

TUGAS AKHIR - SS141501

**PEMODELAN FAKTOR-FAKTOR YANG
MEMPENGARUHI JUMLAH KEMATIAN IBU
DI JAWA TIMUR MENGGUNAKAN METODE
*GEOGRAPHICALLY WEIGHTED GENERALIZED
POISSON REGRESSION***

**INSAN AMALIA MUTFI
NRP 062114 4000 0114**

**Dosen Pembimbing
Dr. Vita Ratnasari, S.Si, M.Si**

**PROGRAM STUDI SARJANA
DEPARTEMEN STATISTIKA
FAKULTAS MATEMATIKA, KOMPUTASI, DAN SAINS DATA
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA 2018**



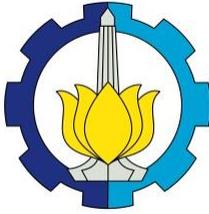
TUGAS AKHIR - SS141501

**PEMODELAN FAKTOR-FAKTOR YANG
MEMPENGARUHI JUMLAH KEMATIAN IBU
DI JAWA TIMUR MENGGUNAKAN METODE
*GEOGRAPHICALLY WEIGHTED
GENERALIZED POISSON REGRESSION***

**INSAN AMALIA MUTFI
NRP 062114 4000 0114**

**Dosen Pembimbing
Dr. Vita Ratnasari, S.Si, M.Si**

**PROGRAM STUDI SARJANA
DEPARTEMEN STATISTIKA
FAKULTAS MATEMATIKA, KOMPUTASI, DAN SAINS DATA
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA 2018**



FINAL PROJECT - SS141501

**MODELING FACTORS INFLUENCING
THE NUMBER OF MATERNAL MORTALITY
IN EAST JAVA USING
GEOGRAPHICALLY WEIGHTED
GENERALIZED POISSON REGRESSION METHOD**

**INSAN AMALIA MUTFI
SN 062114 4000 0114**

**Supervisor
Dr. Vita Ratnasari, S.Si, M.Si**

**UNDERGRADUATE PROGRAMME
DEPARTMENT OF STATISTICS
FACULTY OF MATHEMATICS, COMPUTING, AND DATA SCIENCE
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA 2018**

LEMBAR PENGESAHAN

PEMODELAN FAKTOR-FAKTOR YANG MEMPENGARUHI JUMLAH KEMATIAN IBU DI JAWA TIMUR MENGGUNAKAN METODE GEOGRAPHICALLY WEIGHTED GENERALIZED POISSON REGRESSION

TUGAS AKHIR

Diajukan Untuk Memenuhi Salah Satu Syarat
Memperoleh Gelar Sarjana Sains
pada

Program Studi Sarjana Departemen Statistika
Fakultas Matematika, Komputasi, dan Sains Data
Institut Teknologi Sepuluh Nopember

Oleh :

Insan Amalia Mutfi

NRP. 062114 4000 0114

Disetujui oleh Pembimbing:

Dr. Vita Ratnasari, S.Si, M.Si

NIP. 19700910 199702 2 001

Dr. Vita Ratnasari

Mengetahui,
Kepala Departemen



NIP. 19710929 199512 1 001

SURABAYA, JULI 2018

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

**PEMODELAN FAKTOR-FAKTOR YANG
MEMPENGARUHI JUMLAH KEMATIAN IBU
MENGUNAKAN METODE *GEOGRAPHICALLY
WEIGHTED GENERALIZED POISSON REGRESSION***

Nama Mahasiswa : Insan Amalia Mutfi
NRP : 062114 4000 0114
Departemen : Statistika
Dosen Pembimbing : Dr. Vita Ratnasari, S.Si, M.Si

