

**PERBANDINGAN FUNGSI PEMBOBOT PADA MODEL
GEOGRAPHICALLY WEIGHTED NEGATIVE BINOMIAL REGRESSION
(GWNBR) DALAM KASUS DEMAM BERDARAH *DENGUE* (DBD) DI
KABUPATEN MOJOKERTO**

SKRIPSI



**UIN SUNAN AMPEL
S U R A B A Y A**

**Disusun Oleh
WARDATUL MAGHFIROH
NIM H72215034**

**PROGRAM STUDI MATEMATIKA
FAKULTAS SAINS DAN TEKNOLOGI
UNIVERSITAS ISLAM NEGERI SUNAN AMPEL
SURABAYA**

2019

PERNYATAAN KEASLIAN

Saya yang bertanda tangan di bawah ini,

Nama : Wardatul Maghfiroh

NIM : H72215034

Program Studi : Matematika

Angkatan : 2015

Menyatakan bahwa saya tidak melakukan plagiat dalam penulisan skripsi yang berjudul "Perbandingan Fungsi Pembobot Pada Model *Geographically Weighted Negative Binomial Regression (GWNBR)* dalam Kasus Demam Berdarah Dengue (DBD) di Kabupaten Mojokerto". Apabila suatu saat nanti terbukti saya melakukan tindakan plagiat, maka saya bersedia menerima sanksi yang telah ditetapkan.

Demikian pernyataan keaslian ini saya buat dengan sebenar-benarnya.

Surabaya, 08 Juli 2019

Yang menyatakan,



(Wardatul Maghfiroh)

NIM H72215034

LEMBAR PERSETUJUAN DOSEN PEMBIMBING

Skripsi oleh

NAMA : Wardatul Maghfiroh

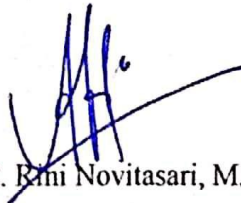
NIM : H72215034

JUDUL : Perbandingan Fungsi Pembobot Pada Model *Geographically Weighted Negative Binomial Regression (GWNBR)* dalam Kasus Demam Berdarah Dengue (DBD) di Kabupaten Mojokerto

Ini telah diperiksa dan disetujui untuk diujikan.

Surabaya, 04 Juli 2019

Dosen Pembimbing 1



(Dian C. Rini Novitasari, M.Kom)

NIP.198511242014032001

Dosen Pembimbing 2



(Putrouc Keumala Intan, M.Si)

NIP. 198805282018012001

PENGESAHAN

I SKRIPSI

Skripsi oleh

NAMA : Wardatul Maghfiroh

NIM : H72215034

JUDUL : Perbandingan Fungsi Pembobot Pada Model *Geographically Weighted Negative Binomial Regression (GWNBR)* dalam Kasus Demam Berdarah Dengue (DBD) Di Kabupaten Mojokerto

Telah dipertahankan di depan tim penguji skripsi

Pada hari Selasa Tanggal 09 Juli 2019

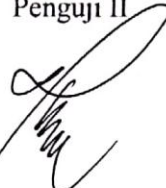
Penguji I



(Dian C. Rini Novitasari, M.Kom)

NIP.198511242014032001

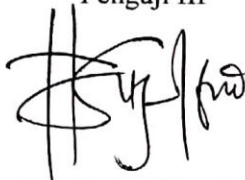
Penguji II



(Putrone Keumala Intan, M.Si)

NIP. 198805282018012001

Penguji III



(Yuniar Farida, MT)

NIP.197905272014032002

Penguji IV



(Nurissaidah Ulinnuha, M.Kom)

NIP. 199011022014032004

Mengetahui,

Dekan Fakultas Sains dan Teknologi

UN Sunan Ampel Surabaya



(Purwati, M.Ag)

NIP.196512211990022001



**KEMENTERIAN AGAMA
UNIVERSITAS ISLAM NEGERI SUNAN AMPEL SURABAYA
PERPUSTAKAAN**

Jl. Jend. A. Yani 117 Surabaya 60237 Telp. 031-8431972 Fax.031-8413300
E-Mail: perpus@uinshy.ac.id

**LEMBAR PERNYATAAN PERSETUJUAN PUBLIKASI
KARYA ILMIAH UNTUK KEPENTINGAN AKADEMIS**

Sebagai sivitas akademika UIN Sunan Ampel Surabaya, yang bertanda tangan di bawah ini, saya:

Nama : WARDATUL MAGHFIRAH
NIM : H12215034
Fakultas/Jurusan : SAINS DAN TEKNOLOGI
E-mail address : wardamaghfirah19.04@gmail.com

Demi pengembangan ilmu pengetahuan, menyetujui untuk memberikan kepada Perpustakaan UIN Sunan Ampel Surabaya, Hak Bebas Royalti Non-Eksklusif atas karya ilmiah :

☒ Sekripsi ☐ Tesis ☐ Desertasi ☐ Lain-lain (.....)

yang berjudul :

Pembandingan Fungsi Pembobot Pada Model Geographically Weighted
Negative Binomial Regression (GWNBR) Dalam Kasus Demam
Berdarah Dengue (DBD) Di Kabupaten Mojokerto

berserta perangkat yang diperlukan (bila ada). Dengan Hak Bebas Royalti Non-Eksklusif ini Perpustakaan UIN Sunan Ampel Surabaya berhak menyimpan, mengalih-media/format-kan, mengelolanya dalam bentuk pangkalan data (database), mendistribusikannya, dan menampilkan/mempublikasikannya di Internet atau media lain secara *fulltext* untuk kepentingan akademis tanpa perlu meminta ijin dari saya selama tetap mencantumkan nama saya sebagai penulis/pencipta dan atau penerbit yang bersangkutan.

Saya bersedia untuk menanggung secara pribadi, tanpa melibatkan pihak Perpustakaan UIN Sunan Ampel Surabaya, segala bentuk tuntutan hukum yang timbul atas pelanggaran Hak Cipta dalam karya ilmiah saya ini.

Demikian pernyataan ini yang saya buat dengan sebenarnya.

Surabaya, 29 Juli 2019

Penulis

(WARDATUL MAGHFIRAH)
nama terang dan tanda tangan

COMPARISON OF KERNEL FUNCTION IN GEOGRAPHICALLY WEIGHTED NEGATIVE BINOMIAL REGRESSION (GWNBR) MODEL IN A DENGUE HAEMORRHAGIC FEVER (DHF) CASE IN MOJOKERTO REGENCY

X

Salah satu metode untuk memodelkan adalah menggunakan analisis regresi. Analisis regresi merupakan salah satu metode untuk menentukan ada tidaknya hubungan sebab akibat antara variabel respon dengan variabel prediktor. Analisis regresi yang memperhatikan faktor heterogenitas spasial adalah *Geographically Weighted Regression (GWR)*. Namun metode ini digunakan ketika distribusi data adalah distribusi *Gaussian* atau variabel respon yang kontinu (Ricardo, 2016). Untuk mengatasi variabel respon yang tidak kontinu atau diskrit maka dapat digunakan *Geographically Weighted Poisson Regression (GWPR)*. Selain GWPR terdapat juga pengembangan dari metode tersebut yaitu metode *Geographically Weighted Negative Binomial Regression (GWNBR)*.

