

**PEMODELAN DENGAN *GEOGRAPHICALLY WEIGHTED
NEGATIVE BINOMIAL REGRESSION***
(Studi kasus: Banyaknya Penderita Kusta di Jawa Barat)

KHUSNUL KHOTIMAH



**DEPARTEMEN STATISTIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAUAN ALAM
INSTITUT PERTANIAN BOGOR
BOGOR
2021**

PERNYATAAN MENGENAI SKRIPSI DAN SUMBER INFORMASI SERTA PELIMPAHAN HAK CIPTA

Dengan ini saya menyatakan bahwa skripsi dengan judul Pemodelan dengan *Geographically Weighted Negative Binomial Regression* (Studi kasus: Banyaknya Penderita Kusta di Jawa Barat) adalah karya saya dengan arahan dari dosen pembimbing dan belum diajukan dalam bentuk apa pun kepada perguruan tinggi mana pun. Sumber informasi yang berasal atau dikutip dari karya yang diterbitkan maupun tidak diterbitkan dari penulis lain telah disebutkan dalam teks dan dicantumkan dalam Daftar Pustaka di bagian akhir skripsi ini.

Dengan ini saya melimpahkan hak cipta dari karya tulis saya kepada Institut Pertanian Bogor.

Bogor, Mei 2021

Khusnul Khotimah
G14170085

ABSTRAK

Khusnul Khotimah. Pemodelan dengan *Geographically Weighted Negative Binomial Regression* (Studi kasus: Banyaknya Penderita Kusta di Jawa Barat). Dibimbing oleh ITASIA DINA SULVIANTI dan PIKA SILVIANTI.

Banyaknya penderita kusta merupakan contoh kejadian cacah. Analisis yang dapat digunakan untuk memodelkan data cacah adalah regresi Poisson. Penelitian ini bertujuan untuk menentukan peubah-peubah yang berpengaruh terhadap banyaknya penderita kusta di Jawa Barat tahun 2019. Data yang digunakan merupakan data banyaknya penderita kusta tahun 2019 di tiap kabupaten/kota di Jawa Barat. Data pada penelitian ini memiliki kondisi overdispersi dan heterogenitas spasial antar kabupaten/kota. Overdispersi perlu diatasi dengan pemodelan regresi binomial negatif. Sedangkan heterogenitas spasial diatasi dengan menambahkan pembobot *adaptive bisquare kernel* pada regresi binomial negatif. Penelitian ini menghasilkan sepuluh kelompok kabupaten/kota di Jawa Barat berdasarkan peubah-peubah yang berpengaruh signifikan terhadap banyaknya penderita kusta melalui model *Geographically Weighted Negative Binomial Regression* (GWNBR) dengan pembobot *adaptive bisquare kernel*. Secara umum peubah persentase rumah tangga ber-Perilaku Hidup Bersih dan Sehat (ber-PHBS) berpengaruh signifikan di seluruh kabupaten/kota di Jawa Barat. Khusus untuk Kabupaten Bogor, Kota Depok, Kota Bogor, dan Kabupaten Pangandaran peubah persentase penduduk miskin tidak berpengaruh signifikan terhadap banyaknya penderita kusta.

Kata kunci: Kusta, *geographically weighted negative binomial regression*, regresi binomial negatif, regresi Poisson, overdispersi

ABSTRACT

KHUSNUL KHOTIMAH. *Geographically Weighted Negative Binomial Regression* Modeling (Case study: The Number of Leper in West Java). Supervised by ITASIA DINA SULVIANI and PIKA SILVIANI.

The number of leper in West Java is an example of the count data case. The analyzes commonly used in count data is Poisson regression. This research will determine the variables that influence the number of leper in West Java. The data used is the number of leper in West Java in 2019. This data has an overdispersion condition and spatial heterogeneity. To handle overdispersion, the negative binomial regression model can be employed. While spatial heterogeneity is overcome by adding adaptive bisquare kernel weight. This research resulted *Geographically Weighted Negative Binomial Regression* (GWNBR) with a weighting adaptive bisquare kernel classifies regency/city in West Java into ten groups based on the variables that significantly influence the number of leper. In general, the variable in the percentage of households with Clean and Healthy Behavior (PHBS) has a significant effect in all regency/city in West Java. Especially for Bogor Regency, Depok City, Bogor City, and Pangandaran Regency, the variable of the percentage of people poverty does not have a significant effect on the number leper.

Keywords: leper, negative binomial regression, Poisson regression, overdispersion, geographically weighted negative binomial regression

© Hak Cipta milik IPB, tahun 2021¹
Hak Cipta dilindungi Undang-Undang

Dilarang mengutip sebagian atau seluruh karya tulis ini tanpa mencantumkan atau menyebutkan sumbernya. Pengutipan hanya untuk kepentingan pendidikan, penelitian, penulisan karya ilmiah, penyusunan laporan, penulisan kritik, atau tinjauan suatu masalah, dan pengutipan tersebut tidak merugikan kepentingan IPB.

Dilarang mengumumkan dan memperbanyak sebagian atau seluruh karya tulis ini dalam bentuk apa pun tanpa izin IPB.

**PEMODELAN DENGAN *GEOGRAPHICALLY WEIGHTED
NEGATIVE BINOMIAL REGRESSION***
(Studi kasus: Banyaknya Penderita Kusta di Jawa Barat)

KHUSNUL KHOTIMAH

Skripsi
sebagai salah satu syarat untuk memperoleh gelar
Sarjana pada
Program Studi Statistika dan Sains Data

**DEPARTEMEN STATISTIKA
FAKULTAS ILMU PENGETAHUAN ALAM DAN MATEMATIKA
INSTITUT PERTANIAN BOGOR
BOGOR
2021**

Tim Penguji pada Ujian Skripsi:

- 1 Nama lengkap dan gelar
- 2 Nama lengkap dan gelar

Judul Skripsi : Pemodelan dengan *Geographically Weighted Negative Binomial Regression* (Studi kasus: Banyaknya Penderita Kusta di Jawa Barat)

Nama : Khusnul Khotimah

NIM : G14170085

Disetujui oleh

Pembimbing 1:

Dra. Itasia Dina Sulvianti, M.Si.

Pembimbing 2:

Pika Silvianti, S.Si., M.Si.

Diketahui oleh

Ketua Program Studi:

Dr. Anang Kurnia, S.Si., M.Si.

NIP

Tanggal Ujian:

(tanggal pelaksanaan ujian)

Tanggal Lulus:

(tanggal penandatanganan oleh Dekan
Fakultas/Sekolah ...)

PRAKATA

Puji dan syukur penulis panjatkan kepada Allah subhanaahu wa ta'ala atas segala karunia-Nya sehingga karya ilmiah yang berjudul “Pemodelan dengan *Geographically Weighted Negative Binomial Regression* (Studi kasus: Banyaknya Penderita Kusta di Jawa Barat)” dapat terselesaikan.

Terima kasih penulis ucapkan kepada para pembimbing Ibu Dra. Itasia Dina Sulvianti, M.Si. dan Ibu Pika Silvianti, S.Si., M.Si. yang telah membimbing dan banyak memberi saran. Ucapan terima kasih juga disampaikan kepada pembimbing akademik, moderator seminar, dan penguji luar komisi pembimbing. Di samping itu, penghargaan penulis sampaikan kepada seluruh pengajar atas ilmunya dan pegawai Departemen Statistika FMIPA IPB yang telah memberikan pelayanan yang baik selama penulis menempuh perkuliahan. Ungkapan terima kasih juga disampaikan kepada orangtua dan seluruh keluarga yang telah memberikan dukungan, doa, dan kasih sayangnya.

Semoga karya ilmiah ini bermanfaat bagi pihak yang membutuhkan dan bagi kemajuan ilmu pengetahuan.

Bogor, Mei 2021

Khusnul Khotimah

DAFTAR ISI

DAFTAR TABEL	ix
DAFTAR GAMBAR	ix
DAFTAR LAMPIRAN	ix
I PENDAHULUAN	1
1.1 Latar Belakang	1
1.2 Rumusan Masalah	2
1.3 Tujuan	2
1.4 Manfaat	2
II TINJAUAN PUSTAKA	3
2.1 Multikolinieritas	3
2.2 Regresi Poisson	3
2.3 Overdispersi	5
2.4 Regresi Binomial Negatif	5
2.5 Heterogenitas Spasial	6
2.6 Matriks Pembobot Spasial	6
2.7 <i>Geographically Weighted Negative Binomial Regression</i>	7
2.8 Kusta	9
III METODE	10
3.1 Data	10
3.2 Analisis Data	11
IV HASIL DAN PEMBAHASAN	14
4.1 Karakteristik Banyaknya Penderita Kusta di Jawa Barat	14
4.2 Multikolinieritas	15
4.3 Regresi Poisson	16
4.4 Overdispersi	16
4.5 Regresi Binomial Negatif	17
4.6 Heterogenitas Spasial	17
4.7 Matriks Pembobot Spasial	17
4.8 Model <i>Geographically Weighted Negative Binomial Regression</i>	18
V SIMPULAN DAN SARAN	22
5.1 Simpulan	22
5.2 Saran	22
DAFTAR PUSTAKA	23
LAMPIRAN	25

DAFTAR TABEL

1	Peubah respon dan penjelas penelitian	10
2	Deskripsi banyaknya penderita kusta di Jawa Barat dan peubah-peubah yang memengaruhinya	14
3	Nilai VIF dari peubah penjelas	15
4	Dugaan parameter model regresi Poisson	16
5	Dugaan parameter model regresi binomial negatif	17
6	<i>Bandwidth</i> kabupaten/kota di Jawa Barat	18
7	Peubah-peubah yang berpengaruh signifikan pada tiap kabupaten/kota di Jawa Bara	19
8	Pengelompokan kabupaten/kota di Jawa Barat	20
9	Dugaan parameter Kabupaten Bogor dengan model GWNBR	21

DAFTAR GAMBAR

1	Diagram alir prosedur analisis data	13
2	Diagram kotak-garis banyaknya penderita kusta di Jawa Barat	14
3	Persebaran banyaknya penderita kusta di Jawa Barat	15
4	Peta pengelompokan kabupaten/kota di Jawa Barat	21

DAFTAR LAMPIRAN

1	Lampiran 1 Jarak <i>Euclidean</i> antar kabupaten/kota di Jawa Barat	27
2	Lampiran 2 Matriks pembobot spasial setiap kabupaten/kota di Jawa Barat	28
3	Lampiran 3 Nilai statistik uji Wald untuk dugaan parameter model GWNBR tiap kabupaten/kota di Jawa Barat	31
4	Lampiran 4 Penduga parameter model GWNBR tiap kabupaten/kota di Jawa Barat	32

I PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Penderita kusta masih mendapatkan perlakuan diskriminatif dari lingkungan sekitar dalam kehidupan sehari-hari. Banyak dari penderita kusta enggan berobat karena pandangan negatif yang akan diterima jika kondisi mereka diketahui. Jika tidak ditangani dengan cepat maka akan menyulitkan pemutusan mata rantai dari penyakit kusta. WHO menyatakan kusta merupakan penyakit tropis terabaikan yang terjadi di lebih dari 120 negara di dunia. Pada tahun 2019 Indonesia menempati urutan ke-3 di dunia kasus baru kusta dengan 17.439 kasus. Tingginya angka penderita kusta ini perlu menjadi perhatian penting bagi seluruh masyarakat Indonesia. Kemenkes RI (2019) menyatakan angka prevalensi kusta di Indonesia tahun 2019 sebesar 0,74 kasus per 10.000 penduduk dan angka penemuan kasus baru sebesar 6,51 kasus per 100.000 penduduk. Provinsi Jawa Barat merupakan salah satu provinsi dengan penyumbang penderita kusta terbanyak di Indonesia dengan total 2294 kasus pada 2019. Jawa Barat telah mencapai status eliminasi kusta, yaitu prevalensi kusta <1 per 10.000 penduduk. Angka prevalensi kusta di Jawa Barat tahun 2019 ialah sebesar 0,47 kasus per 10.000 penduduk, menurun 1% dari tahun 2018 yaitu 0,48 kasus per 10.000 penduduk (Dinkes Jabar 2019). Walaupun terjadi penurunan prevalensi kasus kusta di Jawa Barat, hal tersebut tidak menjadikan Jawa Barat sebagai provinsi yang bebas akan penyakit kusta.

