan kematian pada balita dan termasuk dalam penyakit menular. Penyakit menular tertinggi di Kota Padang pada tahun 2014 adalah kasus ISPA dengan 20,5% atau sekitar 1.850 kasus merupakan kasus *pneumonia*. Dalam penelitian ini dilakukan pemodelan jumlah kasus *pneumonia* dengan metode *Geographically Weighted Negative Binomial Regression* (GWNBR). Hasil pemodelan dengan menggunakan GWNBR diperoleh tidak terdapat perbedaan variabel yang signifikan tiap kecamatan di Kota Padang. Seluruh variabel memiliki pengaruh yang signifikan terhadap pemben-tukan model untuk masing-masing wilayah kecamatan di Kota Padang, variabel tersebut yaitu kepadatan penduduk, per-sentase rumah tangga berperilaku hidup bersih dan sehat, persentase ASI eksklusif, persentase balita gizi buruk dan kualitas udara

**Kata Kunci**— GWNBR, *Pneumonia*, Regresi Binomial Negatif.

## I. PENDAHULUAN

*Pneumonia* merupakan salah satu penyakit yang termasuk infeksi saluran pernapasan. *Pneumonia* yaitu terjadi per-a-dangan atau iritasi pada salah satu atau kedua paru yang disebabkan oleh infeksi. *Pneumonia* merupakan salah satu pe-nyakit yang paling banyak menyebabkan kematian pada balita dan termasuk dalam penyakit menular. *Pneumonia* dapat men-ular melalui udara. Di Indonesia jumlah kasus *pneumonia* sangat tinggi yaitu sekitar 6 juta kasus per tahun. Di Kota Padang kasus penyakit menular terbanyak pada tahun 2014 adalah kasus ISPA yaitu sebesar 41% yaitu sekitar 81.619 kasus. Sedangkan jumlah kasus *pneumonia* yang ditemukan pada balita yaitu 8.979 kasus [4]. Angka ini sangat besar yaitu dari seluruh kasus *pneumonia* di Sumatera Barat sekitar 67% kasus terjadi di Kota Padang. Balita penderita *pneumonia* yang ditemukan dan ditangani sebanyak 1.850 kasus atau sekitar 20,5%.

Jumlah kasus *pneumonia* merupakan data *count*, sehingga salah satu analisis yang dapat digunakan untuk mengetahui faktor berpengaruh adalah regresi Poisson. Pada kenya-taannyasering kali muncul overdispersi [2], sehingga metode regresi Poisson tidak cocok untuk kasus dengan adanya overdispersi. Salah satu metode yang digunakan unuk meng-atasi overdispersi dalam regresi Poisson adalah regresi bino-mial negatif. Dengan memperhatikan aspek spasial maka digunakan metode *geographically weighted negative binomial regression*

(GWNBR), dimana setiap wilayah memiliki karakteristik yang berbeda-beda sehingga menyebabkan ada-nya perbedaan kasus *pneumonia* antara wilayah yang satu dengan wilayah lainnya.

Berdasarkan uraian diatas, maka penelitian ini dilakukan pemodelan terhadap faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kasus *pneumonia* di Kota Padang dengan metode GWNBR.

## II. TINJAUAN PUSTAKA

### A. Regresi Poisson

Regresi Poisson merupakan metode yang digunakan dalam menganalisis data diskrit (*count*) [1]. Jika variabel Y ber-distribusi Poisson maka fungsi peluang dari distribusi Poisson dapat dinyatakan sebagai berikut.

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

Dengan  $\mu$  merupakan rata-rata variabel random Y yang berdistribusi Poisson dimana nilai rata-rata dan varians mem-punyai nilai lebih dari nol. Persamaan regresi Poisson dapat dinyatakan sebagai berikut.

$$\mu_i = \exp \left( \beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j x_{ij} \right) i=1, 2, \dots, n, j=1, 2, \dots, p \quad (2)$$

Penaksiran parameter dilakukan dengan menggunakan metode *maximum likelihood estimation* (MLE) yaitu dengan cara memaksimumkan fungsi *likelihood*. Fungsi *likelihood* di-rumuskan sebagai berikut.

$$\ln L(\beta) = - \sum_{i=1}^n e^{x_i^T \beta} + \sum_{i=1}^n y_i x_i^T \beta - \sum_{i=1}^n \ln(y_i!) \quad (3)$$

Pengujian signifikansi parameter terdiri dari uji serentak dan parsial yaitu menggunakan *Maximum Likelihood Ratio Test* (MLRT) dengan hipotesis sebagai berikut [10]

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

$H_1$  : paling sedikit ada satu  $\beta_j \neq 0$ ;  $j = 1, 2, \dots, p$   
dengan statistik uji sebagai berikut.