[illegible]

Berdasarkan latar belakang yang telah dijelaskan, maka rumusan yang ada di dalam penelitian ini adalah

- ### 1.3.Tujuan

1.3.1. Untuk mengetahui model jumlah kasus DBD di Kabupaten Mojokerto Tahun 2017 menggunakan metode *Geographically Weighted Negative Binomial Regression (GWNBR)* dengan enam jenis fungsi pembobot yang berbeda

1.4. Manfaat Penelitian

1.4. Manfaat Penelitian

Manfaat dari penelitian ini dibagi menjadi dua, yaitu secara teoritis dan praktis sebagai berikut:

- 1.4.1. Manfaat secara teoritis, penelitian ini untuk meningkatkan pengetahuan tentang penerapan dari metode *Geographically Weighted Negative Binomial Regression (GWNBR)* dalam bidang kesehatan. Memberikan wawasan tentang penggunaan fungsi pembobot pada model GWNBR.
- 1.4.2. Manfaat secara praktis, hasil yang didapat dari penelitian ini diharapkan dapat memberikan informasi tambahan kepada pemerintah khususnya Kabupaten Mojokerto dalam menangani pencegahan penyakit DBD. Dinas Kesehatan Kabupaten Mojokerto juga semakin tepat sasaran dalam melakukan upaya-upaya pencegahan di tiap-tiap kecamatannya. Juga sebagai informasi pengambilan kebijakan bagi tiap kecamatan di kabupaten Mojokerto untuk program pencegahan dan penanggulangan penyakit DBD.

- 1.4.2. Manfaat secara praktis, hasil yang didapat dari penelitian ini diharapkan dapat memberikan informasi tambahan kepada pemerintah khususnya Kabupaten Mojokerto dalam menangani pencegahan penyakit DBD. Dinas Kesehatan Kabupaten Mojokerto juga semakin tepat sasaran dalam melakukan upaya-upaya pencegahan di tiap-tiap kecamatannya. Juga sebagai informasi pengambilan kebijakan bagi tiap kecamatan di kabupaten Mojokerto untuk program pencegahan dan penanggulangan penyakit DBD.

1.5.Batasan Masalah

Dalam penelitian ini, terdapat beberapa batasan masalah yaitu sebagai berikut:

- 1.5.1. Data yang digunakan pada penelitian ini adalah data jumlah kasus Demam Berdarah *Dengue* di Kabupaten Mojokerto pada Tahun 2017.

2.1.DBD (Demam Berdarah *Dengue*)

Penyakit demam berdarah *dengue* masih merupakan salah satu masalah kesehatan masyarakat yang utama di Indonesia. Jumlah penderita dan luas daerah penyebarannya semakin bertambah dari tahun ke tahun seiring meningkatnya mobilitas dan kepadatan penduduk di Indonesia. Penyakit ini pertama kali ditemukan di Indonesia pada tahun 1968 di Surabaya, dimana terdapat 58 orang yang terinfeksi dan 24 orang diantaranya yang meninggal dunia (Kementerian Kesehatan RI, 2010).

Meningkatnya jumlah kasus dan wilayah yang terjangkit disebabkan oleh semakin baiknya sarana transportasi penduduk, terdapat pemukiman baru, kurangnya kesadaran manusia terhadap pembersihan sarang nyamuk. Penyakit ini dapat diderita oleh orang yang sebagian besar tinggal di lingkungan lembab dan pinggiran kumuh. Hal ini dikarenakan nyamuk *Aedes aegypti* lebih menyukai tempat yang gelap, berbau, dan lembab (Rini, 2018).

2.1.1.4. Presentase rumah tangga berperilaku hidup bersih dan sehat (PHBS) (X_3) adalah hasil bagi antara jumlah rumah tangga yang berperilaku hidup sehat terhadap jumlah rumah tangga yang dipantau di tiap kecamatan. PHBS merupakan rumah tangga yang seluruh anggotanya hidup bersih dan sehat, yang meliputi 10 indikator dan salah satunya adalah memberantas jentik di rumah sekali seminggu. Melakukan kegiatan memberantas jentik maka akan dapat mengurangi atau mencegah penularan penyakit DBD.

$$Rasio = \frac{\text{jumlah dokter umum}}{\text{jumlah penduduk}} \times 2.500 \quad (2.1)$$
[illegible]

Pada persamaan fungsi padat peluang tersebut yang menunjukkan kondisi overdispersi adalah ketika nilai $\theta > 1$. Mengestimasi parameter pada regresi binomial negatif digunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) (Rahmayanti & Rizki, 2018). Fungsi *likelihood* yang digunakan adalah sebagai berikut:

$$L(\beta, \theta_i) = \prod_{i=1}^n \left[\frac{\Gamma(y_i + \theta^{-1})}{\Gamma(\theta^{-1}) y_i!} \left(\frac{1}{1 + \theta \mu_i} \right)^{\theta^{-1}} \left(\frac{\theta \mu_i}{1 + \theta \mu_i} \right)^{y_i} \right] \quad (2.7)$$

dengan $\frac{r(y_i + \theta^{-1})}{r(\theta^{-1})} = \prod_{r=0}^{y_i-1} (r + \theta^{-1})$, maka fungsi *likelihood* menjadi seperti pada persamaan (2.8).

$$L(\beta, \theta_i) = \prod_{i=1}^n (\prod_{r=1}^{y_i-1} (r + \theta^{-1})) \frac{1}{(y_i!)} \left(\frac{1}{1 + \theta \mu_i} \right)^{\theta-1} \left(\frac{\theta \mu_i}{1 + \theta \mu_i} \right)^{y_i} \quad (2.8)$$

Selanjutnya, dari fungsi Persamaan (2.8) diambil nilai log-nya seperti pada persamaan (2.9) berikut:

$$\ln\{L(\beta, \theta_i)\} = \sum_{i=1}^n [\sum_{r=0}^{y_i-1} (\ln(r + \theta^{-1})) - \ln(y_i!) + y_i \ln(\theta \mu_i) - (\theta^{-1} + y_i) \ln(1 + \theta \mu_i)] \quad (2.9)$$

Selanjutnya Persamaan (2.9) diturunkan terhadap koefisien β sebagai berikut :

$$\frac{\partial L(\beta, \theta_i)}{\partial \beta_0} = \sum_{i=1}^n \left[y_i - (\theta^{-1} + y_i) \left(\frac{\theta \mu_i}{1 + \theta \mu_i} \right) \right] = \sum_{i=1}^n \left[\frac{y_i - \mu_i}{1 + \theta \mu_i} \right] = 0$$

$$\frac{\partial L(\beta, \theta_i)}{\partial \beta_1} = \sum_{i=1}^n \left[y_i x_{i1} - (y_i + \theta^{-1}) \left(\frac{\theta \mu_i x_{i1}}{1 + \theta \mu_i} \right) \right]$$

$$= \sum_{i=1}^n \left[\frac{(y_i - \mu_i)x_{i1}}{1 + \theta \mu_i} \right]$$

$$= \sum_{i=1}^n \left[\frac{\mu_i}{1+\theta\mu_i} \frac{(y_i - \mu_i)x_{i1}}{\mu_i} \right] = 0$$