Pemodelan yang tepat untuk mengetahui peubah-peubah yang mempengaruhi banyaknya penderita kusta ialah dengan regresi Poisson. Hal tersebut didasarkan pada banyaknya penderita kusta merupakan contoh kejadian cacah dan peluang terjadinya kecil pada populasi yang besar. Terdapat asumsi yang perlu dipenuhi pada regresi Poisson, yaitu equidispersi yang berarti nilai tengah dan ragam dari peubah respon harus bernilai sama. Akan tetapi, kondisi tersebut sulit terpenuhi karena adanya fenomena overdispersi. Menurut Hilbe (2011) model binomial negatif dapat mengatasi permasalahan overdispersi pada regresi Poisson karena memiliki parameter *disperse* yang dapat menjelaskan ragam pada data. Banyaknya penderita kusta berbeda-beda pada tiap wilayah kabupaten/kota di Jawa Barat karena kondisi lingkungan, sosial, dan budaya, serta kondisi ekonomi di setiap wilayah pun berbeda sehingga pelayanan kesehatan yang diterima masyarakat penderita kusta tentunya tidak akan sama. Perbedaan karakteristik banyaknya penderita kusta antarwilayah menyebabkan timbulnya heterogenitas spasial. Hal tersebut didukung dengan pernyataan Kerr-Pontes (2006), kasus kusta dipengaruhi oleh faktor sosial-ekonomi, lingkungan, demografi, dan faktor perilaku. Kemudian Kora (2016) dalam penelitiannya menyatakan faktor yang berperan terhadap terjadinya kasus kusta, ialah letak geografis, ras, iklim, status gizi, dan status sosial ekonomi. Penanganan keragaman spasial dapat menggunakan pemodelan *Geographically Weighted Regression* (GWR). Pengembangan model regresi yang memerhatikan adanya faktor keragaman spasial, ialah regresi pembobotan geografis *Geographically Weighted Regression* (GWR) (Fotheringham *et al* 2002). Pada 2013, Silva dan Rodrigues menemukan metode *Geographically Weighted Negative Binomial Regression* (GWNBR). GWNBR merupakan salah satu metode untuk memodelkan data cacah yang mempunyai keragaman spasial dan overdispersi.

1.2 Rumusan Masalah

Berdasarkan latar belakang yang telah dijelaskan di atas, maka rumusan masalah dalam penelitian ini adalah peubah-peubah apa yang memengaruhi banyaknya penderita kusta di Jawa Barat tahun 2019?

1.3 Tujuan

Penelitian ini bertujuan untuk mengetahui peubah-peubah yang memengaruhi banyaknya penderita kusta di Jawa Barat tahun 2019 dengan *Geographically Weighted Negative Binomial Regression* (GWNBR).

1.4 Manfaat

Berdasarkan tujuan penelitian, manfaat dari penelitian ini ialah memberikan tambahan informasi sebagai pertimbangan Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Barat dalam menekan angka kasus kusta. Serta menambah wawasan bagi peneliti tentang penyakit kusta dan peubah-peubah yang memengaruhinya. Kemudian hasil penelitian ini juga diharapkan menjadi referensi bagi penelitian-penelitian selanjutnya.

II TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Multikolinieritas

Menurut Gujarati dan Porter (2010), multikolinearitas berarti keberadaan dari hubungan linear di antara sebagian atau seluruh peubah penjelas dalam model regresi. Nilai *Variance Inflation Factor* (*VIF*) digunakan untuk mendeteksi adanya multikolinieritas. Jika nilai *VIF* lebih dari 10 maka terjadi multikolinieritas pada peubah penjelas (Gujarati 2009). Nilai *VIF* dinyatakan sebagai berikut:

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

dengan R_j^2 adalah nilai koefisien determinasi dari peubah penjelas untuk $j=1,2,\dots$ (Montgomery *et al* 2012).

2.2 Regresi Poisson

Salah satu model regresi yang dapat digunakan untuk menjelaskan hubungan antara peubah respon yang berupa data cacah dengan peubah penjelas adalah model regresi Poisson (Agresti 2003). Menurut Osgood (2000), sebaran Poisson sering digunakan untuk memodelkan peristiwa yang mempunyai peluang kejadian yang kecil dalam interval waktu tertentu. Sebaran Poisson memiliki nilai harapan dan ragam $E(Y)=Var(Y)=\mu$. Fungsi peluang dari distribusi Poisson (Cameron dan Trivedi 1998) ialah:

$$P(y, \mu) = \frac{e^{-\mu} \mu^y}{y!} \quad (2)$$

Keterangan:

y = nilai dari peubah respon Y

μ = nilai harapan peubah respon Y

Persamaan dari model regresi Poisson adalah (Myers *et al.* 2010):

$$\mu_i = \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta} = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3} + \dots + \beta_k x_{ik} \quad (3)$$

dengan fungsi penghubung sebagai berikut:

$$g(\mu_i) = \ln(\mu_i) = \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta} \quad (4)$$

Fungsi penghubung log sangat dibutuhkan pada regresi Poisson karena dapat menjamin nilai parameter μ_i bernilai non-negatif. Sehingga model regresi Poisson dapat ditulis sebagai berikut:

$$\ln(\mu_i) = \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta} = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3} + \dots + \beta_k x_{ik} \quad (5)$$

Keterangan:

μ_i = nilai harapan respon amatan ke- i

i = 1, 2, ..., n

j = 1, 2, ..., k

n = banyaknya amatan
 k = banyaknya peubah penjelas
 β_0 = konstanta
 β_j = koefisien regresi peubah penjelas ke- j
 x_{ij} = peubah penjelas ke- j pada amatan ke- i

Metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) digunakan untuk menduga parameter model regresi Poisson. Fungsi kemungkinan dari regresi Poisson adalah:

$$L(\boldsymbol{\beta}|y_i) = \frac{(\exp \sum_{i=1}^n y_i x_i^T \boldsymbol{\beta}) (\exp (-\sum_{i=1}^n \exp x_i^T \boldsymbol{\beta}))}{\prod_{i=1}^n y_i!} \quad (6)$$

Berikut adalah fungsi log-likelihood dari regresi Poisson:

$$\ln L(\boldsymbol{\beta}|y_i) = \sum_{i=1}^n y_i x_i^T \boldsymbol{\beta} - \sum_{i=1}^n \exp(x_i^T \boldsymbol{\beta}) - \sum_{i=1}^n \ln(y_i!) \quad (7)$$

Pengujian parameter model regresi Poisson secara serentak dilakukan dengan hipotesis yang diuji sebagai berikut:

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

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

dengan statistik uji-G yang digunakan, yaitu:

$$G = -2 \ln \left(\frac{L_0}{L_p} \right) = 2 \ln(L_p - L_0) \quad (8)$$

dengan L_0 merupakan fungsi kemungkinan tanpa menyertakan peubah penjelas dan L_p adalah fungsi kemungkinan dengan k peubah penjelas.

Statistik uji-G mengikuti sebaran *Chi-square* (χ^2) dengan derajat bebas p , dimana $p = k + 1$ merupakan banyaknya parameter dalam model. Tolak H_0 apabila nilai $G > \chi^2_{(\alpha, p)}$ yang berarti paling sedikit ada satu peubah penjelas yang memberikan pengaruh secara signifikan terhadap peubah respon. Kemudian dilanjutkan dengan pengujian parameter secara parsial dengan hipotesis yang diuji sebagai berikut:

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

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

dengan statistik uji Wald yang digunakan, yaitu:

$$W_j = \left(\frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)} \right)^2 \quad (9)$$

dengan $\hat{\beta}_j$ merupakan penduga parameter koefisien regresi peubah penjelas ke- j dan $SE(\hat{\beta}_j)$ ialah galat baku penduga parameter koefisien regresi peubah penjelas ke- j .

Statistik uji Wald mengikuti sebaran *Chi-square* (χ^2) dengan derajat bebas 1. Tolak H_0 saat $W_j > \chi^2_{(\alpha, 1)}$ yang berarti peubah penjelas ke- j berpengaruh signifikan terhadap peubah respon pada taraf nyata $\alpha\%$.

2.3 Overdispersi

Menurut Rodriguez (2013), data cacah mengandung overdispersi jika ragam bernilai lebih besar dari nilai tengahnya, $\text{Var}(Y) > E(Y)$. Terjadinya overdispersi pada regresi Poisson akan mengakibatkan nilai galat baku yang kecil dan nilai pendugaan parameter cenderung *underestimate*, sehingga kesimpulan yang akan ditarik menjadi tidak valid (Cameron dan Trivedi 1998). Pendeteksian overdispersi dapat dilakukan dengan melihat nilai *deviance* yang dibagi dengan derajat bebasnya. Apabila nilai tersebut bernilai lebih besar dari 1 maka dapat disimpulkan terdapat overdispersi (Margaretha *et al.* 2019). Berikut persamaan *deviance* (Pradawati *et al.* 2013).

$$D = 2 \sum_{i=1}^n \left[y_i \ln \left(\frac{y_i}{\hat{y}_i} \right) - (y_i - \hat{y}_i) \right] \quad (10)$$

Keterangan:

D = nilai *deviance*

y_i = nilai aktual amatan ke- i

\hat{y}_i = nilai rata-rata dugaan respon amatan ke- i

2.4 Regresi Binomial Negatif

Salah satu solusi untuk mengatasi masalah overdispersi ialah dengan menerapkan model binomial negatif yang didasarkan pada distribusi *mixture* Poisson-Gamma (Hardin dan Hilbe 2007). Sebaran binomial negatif memiliki rataan $E(Y) = \mu$ dan ragam $\text{Var}(Y) = \mu + \mu^2 \theta$ (Hilbe 2011). Fungsi peluang distribusi binomial negatif ialah (Greene 2007).

$$f(y, \mu, \theta) = \frac{\Gamma(y + \theta^{-1})}{\Gamma(\theta^{-1}) \Gamma(y + 1)} \left(\frac{1}{1 + \theta \mu} \right)^{\theta^{-1}} \left(\frac{\theta \mu}{1 + \theta \mu} \right)^y \quad (11)$$

Keterangan:

μ = nilai harapan peubah respon Y

y = nilai dari peubah respon Y

θ = parameter *disperse*

Regresi binomial negatif memiliki bentuk model regresi yang sama seperti model regresi Poisson persamaan (5) karena memiliki fungsi penghubung yang sama, yaitu fungsi penghubung *log*. Model regresi binomial negatif dituliskan sebagai berikut:

$$\ln(\mu_i) = \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta} = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3} + \dots + \beta_k x_{ik}$$

Metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) digunakan untuk menduga parameter model regresi binomial negatif. Fungsi kemungkinan likelihood dari regresi binomial negatif ialah:

$$L(\boldsymbol{\beta}, \theta | y_i) = \prod_{i=1}^n \left\{ \frac{\Gamma(y_i + \theta^{-1})}{\Gamma(\theta^{-1}) \Gamma(y_i + 1)} \left(\frac{1}{1 + \theta \mu_i} \right)^{\theta^{-1}} \left(\frac{\theta \mu_i}{1 + \theta \mu_i} \right)^{y_i} \right\} \quad (12)$$

Berikut adalah fungsi log-likelihood dari regresi binomial negatif:

$$\ln L(\boldsymbol{\beta}, \theta | y_i) = \sum_{i=1}^n \left\{ \ln \left(\frac{\Gamma(y_i + \theta^{-1})}{\Gamma(\theta^{-1}) \Gamma(y_i + 1)} \right) + y_i \ln(\theta \mu_i) - (y_i + \theta^{-1}) \ln(1 + \theta \mu_i) \right\} \quad (13)$$

Pengujian parameter model binomial negatif secara serentak dilakukan dengan statistik uji-G persamaan (8) dan dilanjutkan dengan pengujian parameter secara parsial dengan statistik uji Wald persamaan (9).

2.5 Heterogenitas Spasial

Heterogenitas spasial adalah suatu kondisi pada suatu wilayah yang memiliki perbedaan kondisi antara satu lokasi yang satu dengan lokasi lain, yang ditinjau dari segi geografis, keadaan sosial-budaya maupun hal-hal lain yang dapat menimbulkan kondisi heterogenitas spasial pada lokasi yang diteliti (Munikah *et al.* 2014). Uji Breusch-Pagan dapat digunakan untuk melihat adanya heterogenitas spasial (Anselin dalam Fairuzdhiya *et al.* 2014). Hipotesis yang diuji ialah:

$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_n^2 = \sigma^2$ (keragaman antar lokasi sama)

H_1 : Minimal ada satu $\sigma_i^2 \neq \sigma^2, i = 1, 2, \dots, n$ (terdapat keragaman antar lokasi)

Statistik uji Breusch-Pagan adalah:

$$BP = \left(\frac{1}{2}\right) f^T Z (Z^T Z)^{-1} Z^T f \sim \chi_{(k)}^2 \quad (14)$$

dengan:

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

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

σ^2 = ragam dari y

e_i^2 = kuadrat sisaan untuk pengamatan ke- i

Z = matriks ukuran $n \times (k + 1)$ yang berisi vektor yang telah dinormalbakukan untuk tiap pengamatan

Tolak H_0 jika nilai $BP > \chi_{(\alpha, k)}^2$ yang berarti ragam antar lokasi berbeda.