Abstrak

Kematian ibu merupakan salah satu indikator dalam menggambarkan kesejahteraan di suatu negara serta indikator derajat kesehatan perempuan. Jumlah kematian ibu dihitung dari kematian selama masa kehamilan, persalinan, dan nifas atau pengelolaannya tetapi bukan karena sebab-sebab lain seperti kecelakaan atau terjatuh. Angka Kematian Ibu mengalami penurunan pada tahun 1991-2007 namun mengalami peningkatan tahun 2012 dan mengalami penurunan kembali tahun 2015 menjadi 305 per 100.000 kelahiran hidup. Namun hal ini masih jauh dari target Sustainable Development Goals (SDGs) yaitu sebesar 70 per 100.000 kelahiran hidup pada tahun 2030. Jawa Timur menduduki peringkat ketiga tahun 2013 dengan jumlah kematian ibu terbanyak yaitu 642 kasus. Metode analisis yang digunakan untuk mengetahui faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kematian ibu yaitu Geographically Weighted Generalized Poisson Regression (GWGPR) karena data mengalami kasus overdispersi dan terdapat efek spasial. Pemodelan GWGPR menghasilkan bahwa variabel persentase rumah tangga berperilaku hidup bersih dan sehat (PHBS) dan persentase penanganan komplikasi kebidanan berpengaruh signifikan terhadap jumlah kematian ibu di semua kabupaten/kota di Jawa Timur. Terdapat satu variabel yang tidak signifikan di kabupaten/kota yaitu persentase rumah tangga menerima bantuan tunai.

Kata Kunci : *GWGPR, Jumlah Kematian Ibu, Overdispersi, SDGs, Spasial*

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

MODELING FACTORS INFLUENCING THE NUMBER OF MATERNAL MORTALITY IN EAST JAVA USING GEOGRAPHICALLY WEIGHTED GENERALIZED POISSON REGRESSION

Name : Insan Amalia Mutfi
Student Number : 062114 4000 0114
Department : Statistics
Supervisor : Dr. Vita Ratnasari, S.Si M.Si

Abstract

Maternal mortality is one indicator to describing prosperity in a country and indicator of women's health. The number of maternal mortality is the death of woman while pregnancy or after pregnancy or its management but not from accidental or incidental causes. Maternal Mortality Rate decreased in 1991-2007 but increased in 2012 and decreased again in 2015 to 305 per 100,000 live births. However, this is still far from the target of Sustainable Development Goals (SDGs) of 70 per 100,000 live births in 2030. East Java was ranked third in 2013 which is 642 cases. The analytical method used to determine the factors that influence the number of maternal mortality is Geographically Weighted Generalized Poisson Regression (GWGPR) because the data has overdispersion cases and spatial effects. The result of modeling GWGPR is variable percentage of households with clean and healthy behavior and percentage of obstetric complication handling had significant effect on the number of maternal mortality in all regency/city in East Java. There is one insignificant variable in the regency/city that is the percentage of households receiving cash assistance.

Keywords: *GWGPR, Overdispersion, SDGs, Spatial, The Number of Maternal Mortality*

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

KATA PENGANTAR

Puji syukur penulis panjatkan atas rahmat dan hidayah yang diberikan Allah SWT sehingga penulis dapat menyelesaikan laporan Tugas Akhir yang berjudul **“Pemodelan Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Jumlah Kematian Ibu di Jawa Timur Menggunakan Metode *Geographically Generalized Weighted Poisson Regression*”** dengan lancar.

Penulis menyadari bahwa Tugas Akhir ini dapat terselesaikan tidak terlepas dari bantuan dan dukungan berbagai pihak. Oleh karena itu, penulis menyampaikan terima kasih kepada :

1. Ibu Dr. Vita Ratnasari, S.Si, M.Si. selaku dosen pembimbing Tugas Akhir yang telah memberikan saran, waktu, dukungan serta motivasi selama penyusunan Tugas Akhir.
2. Bapak Dr. Suhartono selaku Kepala Departemen Statistika ITS yang telah memberikan fasilitas dan sarana dalam penyusunan Tugas Akhir ini.
3. Bapak Prof. Drs. Nur Iriawan, M.Ikom, Ph.D. dan Ibu Dr. Dra. Ismaini Zain, M.Si. selaku dosen penguji yang telah banyak memberi masukan kepada penulis.
4. Bapak Dr. Sutikno, M.Si. selaku Ketua Program Studi Sarjana yang telah memberikan fasilitas, sarana, dan prasarana serta segenap dosen maupun tenaga pendidik, yang telah mendidik penulis selama menuntut ilmu di Departemen Statistika ITS.
5. Kedua orang tua, atas segala do'a, nasehat, kasih sayang, dan dukungan yang diberikan kepada penulis demi kesuksesan dan kebahagiaan penulis.
6. Sahabat-sahabat penulis, Zahratu Firdaus, Salafiyah Isnawati, Lilik Indriyati, Fatchi Rihadatul, Larasati Dewinta, Intan Nurul yang selama ini telah membantu, mendukung, dan mendengarkan keluh kesah penulis selama masa perkuliahan berlangsung.
7. Teman-teman Statistika ITS angkatan 2014 (Respect) dan UKM TDC khususnya Kabinet Beraksi yang selalu memberikan dukungan kepada penulis selama ini.
8. Semua pihak yang turut membantu dalam pelaksanaan Tugas Akhir yang tidak bisa penulis sebutkan satu persatu.