⋮

16

Bentuk persamaan matriks dari turunan pertama fungsi log-likelihood terhadap parameter β yaitu $\mathbf{q} = \mathbf{X}^T \mathbf{W} \mathbf{z}$, dengan $\mathbf{X}$ merupakan matriks $n \times c$ dari variabel prediktor, $\mathbf{W}$ merupakan matriks pembobot diagonal ke- i dan $\mathbf{z}$ merupakan vektor matriks baris ke- i dengan elemen-elemennya sebagai berikut: $w_i = \frac{\mu_i}{1 + \theta \mu_i}$ dan $z_i = \frac{y_i - \mu_i}{\mu_i}$ dengan $i = 1, 2, \dots, n$

Turunan pertama dari fungsi *log-likelihood* terhadap parameter dispersi θ adalah :

$$\begin{aligned} \frac{\partial L(\beta, \theta_i)}{\partial \theta} &= \sum_{i=1}^n \left[-\theta^{-2} \sum_{r=0}^{y_i-1} \frac{1}{(r+\theta^{-1})} + \frac{y_i}{\theta} + \theta^{-2} \ln(1 + \theta \mu_i) - \frac{(\theta^{-1} + y_i) \mu_i}{1 + \theta \mu_i} \right] = 0 \\ &= \sum_{i=1}^n \left[-\theta^{-2} \sum_{r=0}^{y_i-1} \frac{1}{(r+\theta^{-1})} + \theta^{-2} \ln(1 + \theta \mu_i) + \frac{y_i - \mu_i}{(1 + \theta \mu_i) \theta} \right] = 0 \quad (2.10) \end{aligned}$$

Turunan kedua dari fungsi *log-likelihood* terhadap parameter dispersi θ adalah :

$$\frac{\partial^2 \mathcal{L}(\beta, \theta_i)}{\partial \theta^2} = \sum_{i=1}^n \left[\theta^{-3} \sum_{r=0}^{y_i-1} \frac{(2r+\theta^{-1})}{(r+\theta^{-1})^2} - 2\theta^{-3} \ln(1 + \theta \mu_i) + \frac{-\theta^2 \mu_i}{(1+\theta \mu_i)} - \frac{(y_i - \mu_i)(1+2\theta \mu_i)}{(\theta + 2\theta^2 \mu_i)^2} \right] \quad (2.11)$$

Turunan parsial kedua fungsi *log-likelihood* terhadap parameter koefisien regresi β sebagai berikut.

$$\frac{\partial^2 L(\beta, \theta_i)}{\partial \beta_0^2} = -\sum_{i=1}^n \left[\frac{(1+\theta y_i) \mu_i}{(1+\theta \mu_i)^2} \right] \quad (2.12)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 L(\beta, \theta_i)}{\partial \beta_0 \partial \beta_k} &= \sum_{i=1}^n \left[\frac{-\mu_i x_{ik}(1+\theta\mu_i) - (y_{ik} - \mu_i)(\theta\mu_i x_{ik})}{(1+\theta\mu_i)^2} \right] \\ &= \sum_{i=1}^n \left[\frac{(1+\theta y_i)\mu_i x_{ik}}{(1+\theta\mu_i)^2} \right] \end{aligned} \quad (2.13)$$

Misal turunan parsial pertama dari $L(\beta, \theta_i)$ terhadap $\beta_k, k \leq p$ adalah:

$$\frac{\partial L(\beta, \theta_i)}{\partial \beta_k} = \sum_{i=1}^n \left[\frac{(y_i - \mu_i) x_{ik}}{1 + \theta \mu_i} \right] = 0, \quad \text{maka turunan parsial kedua terhadap}$$

$\beta_u, u \leq p$ sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 L(\beta, \theta_i)}{\partial \beta_u \partial \beta_k} &= \sum_{i=1}^n \left[\frac{-\mu_i x_{iu} x_{ik} (1 + \theta \mu_i) - (y_i - \mu_i)(\theta \mu_i x_{ik} x_{iu})}{(1 + \theta \mu_i)^2} \right] \\ &= -\sum_{i=1}^n \left[\frac{(1 + \theta y_i) \mu_i x_{ik} x_{iu}}{(1 + \theta \mu_i)^2} \right] \end{aligned} \quad (2.14)$$

Ekspektasi dari turunan kedua *log-likelihood* seperti pada persamaan (2.14) berikut:

$$E\left(-\frac{\partial^2 L(\beta, \theta_i)}{\partial \beta_u \partial \beta_k}\right) = \sum_{i=1}^n \left[\frac{\mu_i x_{ip} x_{iu}}{(1 + \theta \mu_i)} \right] \quad (2.15)$$

Jika persamaan (2.15) dinyatakan dalam matriks I yaitu matriks yang ekspektasi negatif dari turunan kedua *log-likelihood* maka $I = X^T W X$, dengan X merupakan matriks dari variabel prediktor, W merupakan matriks *weight* diagonal ke- i dengan elemen $w_i = \frac{\theta \mu_i}{1 + \theta \mu_i}$.

Dalam mengestimasi parameter model regresi binomial negatif melalui langkah-langkah sebagai berikut:

- Menentukan estimasi awal θ contohnya $\hat{\theta}_1 = 0$
- Menentukan maksimum *likelihood* dari parameter β dengan iterasi *Fisher scoring* dengan asumsi $\theta = \hat{\theta}_1$

$$\hat{\beta}_{m+1} = \hat{\beta}_m + (\mathbf{X}^T \mathbf{W}_i \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{W}_i \mathbf{z}_i \quad (2.16)$$

Iterasi berakhir jika diperoleh $\|\hat{\beta}_{m+1} - \hat{\beta}_m\| \leq \varepsilon$

- Melakukan iterasi *Newton Raphson* satu dimensi agar mendapatkan estimasi parameter θ dengan menggunakan $\hat{\beta}$.

$$\begin{aligned} \ln\{L(\beta(u_i, v_i), \theta_i | y_i, x_i)\} = \\ \sum_{i=1}^n \left[\left(\sum_{r=1}^{y_i-1} \ln(r + \theta(u_i, v_i)^{-1}) \right) - \ln(y_i!) + y_i \ln \left(\theta(u_i, v_i) \exp(x_i^T \beta_{(u_i, v_i)}) \right) - \right. \\ \left. (\theta(u_i, v_i)^{-1} + y_i) \ln \left(1 + \theta(u_i, v_i) \exp(x_i^T \beta_{(u_i, v_i)}) \right) \right] \end{aligned} \quad (2.23)$$

Terdapat faktor pembobot pada model GWNBR yang memiliki nilai berbeda untuk tiap lokasi dan menunjukkan sifat lokal pada model, faktor tersebut adalah faktor letak geografis. Oleh karena itu, pembobot letak geografis diberikan pada bentuk persamaan *log-likelihood* seperti pada persamaan (2.24) berikut:

$$\begin{aligned} \ln\{L(\beta(u_i, v_i), \theta_i | y_i, x_i)\} = & \sum_{i=1}^n w_j(u_i, v_i) \left[\sum_{i=1}^n \left((\sum_{r=1}^{y_i-1} \ln(r + \theta(u_i, v_i)^{-1})) - \ln(y_i!) + \right. \right. \\ & y_i \ln(\theta(u_i, v_i) \exp(x_i^T \beta_{(u_i, v_i)})) - \\ & \left. \left. (\theta(u_i, v_i)^{-1} + y_i) \ln(1 + \theta(u_i, v_i) \exp(x_i^T \beta_{(u_i, v_i)})) \right) \right] \end{aligned} \quad (2.24)$$