Adanya keragaman spasial antar lokasi maka diperlukan matriks pembobot pada regresi yang akan digunakan.

2.6 Matriks Pembobot Spasial

Matriks pembobot spasial merupakan matriks yang menjelaskan hubungan peubah di suatu wilayah dengan peubah yang sama di wilayah tetangga (Chi dan Zhu 2019). Pembobot yang digunakan dalam penelitian ini merupakan fungsi *adaptive bisquare kernel* karena tiap kota/kabupaten memiliki banyak penderita kusta yang berbeda-beda. Fungsi adaptive kernel digunakan saat tiap lokasi pengamatan memiliki nilai *bandwidth* yang berbeda. Salah satu fungsi pembobot *adaptive kernel* adalah *adaptive bisquare kernel* dengan statistik yang digunakan (Fotheringham *et al.* dalam Pratiwi *et al.* 2019):

$$W(u_i, v_i) = \begin{cases} \left[1 - \left(\frac{d_{ij}}{b_i}\right)^2\right]^2, & \text{jika } d_{ij} < b_i \\ 0, & \text{jika } d_{ij} \geq b_i \end{cases} \quad (15)$$

Keterangan:

u_i = koordinat lintang (*latitude*) kabupaten/kota ke- i

v_i = koordinat bujur (*longitude*) kabupaten/kota ke- i

$W(u_i, v_i)$ = matrik pembobot lokasi (u_i, v_i)

dengan $d_{ij} = \sqrt{(u_i - u_j)^2 + (v_i - v_j)^2}$ adalah jarak *Euclidean* antara titik lokasi dan b adalah parameter non-negatif yang disebut *bandwidth*.

Pemilihan *bandwidth* optimum menggunakan *cross validation* yang didefinisikan sebagai berikut (Fotheringham *et al.* dalam Debataraja *et al.* 2021):

$$CV(b) = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_{\neq i}(b))^2 \quad (16)$$

dengan $\hat{y}_{\neq i}(b)$ merupakan penduga y_i ketika pengamatan di lokasi (u_i, v_i) dihilangkan saat pendugaan.

2.7 Geographically Weighted Negative Binomial Regression

Geographically Weighted Regression (GWR) merupakan pengembangan dari regresi klasik dengan nilai-nilai parameternya berbeda untuk setiap lokasi karena model ini memerhatikan adanya efek heterogenitas spasial. Namun untuk memodelkan data cacah dengan kasus *overdispersi* maka regresi binomial negatif akan lebih tepat. Sehingga saat menduga contoh kejadian cacah yang memiliki kondisi *overdispersi* dan heterogenitas spasial maka *Geographically Weighted Negative Binomial Regression* (GWNBR) merupakan model yang efektif. Model GWNBR akan menghasilkan pendugaan parameter lokal dengan tiap-tiap lokasi memiliki parameter yang berbeda. Model GWNBR dirumuskan sebagai berikut (Silva dan Rodrigues 2013):

$$y_i \sim NB[\exp(\sum \beta_j(u_i, v_i)x_{ij}), \theta(u_i, v_i)], i = 1, 2, \dots, n \quad (17)$$

Keterangan:

y_i = nilai amatan ke- i

x_{ij} = nilai peubah penjelas ke- j pada lokasi (u_i, v_i)

$\beta_j(u_i, v_i)$ = koefisien regresi peubah penjelas ke- j untuk lokasi (u_i, v_i)

$\theta(u_i, v_i)$ = parameter *disperse* untuk lokasi (u_i, v_i)

Faktor pembobot atau faktor letak geografis akan menunjukkan sifat lokal pada model GWNBR. Fungsi log-likelihood pada persamaan (13) yang telah diberikan pembobot adalah sebagai berikut:

$$\begin{aligned} & \ln L(\boldsymbol{\beta}(u_i, v_i) | \theta_i, y_i) \\ &= \sum_{i=1}^n w_{(u_i, v_i)} \left\{ \ln \left(\frac{\Gamma(y_i + \theta_i^{-1})}{\Gamma(\theta_i^{-1}) \Gamma(y_i + 1)} \right) + y_i \ln(\theta_i \mu_i) - (y_i + \theta_i^{-1}) \ln(1 + \theta_i \mu_i) \right\} \quad (18) \end{aligned}$$

Proses pendugaan parameter koefisien dari model GWNBR didapatkan melalui metode iterasi numerik Newton Raphson. Berikut ini merupakan algoritme optimasi dengan Newton Raphson:

1. Menentukan nilai taksiran awal parameter $\hat{\boldsymbol{\beta}}^*_{(0)} = [\theta_0 \ \beta_{00} \ \dots \ \beta_{k0}]$, iterasi awal saat $m=0$

2. Membentuk vektor kemiringan (*slope*) \mathbf{g}

$$\mathbf{g}'(\boldsymbol{\beta}^*_{(m)})_{(k+2) \times 1} = \left(\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta}^*)}{\partial \theta}, \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta}^*)}{\partial \beta_0}, \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta}^*)}{\partial \beta_1}, \dots, \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta}^*)}{\partial \beta_k} \right)_{\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{\beta}^{(m)}}$$

3. Membentuk matriks Hessian \mathbf{H} simetris

$$H'(\beta^*_{(m)})_{(k+2)(k+2)} = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \ln L(\beta^*)}{\partial \theta^2} & \frac{\partial^2 \ln L(\beta^*)}{\partial \theta \partial \beta_0} & \dots & \frac{\partial^2 \ln L(\beta^*)}{\partial \theta \partial \beta_k} \\ \frac{\partial^2 \ln L(\beta^*)}{\partial \beta_0^2} & \dots & \dots & \frac{\partial^2 \ln L(\beta^*)}{\partial \beta_0 \partial \beta_k} \\ \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial^2 \ln L(\beta^*)}{\partial \beta_k^2} \end{bmatrix}_{\beta=\beta(m)}$$

4. Mensubstitusi nilai $\hat{\beta}^*_{(0)}$ ke dalam vektor gradien \mathbf{g} dan matriks \mathbf{H} sehingga didapatkan vektor $\mathbf{g}_{(0)}$ dan matriks $\mathbf{H}_{(0)}$
5. Melakukan iterasi dari $m=0$ pada persamaan:

$$\beta^*_{(m+1)} = \beta^*_{(m)} - \mathbf{H}_{(m)}^{-1}(\beta^*_{(m)}) \mathbf{g}_{(m)}(\beta^*_{(m)})$$

Nilai $\beta^*_{(m)}$ ialah sekumpulan penduga parameter yang konvergen pada iterasi ke- m

6. Penduga parameter yang konvergen didapat ketika $\|\beta^*_{(m+1)} - \beta^*_{(m)}\| < \epsilon$, jika belum diperoleh penduga yang konvergen maka ulangi langkah ke-2 sampai mendapatkan penduga yang konvergen.

2.7.1 Pengujian kesamaan model binomial negatif dan GWNBR

Pengujian kesamaan model dilakukan untuk melihat apakah terdapat kesamaan antara model regresi binomial negatif dengan model GWNBR. Hipotesis yang diujikan ialah sebagai berikut:

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

$$H_1: \text{minimal ada satu } \beta_j(u_i, v_i) \neq 0, \quad j = 1, 2, \dots, k$$

dengan statistik uji yang digunakan:

$$F_{hit} = \frac{\text{Deviance model A} / db_A}{\text{Deviance model B} / db_B}$$

Dimisalkan db_A adalah derajat bebas model A dengan A merupakan model regresi binomial negatif dan db_B adalah derajat bebas model B dengan B merupakan model GWNBR. Tolak H_0 saat $F_{hit} > F_{(\alpha, db_A, db_B)}$ yang berarti ada perbedaan yang signifikan terhadap model binomial negatif dengan model GWNBR.

2.7.2 Pengujian parameter model GWNBR

Pengujian signifikansi parameter model GWNBR secara serentak dilakukan menggunakan statistik uji-G persamaan (8) dengan hipotesis sebagai berikut:

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

$$H_1: \text{minimal ada satu } \beta_j(u_i, v_i) \neq 0, \quad j = 1, 2, \dots, k$$

Tolak H_0 apabila nilai $G > X^2_{(\alpha,p)}$ yang berarti paling sedikit ada satu peubah penjelas yang berpengaruh signifikan terhadap peubah respon. Dimana $p = k + 1$ merupakan banyaknya parameter dalam model. Dilanjutkan dengan pengujian signifikansi parameter model GWNBR secara parsial menggunakan statistik uji Wald persamaan (9) dengan hipotesis sebagai berikut:

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

$$H_1: \text{minimal ada satu } \beta_j(u_i, v_i) \neq 0, \quad j = 1, 2, \dots, k$$

Tolak H_0 saat $W_j > X^2_{(\alpha,1)}$ yang berarti peubah penjelas ke- j berpengaruh signifikan terhadap peubah respon di tiap lokasi pada taraf nyata $\alpha\%$.

2.8 Kusta

Penyakit kusta atau lepra (*leprosy*) atau disebut juga Morbus Hansen merupakan penyakit infeksi menular kronis yang disebabkan oleh bakteri *Mycobacterium leprae* (Maharani 2015). Menurut Kemenkes (2019), penyakit infeksi kronis ini menyerang kulit, saraf tepi, mukosa saluran pernapasan atas, dan mata. Pelaksanaan penanganan kasus kusta yang buruk dapat menyebabkan kusta menjadi progresif, kerusakan permanen pada kulit, saraf, anggota gerak, dan mata. Tanda-tanda seseorang menderita penyakit kusta antara lain, kulit mengalami bercak putih seperti panu pada awalnya hanya sedikit tetapi lama kelamaan semakin lebar dan banyak, adanya bintil-bintil kemerahan yang tersebar pada kulit, ada bagian tubuh tidak berkeringat, rasa kesemutan pada anggota badan atau bagian raut muka, muka berbenjol-benjol dan tegang yang disebut *facies leomina* (muka singa), dan mati rasa karena kerusakan syaraf tepi (Kemenkes 2015). Bakteri *Mycobacterium leprae* menular melalui kontak langsung dengan penderita dan melalui pernapasan. Bakteri ini mengalami masa inkubasi yang cukup lama. Bakteri kusta berkembangbiak selama dua sampai tiga minggu, ketika berada di luar tubuh manusia bakteri ini dapat bertahan sampai sembilan hari. Kemudian *Mycobacterium leprae* membelah diri dalam jangka waktu 14–21 hari dengan masa rata-rata inkubasi dua sampai lima tahun, bahkan bisa lebih dari lima tahun.

Menurut jenisnya, penyakit kusta dibagi menjadi dua tipe, yaitu *Pausi Basiler* (PB) atau biasa disebut dengan kusta kering dan *Multi Basiler* (MB) atau kusta basah. Orang yang memiliki kekebalan atau tingkat imunitas tinggi akan cenderung resisten terhadap bakteri kusta. Menurut Harahap (2002), seseorang yang terkena kusta kering atau *Pausi Basiler* (PB) akan mengidap kusta basah apabila daya tahan tubuhnya semakin melemah dan tidak segera dilakukan pengobatan. Adanya stigma menimbulkan rasa takut berlebihan terhadap penyakit kusta (*leprophobia*). Stigma tersebut menyebabkan diskriminasi sosial, seperti kesulitan mendapatkan pekerjaan, seringkali ditolak dalam pekerjaan karena keterbatasan fisiknya, ditolak dalam pelayanan kesehatan, dijauhi oleh masyarakat bahkan keluarga, sulit dalam mendapatkan jodoh, dan lain sebagainya (Kamal dan Martini 2015).

III METODE

3.1 Data

Data yang digunakan pada penelitian ini merupakan data sekunder tahun 2019 yang diunduh dari publikasi Badan Pusat Statistik (BPS) yang berjudul Provinsi Jawa Barat dalam Angka, Statistik Perumahan Provinsi Jawa Barat, Statistik Daerah Provinsi Jawa Barat, dan Profil Kesehatan Jawa Barat. Unit pengamatan yang digunakan adalah kabupaten/kota yang ada di Jawa Barat sebanyak 27 kabupaten/kota. Penelitian ini menggunakan enam peubah penjelas dan satu peubah respon. Adapun peubah yang digunakan dapat dilihat pada Tabel 1.