Besar harapan penulis untuk mendapatkan kritik dan saran yang membangun sehingga Tugas Akhir ini dapat memberikan manfaat bagi semua pihak yang terkait.

Surabaya, Juli 2018

Penulis

DAFTAR ISI

	Halaman
HALAMAN JUDUL	i
COVER PAGE	iii
LEMBAR PENGESAHAN	v
ABSTRAK	vii
ABSTRACT	ix
KATA PENGANTAR	xi
DAFTAR ISI	xiii
DAFTAR GAMBAR	xv
DAFTAR TABEL	xvii
DAFTAR LAMPIRAN	xix
BAB I PENDAHULUAN	1
1.1 Latar Belakang.....	1
1.2 Rumusan Masalah	2
1.3 Tujuan Penelitian.....	3
1.4 Manfaat Penelitian.....	3
1.5 Batasan Masalah.....	3
BAB II TINJAUAN PUSTAKA	5
2.1 Regresi Poisson	5
2.1.1 Penaksiran Parameter Model Regresi Poisson	6
2.1.2 Pengujian Parameter Model Regresi Poisson... 7	7
2.2 Overdispersi	9
2.3 <i>Generalized Poisson Regression</i>	9
2.4 Efek Spasial.....	10
2.5 Matriks Pembobot Spasial.....	11
2.6 <i>Geographically Weighted Generalized Poisson Regression (GWGPR)</i>	12
2.7 Kematian Ibu.....	16
BAB III METODOLOGI PENELITIAN	19
3.1 Sumber Data.....	19
3.2 Variabel Penelitian	19
3.3 Definisi Operasional.....	19
3.4 Langkah Analisis.....	20
3.5 Diagram Alir	21

BAB IV ANALISIS DAN PEMBAHASAN.....	23
4.1 Karakteristik Jumlah Kematian Ibu serta Faktor-faktor.....	23
4.2 Analisis Pemodelan GWGPR.....	27
4.2.1 Pemodelan Regresi Poisson.....	28
4.2.2 Pemodelan GPR	29
4.2.3 Pemodelan GWGPR.....	31
BAB V KESIMPULAN DAN SARAN.....	35
5.1 Kesimpulan.....	35
5.2 Saran.....	35
DAFTAR PUSTAKA	37
LAMPIRAN	39
BIODATA PENULIS	55

DAFTAR GAMBAR

	Halaman
Gambar 2.1 Kerangka Konsep Penelitian.....	17
Gambar 3.1 Diagram Alir Penelitian	21
Gambar 4.1 Persebaran Jumlah Kematian Ibu di Jawa Timur.....	23
Gambar 4.2 Persebaran Persentase Rumah Tangga Ber-PHBS.....	24
Gambar 4.3 Persebaran Persentase Penanganan Komplikasi Kebidanan.....	25
Gambar 4.4 Persebaran Persentase Kunjungan Ibu Hamil (K4).....	25
Gambar 4.5 Persebaran Persentase Rumah Tangga Menerima Bantuan Tunai.....	26
Gambar 4.6 Persebaran Rasio Puskesmas dan Rumah Sakit	27
Gambar 4.7 Pemetaan Berdasarkan Variabel yang Signifikan	33

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

DAFTAR TABEL

	Halaman
Tabel 3.1 Variabel Penelitian	19
Tabel 4.1 Karakteristik Faktor-faktor	24
Tabel 4.2 Nilai VIF.....	27
Tabel 4.3 Nilai Estimasi Parameter Model Regresi Poisson	28
Tabel 4.4 Nilai Estimasi Parameter Model GPR	30
Tabel 4.5 Variabel Signifikan Setiap Kabupaten/Kota.....	33