$$D(\hat{\beta}) = -2 \ln \left[ \frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right] = 2 \left[ \ln(L(\hat{\Omega})) - \ln(L(\hat{\omega})) \right] \quad (4)$$

Tolak  $H_0$  jika  $D(\hat{\beta}) > \chi_{(p, \alpha)}^2$  yang artinya bahwa minimal ada satu parameter yang berpengaruh secara signifikan. Dilan-jutkan dengan pengujian parameter secara parsial dengan hi-potesis sebagai berikut.

$$H_0 : \beta_j = 0$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0$$

dengan statistik uji

$$Z_{hitung} = \frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)} \tag{5}$$

Tolak  $H_0$  jika  $|Z_{hitung}| > Z_{\alpha/2}$  dengan  $\alpha$  merupakan tingkat signifikansi yang ditentukan. Tolak  $H_0$  berarti bahwa parameter ke- $j$  signifikan terhadap model regresi Poisson.

**B. Overdispersi**

Overdispersi adalah kondisi dimana nilai varians lebih besar dari nilai mean, yang artinya sifat equidispersion tidak terpenuhi. Overdispersi menyebabkan taksiran parameter mo-del menjadi bias dan tidak efisien. Selain itu, overdispersi menyebabkan tingkat kesalahan model semakin besar dan regresi Poisson menjadi tidak sesuai. Overdispersi merupakan nilai dispersi yang didapat dari nilai deviance yang dibagi dengan derajat bebasnya dari regresi Poisson, jika diperoleh nilai lebih besar dari 1 maka dapat dikatakan terjadi overdispersi [6].

**C. Regresi Binomial Negatif**

Model regresi binomial negatif mempunyai fungsi distribusi sebagai berikut.

$$f(y, \mu, \theta) = \frac{\Gamma(y+1/\theta)}{\Gamma(1/\theta)^{(y+1)}} \left(\frac{1}{1+\theta\mu}\right)^{1/\theta} \left(\frac{\theta\mu}{1+\theta\mu}\right)^y \tag{6}$$

Estimasi model regresi binomial negatif dinyatakan sebagai berikut.

$$\mu_i = \exp(\beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j x_{ij}) \tag{7}$$

Metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) digunakan untuk estimasi parameter, kemudian dilanjutkan dengan iterasi *Newton Raphson* dari turunan pertama fungsi log *likelihood* yang diturunkan terhadap  $\theta, \beta$  dan disamadengankan nol. Fungsi log *likelihood* dari regresi binomial negatif adalah sebagai berikut.

$$L(\beta, \theta) = \sum_{i=1}^n \{y_i (X_i \beta) + \left(\frac{1}{\theta}\right) \ln(1 - \exp(X_i \beta)) + \ln \Gamma(y_i + \frac{1}{\theta}) - \ln \Gamma(y_i + 1) - \ln \Gamma(\frac{1}{\theta})\} \tag{8}$$

Pengujian signifikansi secara serentak untuk estimasi parameter model regresi binomial negatif dengan hipotesis sebagai berikut.

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

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

Statistik Uji:

$$D(\hat{\beta}) = -2 \ln \Lambda = -2 \ln \left( \frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right) = 2(\ln L(\hat{\Omega}) - \ln L(\hat{\omega})) \tag{9}$$

Tolak  $H_0$  jika statistik uji  $D(\hat{\beta}) > \chi^2_{(\alpha;p)}$  berarti paling sedikit ada satu parameter berpengaruh secara signifikan terhadap model. Pengujian dilanjutkan dengan uji secara parsial dengan hipotesis sebagai berikut.

$$H_0 : \beta_j = 0$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0$$

Statistik Uji:

$$Z_{hitung} = \frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)} \tag{10}$$

Tolak  $H_0$  jika nilai  $|Z_{hitung}| > Z_{\alpha/2}$  yang berarti parameter ke- $j$  memberikan pengaruh yang signifikan terhadap model.

**D. Pengujian Heterogenitas Spasial**

Pengujian heterogenitas spasial digunakan untuk melihat perbedaan karakteristik antara satu titik pengamatan dengan titik pengamatan lainnya menyebabkan adanya heterogenitas spasial. Untuk melihat adanya heterogenitas spasial pada data dapat dilakukan pengujian *Breusch-Pagan* dengan hipotesis sebagai berikut.

$$H_0 : \sigma^2_1 = \sigma^2_2 = \dots = \sigma^2_n = \sigma^2 \text{ (variansi antar lokasi sama)}$$

$$H_1 : \text{Minimal adasatu } \sigma^2_i \neq \sigma^2, i=1, 2, \dots, n \text{ (variansi antar lokasi berbeda)}$$

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

$$BP = \left(\frac{1}{2}\right) f^T Z (Z^T Z)^{-1} Z^T f \tag{11}$$

dimana

$$e_i = y_i - \hat{y}_i$$

$$f = (f_1, f_2, \dots, f_n)^T \text{ dengan } f_i = \frac{e_i^2}{\hat{\sigma}^2} - 1$$

$$\hat{\sigma}^2 = n^{-1} \sum_{i=1}^n e_i^2$$

$e_i^2$  = kuadrat sisaan untuk pengamatan ke- $i$

$Z$  = matriks berukuran  $n \times (p+1)$  yang berisi vektor yang sudah di normal bakukan ( $z$ ) untuk setiap pengamatan.