Misal:

$$\begin{aligned} a &= (\sum_{r=1}^{y_i-1} \ln(r + \theta(u_i, v_i)^{-1})) - \ln(y_i!) \\ b &= y_i \ln(\theta(u_i, v_i) \exp(x_i^T \beta_{(u_i, v_i)})) \\ c &= (\theta(u_i, v_i)^{-1} + y_i) \ln(1 + \theta(u_i, v_i) \exp(x_i^T \beta_{(u_i, v_i)})) \end{aligned}$$

Maka diperoleh bentuk persamaan sebagai berikut:

$$\ln\{L(\beta(u_i, v_i), \theta_i | y_i, x_i)\} = \sum_{i=1}^n w_i(u_i, v_i)[a + b - c] \quad (2.25)$$

Turunan pertama dari fungsi *likelihood* $\ln\{L(\beta(u_i, v_i), \theta_i | y_i, x_i)\}$ terhadap parameter dispersi θ adalah:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln L(\beta(u_i, v_i), \theta_i | y_i, x_i)}{\partial \theta_i} &= \sum_{i=1}^n w_j(u_i, v_i) \left[\frac{\partial a}{\partial \theta_i} + \frac{\partial b}{\partial \theta_i} - \frac{\partial c}{\partial \theta_i} \right] \\ \frac{\partial a}{\partial \theta_i} &= -\theta(u_i, v_i)^{-2} \sum_{r=0}^{y_i-1} \frac{1}{(r + \theta(u_i, v_i))^{-1}} \end{aligned} \quad (2.26)$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial d}{\partial \theta_i} &= \frac{\exp(x_i^T \beta_{(u_i, v_i)})}{(1 + \theta(u_i, v_i) \exp(x_i^T \beta_{(u_i, v_i)})) \theta(u_i, v_i)^2} - \frac{2 \ln(1 + \theta(u_i, v_i) \exp(x_i^T \beta_{(u_i, v_i)}))}{\theta(u_i, v_i)^3} \\
\frac{\partial e}{\partial \theta_i} &= - \frac{\exp(x_i^T \beta_{(u_i, v_i)})}{(1 + \theta(u_i, v_i) \exp(x_i^T \beta_{(u_i, v_i)}))^2 \theta(u_i, v_i)^2} - \frac{(\exp(x_i^T \beta_{(u_i, v_i)}))^2 (\theta(u_i, v_i)^{-1} + y_i)}{(1 + \theta(u_i, v_i) \exp(x_i^T \beta_{(u_i, v_i)}))^2 \theta(u_i, v_i)^2} \\
\frac{\partial^2 b}{\partial \theta_i^2} &= \frac{\partial d}{\partial \theta_i} - \frac{\partial e}{\partial \theta_i} \\
&= 2 \left(\frac{\exp(x_i^T \beta_{(u_i, v_i)})}{(1 + \theta(u_i, v_i) \exp(x_i^T \beta_{(u_i, v_i)}))^2 \theta_i^2} \right) - \frac{2 \ln(1 + \theta_i \exp(x_i^T \beta_{(u_i, v_i)}))}{\theta_i^3} + \frac{(y_i + \theta_i^{-1}) (\exp(x_i^T \beta_{(u_i, v_i)}))^2}{(1 + \theta(u_i, v_i) \exp(x_i^T \beta_{(u_i, v_i)}))^2}
\end{aligned}$$

Untuk mendapatkan estimasi parameter $\beta(u_i, v_i)$ maka persamaan $\ln L(.)$ terhadap $\beta^T(u_i, v_i)$ adalah :

$$\frac{\partial \ln L(\beta(u_i, v_i), \theta_i | y_i, x_i)}{\partial \beta^T(u_i, v_i)} = \sum_{i=1}^n w_j(u_i, v_i) \left[\frac{\partial a}{\partial \beta^T(u_i, v_i)} + \frac{\partial b}{\partial \beta^T(u_i, v_i)} - \frac{\partial c}{\partial \beta^T(u_i, v_i)} \right] \quad (2.29)$$

$$\frac{\partial a}{\partial \beta^T(u_i, v_i)} = 0$$

$$\frac{\partial b}{\partial \beta^T(u_i, v_i)} = \frac{y_i}{\exp(\beta^T(u_i, v_i) x_i)} \theta(u_i, v_i) \exp(\beta^T(u_i, v_i) x_i) x_i$$

$$\frac{\partial c}{\partial \beta^T(u_i, v_i)} = (\theta(u_i, v_i)^{-1} + y_i) \frac{\theta(u_i, v_i) \exp(\beta^T(u_i, v_i) x_i) x_i}{1 + \theta(u_i, v_i) \exp(\beta^T(u_i, v_i) x_i)}$$

Nilai-nilai di atas disubstitusikan dan disederhanakan menjadi seperti persamaan berikut:

$$\frac{\partial \ln L(\beta(u_i, v_i), \theta_i | y_i, x_i)}{\partial \beta^T(u_i, v_i)} = \sum_{i=1}^n w_j(u_i, v_i) \left[\frac{y_i - \exp(x_i \beta^T(u_i, v_i)) x_i}{1 + \theta_i \exp(x_i \beta^T(u_i, v_i))} \right] \quad (2.30)$$

Turunan parsial kedua logaritma fungsi *likelihood* terhadap parameter regresi $\beta(u_i, v_i)$ adalah :

$$\frac{\partial^2 \ln L(\beta(u_i, v_i), \theta_i | y_i, x_i)}{\partial \beta^T(u_i, v_i) \partial \beta(u_i, v_i)} = \frac{\partial b}{\partial \beta^T(u_i, v_i) \partial \beta(u_i, v_i)} - \frac{\partial c}{\partial \beta^T(u_i, v_i) \partial \beta(u_i, v_i)} \quad (2.31)$$

$$\frac{\partial b}{\partial \beta^T(u_i, v_i) \partial \beta(u_i, v_i)} = 0$$

Setelah diberi pembobot maka menjadi:

Turunan parsial kedua logaritma fungsi *likelihood* terhadap parameter regresi $\beta(u_i, v_i)$ dan dispersi θ_i adalah :

Turunan-turunan parsial dari persamaan log-*likelihod* tersebut, jika dinyatakan dalam bentuk matriks menjadi sebagai berikut:

Dalam proses mengestimasi parameter koefisien regresi diperoleh menggunakan metode iterasi numerik Newton-Raphson. Metode tersebut digunakan untuk memperoleh solusi dari fungsi *log-likelihood* maka didapatkan nilai yang cukup konvergen sebagai estimasi bagi tiap-tiap parameter. Algoritma untuk metode *Newton Raphson* adalah sebagai berikut:

- $$\hat{\beta}_0 = [\theta_0 \quad \beta_{00} \quad \dots \quad \beta_{p0}], \text{ dengan iterasi pada saat } m = 0$$

- dengan p merupakan banyak parameter yang diestimasi.