Tabel 1 Peubah respon dan penjelas penelitian

Kode	Peubah	Satuan
Y	Banyaknya penderita kusta	unit
X1	Persentase rumah tangga ber-Perilaku Hidup Bersih dan Sehat (ber-PHBS)	persen
X2	Persentase penduduk miskin	persen
X3	Persentase rumah tangga yang memiliki dinding bukan tembok	persen
X4	Tingkat kepadatan penduduk per km ²	jiwa
X5	Persentase desa yang menerapkan Sanitasi Total Berbasis Masyarakat (STBM)	persen
X6	Persentase rumah tangga menurut luas per kapita standar kementerian kesehatan (luas minimal 8m ² /orang)	persen

Penjelasan untuk peubah-peubah dan dasar penentuan peubah penjelas adalah sebagai berikut:

1. Persentase rumah tangga ber-PHBS (X1)
Menurut Kemenkes (2019), rumah tangga ber-Perilaku Hidup Bersih dan Sehat (ber-PHBS) adalah rumah tangga yang seluruh anggotanya berperilaku hidup bersih dan sehat. Pelaksanaan Program Perilaku Hidup Bersih dan Sehat (PHBS) secara langsung maupun tidak langsung berpengaruh terhadap penanggulangan masalah kesehatan melalui pencegahan terjadinya kesakitan maupun kematian. Perilaku tidak mengkonsumsi makanan bergizi, mandi di tempat terbuka, dan jarang mengganti seprei tempat tidur berpengaruh signifikan terhadap timbulnya kasus kusta (Kerr-Pontes *et al.* 2006).
2. Persentase penduduk miskin (X2)
Penyakit kusta merupakan salah satu manifestasi kemiskinan karena kenyataannya sebagian dari penderita kusta berasal dari golongan ekonomi yang lemah (Widoyono 2011).
3. Persentase rumah tangga yang memiliki dinding bukan tembok (X3)
Kualitas tempat tinggal dapat dicirikan dengan jenis dinding. Batang kayu/bambu/lainnya merupakan jenis dinding (bukan tembok) yang buruk karena lembab dan tembus angin (BPS 2019). Menurut Adwan *et al.* (2014), dinding yang terbuat dari kayu, papan, dan bambu akan menyebabkan penumpukkan debu, sehingga sulit untuk dibersihkan dan dapat menjadi

media yang baik untuk perkembangbiakan kuman/bakteri termasuk bakteri *Mycobacterium leprae*.

4. Tingkat kepadatan penduduk per-km² (X4)
Penyebaran penyakit kusta dapat melalui kontak langsung dengan penderita. Menurut Bakker (2004), kepadatan lagi-lagi merupakan faktor penting dalam penularan kusta baik kepadatan di dalam rumah atau kepadatan di lingkungan sekitar. Kepadatan penduduk adalah banyaknya penduduk di satu wilayah per-km² (Kemenkes 2019).
5. Persentase desa yang menerapkan STBM (X5)
Sanitasi Total Berbasis Masyarakat yang disebut sebagai STBM adalah pendekatan untuk mengubah perilaku higiene dan sanitasi meliputi 5 pilar, yaitu tidak buang air besar (BAB) sembarangan, mencuci tangan pakai sabun, mengelola air minum dan makanan yang aman, mengelola sampah dengan benar, mengelola limbah cair rumah tangga dengan aman melalui pemberdayaan masyarakat dengan metode pemucuan (Kemenkes 2019). Menurut Suswati dan Maulida (2020), cuci tangan pakai sabun yang dipraktikkan secara tepat dan benar merupakan cara termudah dan efektif untuk mencegah penyakit, menghilangkan kotoran dan debu secara mekanis dari permukaan kulit dan bermakna mengurangi banyaknya mikroorganisme.
6. Persentase rumah tangga menurut luas per kapita standar Kementerian Kesehatan (luas minimal 8m²/orang)
Winarsih *et al.* (2013) menyatakan kepadatan hunian dalam rumah memiliki pengaruh yang besar terhadap terjadinya tingkat kesakitan seperti penyakit menular. Suatu keluarga yang besar dan hidup berdesak-desakan dalam rumah yang luasnya terbatas, akan lebih memudahkan penularan penyakit yang sangat cepat dikalangan anggota keluarga. Salah satu kriteria rumah tangga sehat menurut Permen 2019 ialah memiliki luas lantai per orang minimal 8m². Luas lantai juga bisa memberikan gambaran tingkat kesejahteraan/status sosial rumah tangga. Semakin luas lantai yang dimiliki oleh suatu rumah tangga maka asumsinya semakin sehat dan sejahtera rumah tangga tersebut (BPS 2019).

Terdapat dua peubah geografis mengenai lokasi kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat yang digunakan untuk menentukan pembobot pada model GWNBR. Dua peubah geografis tersebut adalah:

u_i = koordinat lintang (*latitude*) kabupaten/kota ke- i

v_i = koordinat bujur (*longitude*) kabupaten/kota ke- i

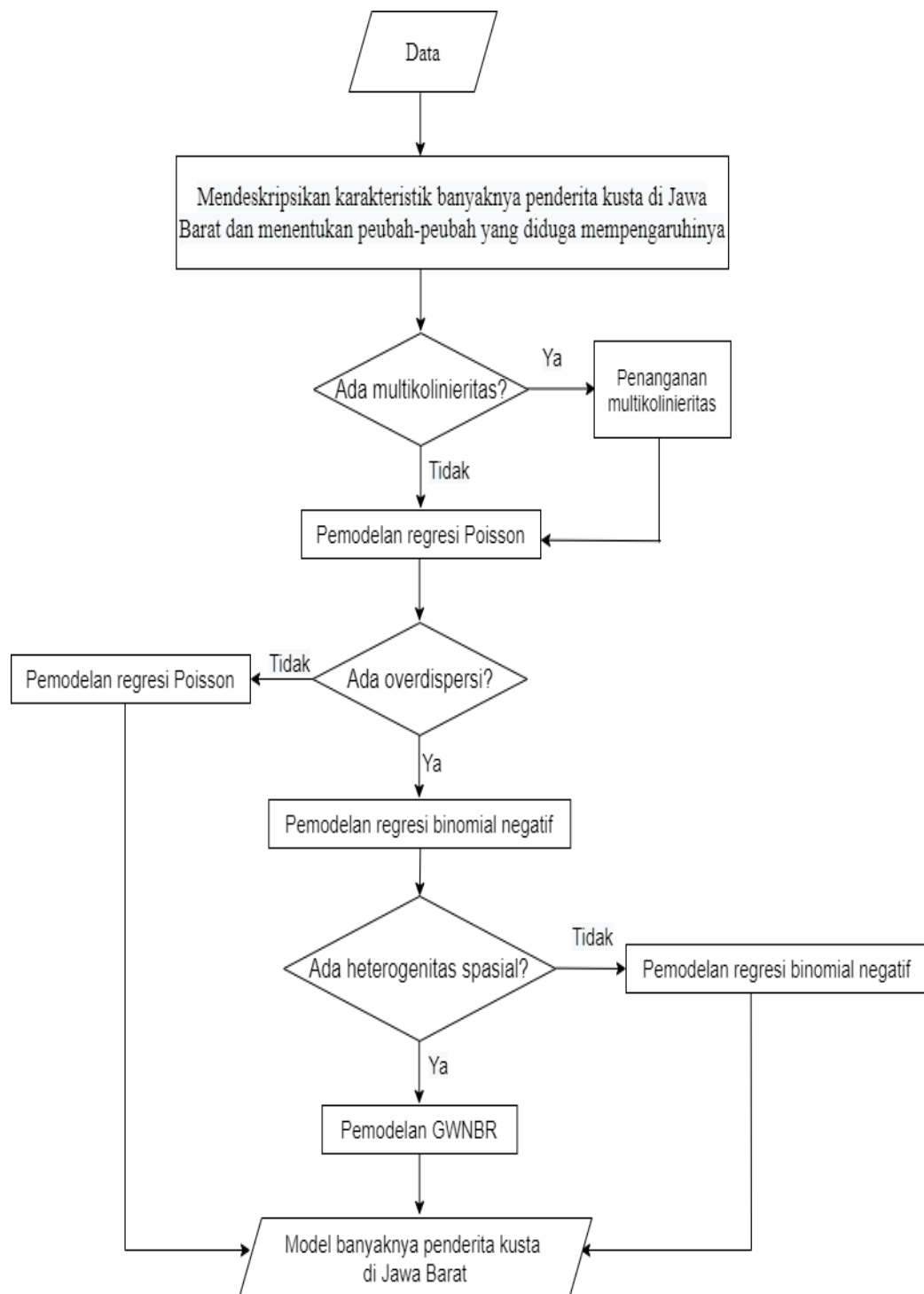
3.2 Analisis Data

Berikut ini merupakan langkah-langkah dalam menganalisis peubah-peubah yang memengaruhi banyaknya kasus kusta di Jawa Barat:

1. Mendeskripsikan karakteristik banyaknya penderita kusta di Jawa Barat dan menentukan peubah-peubah yang diduga mempengaruhinya,
2. Mendeteksi adanya multikolinieritas antar peubah penjelas menggunakan nilai *Variance Inflation Factor* (VIF),
3. Melakukan pemodelan regresi Poisson,
4. Mendeteksi adanya overdispersi,

5. Jika terdapat overdispersi, maka dilakukan pemodelan regresi binomial negatif,
6. Melakukan pengujian heterogenitas spasial,
7. Jika terdapat heterogenitas spasial, maka menentukan model GWNBR dengan langkah-langkah berikut:
 - a) Menghitung jarak *Euclidian*,
 - b) Meminimumkan *bandwith* optimum dengan metode *Cross Validation* (CV) dan menghitung matriks pembobot spasial dengan fungsi *adaptive bisquare kernel*,
 - c) Menguji kesamaan model binomial negatif dengan model GWNBR,
 - d) Menguji signifikansi parameter model GWNBR secara serentak dan parsial,
8. Menginterpretasikan model GWNBR dan membentuk peta pengelompokan wilayah berdasarkan peubah-peubah yang memengaruhi banyaknya penderita kusta.

Adapun diagram alir untuk analisis data penelitian ini disajikan pada Gambar 1



Gambar 1 Diagram alir prosedur analisis data

IV HASIL DAN PEMBAHASAN

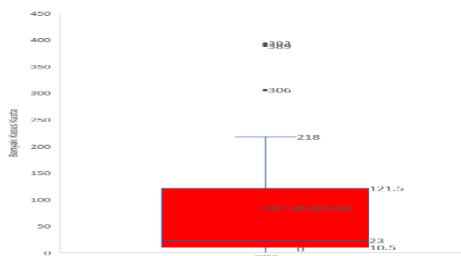
4.1 Karakteristik Banyaknya Penderita Kusta di Jawa Barat

Secara administratif Provinsi Jawa Barat terdiri dari 18 kabupaten dan 9 kota dimana tiap kabupaten/kota memiliki karakteristik sosial, ekonomi, dan budaya yang berbeda. Begitupun pada banyaknya penderita kusta serta peubah-peubah yang diduga memengaruhinya. Tingginya kasus kusta di Jawa Barat disebabkan karena masih terdapat tiga kabupaten dengan angka prevelensi di atas 1/10.000 penduduk, yaitu Kabupaten Bekasi, Kabupaten Karawang, dan Kabupaten Indramayu. Sedangkan, target nasional angka prevelensi kusta ialah kurang dari 1 per 10.000 penduduk. Angka tertinggi penderita kusta di Jawa Barat berada di Kabupaten Bogor dengan 393 kasus. Sedangkan Kota Banjar, Kota Cimahi, dan Kota Sukabumi memiliki 0 penderita kusta.