Kriteria penolakan yaitu tolak  $H_0$  jika statistik uji  $BP > \chi^2_{(\alpha;p)}$  yang artinya adalah variansi antar lokasi berbeda.

**E. Pengujian Dependensi Spasial**

Pengujian dependensi spasial digunakan untuk melihat apakah pengamatan pada suatu lokasi bergantung pada lokasi pengamatan lain yang letaknya berdekatan. Statistik uji yang digunakan dalam autokorelasi spasial adalah Moran's I. Moran's I adalah ukuran hubungan antara pengamatan yang saling berdekatan [2]. Hipotesis yang digunakan sebagai berikut.

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

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

dengan statistik uji Moran's I sebagai berikut

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

Dimana

$$\hat{I} = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n W_{ik} (y_i - \bar{y})(y_k - \bar{y})}{\left( \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n W_{ik} \right) \sum (y_i - \bar{y})^2} \tag{13}$$

$n$  = banyak pengamatan

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

$y_i$  = nilai pengamatan pada lokasi ke- $i$

$y_k$  = nilai pengamatan pada lokasi ke- $k$

$w_{ik}$  = elemen matriks pembobot kernel *fixed Gaussian*

Kriteria penolakan yaitu tolak  $H_0$  jika nilai  $|Z_{I hit}| > Z_{\alpha/2}$  yang artinya terdapat dependensi spasial. Fungsi pembobot yang digunakan adalah fungsi kernel *fixed Gaussian*.

**F. GWNBR**

Model GWNBR merupakan pengembangan dari model regresi binomial negatif. Model GWNBR akan menghasilkan parameter lokal dengan masing-masing

lokasi akan memiliki parameter yang berbeda-beda. Model GWNBR dapat dirumuskan sebagai berikut [11].

$$y_i \sim NB \left[ \exp \left( \sum_{j=0}^p \beta_j (u_i, v_i) x_{ij} \right), \theta(u_i, v_i) \right] \quad (14)$$

Estimasi parameter model GWNBR menggunakan metode *maximum likelihood estimation*. Fungsi likelihood diturunkan terhadap  $\theta, \beta$  dan disamadengankan nol. Estimasi dilakukan dengan iterasi *Newton Raphson*.

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 sebagai berikut.

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

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

Statistik uji :

$$F_{hit} = \frac{\text{deviansModelA}/df_A}{\text{deviansModelB}/df_B} \quad (15)$$

Model A adalah model regresi binomial negatif dan model B adalah model GWNBR yang mengikuti distribusi F dengan derajat bebas  $df_A$  dan  $df_B$ . 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.

Uji signifikansi secara serentak dengan menggunakan *maximum likelihood ratio test* (MLRT) dengan hipotesis sebagai berikut.

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

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

Statistik Uji:

$$D(\hat{\beta}) = -2 \ln \left( \frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right) = 2(\ln L(\hat{\Omega}) - \ln L(\hat{\omega})) \quad (16)$$

Kriteria penolakan yaitu Tolak  $H_0$  jika statistik uji  $D(\hat{\beta}) \chi^2_{(\alpha,p)}$ . Kemudian dilakukan 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.

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

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

Statistik uji:

$$Z_{hitung} = \frac{\hat{\beta}_j(u_i, v_i)}{SE(\hat{\beta}_j(u_i, v_i))} \quad (17)$$

Kriteria penolakan adalah tolak  $H_0$  jika statistik uji  $|Z_{hitung}| > Z_{(\alpha/2)}$  yang berarti bahwa parameter  $j$  berpengaruh signifikan terhadap variabel respon pada lokasi ke- $i$

### G. Pneumonia

*Pneumonia* merupakan salah satu penyakit yang termasuk infeksi saluran pernapasan. *Pneumonia* yaitu terjadi peradangan atau iritasi pada salah satu atau kedua paru yang disebabkan oleh infeksi. Penyakit ini umumnya terjadi pada anak-anak dengan ciri-ciri adanya demam, batuk disertai nafas cepat atau sesak nafas. Secara etiologi, *pneumonia* dibedakan berdasarkan agen penyebab infeksi, baik itu bakteri, virus maupun parasit. Pada umumnya terjadi akibat adanya infeksi bakteri *pneumokokus* (*Streptococcus Pneumoniae*). Beberapa penelitian menemukan bahwa kuman ini menyebabkan

*pneu-moniahampir* pada semua kelompok umur dan paling banyak terjadi di negara-negara berkembang.