- Membentuk matriks Hessian H yang elemennya adalah:

$$H(\hat{\beta}_{(m)})_{(p+1)(p+1)} = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \ln L(\beta(u_i, v_i), \theta_i | y_i, x_i)}{\partial \theta_i^2} & \frac{\partial^2 \ln L(\beta(u_i, v_i), \theta_i | y_i, x_i)}{\partial \theta_1 \beta_0} & \dots & \frac{\partial^2 \ln L(\beta(u_i, v_i), \theta_i | y_i, x_i)}{\partial \theta_1 \beta_p} \\ & \frac{\partial^2 \ln L(\beta(u_i, v_i), \theta_i | y_i, x_i)}{\partial \beta_0^2} & \dots & \frac{\partial^2 \ln L(\beta(u_i, v_i), \theta_i | y_i, x_i)}{\partial \beta_0 \beta_p} \\ & & \ddots & \vdots \\ \text{simetris} & & & \frac{\partial^2 \ln L(\beta(u_i, v_i), \theta_i | y_i, x_i)}{\partial \beta_p^2} \end{bmatrix}_{\beta = \hat{\beta}_{(m)}}$$

Matriks ini disebut juga matriks informasi.

- Melakukan iterasi mulai dari $m = 0$ pada persamaan berikut:

$$\hat{\beta}_{(m+1)} = \hat{\beta}_{(m)} - \left(H_{(m)} \beta_{(m)} \right)^{-1} \left(g_{(m)} \beta_{(m)} \right)$$

- Iterasi berakhir ketika nilai estimasi yang diperoleh sudah konvergen ke suatu nilai atau $\hat{\beta}_{(m+1)} \approx \hat{\beta}_{(m)}$.

Jika penaksiran parameter yang konvergen belum tercapai, maka kembali ke langkah ke-2 hingga konvergen. Penaksiran parameter yang konvergen jika diperoleh $\|\hat{\beta}_{(m+1)} - \hat{\beta}_{(m)}\| < \varepsilon$, ε adalah bilangan yang sangat kecil.

2.4.1. Pengujian Hipotesis Model *Geographically Weighted Negative Binomial Regression* (GWNBR)

Terdapat tiga macam pengujian parameter untuk model GWNBR yaitu:

2.5.1.1. Pengujian kesamaan model GWNBR dengan regresi binomial negatif

Dalam menguji kesamaan antara model GWNBR dengan model binomial negatif maka hipotesisnya adalah sebagai berikut :

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

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

persamaan (2.33) berikut:

dimana:

Model B: model GWNBR

2.5.1.2. Pengujian secara simultan

$$H_0: \beta_1(u_i, v_i) = \dots = \beta_k(u_i, v_i) = 0$$
$$i = 1, 2, \dots, n; j = 0, 1, 2, \dots, k$$

berikut:

Dimana: $D(\hat{\beta})$ adalah nilai *devians*

Dimana: $D(\hat{\beta})$ adalah nilai *devians*

dari fungsi maksimum *log-likelihood*. Berikut adalah rumus untuk menghitung nilai *devians*.

$$D(\hat{\beta}) = 2(\ln L(\hat{\Omega}) - \ln L(\hat{\omega})) \quad (2.36)$$

dimana:

$$D(\hat{\beta}) = \text{nilai devians}$$

$$L(\hat{\Omega}) = \prod_{i=1}^n (\prod_{r=0}^{y_i-1} (r + \hat{\theta}^{-1})) \frac{1}{(y_i!)} \left(\frac{1}{1 + \hat{\theta} \hat{\mu}_i} \right)^{\hat{\theta}-1} \left(\frac{\partial \hat{\mu}_i}{1 + \hat{\theta} \hat{\mu}_i} \right)^{y_i}$$

$$\ln\{L(\hat{\Omega})\} = \sum_{i=1}^n [(\ln \sum_{r=0}^{y_i-1} (r + \hat{\theta}^{-1})) - \ln(y_i!) + y_i \ln(\hat{\theta} \hat{\mu}_i) - (\hat{\theta}^{-1} + y_i) \ln(1 + \hat{\theta} \hat{\mu}_i)]$$

dengan $\hat{\mu}_i = \exp(\hat{\beta}_0(u_i, v_i) + \sum_{j=1}^k \hat{\beta}_j(u_i, v_i) \square_{ij})$

$$L(\hat{\omega}) = \prod_{i=1}^n (\prod_{r=0}^{y_i-1} (r + \hat{\theta}^{-1})) \frac{1}{(y_i!)} \left(\frac{1}{1 + \hat{\theta} \hat{\mu}_i} \right)^{\hat{\theta}^{-1}} \left(\frac{\hat{\theta} \hat{\mu}_i}{1 + \hat{\theta} \hat{\mu}_i} \right)^{y_i}$$

$$\ln\{L(\hat{\omega})\} = \sum_{i=1}^n [(\ln \sum_{r=0}^{y_i-1} (r + \hat{\theta}^{-1})) - \ln(y_i!) + y_i \ln(\hat{\theta} \hat{\mu}_{\text{莢}}) - (\hat{\theta}^{-1} + y_i) \ln(1 + \hat{\theta} \hat{\mu}_i)]$$

dengan $\hat{\mu}_i = \exp(\hat{\beta}_0(u_i, v_i))$.

Dimana $\ln L(\hat{\Omega})$ merupakan fungsi log-likelihood model lengkap melibatkan variabel prediktor dan $\ln L(\hat{\omega})$ merupakan fungsi log-likelihood model tidak lengkap tanpa melibatkan variabel prediktor. Nilai *devians* terkecil adalah model yang paling baik.

2.6.Fungsi Pembobot Kernel

Fungsi pembobot adalah bertujuan untuk memberikan hasil estimasi parameter yang berbeda pada tiap lokasi yang beda. Pada analisis spasial estimasi parameter di suatu lokasi ke- i lebih dipengaruhi oleh titik-titik yang berdekatan dengan lokasi tersebut daripada titik-titik yang jauh (Ramadhan &

Fungsi *adaptive* kernel memiliki *bandwith* (b) yang berbeda tiap titik pengamatan. Berikut merupakan jenis fungsi *adaptive* kernel:

a. Fungsi *Adaptive Gaussian Kernel*

$$w_{ij} = \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{d_{ij}}{b_i} \right)^2 \right]$$

b. Fungsi *Fixed Bisquare Kernel*

$$w_{ij} = \begin{cases} \left(1 - \left(\frac{d_{ij}}{b_i}\right)^2\right)^2 & d_{ij} < b_i \\ 0 & \text{lainnya} \end{cases}$$

c. Fungsi *Fixed Tricube Kernel*

$$w_{ij} = \begin{cases} \left(1 - \left(\frac{d_{ij}}{b_i}\right)^3\right)^3 & d_{ij} < b_i \\ 0 & \text{lainnya} \end{cases}$$

dimana :

$$i, j = 1, 2, \dots, n; i \neq j$$

d_{ij} = jarak *euclidean* antar lokasi pengamatan i dengan lokasi j

b_i = lebar *bandwith* pada lokasi pengamatan ke- i

(*Variance Inflation Factor*). Untuk mencari nilai VIF menggunakan rumus pada Persamaan (2.3). Jika nilai $VIF > 10$ maka terdapat multikolinearitas pada variabel prediktor, sehingga perlu penanganan terlebih dahulu.