Tabel 2 Deskripsi banyaknya penderita kusta di Jawa Barat dan peubah-peubah yang memengaruhinya

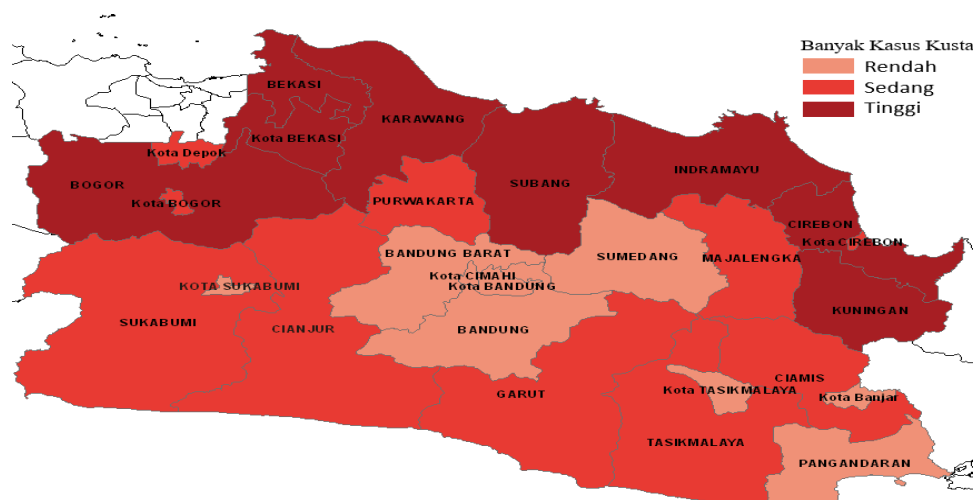
Peubah	Min	Maks	Jangkauan	Nilai Tengah	Simpangan Baku	Ragam
Y	0,00	393,00	393,00	84,96	117,67	13844,99
X1	39,16	130,78	91,62	62,27	16,01	256,29
X2	2,07	11,60	9,53	7,41	2,49	6,19
X3	0,99	35,74	34,75	13,19	10,76	115,85
X4	395,00	15643,00	15248,00	4048,00	4878,04	23795263,00
X5	14,50	100,00	85,50	84,26	21,11	445,53
X6	71,54	99,20	27,66	89,94	5,79	33,58

Tabel 2 menunjukkan ragam banyaknya penderita kusta memiliki nilai yang lebih besar dari nilai tengahnya, yaitu $13844,99 > 84,96$. Hal ini diduga akan menimbulkan kondisi overdispersi jika dilakukan pemodelan regresi Poisson. Menurut Rodriguez (2016), data cacah dikatakan mengandung overdispersi jika ragam bernilai lebih besar dari nilai tengahnya. Besarnya nilai ragam juga mengindikasikan bahwa banyaknya penderita kusta cukup beragam pada tiap kabupaten/kota di Jawa Barat.



Gambar 2 Diagram kotak-garis banyaknya penderita kusta di Jawa Barat

Diagram kotak-garis menunjukkan adanya pencilan pada data banyaknya penderita kusta. Ketiga pencilan tersebut dimiliki oleh Kabupaten Bogor, Kabupaten Bekasi, dan Kabupaten Karawang. Menurut Hardin dan Hilbe (2018), salah satu penyebab terjadinya overdispersi ialah adanya pencilan pada data cacah.



Gambar 3 Persebaran penyakit kusta tiap kabupaten/kota di Jawa Barat

Melalui Gambar 3, terlihat bahwa kabupaten/kota di pesisir utara Jawa Barat cenderung memiliki angka penderita kusta yang tinggi. Hal tersebut mengindikasikan bahwa banyaknya penderita kusta di Jawa Barat dipengaruhi oleh efek spasial. Beragamnya kasus kusta juga dipengaruhi oleh berbagai peubah sehingga diperlukan tinjauan lebih lanjut terhadap peubah-peubah yang diduga memberikan pengaruh terhadap banyaknya penderita kusta di Jawa Barat. Hubungan antara banyaknya penderita kusta dengan keenam peubah penjelas yang diduga memengaruhi dapat diketahui dengan pemodelan regresi Poisson karena banyaknya penderita kusta merupakan data cacah. Sebelum melakukan pemodelan regresi Poisson, pemeriksaan multikolinieritas perlu dilakukan karena parameter regresi Poisson diduga dengan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE). *Maximum likelihood* menjadi tidak stabil ketika terdapat multikolinearitas pada model regresi Poisson (Lukman *et al.* 2021).

4.2 Multikolinieritas

Salah satu cara untuk mendeteksi adanya multikolinieritas adalah dengan nilai VIF (*Variance Inflation Factor*) pada persamaan (1). Jika nilai $VIF > 10$ maka terdapat multikolinieritas yang dapat mengakibatkan dugaan parameter yang diperoleh menjadi bias.

Tabel 3 Nilai VIF dari peubah penjelas

Peubah	VIF
X1	1,551
X2	2,547
X3	2,111
X4	4,630
X5	1,757
X6	2,201

Tabel 3 menginformasikan bahwa semua peubah penjelas telah memenuhi asumsi non-multikolinieritas karena nilai VIF dari setiap peubah penjelas < 10 . Hal tersebut menyatakan bahwa tidak ada peubah penjelas yang saling berkorelasi

dengan peubah penjelas lainnya. Oleh karena itu, keenam peubah tersebut dapat digunakan untuk pemodelan regresi Poisson, binomial negatif, dan GWNBR.

4.3 Regresi Poisson

Sebelum dilakukan pemodelan regresi, perlu dilakukan standardisasi karena peubah-peubah yang digunakan dalam penelitian ini memiliki satuan yang berbeda. Standardisasi data dapat menjadi solusi bagi masalah perbedaan satuan antarpeubah (Kurniawan *et al.* 2019). Proses standardisasi data bisa dilakukan dengan mentransformasikan data ke bentuk *Z-Score* (Santoso 2010). Setelah diketahui bahwa tidak terdapat korelasi antar peubah penjelas, maka dilanjutkan dengan pemodelan regresi Poisson.

Tabel 4 Dugaan parameter model regresi Poisson

Parameter	Koefisien	Galat Baku	Wald χ^2	<i>p-value</i>	Pengaruh
$Z\beta_0$	3,74	0,04	8518,92	$<2,00 \times 10^{-16}$	***
$Z\beta_1$	-0,97	0,07	215,65	$<2,00 \times 10^{-16}$	***
$Z\beta_2$	-0,99	0,03	1039,61	$<2,00 \times 10^{-16}$	***
$Z\beta_3$	-1,56	0,06	643,28	$<2,00 \times 10^{-16}$	***
$Z\beta_4$	-1,34	0,05	660,70	$<2,00 \times 10^{-16}$	***
$Z\beta_5$	0,01	0,04	0,11	0,74	-
$Z\beta_6$	0,42	0,05	84,02	$<2,00 \times 10^{-16}$	***

χ^2 : *Chi-square*

Menurut hasil perhitungan signifikansi parameter regresi Poisson secara serentak, didapatkan statistik uji-G bernilai 3884,00 dengan nilai $\chi^2_{(0,05;7)}$ sebesar 14,06. Hal ini menunjukkan bahwa statistik uji-G regresi Poisson lebih besar dari $\chi^2_{(0,05;7)}$. Oleh karena itu, tolak H_0 yang artinya minimal terdapat satu peubah penjelas yang berpengaruh signifikan terhadap peubah respon.

Berdasarkan hasil pengujian secara parsial pada taraf nyata 5%, terdapat lima peubah penjelas yang signifikan atau memiliki nilai statistik uji Wald lebih besar dari 3,84 atau $\chi^2_{(0,05;1)}$ yang dapat dilihat pada Tabel 4. Peubah yang signifikan terdiri dari Persentase rumah tangga ber-Perilaku Hidup Bersih dan Sehat (ber-PHBS) (X_1), Persentase penduduk miskin (X_2), Persentase rumah tangga yang memiliki dinding bukan tembok (X_3), Tingkat kepadatan penduduk (X_4), Persentase rumah tangga menurut luas per kapita standar kementrian kesehatan (luas minimal 8m²/orang) (X_6). Sehingga persamaan model regresi Poisson yang diperoleh adalah sebagai berikut:

$$\ln(\mu) = 3,2594 - 0,0038X_1 - 0,1609X_2 - 0,0135X_3 - 5,6100 \times 10^{-8}X_4 + 0,0124X_6$$

4.4 Overdispersi

Asumsi yang perlu dipenuhi dalam regresi Poisson ialah kondisi ekuidispersi. Diketahui nilai devians regresi Poisson sebesar 1344,5 dengan derajat bebas 20. Rasio dari devians dan derajat bebas adalah 67,225 atau bernilai lebih dari satu. Sehingga dapat disimpulkan bahwa pada data banyaknya penderita kusta di Jawa Barat tahun 2019 memiliki kondisi overdispersi atau tidak terpenuhinya asumsi ekuidispersi jika digunakan pemodelan regresi Poisson.

4.5 Regresi Binomial Negatif

Regresi binomial negatif digunakan untuk mengatasi kasus overdispersi. Hasil estimasi model regresi binomial negatif ditunjukkan pada Tabel 6.

Tabel 5 Dugaan parameter model regresi binomial negatif

Parameter	Koefisien	Galat Baku	Wald χ^2	<i>p-value</i>	Pengaruh
$Z\beta_0$	3,91	0,23	344,77	$<2,00 \times 10^{-16}$	***
$Z\beta_1$	-1,09	0,31	14,23	0,00	***
$Z\beta_2$	-0,85	0,37	6,29	0,02	***
$Z\beta_3$	-1,01	0,34	10,28	0,00	***
$Z\beta_4$	-1,11	0,50	5,89	0,03	***
$Z\beta_5$	-0,09	0,31	0,09	0,78	-
$Z\beta_6$	0,30	0,35	0,89	0,38	-

χ^2 : Chi-square

Menurut hasil pengujian signifikansi parameter model regresi binomial negatif secara serentak, statistik uji-G bernilai 53,12 dan $\chi^2_{(0,05;7)}$ sebesar 14,06. Hal ini menunjukkan bahwa statistik uji-G bernilai lebih besar dari $\chi^2_{(0,05;7)}$. Oleh karena itu, tolak H_0 yang artinya minimal terdapat satu peubah penjelas yang berpengaruh signifikan terhadap peubah respon.

Berdasarkan hasil pengujian secara parsial pada taraf nyata 5%, terdapat empat peubah penjelas yang signifikan atau memiliki nilai statistik uji Wald lebih besar dari 3,84 atau $\chi^2_{(0,05;1)}$. Peubah yang signifikan terdiri dari persentase rumah tangga ber-Perilaku Hidup Bersih dan Sehat (ber-PHBS) (X_1), Persentase penduduk miskin (X_2), persentase rumah tangga yang memiliki dinding bukan tembok (X_3), dan tingkat kepadatan penduduk (X_4). Sehingga persamaan model regresi binomial negatif yang diperoleh adalah sebagai berikut:

$$\ln(\mu) = 2,6147 - 0,0043X_1 - 0,1372X_2 - 0,0009X_3 - 4,6700 \times 10^{-8}X_4$$

4.6 Heterogenitas Spasial

Pengujian heterogenitas spasial dilakukan dengan uji Breusch-Pagan pada persamaan (14). Didapatkan nilai Breusch-Pagan sebesar 14,109 dengan *p-value*=0,028. Sehingga tolak H_0 yang berarti ragam antar lokasi berbeda atau terdapat perbedaan karakteristik antara satu titik lokasi pengamatan dengan titik lokasi pengamatan lainnya pada taraf nyata 5%.

4.7 Matriks Pembobot Spasial

Pemodelan GWNBR dilakukan dengan menambahkan pembobot spasial pada tiap titik lokasi. Pembobot yang digunakan dalam penelitian ini ialah fungsi kernel *adaptive bisquare* karena setiap kabupaten/kota memiliki banyak penderita kusta yang berbeda-beda sehingga setiap lokasi wilayah membutuhkan lebar jendela (*bandwidth*) yang berbeda pula. Penentuan *bandwidth* optimum diperlukan untuk pembentukan matriks pembobot spasial. Pemilihan *bandwidth* ini menggunakan *Cross Validation* (CV). Sebelum dilakukan pembentukan matriks pembobot perlu dicari jarak *euclidean* antar kabupaten/kota terlebih dahulu yang dapat dilihat pada Lampiran 1.

Tabel 6 *Bandwidth* kabupaten/kota di Jawa Barat

Kabupaten/Kota	<i>Bandwidth</i>	Kabupaten/Kota	<i>Bandwidth</i>
Bogor	2,1508	Karawang	1,7372
Sukabumi	1,7176	Bekasi	1,9217
Cianjur	1,5228	Bandung Barat	1,2552
Bandung	1,1506	Pangandaran	2,1508
Garut	1,4886	Kota Bogor	1,9752
Tasikmalaya	1,8709	Kota Sukabumi	1,7127
Ciamis	1,8888	Kota Bandung	1,1226
Kuningan	1,9951	Kota Cirebon	1,9314
Cirebon	1,8509	Kota Bekasi	2,0530
Majalengka	1,6714	Kota Depok	2,0917
Sumedang	1,3534	Kota Cimahi	1,2045
Indramayu	1,7099	Kota Tasikmalaya	1,7775
Subang	1,4641	Kota Banjar	2,0735
Purwakarta	1,4966		

Setelah didapatkan jarak antar kabupaten/kota akan terbentuk matriks pembobot untuk menduga parameter di setiap kabupaten/kota di Jawa Barat dengan memasukkan *bandwidth* dan jarak *Eeuclidean* ke dalam fungsi kernel. Matriks pembobot dapat dilihat pada Lampiran 2.