Kejadian *pneumonia* pada balita diperlihatkan dengan adanya ciri-ciri demam, batuk, pilek disertai sesak nafas dan trikan dinding dada bagian bawah kedalam, serta sianosis pada infeksi yang berat. Tarikan dinding bagian bawah kedalam terjadi karena gerakan paru yang mengurang atau *decreased lung compliance* akibat infeksi *pneumonia* yang berat. Faktor risiko yang meningkatkan kematian akibat *pneumonia* adalah umur, jenis kelamin, tingkat sosial ekonomi rendah, gizi kurang, berat badan lahir rendah, tingkat pendidikan ibu, tingkat jangkauan pelayanan kesehatan, kepadatan rumah dan polusi udara.

## III. METODOLOGI PENELITIAN

### A. Sumber Data

Sumber data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder mengenai penyakit *pneumonia* di Kota Padang pada tahun 2014 beserta faktor-faktor yang memengaruhinya yang diperoleh melalui data profil kesehatan di Dinas Kesehatan Kota Padang dan data demografi di Badan Pusat Statistik Provinsi Sumatera Barat. Jumlah lokasi penelitian yang digunakan adalah sebanyak 11 kecamatan.

### B. Variabel Penelitian

Variabel yang digunakan dalam penelitian sebagai berikut.

1. Jumlah kasus *pneumonia* di tiap kecamatan di Kota Padang ( $Y$ )
2. Kepadatan penduduk (jiwa/km<sup>2</sup>) ( $X_1$ )
3. Persentase rumah tangga yang berperilaku hidup bersih dan sehat ( $X_2$ )
4. Persentase bayi yang mendapat ASI eksklusif ( $X_3$ )
5. Persentase balita gizi buruk ( $X_4$ )
6. *Particulate matter* (PM10,  $\mu\text{gram}/\text{m}^3$ ) ( $X_5$ )

### C. Langkah Analisis

Langkah analisis untuk menyelesaikan permasalahan adalah sebagai berikut.

1. Mendeskripsikan karakteristik jumlah kasus *pneumonia* di Kota Padang pada tahun 2014 menggunakan pemetaan wilayah untuk masing-masing variabel.
2. Pemeriksaan multikolinearitas.
3. Menganalisis model regresi Poisson.
4. Pengujian overdispersi
5. Menganalisis model regresi binomial negatif
6. Pengujian aspek spasial.
7. Menganalisis model GWNBR
8. Menarik kesimpulan

## IV. ANALISIS DAN PEMBAHASAN

### A. Deskripsi Variabel Penelitian

Statistika deskriptif variabel penelitian yang digunakan ditunjukkan pada Tabel 1. Rata-rata kasus *pneumonia* di Kota Padang tahun 2014 sebanyak 817 kasus. Varians jumlah kasus *pneumonia* sangat besar yaitu 197366, dimana nilai varians lebih besar dibandingkan nilai rata-rata, data tersebut menunjukkan adanya overdispersi.

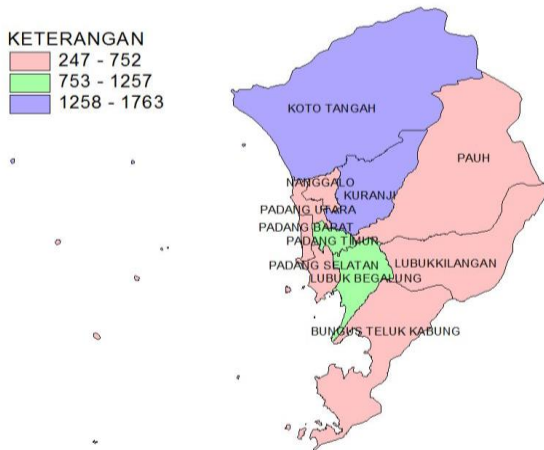
TABEL 1. STATISTIKA DESKRIPTIF VARIABEL PENELITIAN

Variabel	Rata-rata	Varians	Min	Maks
Jumlah kasus <i>pneumonia</i>	817	197366	247	1763

Kepadatan penduduk	4234	13020635	239	9789
Persentase rumah tangga ber-PHBS	67,825	8,938	62,823	74,238
Persentase pemberian ASI eksklusif	75,63	52,39	58,01	83,82
Persentase balita gizi buruk	12,28	53,62	3,29	30,21
Particulate matter (PM10)	213,1	22026	35,5	514,1

**B. Karakteristik Jumlah Kasus Pneumonia di Kota Padang Tahun 2014**

Pada tahun 2014 jumlah kasus pneumonia di Kota Padang sebanyak 8983 kasus dengan jumlah kasus tertinggi di Keca-matan Koto Tengah yaitu sebanyak 1763 kasus sedangkan kasus penumonia terendah di Kecamatan Bungus Teluk Ka-bung dengan 247 kasus.