2. Uji heterogenitas spasial data. Dalam pengujian ini digunakan uji *Breusch-Pagan*. Dalam mencari nilai BP menggunakan rumus pada Persamaan (2.18). Jika nilai $BP > X^2_{(\alpha,k)}$ maka terdapat heterogenitas spasial pada data.
3. Selanjutnya langkah awal dalam memodelakan dengan *GW* adalah menghitung jarak *Euclidean* antar lokasi pengamatan berdasarkan posisi geografisnya. Mencari jarak *Euclidean* menggunakan rumus pada Persamaan (2.4).

- (*Variance Inflation Factor*). Untuk mencari nilai VIF menggunakan rumus pada Persamaan (2.3). Jika nilai $VIF > 10$ maka terdapat multikolinearitas pada variabel prediktor, sehingga perlu penanganan terlebih dahulu.
2. Uji heterogenitas spasial data. Dalam pengujian ini digunakan uji *Breusch-Pagan*. Dalam mencari nilai BP menggunakan rumus pada Persamaan (2.18). Jika nilai $BP > X^2_{(\alpha,k)}$ maka terdapat heterogenitas spasial pada data.
 3. Selanjutnya langkah awal dalam memodelakan dengan *GW* adalah menghitung jarak *Euclidean* antar lokasi pengamatan berdasarkan posisi geografisnya. Mencari jarak *Euclidean* menggunakan rumus pada Persamaan (2.4).

6. Melakukan estimasi parameter setiap model GWNBR menggunakan MLE (*Maximum Likelihood Estimation*) yang dibantu dengan metode *Newton Raphson*.
7. Menguji kesamaan setiap model GWNBR dengan regresi binomial negatif. Jika $F_{hit} > F_{(\alpha, df_A, df_B)}$ maka terdapat perbedaan signifikan antara model binomial negatif dengan model GWNBR dan perlu dilakukan pengujian secara simultan pada parameter model GWNBR
8. Menguji parameter setiap model GWNBR secara simultan dan parsial. Selanjutnya didapatkan model GWNBR.
9. Membandingkan setiap model GWNBR menggunakan nilai *devians* minimum dengan rumus Persamaan (2.36).

BAB IV

4.1. Deskripsi Data Penelitian

1. y : Jumlah kasus DBD di setiap kecamatan
2. x_1 : Presentase rumah/bangunan bebas jentik nyamuk *Aedes*
3. x_2 : Presentase rumah sehat
4. x_3 : Kepadatan penduduk
5. x_4 : Presentase rumah tangga berperilaku hidup bersih dan sehat (PHBS)
6. x_5 : Rasio tenaga medis
7. x_6 : Rasio sarana kesehatan

Pada Tabel 4.2 menunjukkan nilai rata rata presentase rumah sehat sebesar 61,51%. Hal ini menunjukkan bahwa setiap 100 rumah tangga di tiap kecamatan di kabupaten Mojokerto rata-rata terdapat 62 rumah yang termasuk dalam kriteria rumah sehat. Selanjutnya, nilai maksimum pada presentase rumah sehat adalah sebesar 78,17% terdapat pada kecamatan M (Pacet).

Rata-rata kepadatan penduduk (x_3) di Kabupaten Mojokerto adalah sebesar 1780 orang disetiap meter persegi. Jumlah kepadatan penduduk terkecil adalah di kecamatan Dawarblandong sebesar 920 orang per meter persegi, sedangkan kepadatan penduduk terbesar adalah di kecamatan Sooko sebesar 3172 orang per meter persegi.

Pada Tabel 4.2 juga menunjukkan bahwa rata-rata presentase rumah tangga ber-PHBS (x_4) di kabupaten Mojokerto sebesar 52,50%. Dapat rata-rata setiap 100 rumah di tiap kecamatan terdapat 53 rumah tangga yang ber-PHBS. Kecamatan dengan presentase rumah tangga ber-PHBS tertinggi dengan nilai sebesar 79,08 adalah di kecamatan E

Rata-rata rasio tenaga medis (x_5) sebesar 0,14. Rasio tenaga medis terbesar dengan nilai rasio sebesar 0,9 adalah di kecamatan N (Pungging). Hal ini menunjukkan kecamatan tersebut adalah kecamatan yang memiliki tenaga medis (dokter umum) terbanyak dari semua kecamatan di kabupaten Mojokerto. Sedangkan nilai rasio terendah sebesar 0,04 terdapat pada kecamatan C (Dlanggu).

Rata-rata rasio sarana kesehatan(x_6) berupa puskesmas sebesar 2,187. Rasio sarana kesehatan tertinggi adalah di kecamatan E (Gondang). Sedangkan nilai terendah pada rasio sarana kesehatan adalah sebesar 1,55 terdapat pada kecamatan O (Puri).

Pada penelitian ini variabel prediktor yang digunakan adalah sebanyak 6 variabel. Sebelum melakukan analisis regresi yang terdapat lebih dari satu variabel prediktor perlu dilakukan pengecekan pada data yang digunakan untuk mengetahui ada atau tidaknya kasus multikolinearitas. Jika terjadi kasus multikolinearitas dapat menyebabkan estimasi parameter yang dihasilkan akan memiliki error yang sangat besar. Deteksi multikolinearitas pada penelitian ini dilihat dari nilai VIF. Nilai VIF dari masing-masing variabel prediktor dapat dilihat pada Tabel 4.3 sebagai berikut:

Tabel 4.3 Nilai VIF variabel prediktor

x_i	Nilai VIF
x_1	2.331975
x_2	1.332918
x_3	2.569772
x_4	1.513181
x_5	1.596266
x_6	1.429372

Berdasarkan Tabel 4.3 dapat diketahui bahwa semua variabel prediktor memiliki nilai $VIF < 10$. Ini menunjukkan bahwa tidak terdapat variabel prediktor yang terdapat korelasi dengan variabel prediktor lainnya atau tidak terdapat kasus multikolinearitas. Oleh karena itu, semua variabel prediktor diikutsertakan dalam analisis regresi.

4.3. Pemodelan Regresi Binomial Negatif

Jumlah kasus DBD di Mojoketo merupakan data cacah/*count* maka untuk memodelkan dapat menggunakan regresi binomial negatif yang memiliki parameter dispersi. Nilai parameter dispersi ($\hat{\theta}$) yang diperoleh tergantung pada data yang dimiliki. Dalam mengestimasi parameter dispersi dan parameter-parameter variabel prediktor menggunakan metode MLE (*Maximum Likelihood Estimation*) yang dibantu oleh *software R*. Nilai estimasi $\hat{\theta}$ yang diperoleh adalah sebesar 3,4686. Hasil estimasi parameter-parameter variabel prediktor pada model regresi binomial negatif yang diperoleh dapat dilihat pada Tabel 4.4 sebagai berikut:

Tabel 4.4 Estimasi parameter model Regresi Binomial Negatif

Parameter	Estimasi	Z hitung
$\hat{\beta}_0$	-0.8820551	-0.222
$\hat{\beta}_1$	0.0173111	0.459
$\hat{\beta}_2$	-0.0026116	-0.224
$\hat{\beta}_3$	0.0005906	1.590
$\hat{\beta}_4$	0.0300903	2.272
$\hat{\beta}_5$	0.2936656	0.299
$\hat{\beta}_6$	-0.4337207	-1.326
Devians $(D(\hat{\beta}))$	29,68	