Sebagai contoh Kabupaten Bogor memiliki *bandwidth* 2,1508 dengan pembobot sebagai berikut:

$$W_{(u_1, v_1)} = \text{diag} \begin{pmatrix} 1 & 0,914 & 0,624 & 0,509 & 0,277 & 0,059 & 0,052 & 0,019 & 0,067 \\ 0,156 & 0,364 & 0,135 & 0,508 & 0,740 & 0,774 & 0,849 & 0,668 & 0,985 \\ \mathbf{0} & 0,902 & 0,576 & 0,037 & 0,907 & 0,978 & 0,634 & 0,100 & 0,004 \end{pmatrix}$$

Menurut Lampiran 1 Kabupaten Pangandaran memiliki jarak 2,1509 terhadap Kabupaten Bogor. Nilai tersebut lebih besar dari *bandwidth* optimum Kabupaten Bogor. Menurut persamaan (15), jika suatu jarak bernilai lebih besar dari *bandwidth* maka akan diberi bobot nol. Sehingga Kabupaten Pangandaran diberi bobot nol pada pembobot wilayah Kabupaten Bogor.

4.8 Model *Geographically Weighted Negative Binomial Regression*

4.8.1 Pengujian kesamaan model GWNBR dan binomial negatif

Pemodelan kasus kusta di Jawa Barat dengan metode GWNBR diharapkan memiliki hasil yang lebih baik daripada metode regresi binomial negatif. Pengujian kesamaan model digunakan untuk melihat apakah model binomial negatif memiliki hasil yang berbeda terhadap metode GWNBR. Menurut hasil perhitungan didapatkan F_{hit} sebesar 0,75788 dan $F_{(0,05;20;20)}$ sebesar 2,12415 saat $\alpha = 5\%$. Hal tersebut menandakan F_{hit} bernilai lebih kecil dari nilai $F_{(0,05;20;20)}$. Sehingga tak tolak H_0 yang berarti tidak terdapat perbedaan yang signifikan antara model regresi binomial negatif dan GWNBR dengan pembobot *adaptive bisquare kernel*.

4.8.2 Pengujian parameter model GWNBR

Pengujian signifikansi parameter model GWNBR dilakukan secara serentak dan parsial. Pengujian secara serentak memiliki tujuan untuk mengetahui apakah secara serentak terdapat peubah penjelas yang berpengaruh terhadap model. Berdasarkan hasil perhitungan dihasilkan nilai statistik uji-G sebesar 70,0849. Taraf signifikansi yang digunakan 5% dan nilai $\chi^2_{(0,05;7)}$ sebesar 14,0671. Hal ini menunjukkan bahwa nilai statistik uji-G lebih besar dari nilai $\chi^2_{(0,05;7)}$. Sehingga didapatkan kesimpulan tolak H_0 yang berarti minimal terdapat satu peubah penjelas yang berpengaruh signifikan terhadap model GWNBR.

Hasil pengujian parsial akan menghasilkan parameter yang berbeda-beda untuk tiap kota/kabupaten di Jawa Barat. Dinyatakan tolak H_0 jika memiliki nilai statistik uji Wald lebih besar dari nilai tabel khi-kuadrat sebesar 3,841. Nilai statistik uji Wald pada masing-masing kabupaten/kota dapat dilihat pada Lampiran 3. Berikut ini merupakan peubah-peubah berpengaruh signifikan untuk setiap lokasi:

Tabel 7 Peubah-peubah yang berpengaruh signifikan pada tiap kabupaten/kota di Jawa Barat

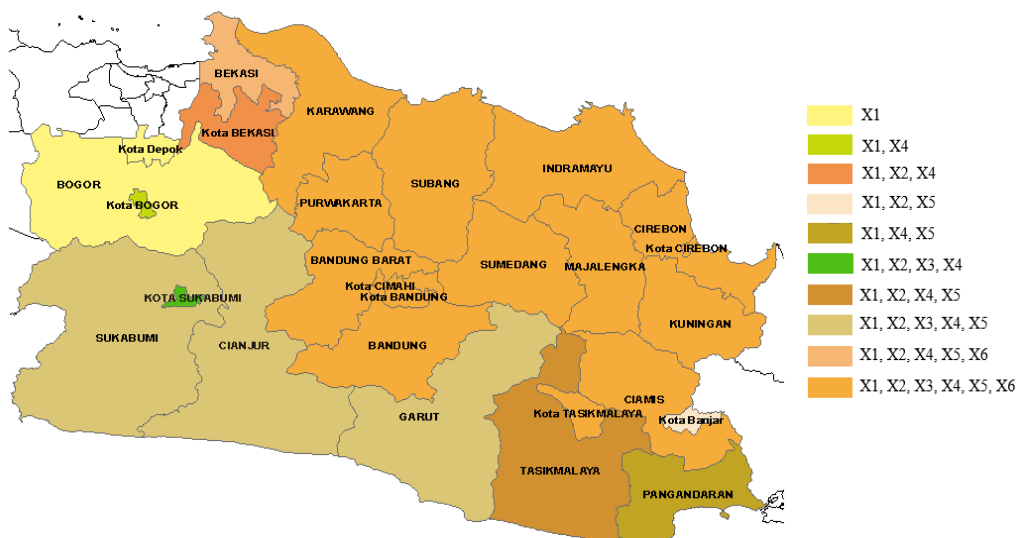
Kabupaten/Kota	Peubah yang signifikan
Bogor	X1
Sukabumi	X1, X2, X3, X4, X5
Cianjur	X1, X2, X3, X4, X5
Bandung	X1, X2, X3, X4, X5, X6
Garut	X1, X2, X3, X4, X5
Tasikmalaya	X1, X2, X3, X4, X5, X6
Ciamis	X1, X2, X3, X4, X5, X6
Kuningan	X1, X2, X3, X4, X5, X6
Cirebon	X1, X2, X3, X4, X5, X6
Majalengka	X1, X2, X3, X4, X5, X6
Sumedang	X1, X2, X3, X4, X5, X6
Indramayu	X1, X2, X3, X4, X5, X6
Subang	X1, X2, X3, X4, X5, X6
Purwakarta	X1, X2, X3, X4, X5, X6
Karawang	X1, X2, X3, X4, X5, X6
Bekasi	X1, X2, X4, X5, X6
Bandung Barat	X1, X2, X3, X4, X5, X6
Pangandaran	X1, X4, X5
Kota Bogor	X1, X4
Kota Sukabumi	X1, X2, X3, X4
Kota Bandung	X1, X2, X3, X4, X5, X6
Kota Cirebon	X1, X2, X3, X4, X5, X6
Kota Bekasi	X1, X2, X4
Kota Depok	X1
Kota Cimahi	X1, X2, X3, X4, X5, X6
Kota Tasikmalaya	X1, X2, X4, X5
Kota Banjar	X1, X2, X5

Kabupaten/kota di Jawa Barat dapat dikelompokkan berdasarkan peubah-peubah yang berpengaruh signifikan terhadap banyaknya penderita kusta. Pengelompokan peubah yang signifikan tiap kabupaten/kota di Jawa Barat disajikan pada Tabel 8.

Tabel 8 Pengelompokan kabupaten/kota di Jawa Barat

Peubah Signifikan	Kabupaten/Kota
X1	Bogor, Kota Depok
X1, X4	Kota Bogor
X1, X2, X4	Kota Bekasi
X1, X2, X5	Kota Banjar
X1, X4, X5	Pangandaran
X1, X2, X3, X4	Kota Sukabumi
X1, X2, X4, X5	Tasikmalaya
X1, X2, X3, X4, X5	Sukabumi, Cianjur, Garut
X1, X2, X4, X5, X6	Bekasi
X1, X2, X3, X4, X5, X6	Bandung, Bandung Barat, Ciamis, Kuningan, Cirebon, Majalengka, Sumedang, Indramayu, Subang, Purwakarta, Karawang, Kota Bandung, Kota Cirebon, Kota Cimahi, Kota Tasikmalaya

Peubah-peubah yang memengaruhi banyaknya kasus kusta di Jawa Barat cukup beragam. Oleh karena itu, kabupaten/kota di Jawa Barat dapat dikelompokkan menjadi sepuluh kelompok. Pengelompokan peubah yang signifikan memengaruhi banyaknya penderita kusta di kabupaten/kota Jawa Barat disajikan pada Gambar 3.



Gambar 3 Peta pengelompokan kabupaten/kota di Jawa Barat

Peubah yang signifikan di seluruh kabupaten/kota di Jawa Barat ialah peubah persentase rumah tangga ber-Perilaku Hidup Bersih dan Sehat (ber-PHBS) (X_1). Persentase rumah tangga yang ber-Perilaku Hidup Bersih dan Sehat (ber-PHBS) didapat dari total rumah tangga yang melakukan 10 indikator PHBS dibagi dengan rumah tangga yang diamati. Sepuluh indikator tersebut, yaitu pertolongan persalinan oleh tenaga kesehatan, bayi diberi ASI eksklusif, balita ditimbang setiap bulan, menggunakan air bersih, mencuci tangan dengan air bersih dan sabun, menggunakan jamban sehat, memberantas jentik di rumah sekali seminggu, makan sayur dan buah setiap hari, melakukan aktivitas fisik setiap hari, dan tidak merokok di dalam rumah (Kemenkes 2019). Merujuk pada 10 indikator PHBS, penggunaan air bersih, mencuci tangan dengan air bersih dan sabun, penggunaan jamban sehat, makan sayur dan buah setiap hari, melakukan aktivitas fisik setiap hari, dan tidak merokok di dalam rumah merupakan indikator PHBS yang berkaitan dengan *personal hygiene*. *Personal hygiene* merupakan salah satu bagian dari perilaku hidup bersih dan sehat. Menurut Noor (2006), *personal hygiene* (kebersihan perseorangan) merupakan tindakan pencegahan yang menyangkut tanggung jawab individu untuk meningkatkan kesehatan serta membatasi penyebaran penyakit menular terutama yang ditularkan melalui kontak langsung seperti halnya kusta. Peubah persentase penduduk miskin tidak berpengaruh signifikan terhadap banyaknya penderita kusta khusus untuk Kabupaten Bogor, Kota Depok, Kota Bogor, dan Kabupaten Pangandaran. Sebagai contoh ditampilkan pengujian parameter pada wilayah ke-1 (u_1, v_1), yaitu Kabupaten Bogor.

Tabel 9 Dugaan parameter Kabupaten Bogor dengan model GWNBR

Parameter	Koefisien	Wald χ^2	Pengaruh
$Z\beta_0$	2,2717	330,8046	***
$Z\beta_1$	-0,0242	266,5938	***
$Z\beta_2$	-0,0639	0,3447	-
$Z\beta_3$	-0,0457	0,9176	-
$Z\beta_4$	-0,0241	1,0863	-
$Z\beta_5$	-0,0375	0,2694	-
$Z\beta_6$	0,0335	0,7678	-

χ^2 : Chi-square

Hasil pengujian Tabel 11 menunjukkan hanya terdapat satu peubah penjelas memiliki nilai statistik Wald lebih besar dari $\chi^2_{(0,05;1)}=3,841$ atau berpengaruh signifikan pada taraf nyata 5% untuk Kabupaten Bogor. Peubah tersebut adalah persentase rumah tangga ber-Perilaku Hidup Bersih dan Sehat (ber-PHBS) (X_1). Sehingga didapatkan model persamaan sebagai berikut:

$$\ln(\mu) = 2,02874 - 0,000094X_1$$

Berdasarkan model GWNBR yang terbentuk, diketahui bahwa peubah persentase rumah tangga ber-Perilaku Hidup Bersih dan Sehat (ber-PHBS) (X_1) berpengaruh negatif terhadap banyaknya kasus kusta di Kabupaten Bogor. Sehingga dapat diinterpretasikan bahwa setiap kenaikan satu persen rumah tangga ber-Perilaku Hidup Bersih dan Sehat (ber-PHBS) (X_1) maka akan menurunkan banyaknya penderita kusta di Kabupaten Bogor sebesar

$\exp(0,000094)$ kali dari kasus awal (identik dengan satu kali dari kasus awal) dengan asumsi peubah lain konstan.