**Gambar 1.** Persebaran Jumlah Pneumonia di Kota Padang

Gambar 1. menunjukkan persebaran jumlah kasus pneumonia di Kota Padang, dengan membentuk tiga kelompok yaitu rendah, sedang, dan tinggi. Dimanapersebaran wilayah tersebut lebih didominasi pada jumlah kasus pneumomia yang tergolong rendah dengan jumlah kasus antaa 247-752 kasus.

**C. Pemeriksaan Multikolinieritas**

Tabel 2. menunjukkan nilai VIF untuk setiap variabel prediktor.

**TABEL 2.** NILAI VIF DARI VARIABEL PREDIKTOR

Variabel	VIF
$X_1$	2,129
$X_2$	3,534
$X_3$	2,758
$X_4$	1,408
$X_5$	1,409

Masing-masing variabel prediktor bernilai kurang dari 10, maka dapat disimpulkan tidak ada kasus multikolinieritas. Sehingga dapat dilanjutkan ke pemodelan regresi Poisson, regresi binomial negatif dan GWNBR.

**D. Pemodelan Jumlah Kasus Pneumonia Menggunakan Regresi Poisson**

Berikut adalah hasil estimasi parameter model regresi Poisson.

**TABEL 3.** ESTIMASI PARAMETER MODEL REGRESI POISSON

Parameter	Estimasi	Standart Error	$Z_{hitung}$
$\beta_0$	6,808	0,3809	17,876
$\beta_1$	$-2,953 \times 10^{-5}$	$4,809 \times 10^{-6}$	-6,140

Parameter	Estimasi	Standart Error	$Z_{hitung}$
$\beta_2$	$3 \times 10^{-2}$	$7,31 \times 10^{-3}$	4,103
$\beta_3$	$-1,408 \times 10^{-2}$	$2,505 \times 10^{-3}$	-5,621
$\beta_4$	$-7,983 \times 10^{-2}$	$2,544 \times 10^{-3}$	-31,385
$\beta_5$	$-4,816 \times 10^{-4}$	$9,074 \times 10^{-5}$	-5,308
Devians	62,065		
AIC	166,61		

Tabel 3. menunjukkan nilai devians sebesar 62,065 dengan taraf signifikansi 10% nilai  $\chi^2_{(0,1;5)}$  sebesar 9,236. Hal ini berarti nilai devians lebih besar dibanding nilai  $\chi^2_{(0,1;5)}$ . Sehingga diperoleh kesimpulan bahwa tolak  $H_0$  yang artinya minimal ada satu variabel prediktor yang berpengaruh sig-nifikan terhadap variabel respon, sehingga perlu dilanjutkan pengujian secara parsial untuk melihat variabel mana yang berpengaruh signifikan terhadap model. Berdasarkan hasil pengujian secara parsial dengan taraf signifikansi 10% didapatkan nilai  $Z_{(0,05)}$  sebesar 1,645. Nilai  $Z_{hitung}$  yang dipe-roleh ditunjukkan pada Tabel 2, semua variabel memberikan pengaruh yang signifikan terhadap model, karena nilai  $Z_{hitung}$  lebih besar dibandingkan nilai  $Z_{(0,05)}$ . Sehingga model regresi Poisson yang diperoleh sebagai berikut.

$$\hat{\mu} = \exp(6,808 - 2,953 \times 10^{-5} X_1 + 3 \times 10^{-2} X_2 - 1,408 \times 10^{-2} X_3 - 7,983 \times 10^{-2} X_4 - 4,816 \times 10^{-2} X_5)$$

**E. Pemeriksaan Overdispersi**

Dikatakan overdispersi jika nilai devians dibagi dengan derajat bebasnya menghasilkan nilai lebih dari 1. Nilai devians yang diperoleh dari pemodelan regresi Poisson sebesar 62,065 dengan derajat bebas adalah 5, hasil nilai devians dibagi dengan derajat bebas sebesar 12,413, nilai tersebut lebih dari 1. Hal ini menunjukkan bahwa terjadi kasus overdispersi. Sehingga kasus overdispersi tersebut harus dia-tasi. Salah satu metode yang dapat mengatasi kasus over-dispersi yaitu menggunakan regresi binomial negatif.