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

DAFTAR LAMPIRAN

	Halaman
Lampiran 1. Data Jumlah Kematian Ibu di Jawa Timur dan Faktor-faktor yang Diduga Berpengaruh	39
Lampiran 2. Koordinat Lintang Selatan dan Bujur Timur ..	40
Lampiran 3. Statistika Deskriptif dan Pengecekan Multikolinearitas	40
Lampiran 4. <i>Output</i> Regresi Poisson	41
Lampiran 5. <i>Output</i> GPR	42
Lampiran 6. Pengujian Heterogenitas	42
Lampiran 7. Pembobot Spasial dengan <i>Adaptive Bisquare Kernel</i>	42
Lampiran 8. Jarak Euclidean	43
Lampiran 9. Koefisien Parameter GWGPR	44
Lampiran 10. Z-hitung Parameter GWGPR	45
Lampiran 11. Pengujian Parsial GWGPR	46
Lampiran 12. Eksponen Estimasi Parameter GWGPR	47
Lampiran 13. Syntax Program R	48
Lampiran 14. Syntax Program SAS	52
Lampiran 15. Surat Pernyataan Data	53

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB I

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Kematian ibu merupakan salah satu indikator dalam menggambarkan kesejahteraan masyarakat di suatu negara. Kematian ibu juga merupakan salah satu indikator derajat kesehatan perempuan. Jumlah kematian ibu dihitung dari kematian selama masa kehamilan, persalinan, dan nifas atau pengelolaannya tetapi bukan karena sebab-sebab lain seperti kecelakaan atau terjatuh. Angka Kematian Ibu (AKI) merupakan jumlah kematian ibu di setiap 100.000 kelahiran hidup. Pada tahun 1991 sampai dengan 2007 terjadi penurunan AKI di Indonesia, yaitu 390 menjadi 228 per 100.000 kelahiran hidup. Namun, berdasarkan Survei Demografi dan Kesehatan Indonesia (SDKI) tahun 2012 menunjukkan peningkatan AKI yang signifikan menjadi 359 per 100.000 kelahiran hidup. Berdasarkan hasil Survei Penduduk Antar Sensus (SUPAS) 2015, AKI mengalami penurunan kembali menjadi 305 per 100.000 kelahiran hidup (Profil kesehatan, kemenkes, 2016).

Sustainable Development Goals (SDGs) yang dimulai tahun 2015 sampai tahun 2030 yang disahkan secara resmi pada sidang umum Perserikatan Bangsa-Bangsa (PBB). SDGs merupakan tanggung jawab semua pihak, bukan hanya pemerintah pusat dan kelompok masyarakat sipil, namun juga pemerintah daerah (INFID, 2015). Target SDGs untuk kematian ibu pada tahun 2030 sebesar 70 per 100.000 kelahiran hidup. Target tersebut sangat jauh dibandingkan dengan capaian tahun 2015 yang sebesar 305 per 100.000 kelahiran hidup. Pada tahun 2013, Provinsi Jawa Barat menduduki peringkat tertinggi dalam jumlah kematian ibu yaitu sebanyak 765 kasus kematian ibu dari total 5.019 kasus. Provinsi Jawa Tengah dan Jawa Timur menduduki peringkat tertinggi selanjutnya yaitu sebanyak 668 dan 642 kasus (Kompas, 2014).

Banyak faktor yang dapat menyebabkan kematian ibu diantaranya, kunjungan ibu hamil antenatal, riwayat komplikasi, kekurangan darah, persalinan di fasilitas pelayanan kesehatan, tenaga kesehatan terlatih, dan lain-lain (Kemenkes, 2016). Terdapat faktor langsung maupun tidak langsung. Menurut

Mochtar (1998) kematian ibu memiliki faktor-faktor yang meliputi usia ibu saat kehamilan, paritas, pelayanan kesehatan, *antenatal care*, penolong, sarana dan prasarana, serta sosial, ekonomi, dan budaya.

Qomariyah (2013) melakukan penelitian menunjukkan bahwa kunjungan ibu hamil K1, persentase ibu nifas yang mendapat pelayanan kesehatan, persentase Puskesmas yang melakukan kegiatan pelayanan antenatal terintegrasi, dan persentase Puskesmas memiliki pedoman pencegahan dan penanganan malaria pada ibu hamil berpengaruh signifikan terhadap jumlah kematian ibu. Evadiani (2014) melakukan penelitian menunjukkan bahwa persentase ibu mendapatkan Fe3 dan rasio sarana kesehatan Puskesmas berpengaruh signifikan terhadap jumlah kematian ibu. Wulandari (2015) melakukan penelitian menunjukkan bahwa rasio paramedis terhadap jumlah penduduk berpengaruh signifikan terhadap jumlah kematian ibu.