Selanjutnya menguji parameter model secara serentak. Hipotesis dari pengujian serentak adalah sebagai berikut:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6$$

$$H_1: \text{minimal ada satu } \beta_j \neq 0$$

Nilai *devians* dari hasil *output* tersebut adalah 29,680. Berdasarkan hasil pengujian dengan taraf signifikansi 5% didapatkan nilai X^2 dengan db sebesar 6 yaitu 12,59, karena nilai $D(\hat{\beta}) > X^2_{(0,05,6)}$ maka tolak H_0 yang berarti minimal terdapat satu parameter yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

Model yang dihasilkan dari regresi binomial negatif sebagai berikut:

$$\hat{\mu} = \exp(-0,8820 + 0,0173X_1 - 0,0026X_2 + 0,0005X_3 + 0,0300X_4 + 0,2936X_5 - 0,4337X_6)$$

4.4. Heterogenitas Spasial

Sebelum membuat model *Geographically Weighted Negative Binomial Regression* (GWNBR) dilakukan pengujian heterogenitas spasial. Dalam

43

Hipotesisnya adalah sebagai berikut:

$$H_0: \sigma^2(u_i, v_i) = \dots = \sigma^2(u_n, v_n) = \sigma^2 \text{ (variansi antarlokasi adalah sama)}$$

H_1 : minimal $\nexists$ satu $\sigma^2(u_i, v_i) \neq \sigma^2$ (variansi antarlokasi adalah tidak sama)

Uji ini dilakukan menggunakan *software* R diperoleh nilai BP (*Breusch-Pagan*) sebesar 4,2718 dan nilai *p-value* sebesar 0,64. Keputusan yang didapatkan adalah terima H_0 karena nilai BP $< \chi^2_{(0,05,6)}$. Dapat disimpulkan bahwa terdapat homogenitas spasial pada data DBD di Mojokerto 2017 atau dapat dikatakan bahwa variansi antarlokasi adalah sama. Namun dalam penelitian ini tetap ingin mengetahui efek spasial maka dapat dilanjutkan pemodelan dengan menggunakan GWNBR (*Geographically Weighted Negative Binomial Regression*).

4.5. Pemodelan GWNBR (*Geographically Weighted Negative Binomial Regression*)

Pemodelan GWNBR dilakukan dengan menambahkan pembobotan spasial. Pada penelitian ini pembobot yang digunakan adalah fungsi *fixed* kernel dan *adaptive* kernel dengan total fungsi kernel adalah sebanyak 6 jenis fungsi yang berbeda. Selanjutnya adalah membuat matriks pembobot, sebelum pembentukan matriks pembobot maka perlu dicari jarak antar kecamatan di Kabupaten Mojokerto dan penentuan *bandwith* optimum. Dalam mencari jarak antar kecamatan menggunakan rumus *Euclidean* sebagai berikut.

Contohnya dalam mencari jarak antara kecamatan Bangsal (u_1, v_1) ke kecamatan Dawarblandong (u_2, v_2) atau disimbolkan dengan d_{12} . Perhitungannya adalah sebagai berikut.

Kabupaten Mojokerto mempunyai 18 kecamatan, maka jarak antar kecamatan akan membentuk matriks 18×18 seperti berikut.

Hasil dari perhitungan jarak Euclidean antar kecamatan dapat dilihat pada Lampiran 4. Selanjutnya menentukan *bandwith* pada tiap jenis fungsi kernel.

Dalam mencari *bandwith* menggunakan CV (*Cross Validation*) dengan bantuan *software* R. Pada penelitian ini menggunakan 6 fungsi kernel maka nilai *bandwith* masing-masing kernel berbeda. Nilai *bandwith* tersebut adalah sebagai berikut.

	Fixed Bi-square (FB)	Fixed Gaussian (FG)	Fixed Tricube (FT)
h	0.4053961	0.4054141	0.4054227

Pada Tabel 4.5, dapat diketahui pada jenis fungsi *Fixed* kernel, *bandwith* yang didapatkan hanya ada satu karena pada fungsi ini memiliki *bandwith* yang sama pada tiap titik pengamatan.

Tabel 4.6 Bandwith fungsi Adaptive kernel

i	h_i	Adaptive Bi-Square (AB)	Adaptive Gaussian (AG)	Adaptive Tricube (AT)
1	h_1	0.1847677	0.1766407	0.1708543
2	h_2	0.3531858	0.3370091	0.2939579
3	h_3	0.2270266	0.1828535	0.1421458
4	h_4	0.2815115	0.2513075	0.2329838
5	h_5	0.3369516	0.2869275	0.1978965
6	h_6	0.3244404	0.265758	0.2133178
7	h_7	0.3222141	0.2924931	0.2720284
8	h_8	0.3177696	0.2869428	0.2662424
9	h_9	0.2375643	0.2086296	0.1499493
10	h_{10}	0.2045929	0.1959714	0.1573604
11	h_{11}	0.2060078	0.1960259	0.1800658
12	h_{12}	0.2928993	0.2804824	0.2212702
13	h_{13}	0.3531531	0.3129255	0.226925
14	h_{14}	0.2470983	0.2321684	0.1939574
15	h_{15}	0.1930466	0.1692627	0.1678394
16	h_{16}	0.2369025	0.2166744	0.1764597
17	h_{17}	0.3470859	0.3177784	0.2383958
18	h_{18}	0.2204834	0.2020064	0.178969

Sedangkan pada Tabel 4.6, dapat diketahui bahwa hasil perhitungan *bandwith* pada tiap jenis fungsi *Adaptive* kernel berbeda tiap lokasi pengamatan, hal ini karena nilai *bandwith* pada tiap titik lokasi. Pada Tabel 4.6 kolom h_i adalah *bandwith* tiap lokasi pengamatan yaitu kecamatan-kecamatan yang ada di Kabupaten Mojokerto, h_1 sampai dengan h_{18} adalah nama kecamatan seperti pada Tabel 4.1.

Setelah didapatkan jarak antar kecamatan dan *bandwith* tiap fungsi pembobot maka dapat dibentuk matriks pembobot dengan memasukkan jarak

dan *bandwidth* ke dalam rumus tiap fungsi kernel. Matriks pembobot dapat dilihat pada tiap fungsi kernel dapat dilihat pada Lampiran 5 sampai dengan Lampiran 10. Matriks pembobot ini digunakan untuk melakukan estimasi parameter model GWNBR di tiap kecamatan di Kabupaten Mojokerto. Dalam mengestimasi parameter dibantu oleh *software* R. Hasil estimasi parameter tiap fungsi pembobot dan tiap kecamatan dapat dilihat pada Lampiran 17 sampai dengan Lampiran 22.