**F. Pemodelan Jumlah Kasus Pneumonia Menggunakan Regresi Binomial Negatif**

Berikut adalah hasil estimasi parameter model regresi binomial negatif.

**TABEL 4.** ESTIMASI PARAMETER MODEL REGRESI BINOMIAL NEGATIF

Parameter	Estimasi	Standart Error	$Z_{hitung}$
$\beta_0$	6,759	0,9313	7,258
$\beta_1$	$-2,811 \times 10^{-5}$	$1,135 \times 10^{-5}$	-2,476
$\beta_2$	$3,398 \times 10^{-2}$	$1,758 \times 10^{-2}$	1,933
$\beta_3$	$-1,789 \times 10^{-2}$	$6,428 \times 10^{-3}$	-2,783
$\beta_4$	$-7,386 \times 10^{-2}$	$4,916 \times 10^{-3}$	15,024
$\beta_5$	$-5,037 \times 10^{-4}$	$2,244 \times 10^{-4}$	-2,245
Devians	10,86		
AIC	136,64		

Tabel 4. menunjukkan nilai devians sebesar 10,86 dengan taraf signifikansi 10% nilai  $\chi^2_{(0,1;5)}$  sebesar 9,236. Hal ini berarti nilai devians lebih besar dibanding nilai  $\chi^2_{(0,1;5)}$ . Sehingga diperoleh kesimpulan bahwa tolak  $H_0$  yang artinya minimal ada satu variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Pada pengujian secara serentak diperoleh hasil tolak  $H_0$ , sehingga perlu dilakukan pengujian secara parsial. Berdasarkan hasil pengujian secara parsial dengan taraf signifikansi 10% didapatkan nilai  $Z_{(0,05)}$  sebesar 1,645.

Nilai  $Z_{hitung}$  yang diperoleh ditunjukkan pada Tabel 4, seluruh nilai  $Z_{hitung}$  lebih besar dari nilai  $Z_{(0,05)}$  yang berarti semua variabel berpengaruh signifikan terhadap model. Sehingga model regresi binomial negatif yang diperoleh sebagai berikut.

$$\hat{\mu} = \exp(6,759 - 2,811 \times 10^{-5} X_1 + 3,398 \times 10^{-2} X_2 - 1,789 \times 10^{-2} X_3 - 7,386 \times 10^{-2} X_4 - 5,037 \times 10^{-2} X_5)$$

**G. Pengujian Aspek Spasial**

Berdasarkan hasil pengujian heterogenitas diperoleh nilai statistik uji *Breusch-Pagan* sebesar 4,0684 dengan *p-value* 0,5396, dengan jumlah parameter 5 dan digunakan  $\alpha$  se-besar 10% maka didapatkan  $\chi^2_{(0,1;5)}$  sebesar 9,236. Nilai  $BP > \chi^2_{(0,1;5)}$ , maka diambil keputusan gagal tolak  $H_0$  yang berarti variansi antarlokasi sama atau tidak terdapat perbedaan karakteristik antara satu lokasi titik pengamatan dengan titik pengamatan lainnya.

Berdasarkan hasil pengujian dengan matriks pembobot *fixed gaussian kernel*. Hasil perhitungan statistik uji diperoleh bahwa nilai  $Z_t$  adalah sebesar 2,267. Nilai ini lebih besar di-bandingkan nilai  $Z_{(0,05)}$  yaitu sebesar 1,645, sehingga dapat diputuskan tolak  $H_0$  yang berarti bahwa ada dependensi spasial atau pengamatan suatu lokasi bergantung pada pengamatan di lokasi lain yang letaknya berdekatan.

**H. Pemodelan Jumlah Kasus Pneumonia Menggunakan Geographically Weighted Negatif Binomial Regression**

Pengujian kesamaan model GWNBR dengan regresi binomial negatif dengan regresi binomial negatif. Nilai devians model regresi binomial negatif sebesar 10,86 dan nilai devians model GWNBR sebesar 10,39, didapatkan  $F_{hit}=1,045$ , dengan menggunakan taraf signifikansi 10% didapatkan  $F_{(0,1;5;5)}=3,45$  yang berarti gagal tolak  $H_0$ , dapat disimpulkan bahwa tidak terdapat perbedaan antara model regresi binomial negatif dengan model GWNBR. Pada penelitian ini dipilih model GWNBR sehingga dilanjutkan untuk pengujian parameter.

Berdasarkan hasil perhitungan didapatkan nilai devians model GWNBR sebesar 10,39 dengan taraf signifikansi 10% didapatkan  $\chi^2_{(0,1;5)}$  sebesar 9,236, nilai devians lebih besar dibandingkan nilai  $\chi^2_{(0,1;5)}$ , sehingga dapat diputuskan bahwa tolak  $H_0$ , berarti bahwa paling sedikit ada satu parameter model GWNBR yang berpengaruh signifikan, maka dilanjutkan dengan pengujian parameter secara parsial.