Jumlah kematian ibu di Jawa Timur merupakan data *count* yang mengikuti distribusi poisson sehingga metode statistik yang tepat digunakan untuk menganalisis yaitu regresi poisson. Namun, regresi poisson hanya digunakan ketika mean dan varians memiliki nilai yang sama (*equidispersi*). Data jumlah kematian ibu di Jawa Timur memiliki nilai varians yang lebih besar dari nilai mean (*overdispersi*) sehingga perlu dilakukan analisis lain untuk mengatasi permasalahan tersebut yaitu *Generalized Poisson Regression* (GPR). Data yang digunakan adalah data tiap kabupaten/kota di Jawa Timur dimana terdapat daerah yang rawan terhadap kematian ibu yaitu di daerah tapal kuda (Berita Metro, 2017). Karakteristik setiap kabupaten atau kota bervariasi sehingga memungkinkan asumsi homoskedastisitas tidak terpenuhi pada regresi global, oleh karena itu diperlukan suatu metode pemodelan statistik dengan memperhitungkan faktor lokasi/spasial. Metode statistik yang telah dikembangkan untuk mengatasi *overdispersi* serta memperhitungkan faktor spasial saat ini yaitu *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression* (GWGPR).

1.2 Rumusan Masalah

Berdasarkan latar belakang yang telah diuraikan, permasalahan yang diangkat dalam penelitian ini yaitu deskripsi

yang menggambarkan karakteristik jumlah kematian ibu di Provinsi Jawa Timur dan faktor-faktor yang diduga mempengaruhinya serta pemodelan menggunakan metode *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression* (GWGPR).

1.3 Tujuan Penelitian

Berdasarkan rumusan masalah yang telah diuraikan, tujuan yang ingin dicapai dalam penelitian ini adalah sebagai berikut.

1. Mendeskripsikan karakteristik jumlah kematian ibu di Provinsi Jawa Timur dan faktor-faktor yang diduga mempengaruhinya.
2. Memodelkan jumlah kematian ibu di Provinsi Jawa Timur dan faktor-faktor yang diduga mempengaruhinya dengan menggunakan metode *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression* (GWGPR).

1.4 Manfaat Penelitian

Hasil dari penelitian ini diharapkan memberikan tambahan informasi sebagai bahan pertimbangan dalam menyusun kebijakan bagi Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur serta dapat memberikan wawasan keilmuan statistika mengenai penerapan metode *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression* (GWGPR).

1.5 Batasan Masalah

Batasan masalah yang digunakan pada penelitian ini adalah sebagai berikut.

1. Penelitian ini hanya menggunakan pembobot fungsi *kernel adaptive bisquare*.
2. Penentuan *bandwidth* optimum menggunakan metode *Cross Validation* (CV).

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB II TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Regresi Poisson

Model regresi poisson merupakan model regresi nonlinear yang sering digunakan untuk menganalisis data *count* dengan sampel yang besar serta memiliki probabilitas kecil, dimana variabel respon (Y) mengikuti distribusi poisson. Menurut Cameron dan Trivedi (2013) variabel respon dikatakan berdistribusi poisson dengan parameter μ jika fungsi probabilitas ditunjukkan pada persamaan (2.1).

$$P(Y = y) = \begin{cases} \frac{e^{-\mu} \mu^y}{y!}, & y = 0, 1, 2, \dots \\ 0, & y \text{ yang lain} \end{cases} \quad (2.1)$$

dimana μ adalah rata-rata dan varians suatu kejadian ($E(Y) = \mu$ dan $\text{var}(Y) = \mu$). Pemodelan regresi poisson menggunakan *Generalized Linear Models* (GLMs) dengan sebuah fungsi g (fungsi *link*) yang menghubungkan rata-rata dari variabel responnya dengan prediktor linier (η). Salah satu fungsi *link* yang digunakan untuk distribusi poisson yaitu fungsi log *link*. Menurut Cameron dan Trivedi (1998) model regresi poisson dituliskan dalam persamaan (2.2).