4.5.1. Pengujian kesamaan model GWNBR dengan regresi binomial

negatif

Pengujian kesamaan model ini dilakukan untuk mengetahui apakah model GWNBR berbeda signifikan dengan model regresi binomial negatif. Hipotesisnya sebagai berikut:

$$H_0: \beta_j(u_i, v_i) = \beta_j; i = 1, 2, \dots, 18; j = 0, 1, 2, \dots, 6$$

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

Uji ini dilakukan pada masing-masing model GWNBR dengan fungsi pembobot. Hasil perhitungan F_{hit} pada masing-masing model GWNBR dan model regresi binomial negatif dengan *software* R adalah sebagai berikut:

Tabel 4.7 Nilai F_{hit} pada tiap fungsi kernel

	F_{hit}		F_{hit}
AB	11.3710	FB	11.7558
AG	11.8201	FG	11.9264
AT	11.2260	FT	11.7932

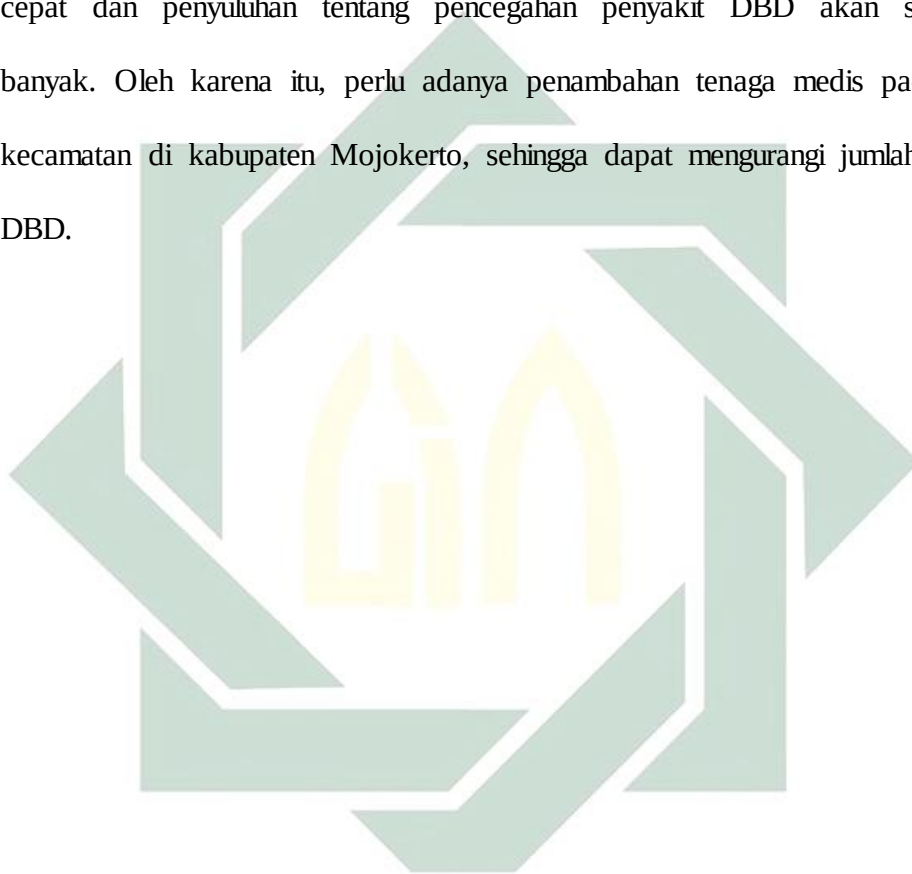
Nilai F hitung pada masing-masing pembobot dibandingkan dengan F tabel. Nilai F tabel sebesar $F_{(0,05;6;6)} = 4.28$. Dari tabel tersebut dapat

Pembobot AT didapatkan 4 pengelompokkan. Kelompok 1 dengan variabel presentase rumah bebas jentik nyamuk Aedes (x_1), kepadatan penduduk (x_3), presentase rumah tangga ber-PHBS (x_4). Kelompok 2 adalah variabel kepadatan penduduk (x_3), rumah tangga ber-PHBS (x_4), rasio tenaga medis (x_5). Kelompok 3 adalah variabel variabel presentase rumah bebas jentik nyamuk Aedes (x_1), presentase rumah sehat (x_2), kepadatan penduduk (x_3), presentase rumah tangga ber-PHBS (x_4). Kelompok 4 dengan presentase rumah bebas jentik nyamuk Aedes (x_1), kepadatan penduduk (x_3), presentase rumah tangga ber-PHBS (x_4), rasio tenaga medis (x_5).

[illegible]

[illegible]

Pada kelompok-kelompok yang didapatkan tersebut Dinas Kesehatan Kabupaten Mojokerto dapat melakukan upaya pencegahan penyakit DBD di



5.2.1. Dalam memodelkan jumlah kasus DBD pada penelitian ini menggunakan 6 (enam) variabel prediktor, perlu ditambahkan variabel-variabel lain yang mungkin dapat mempengaruhi jumlah kasus DBD.

5.2.2. Dalam penelitian ini untuk membandingkan model tiap fungsi kernel menggunakan nilai *devians*. Dalam penelitian selanjutnya dapat menggunakan metode pembandingan yang lain.

DAFTAR PUSTAKA

- Amaliasari, C. (2015). Penggunaan Pembobot Adaptive Gaussian Kernel dan Adaptive Bisquare Kernel Pada Model Geographically Weighted Negative Binomial Regression (GWNBR). *Jurnal Mahasiswa Statistika*, 3(3).
- Arief, S. (2019). Penderita DBD di Kabupaten Mojokerto Alami Peningkatan. Retrieved February 28, 2019, from <https://faktualnews.co/2019/01/08/penderita-dbd-di-kabupaten-mojokerto-alami-peningkatan/117087/>
- Bahreisy, S. (1992). *Tanbihul Ghafilin (Peringatan Bagi Yang Lupa)* (5th ed.). Surabaya: PT Bina Ilmu.
- BPS Provinsi Jawa Timur. (2018). *Provinsi Jawa Timur Dalam Angka (Jawa Timur Province in Figures) 2018*. Surabaya: BPS Provinsi Jawa Timur.
- Chariris, M. (2019). Kasus DBD di KabupatenMeningkat, Dewan Mengaku Kaget.
- Hidayanti, U., Latra, I. N., & Puhadi. (2015). Pemodelan dan Pemetaan Jumlah Kasus DBD di Kota Surabaya dengan Geographically Weighted Negative Binomial Regression (Gwnbr) dan Flexibly Shaped Spatial Scan Statistic. *Jurnal Sains Dan Seni ITS*, 4(2).
- Kementerian Kesehatan RI. (2010). Buletin Jendela Epidemiologi. <https://doi.org/ISSN-2087-1546>
- Kementrian Kesehatan Indonesia. (2018). *Data dan Informasi Profil Kesehatan Indonesia 2017*. (R. Kurniawan, B. Hardhana, & Yudianto, Eds.). Jakarta: Kementrian Kesehatan Indonesia.
- Kurniadi, A., & Sutikno. (2018). Analisis Spasial Persebaran dan Pemetaan Dengue di KabupatenLumajang dengan Spatial Pattern Analysis dan Flexibly Shaped Spatial Scan Statistic. *Jurnal Sains Dan Seni ITS*, 7(2).
- Pamungkas, R. A., Yasin, H., & Rahmawati, R. (2016). Perbandingan model gwr dengan fixed dan adaptive bandwidth untuk persentase penduduk miskin di jawa tengah. *Jurnal Gaussian*, 5, 535–544.