Berdasarkan hasil pengujian signifikansi parameter, diperoleh parameter yang signifikan untuk tiap kecamatan tidak berbeda. Seluruh parameter  $X_1, X_2, X_3, X_4,$  dan  $X_5$  memiliki pengaruh yang signifikan untuk tiap kecamatan di Kota Padang pada tingkat kepercayaan 10%. Sedangkan tingkat kepercayaan 5%, seluruh parameter memiliki pengaruh yang signifikan untuk tiap kecamatan di Kota Padang kecuali Kecamatan Koto Tengah, dimana parameter yang signifikan untuk Kecamatan Koto Tengah adalah  $X_1, X_2, X_3,$  dan  $X_4$ . Gambar 2. menunjukkan persebaran wilayah berdasarkan variabel yang signifikan, dimana variabel yang signifikan adalah  $X_1, X_2, X_3, X_4,$  dan  $X_5$ , variabel yang signifikan untuk masing-masing wilayah adalah sama pada taraf signifikansi 10%.

Pada taraf signifikans 10%, terdapat 2 kelompok wilayah berdasarkan variabel yang signifikan, dimana

kelompok 1 merupakan wilayah dengan variabel yang signifikan adalah  $X_1, X_2, X_3, X_4,$  dan  $X_5$ , sedangkan kelompok 2 merupakan wilayah dengan variabel yang signifikan adalah  $X_1, X_2, X_3,$  dan  $X_4$ .

**TABEL 5. ESTIMASI PARAMETER MODEL GWNBR DI KECAMATAN PADANG TIMUR**

Parameter	Estimasi	$Z_{hitung}$
$\beta_0$	6,75886	47671,12
$\beta_1$	$-3 \times 10^{-5}$	-3,2312
$\beta_2$	$3,3339 \times 10^{-2}$	4,4205
$\beta_3$	$-1,735 \times 10^{-2}$	-2,5987
$\beta_4$	$-7,420 \times 10^{-2}$	-12,4816
$\beta_5$	$-5 \times 10^{-4}$	-2,1649

Seluruh variabel memberikan pengaruh yang signifikan terhadap model, karena nilai  $|Z_{hitung}|$  lebih besar dibandingkan nilai  $Z_{(0,05)}$  sebesar 1,645, sehingga model GWNBR yang dapat dibentuk untuk Kecamatan Padang Timur adalah sebagai berikut.

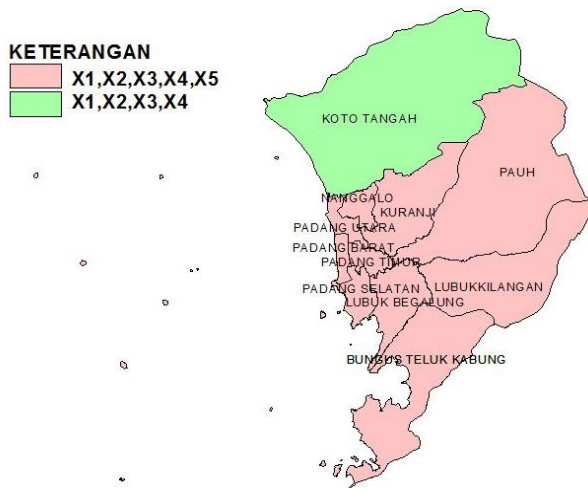
$$\ln(\hat{\mu}) = 6,75886 - 3 \times 10^{-5} X_1 + 3,3339 \times 10^{-2} X_2 - 1,735 \times 10^{-2} X_3 - 7,420 \times 10^{-2} X_4 - 5 \times 10^{-4} X_5$$

Berdasarkan model yang terbentuk disimpulkan bahwa setiap pertambahan 1 jiwa/km<sup>2</sup>( $X_1$ ) maka akan mengurangi rata-rata jumlah kasus *pneumonia* sebesar  $\exp(-3 \times 10^{-5}) \approx 1$  kasus dengan asumsi bahwa variabel lainnya konstan. Setiap pertambahan 1 persen rumah tangga yang berperilaku hidup bersih dan sehat ( $X_2$ ) akan meningkatkan kasus *pneumonia* sebesar  $\exp(0,03339) \approx 1$  kasus dengan asumsi variabel lainnya konstan. Setiap pertambahan 1 persen pemberian ASI eksklusif ( $X_3$ ) akan mengurangi kasus *pneumonia* sebesar  $\exp(0,01735) \approx 1$  kasus dengan asumsi variabel lainnya konstan. Hal ini sesuai bahwa jika pemberian ASI secara eksklusif semakin meningkatkan maka akan mengurangi kasus *pneumonia*, karena kandungan ASI baik untuk kesehatan dan perkembangan balita. Setiap pertambahan 1 persen balita gizi buruk ( $X_4$ ) akan mengurangi kasus *pneumonia* sebesar  $\exp(0,0742) \approx 1$  kasus dengan asumsi variabel lainnya konstan. Selanjutnya setiap peningkatan 1 ugram/m<sup>3</sup>*particulate matter* (PM10) akan mengurangi kasus *pneumonia* sebesar  $\exp(0,0005) \approx 1$  dengan asumsi variabel lainnya konstan.