$$\eta_i = g[E(y_i)] = g(\mu_i) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_k x_{ik}$$

dimana $i=1, 2, \dots, n$

$$\begin{aligned} \eta_i &= g(\mu_i) = \ln(\mu_i) = \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta} \\ \mu_i &= g^{-1}(\eta_i) = g^{-1}(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}) \\ \mu_i &= \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}) \end{aligned} \quad (2.2)$$

dengan \mathbf{x} adalah vektor variabel prediktor dan $\boldsymbol{\beta}$ adalah parameter regresi poisson yang dinotasikan sebagai berikut :

$$\begin{aligned} \mathbf{x}_i &= [1 \quad x_{i1} \quad x_{i2} \quad \dots \quad x_{ik}]^T \\ \boldsymbol{\beta} &= [\beta_0 \quad \beta_1 \quad \beta_2 \quad \dots \quad \beta_k]^T. \end{aligned}$$

Salah satu syarat pada model regresi yaitu tidak terdapat multikolinieritas. Multikolinieritas adalah terdapatnya hubungan

atau korelasi antara variabel prediktor satu dengan variabel prediktor lain. Untuk mendeteksi ada atau tidaknya multikolinearitas dapat dilihat melalui *Variance Inflation Factors* (VIF) yang dinyatakan pada persamaan (2.3) (Hocking, 1996).

$$VIF = \frac{1}{1 - R_j^2} \quad (2.3)$$

dimana $R_j^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})_j^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})_j^2}$.

R_j^2 yaitu koefisien determinasi antara satu variabel prediktor (X_j) dengan variabel prediktor lainnya dengan $j = 1, 2, \dots, k$. Nilai VIF yang lebih besar dari 10 menunjukkan adanya multikolinearitas dimana salah satu cara mengatasinya dengan mengeluarkan variabel prediktor dengan dimulai dari yang memiliki VIF terbesar (Gujarati, 2004).

2.1.1 Penaksiran Parameter Model Regresi Poisson

Metode yang digunakan untuk menaksir parameter model regresi poisson salah satunya adalah metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE). Metode MLE digunakan dengan cara memaksimalkan fungsi *likelihood*. Taksiran parameter model regresi poisson dilambangkan β_j . Berikut merupakan langkah yang digunakan untuk mendapatkan nilai taksiran β_j .

1. Mengambil n data sampel random.
2. Membentuk fungsi *likelihood* regresi poisson.

$$\begin{aligned} L(\beta) &= \prod_{i=1}^n \frac{\exp(-\mu_i) \mu_i^{y_i}}{y_i!} \\ &= \prod_{i=1}^n \frac{\exp(-\exp(\mathbf{x}_i^T \beta)) (\exp(\mathbf{x}_i^T \beta))^{y_i}}{y_i!} \end{aligned}$$

$$= \frac{\exp\left(-\sum_{i=1}^n \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})\right) \left(\exp\left(\sum_{i=1}^n y_i \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}\right)\right)^{y_i}}{\prod_{i=1}^n y_i!}$$

3. Mengubah fungsi *likelihood* dalam bentuk logaritma natural.

$$\ln L(\boldsymbol{\beta}) = \ln \left(\frac{\exp\left(-\sum_{i=1}^n \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})\right) \left(\exp\left(\sum_{i=1}^n y_i \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}\right)\right)^{y_i}}{\prod_{i=1}^n y_i!} \right)$$

$$= -\sum_{i=1}^n \left(\exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})\right) + \sum_{i=1}^n y_i \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta} - \sum_{i=1}^n \ln(y_i!)$$

4. Melakukan penurunan terhadap $\boldsymbol{\beta}^T$.

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}^T} = -\sum_{i=1}^n \mathbf{x}_i \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}) + \sum_{i=1}^n y_i \mathbf{x}_i$$

Hasil turunan fungsi \ln *likelihood* tidak *close form* sehingga perlu melakukan iterasi dengan menggunakan metode Newton-Raphson.

2.1.2 Pengujian Parameter Model Regresi Poisson

Pengujian parameter model regresi poisson terdiri dari pengujian serentak dan parsial. Pengujian serentak menggunakan metode *Maximum Likelihood Ratio Test* (MLRT) dengan hipotesis sebagai berikut:

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

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

Statistik uji yang digunakan ditunjukkan dalam persamaan (2.4).