V SIMPULAN DAN SARAN

5.1 Simpulan

Model *Geographically Weighted Negative Binomial Regression* (GWNBR) dengan pembobot *adaptive bisquare kernel* mengelompokkan kabupaten/kota di Jawa Barat menjadi sepuluh kelompok berdasarkan peubah-peubah yang berpengaruh signifikan terhadap banyaknya penderita kusta. Peubah persentase rumah tangga ber-Perilaku Hidup Bersih dan Sehat (ber-PHBS) (X1) menjadi peubah yang signifikan di seluruh kabupaten/kota di Jawa Barat. Peubah persentase penduduk miskin (X2) tidak berpengaruh signifikan terhadap banyaknya penderita kusta hanya pada Kabupaten Bogor, Kota Depok, Kota Bogor, dan Kota Pangandaran.

5.2 Saran

Penulis menyarankan dilakukan penelitian dengan menggunakan pembobot spasial lain seperti pembobot kernel Gaussian dan kernel *adaptive tricube*. Menambah peubah penjas lain pada bidang kesehatan, seperti banyaknya rumah sakit dan rasio puskesmas. Berdasarkan hasil-hasil penelitian tersebut pemerintah daerah dan Dinas Kesehatan Jawa Barat diharapkan dapat membuat kebijakan yang tepat dalam menekan angka penderita kusta.

DAFTAR PUSTAKA

- Adwan L, Rismayanti, Wahiduddin. 2013. Faktor risiko kondisi hunian terhadap kejadian penyakit kusta di Kota Makassar. *Jurnal Universitas Hasanuddin*.
- Agresti A. 2003. *Categorical Data Analysis*. New York: John Willy and Sons
- Anita B, Febriawati H, Yandrizal. 2019. *Puskesmas dan Jaminan Kesehatan Nasional*. Yogyakarta(ID): Deepublish.
- Bakker MI, Hatta M, Kwenang A, Faber WR, Beers SM, Klaster PR, Linda O. 2004. Population Survey to determine risk factors for *Mycobacterium leprae* transmission and infection. *International Journal of Epidemiology*. 33(6): 1329–1336
- [BPS] Badan Pusat Statistik. 2020. *Statistik Daerah Provinsi Jawa Barat 2020*. Bandung(ID): Badan Pusat Statistik
- [BPS] Badan Pusat Statistik. 2020. *Statistik Perumahan Provinsi Jawa Barat 2019*. Bandung(ID): Badan Pusat Statistik
- Cameron AC, Trivedi PK. 1998. *Regression Analysis of Count Data*. United Kingdom(UK): Cambridge University Press
- Chi G, Zhu J. 2019. *Spatial Regression Model for the Social Sciences*. United States(US): SAGE Publications
- [Diskes Jabar] Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Barat. 2020. *Profil Kesehatan Jawa Barat Tahun 2019*. Bandung(ID): Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Barat
- Debataraja NN, Kusnandar D, Mahalalita R, Imroah N. 2021. Penerapan model *geographically and temporally weighted regression* pada kecelakaan lalu lintas. *Jurnal Siger Matematika*. 2(1): 19–24.
- Djuraidah A. 2020. *Monograph Penerapan dan Pengembangan Regresi Spasial dengan Studi Kasus pada Kesehatan, Sosial, dan Ekonomi*. Bogor: IPB Press.
- Fairuzdhiya OU, Rahmawati R, Rusgiyono A. Analisis faktor-faktor yang mempengaruhi kemiskinan di Jawa Tengah menggunakan model galat spasial. *Jurnal Gaussian*. 3(4): 781–790.
- Fotheringham AS, Brunsdon C, Charlton M. 2002. *Geographical Weighted Regression: the analysis of spatially varying relationships*. New York: John Wiley and Sons.
- Greene W. 2007. *Functional Form and Heterogeneity in Models for Count Data*. The Netherlands(NL): Now Publishers.
- Harahap M. 2002. *Ilmu Penyakit Kulit*. Jakarta: Hipokrates.
- Hardin JW, Hilbe JM. 2007. *Generalized Linear Models and Extensions*. Texas(US): Stata Press.
- Hilbe JM. 2011. *Negative Binomial Regression*. Cambridge(UK): Cambridge University Press.
- Kamal M, Martini S. 2015. Kurangnya konseling dan penemuan kasus secara pasif mempengaruhi kejadian kecacatan kusta tingkat II di Kabupaten Sampang. *Jurnal Berkala Epidemiologi*. 3(3): 290–303.
- [Kemkes] Kementerian Kesehatan Republik Indonesia. 2018. *Hapuskan Stigma dan Diskriminasi terhadap Kusta*. Jakarta(ID): Kementerian Kesehatan Republik Indonesia.
- Kerr-Pontes LR, Barreto ML, Evangelista CM, Rodrigues LC, Heukelbach J, Feldmeier H. 2006. Environmental and behavioral risk factors for leprosy in

- North-east Brazil: result of a case-control study. *International Journal of Epidemiology*. 35:994–1000.
- Kora B. 2016. Faktor Risiko kejadian penyakit kusta di wilayah kerja puskesmas Saumlaki Kabupaten Maluku Tenggara Barat tahun 2010–2011. *Media Kesehatan Masyarakat Indonesia*. 9(4):236–242
- Maharani A. 2015. *Penyakit Kulit: Perawatan, Pencegahan, Pengobatan*. Yogyakarta: Pustaka Baru Press.
- Munikah T, Pramoedyo H, Fitriani R. 2014. Pemodelan geographically weighted regression dengan pembobot fixed gaussian kernel pada data spasial (studi kasus ketahanan pangan di Kabupaten Tanah Laut Kalimantan Selatan. *Natural B*. 2(3):296–302.
- Montgomery DC, Peck EA, Vining GG. 2012. *Introduction to Linear Regression Analysis (5th Edition)*. Canada(CA): John Wiley & Sons.
- [Permen] Peraturan Menteri Kesehatan Republik Indonesia Nomor 11 Tahun 2019 tentang Penanggulangan Kusta. Jakarta(ID): Sekretariat Negara.
- Silva AR, Rodrigues TCV. 2013. *Geographically Weighted Negative Binomial Regression – Incorporating Overdispersion*. New York(US): Springer Science.
- Rini DS. 2018. *Geographically weighted negative binomial regression* untuk jumlah kasus demam berdarah *dangue* kabupate/kota Provinsi Bengkulu. *PRISMA Prosiding Seminar Nasional Matematika*. 1: 736–744.
- Suswati I, Maulida AP. 2020. Handwashing promotio and the use of hand sanitizer as a preventive measure on the development of bacteria. *Journal of Community Service and Empowerment*. 1(1): 31–36.
- Winarsih, Wardani RS, Sayono. 2013. Analisis spasial faktor risiko kejadian penyakit kusta di Kabupaten Jepara. *Jurnal Kesehatan Masyarakat Indonesia*. 8(1): 63–77.
- [WHO] World Health Organization. 2020. Weekly Epidemiological Record. 95 (12):105–116.

LAMPIRAN

Lampiran 1 Jarak *Euclidean* antar kabupaten/kota di Jawa Barat

Kabupaten/Kota	Bogor	Sukabumi	Cianjur		Kota Banjar
Bogor	0	0,4509	0,9854	---	2,0736
Sukabumi	0,4509	0	0,5493	---	1,6596
Cianjur	0,9853	0,5493	0	---	1,3386
Bandung	1,1506	0,7201	0,4811	---	0,9429
Garut	1,4793	1,0300	0,5857	---	0,7816
Tasikmalaya	1,8709	1,4258	0,9916	---	0,4815
Ciamis	1,8889	1,4718	1,1539	---	0,1889
Kuningan	1,9952	1,6233	1,4168	---	0,3587
Cirebon	1,8511	1,5315	1,4433	---	0,6834
Majalengka	1,6716	1,3344	1,2337	---	0,6419
Sumedang	1,3536	1,0001	0,9217	---	0,7917
Indramayu	1,7102	1,4701	1,5228	---	1,0542
Subang	1,1525	0,9604	1,1580	---	1,2799
Purwakarta	0,8032	0,5649	0,8276	---	1,3652
Karawang	0,7446	0,6644	1,0450	---	1,5906
Bekasi	0,6020	0,6475	1,1116	---	1,7838
Bandung Barat	0,9180	0,5384	0,5750	---	1,1583
Pangandaran	2,1509	1,7177	1,3282	---	0,2469
Kota Bogor	0,1826	0,3058	0,8549	---	1,8934
Kota Sukabumi	0,4814	0,0671	0,5057	---	1,6642
Kota Bandung	1,0553	0,6676	0,6110	---	1,0212
Kota Cirebon	1,9316	1,6042	1,4941	---	0,6390
Kota Bekasi	0,4672	0,6270	1,1411	---	1,9265
Kota Depok	0,2225	0,4891	1,0364	---	1,9912
Kota Cimahi	0,9708	0,5880	0,5865	---	1,1057
Kota Tasikmalaya	1,7776	1,3537	1,0215	---	0,3176
Kota Banjar	2,0736	1,6596	1,3386	---	0

Lampiran 2 Matriks pembobot spasial setiap kabupaten/kota di Jawa Barat

Kabupaten /Kota	Bogor	Sukabumi	Cianjur	Bandung	Garut	Tasikmalaya	Ciamis	Kuningan	Cirebon
Bogor	1,00	0,87	0,34	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Sukabumi	0,91	1,00	0,76	0,37	0,27	0,18	0,15	0,11	0,10
Cianjur	0,62	0,81	1,00	0,68	0,71	0,52	0,39	0,25	0,15
Bandung	0,51	0,68	0,81	1,00	0,87	0,72	0,71	0,59	0,53
Garut	0,28	0,41	0,73	0,78	1,00	0,91	0,80	0,60	0,44
Tasikmalaya	0,06	0,10	0,33	0,35	0,86	1,00	0,92	0,73	0,49
Ciamis	0,05	0,07	0,18	0,33	0,69	0,92	1,00	0,93	0,77
Kuningan	0,02	0,01	0,02	0,10	0,36	0,69	0,92	1,00	0,93
Cirebon	0,07	0,04	0,01	0,09	0,23	0,50	0,77	0,94	1,00
Majalengka	0,16	0,16	0,12	0,33	0,41	0,60	0,83	0,93	0,97
Sumedang	0,36	0,44	0,40	0,72	0,61	0,64	0,79	0,80	0,84
Indramayu	0,14	0,07	0,00	0,02	0,06	0,25	0,52	0,76	0,92
Subang	0,51	0,47	0,18	0,27	0,16	0,22	0,40	0,53	0,67
Purwakarta	0,74	0,80	0,50	0,53	0,31	0,27	0,36	0,39	0,46
Karawang	0,77	0,72	0,28	0,20	0,08	0,10	0,18	0,25	0,34
Bekasi	0,85	0,74	0,22	0,06	0,01	0,02	0,07	0,12	0,18
Bandung Barat	0,67	0,81	0,74	0,87	0,61	0,49	0,54	0,49	0,50
Pangandaran	0,00	0,00	0,06	0,06	0,56	0,93	0,94	0,82	0,56
Kota Bogor	0,99	0,94	0,47	0,08	0,05	0,03	0,03	0,03	0,03
Kota Sukabumi	0,90	1,00	0,79	0,37	0,29	0,19	0,15	0,10	0,08
Kota Bandung	0,58	0,72	0,70	0,93	0,70	0,59	0,64	0,59	0,59
Kota Cirebon	0,04	0,02	0,00	0,05	0,20	0,51	0,79	0,96	1,00
Kota Bekasi	0,91	0,75	0,19	0,01	0,00	0,00	0,02	0,04	0,08
Kota Depok	0,98	0,84	0,29	0,01	0,00	0,00	0,01	0,01	0,02
Kota Cimahi	0,63	0,78	0,73	0,90	0,65	0,53	0,58	0,53	0,54
Kota Tasikmalaya	0,10	0,14	0,30	0,49	0,80	0,95	0,99	0,88	0,73
Kota Banjar	0,00	0,00	0,05	0,11	0,52	0,87	0,98	0,94	0,75