**KETERANGAN**  
  $X_1, X_2, X_3, X_4, X_5$



**Gambar 2.** Persebaran Wilayah berdasarkan Variabel yang Signifikan ( $\alpha=10\%$ )



**Gambar 3.** Persebaran Wilayah berdasarkan Variabel yang Signifikan ( $\alpha=5\%$ )

Pemilihan model terbaik berdasarkan kriteria nilai AIC, dimana model yang terbaik adalah model dengan nilai AIC terkecil. Nilai AIC untuk model regresi Poisson, regresi Binomial Negatif dan model GWNBR dapat dilihat pada Tabel 6 sebagai berikut.

**TABEL 6.** NILAI AIC

Model	AIC
Regresi Poisson	166,61
Regresi Binomial Negatif	136,64
GWNBR	106,3926

Tabel 6 menunjukkan bahwa dari ketiga model tersebut nilai AIC paling kecil terdapat pada model GWNBR, sehingga dapat diputuskan bahwa model GWNBR lebih baik dalam memodelkan jumlah kasus *pneumonia* di Kota Padang pada tahun 2014.

## V. KESIMPULAN DAN SARAN

Berdasarkan hasil analisis dan pembahasan yang telah dilakukan, diperoleh kesimpulan yaitu model terbaik untuk kasus *pneumonia* di Kota Padang tahun 2014 adalah model GWNBR. Hasil pemodelan GWNBR diperoleh bahwa tidak terdapat perbedaan variabel yang signifikan untuk tiap kecamatan di Kota Padang. Semua variabel berpengaruh signifikan dalam pembentukan model, variabel tersebut yaitu kepadatan penduduk ( $X_1$ ),

persentase rumah tangga berperilaku hidup bersih dan sehat ( $X_2$ ), persentase ASI eksklusif ( $X_3$ ), persentase balita gizi buruk ( $X_4$ ) dan kualitas udara ( $X_5$ ).

Saran untuk penelitian selanjutnya dapat menambahkan beberapa variabel dan menggunakan unit penelitian yang lebih banyak untuk memperoleh hasil yang lebih baik, karena berdasarkan hasil yang diperoleh beberapa parameter yang hasil koefisien regresinya tidak sesuai.

## VI. UCAPAN TERIMA KASIH

Terima kasih penulis ucapkan kepada Dinas Kesehatan Kota Padang yang telah memberikan izin untuk melakukan pengambilan data. Dan terima kasih penulis ucapkan kepada seluruh pihak yang telah memberikan masukan, dukungan dan saran dalam penelitian ini.

## DAFTAR PUSTAKA

- [1] Agresti, A. (2002). *Categorical Data Analysis Second Edition*. New York: John Wiley & Sons.
- [2] Anselin, L. (1998). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- [3] Cameron, A.C. dan Trivedi, P.K. (1998). *Regression Analysis of Count Data*. Cambridge: Cambridge University Press.
- [4] Dinas Kesehatan Kota Padang. (2015). *Profil Kesehatan Kota Padang Tahun 2014*. Padang: Dinas Kesehatan Kota Padang.
- [5] Famoye, F., Wulu, J.T. da Singh, K.P. (2004). On The Generalized Poisson Regression Model with an Application to Accident Data. *Journal of Data Science* 2 (2004) 287-295.
- [6] Hardin, J. W., & Hilbe, J.M. (2007). *Generalized Linear Models and Extensions Second Edition*. Texas: Stata Press.
- [7] Hocking, R. (1996). *Methods and Application of Linear Models*. New York: John Wiley & Sons.
- [8] Hilbe, J.M. (2011). *Negatif Binomial Regression Second Edition*. Cambridge: Cambridge University Press.
- [9] Machmud, R. 2006. *Pneumonia Balita di Indonesia dan Peran Kabupaten dalam Menanggulanginya*. Padang: Andalas University Press.
- [10] Mc Cullagh, P. & Nelder, J.A. (2007). *Generalized Linear Models Second Edition*. London: Chapman & Hall.
- [11] Ricardo, A. & Carvalho, T.V.R. (2013). *Geographically Weighted Negatif Binomial Regression-Incorporating Overdispersion*. New York: Springer Science.