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

$$= 2 \left(\ln L(\hat{\Omega}) - \ln L(\hat{\omega}) \right) \quad (2.4)$$

dimana $L(\hat{\omega})$ adalah fungsi *likelihood* di bawah H_0 dan $L(\hat{\Omega})$ adalah fungsi *likelihood* di bawah H_1 . Penulisan statistik uji juga dapat dituliskan pada persamaan (2.5).

$$L(\hat{\omega}) = \frac{\left(\exp \left(\sum_{i=1}^n \exp(\hat{\beta}_0) \right) \right) \left(\prod_{i=1}^n \exp(\hat{\beta}_0)^{y_i} \right)}{\prod_{i=1}^n y_i!}$$

$$L(\hat{\Omega}) = \frac{\left(\exp \left(\sum_{i=1}^n \exp(\mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}}) \right) \right) \left(\prod_{i=1}^n \exp(\mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}})^{y_i} \right)}{\prod_{i=1}^n y_i!}$$

$$D(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = 2 \sum_{i=1}^n \left(y_i \mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}} - \exp(\mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}}) - y_i \hat{\beta}_0 + \exp(\hat{\beta}_0) \right) \quad (2.5)$$

Keputusan menolak H_0 diperoleh jika nilai $D(\hat{\boldsymbol{\beta}})$ lebih besar dari $\chi_{(\alpha, k)}^2$ yang artinya terdapat variabel prediktor dalam model regresi poisson yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Apabila keputusan pada pengujian serentak adalah tolak H_0 maka langkah selanjutnya melakukan pengujian parsial. Pengujian parsial dilakukan untuk mengetahui parameter mana saja yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Berikut merupakan hipotesis yang digunakan:

$$H_0 : \beta_j = 0$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0, \quad j = 1, 2, \dots, k.$$

Statistik uji yang digunakan ditunjukkan dalam persamaan (2.6).

$$Z = \frac{\hat{\beta}_j}{se(\hat{\beta}_j)} \quad (2.6)$$

dimana nilai $se\left(\hat{\beta}_j\right)$ merupakan akar dari elemen diagonal utama pada $-\mathbf{H}^{-1}\left(\hat{\beta}_j\right)$. Keputusan menolak H_0 diperoleh jika nilai $|Z|$ lebih besar dari $Z_{\alpha/2}$ yang artinya variabel prediktor dalam model regresi poisson tersebut berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2.2 Overdispersi

Regresi poisson memiliki asumsi yaitu equidispersi dimana variabel respon yang digunakan memiliki mean dan varians yang bernilai sama. Salah satu pelanggaran asumsi tersebut adalah overdispersi dimana nilai varians lebih besar dari nilai mean. Overdispersi menyebabkan anak dugaan dari parameter regresi tetap konsisten namun tidak efisien. Jika asumsi equidispersi tidak terpenuhi maka berdampak pada nilai standar error yang menjadi *under estimate*, sehingga kesimpulan yang diperoleh menjadi tidak valid (Cameron & Trivedi, 1990). Pemeriksaan overdispersi dapat menggunakan nilai $D\left(\hat{\beta}\right)$ seperti pada persamaan (2.5) dibagi dengan derajat bebas $(n-k-1)$. Jika menghasilkan nilai lebih besar dari 1 maka data mengalami overdispersi.

2.3 Generalized Poisson Regression

Model *Generalized Poisson Regression* (GPR) merupakan model yang digunakan untuk data *count* dengan kasus over/under dispersi. Model GPR memiliki parameter μ dan satu parameter tambahan θ . Distribusi *Generalized Poisson* dituliskan dalam persamaan (2.7) (Famoye, Wulu, & Singh, 2004).

$$P(Y = y) = \left(\frac{\mu}{1 + \theta\mu}\right)^y \frac{(1 + \theta y)^{y-1}}{y!} \exp\left(\frac{-\mu(1 + \theta y)}{1 + \theta\mu}\right) \quad (2.7)$$

Mean dan varians distribusi *Generalized Poisson* adalah $E(Y) = \mu$ dan $\text{var}(Y) = \mu(1 + \theta\mu)^2$. Apabila nilai θ sama dengan nol maka model yang terbentuk adalah regresi poisson biasa. Apabila nilai $\theta > 0$ maka model GPR yang terbentuk karena kasus overdispersi, sedangkan apabila nilai $\theta < 0$ maka model GPR yang terbentuk karena kasus underdispersi. Metode yang digunakan untuk menaksir parameter model GPR adalah metode *Maximum*

Likelihood Estimation (MLE) dengan melakukan iterasi Newton-Raphson.