Lampiran 2 Matriks pembobot spasial setiap kabupaten/kota di Jawa Barat

Kabupaten /Kota	Majalengka	Sumedang	Indramayu	Subang	Purwakarta	Karawang	Bekasi	Bandung Barat	Pangandaran
Bogor	0,00	0,00	0,00	0,14	0,51	0,67	0,81	0,22	0,00
Sukabumi	0,13	0,21	0,07	0,32	0,74	0,73	0,79	0,67	0,13
Cianjur	0,21	0,29	0,04	0,14	0,48	0,41	0,44	0,62	0,38
Bandung	0,64	0,79	0,38	0,49	0,70	0,57	0,53	0,89	0,61
Garut	0,51	0,54	0,18	0,14	0,31	0,23	0,22	0,49	0,78
Tasikmalaya	0,52	0,38	0,16	0,02	0,06	0,04	0,04	0,11	0,95
Ciamis	0,79	0,61	0,44	0,15	0,13	0,10	0,08	0,16	0,96
Kuningan	0,90	0,60	0,68	0,24	0,11	0,11	0,09	0,06	0,85
Cirebon	0,97	0,71	0,90	0,50	0,26	0,28	0,22	0,13	0,66
Majalengka	1	0,88	0,87	0,62	0,43	0,40	0,33	0,36	0,70
Sumedang	0,92	1,00	0,75	0,76	0,72	0,62	0,54	0,75	0,65
Indramayu	0,86	0,62	1,00	0,73	0,38	0,46	0,39	0,15	0,41
Subang	0,70	0,73	0,80	1,00	0,87	0,88	0,80	0,61	0,29
Purwakarta	0,52	0,66	0,50	0,86	1,00	0,96	0,90	0,88	0,27
Karawang	0,36	0,42	0,44	0,84	0,94	1,00	0,98	0,64	0,12
Bekasi	0,19	0,21	0,27	0,67	0,84	0,97	1,00	0,47	0,04
Bandung Barat	0,60	0,78	0,44	0,71	0,92	0,80	0,75	1,00	0,43
Pangandaran	0,54	0,25	0,19	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	1,00
Kota Bogor	0,04	0,06	0,03	0,30	0,68	0,78	0,87	0,43	0,02
Kota Sukabumi	0,11	0,18	0,05	0,27	0,69	0,68	0,74	0,64	0,13
Kota Bandung	0,70	0,87	0,51	0,70	0,86	0,73	0,67	0,98	0,53
Kota Cirebon	0,95	0,64	0,86	0,41	0,18	0,21	0,16	0,08	0,69
Kota Bekasi	0,08	0,08	0,14	0,50	0,74	0,91	0,98	0,34	0,01
Kota Depok	0,02	0,03	0,04	0,31	0,65	0,81	0,92	0,31	0,00
Kota Cimahi	0,64	0,82	0,47	0,71	0,90	0,78	0,72	1,00	0,47
Kota Tasikmalaya	0,78	0,67	0,42	0,19	0,20	0,15	0,13	0,27	0,94
Kota Banjar	0,73	0,43	0,38	0,06	0,03	0,03	0,02	0,02	0,97

Lampiran 2 Matriks pembobot spasial setiap kabupaten/kota di Jawa Barat

Kabupaten /Kota	Kota Bogor	Kota Sukabumi	Kota Bandung	Kota Cirebon	Kota Bekasi	Kota Depok	Kota Cimahi	Kota Tasikmalaya	Kota Banjar
Bogor	0,00	0,00	0,00	0,14	0,51	0,67	0,81	0,22	0,00
Sukabumi	0,13	0,21	0,07	0,32	0,74	0,73	0,79	0,67	0,13
Cianjur	0,21	0,29	0,04	0,14	0,48	0,41	0,44	0,62	0,38
Bandung	0,64	0,79	0,38	0,49	0,70	0,57	0,53	0,89	0,61
Garut	0,51	0,54	0,18	0,14	0,31	0,23	0,22	0,49	0,78
Tasikmalaya	0,52	0,38	0,16	0,02	0,06	0,04	0,04	0,11	0,95
Ciamis	0,79	0,61	0,44	0,15	0,13	0,10	0,08	0,16	0,96
Kuningan	0,90	0,60	0,68	0,24	0,11	0,11	0,09	0,06	0,85
Cirebon	0,97	0,71	0,90	0,50	0,26	0,28	0,22	0,13	0,66
Majalengka	1,00	0,88	0,87	0,62	0,43	0,40	0,33	0,36	0,70
Sumedang	0,92	1,00	0,75	0,76	0,72	0,62	0,54	0,75	0,65
Indramayu	0,86	0,62	1,00	0,73	0,38	0,46	0,39	0,15	0,41
Subang	0,70	0,73	0,80	1,00	0,87	0,88	0,80	0,61	0,29
Purwakarta	0,52	0,66	0,50	0,86	1,00	0,96	0,90	0,88	0,27
Karawang	0,36	0,42	0,44	0,84	0,94	1,00	0,98	0,64	0,12
Bekasi	0,19	0,21	0,27	0,67	0,84	0,97	1,00	0,47	0,04
Bandung Barat	0,60	0,78	0,44	0,71	0,92	0,80	0,75	1,00	0,43
Pangandaran	0,54	0,25	0,19	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	1,00
Kota Bogor	0,04	0,06	0,03	0,30	0,68	0,78	0,87	0,43	0,02
Kota Sukabumi	0,11	0,18	0,05	0,27	0,69	0,68	0,74	0,64	0,13
Kota Bandung	0,70	0,87	0,51	0,70	0,86	0,73	0,67	0,98	0,53
Kota Cirebon	0,95	0,64	0,86	0,41	0,18	0,21	0,16	0,08	0,69
Kota Bekasi	0,08	0,08	0,14	0,50	0,74	0,91	0,98	0,34	0,01
Kota Depok	0,02	0,03	0,04	0,31	0,65	0,81	0,92	0,31	0,00
Kota Cimahi	0,64	0,82	0,47	0,71	0,90	0,78	0,72	1,00	0,47
Kota Tasikmalaya	0,78	0,67	0,42	0,19	0,20	0,15	0,13	0,27	0,94
Kota Banjar	0,01	0,00	0,03	0,79	0,01	0,01	0,02	0,94	1,00

Lampiran 3 Nilai statistik uji Wald untuk dugaan parameter model GWNBR tiap kabupaten/kota di Jawa Barat

Kabupaten /Kota	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6
Bogor	330,8046	266,5938	0,3447	0,9176	1,0863	0,2694	0,7678
Sukabumi	2399,4877	1060,0184	15,2479	8,3036	16,1197	5,0124	0,4356
Cianjur	2992,8314	1530,4763	48,0895	25,8485	15,8673	10,2377	0,2010
Bandung	6589,3927	3110,3354	538,4051	47,5413	64,7741	90,7460	9,7713
Garut	3208,9609	2104,8766	338,8539	32,4465	23,7472	69,7280	3,6305
Tasikmalaya	637,0557	1267,4239	116,9795	1,3683	3,9676	78,2742	2,5990
Ciamis	1200,6954	2050,8247	275,7960	9,7084	12,7996	149,1668	5,3605
Kuningan	805,7910	1821,1018	267,5474	8,8276	15,8403	157,1215	4,5952
Cirebon	1432,0984	1743,7757	763,1378	14,1489	49,0392	166,4607	11,4629
Majalengka	2853,9347	2399,6199	1134,8633	24,7147	72,0610	189,3031	22,5551
Sumedang	5607,0066	3133,5405	1214,8663	39,9781	97,3645	166,4218	32,3650
Indramayu	1149,0253	1098,7313	931,2011	9,0584	60,5007	109,3248	20,7001
Subang	2654,9541	1350,0582	877,1971	13,7086	74,1823	76,4271	46,9663
Purwakarta	4431,4203	1786,4569	438,1593	17,8994	66,1924	51,7869	20,0153
Karawang	1925,2321	804,8106	230,4238	5,6968	32,8974	22,4112	16,2001
Bekasi	933,5240	400,2451	58,3944	1,6291	11,4880	6,4044	3,9363
Bandung Barat	6673,6344	2768,6284	498,1290	35,4852	77,0732	73,9717	13,5185
Pangandaran	8,3057	466,9392	1,5584	83,4474	0,0002	0,0417	7,3742
Kota Bogor	926,9858	470,4671	2,4543	1,6386	5,4420	1,2756	0,5160
Kota Sukabumi	2186,8942	1032,0922	9,9312	8,7029	13,4380	3,7105	0,9518
Kota Bandung	7033,8704	3125,9435	685,4738	42,6113	85,2325	100,8334	18,0603
Kota Cirebon	1072,8584	1643,8205	537,3795	11,6705	35,2117	158,5268	7,1840
Kota Bekasi	539,4490	247,5296	10,0485	0,5170	3,8491	1,6957	0,1781
Kota Depok	520,0857	274,7851	1,6023	0,5439	2,5224	0,7445	0,2189
Kota Cimahi	6869,7083	2919,7888	571,7709	38,4558	81,0034	84,2391	15,4575
Kota Tasikmalaya	1997,2204	2311,5601	421,9421	18,5314	20,6885	149,9057	7,1248
Kota Banjar	182,5855	1383,9100	37,7659	0,6727	1,9782	78,6178	2,8329

Lampiran 4 Penduga parameter model GWNBR tiap kabupaten/kota di Jawa Barat

Kabupaten /Kota	\emptyset	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6
Bogor	0,704	2,271	-0,024	-0,065	-0,045	-0,023	-0,038	0,034
Sukabumi	0,699	2,253	-0,058	-0,066	-0,094	-0,050	-0,013	0,077
Cianjur	0,690	2,239	-0,091	-0,085	-0,096	-0,063	-0,010	0,089
Bandung	0,688	2,235	-0,167	-0,090	-0,141	-0,119	0,045	0,087
Garut	0,676	2,237	-0,201	-0,087	-0,144	-0,128	0,050	0,073
Tasikmalaya	0,655	2,224	-0,308	-0,029	-0,193	-0,177	0,099	-0,017
Ciamis	0,669	2,209	-0,316	-0,069	-0,221	-0,203	0,105	0,003
Kuningan	0,677	2,195	-0,353	-0,089	-0,269	-0,237	0,116	-0,022
Cirebon	0,686	2,195	-0,348	-0,115	-0,267	-0,229	0,118	0,012
Majalengka	0,686	2,205	-0,307	-0,110	-0,228	-0,201	0,109	0,045
Sumedang	0,689	2,221	-0,236	-0,101	-0,182	-0,160	0,083	0,073
Indramayu	0,692	2,197	-0,344	-0,120	-0,258	-0,217	0,126	0,029
Subang	0,697	2,223	-0,243	-0,100	-0,188	-0,157	0,095	0,067
Purwakarta	0,697	2,240	-0,162	-0,083	-0,147	-0,115	0,054	0,076
Karawang	0,700	2,247	-0,163	-0,078	-0,146	-0,111	0,058	0,064
Bekasi	0,702	2,267	-0,120	-0,063	-0,119	-0,085	0,037	0,051
Bandung Barat	0,693	2,237	-0,154	-0,086	-0,141	-0,113	0,044	0,085
Pangandaran	0,647	1,603	-0,376	0,719	0,006	-0,013	0,385	0,051
Kota Bogor	0,703	2,271	-0,039	-0,054	-0,077	-0,038	-0,018	0,053
Kota Sukabumi	0,699	2,251	-0,052	-0,068	-0,089	-0,045	-0,019	0,077
Kota Bandung	0,691	2,233	-0,173	-0,091	-0,148	-0,124	0,053	0,085
Kota Cirebon	0,684	2,192	-0,359	-0,113	-0,281	-0,240	0,118	-0,005
Kota Bekasi	0,703	2,287	-0,069	-0,047	-0,086	-0,056	0,010	0,037
Kota Depok	0,704	2,285	-0,038	-0,048	-0,067	-0,037	-0,014	0,037
Kota Cimahi	0,692	2,236	-0,161	-0,088	-0,144	-0,117	0,048	0,085
Kota Tasikmalaya	0,672	2,219	-0,287	-0,082	-0,200	-0,184	0,092	0,032
Kota Banjar	0,663	2,141	-0,355	0,029	-0,230	-0,220	0,147	-0,049

RIWAYAT HIDUP

Penulis dilahirkan di kota Jakarta, pada 20-Desember-1998 sebagai anak dari pasangan Alm. H. Solahuddin dan HJ. Aliyah. Pendidikan sekolah menengah atas (SMA) ditempuh di SMAN 13 Jakarta dan pada tahun 2017 penulis diterima sebagai mahasiswa program sarjana (S-1) di Jurusan Statistika Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam IPB.

Selama mengikuti program S-1, penulis aktif menjadi asisten responsi mata kuliah Metode Peramalan Deret Waktu (Januari 2021–Mei 2021), Metode Statistika (Agustus 2020–Desember 2020 dan Agustus 2019–Desember 2019). Selain di bidang akademik, penulis juga aktif mengikuti kepanitian dan organisasi. Tahun 2019 penulis mengikuti Himpunan Profesi GSB (Gamma Sigma Beta) sebagai Badan Pengawas dan anggota *Public Relations* The 13th Statistika Ria. Penulis juga berkesempatan melakukan praktik lapang di Indekstat pada divisi Data Analis, pada 2020.