Pengujian parameter model GPR terdiri dari pengujian serentak dan parsial. Pengujian serentak menggunakan metode *Maximum Likelihood Ratio Test* (MLRT) dengan hipotesis sebagai berikut:

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

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

Statistik uji yang digunakan ditunjukkan dalam persamaan (2.8).

$$D(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = -2 \ln \Lambda = -2 \ln \left(\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right) \quad (2.8)$$

Keputusan menolak H_0 diperoleh jika nilai $D(\hat{\boldsymbol{\beta}})$ lebih besar dari

$\chi_{(\alpha, k)}^2$ yang artinya terdapat variabel prediktor dalam model GPR yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Selanjutnya, melakukan pengujian parsial dimana untuk mengetahui parameter mana saja yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Berikut merupakan hipotesis yang digunakan:

$$H_0 : \beta_j = 0$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0.$$

Statistik uji yang digunakan ditunjukkan dalam persamaan (2.9).

$$t = \frac{\hat{\beta}_j}{se(\hat{\beta}_j)} \quad (2.9)$$

Keputusan menolak H_0 diperoleh jika nilai $|t|$ lebih besar dari $t_{(n-k-1; \alpha/2)}$ yang artinya variabel prediktor dalam model GPR tersebut berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2.4 Efek Spasial

Pemodelan data spasial digunakan untuk mengetahui hubungan antara variabel respon dan variabel prediktor dengan memperhatikan lokasi atau spasial. Pada spasial titik memiliki

asumsi yaitu heterogenitas spasial (Anselin, 1988). Pengujian heterogenitas spasial dilakukan untuk mengetahui apakah terdapat karakteristik atau keunikan di setiap lokasi pengamatan. Adanya heterogenitas spasial dapat menghasilkan parameter regresi yang berbeda-beda di setiap lokasi pengamatan. Heterogenitas spasial dapat diuji menggunakan statistik uji *Breusch-Pagan* (BP) yang mempunyai hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_n^2 = \sigma^2 \text{ (varians antar lokasi sama)}$$

$$H_1 : \text{minimal ada satu } \sigma_i^2 \neq \sigma^2 \text{ (varians antar lokasi berbeda)}$$

$$i = 1, 2, \dots, n.$$

Statistik uji yang digunakan ditunjukkan dalam persamaan (2.10).

$$BP = \left(\frac{1}{2} \right) \mathbf{f}^T \mathbf{Z} (\mathbf{Z}^T \mathbf{Z})^{-1} \mathbf{Z}^T \mathbf{f} \quad (2.10)$$

dimana elemen vektor \mathbf{f} adalah $f_i = \frac{e_i^2}{\hat{\sigma}^2} - 1$ dengan $e_i = y_i - \hat{y}_i$, serta \mathbf{Z} merupakan matriks berukuran $n \times (k+1)$ yang berisi vektor yang sudah dinormal standarkan untuk setiap observasi. Keputusan menolak H_0 diperoleh jika $BP > \chi_{(\alpha, k)}^2$ atau $p\text{-value} < \alpha$ yang artinya terjadi heteroskedastisitas dalam model (varians antar lokasi berbeda).

2.5 Matriks Pembobot Spasial

Pembobot memiliki peranan penting pada data spasial, karena nilai suatu pembobot merupakan perwakilan lokasi dimana masing-masing data diambil. Suatu lokasi dapat direpresentasikan oleh titik koordinat, yaitu garis lintang dan garis bujur. Keragaman spasial antara lokasi satu dengan lokasi lain ditunjukkan dengan adanya matriks pembobot \mathbf{W} yang entri-entrinya merupakan fungsi dari jarak *Euclidian* antar lokasi. Pembentukan fungsi pembobot dari jarak *Euclidian* salah satunya dapat menggunakan fungsi *Adaptive Bisquare Kernel*. Fungsi *Adaptive Bisquare Kernel* merupakan fungsi kernel dengan *bandwidth* yang berbeda pada setiap lokasi pengamatan. Fungsi *Adaptive Bisquare Kernel* dinyatakan pada persamaan (2.11).

$$w_{ii^*} = \begin{cases} \left(1 - \left(\frac{d_{ii^*}}{h_i}\right)^2\right)^2 & ; \text{untuk } d_{ii^*} \leq h_i \\ 0 & ; \text{untuk } d_{ii^*} > h_i \end{cases} \quad (2.11)$$

$$\text{dimana } d_{ii^*} = \sqrt{(u_i - u_{i^*})^2 + (v_i - v_{i^*})^2}$$

d_{ii^*} adalah jarak *Euclidian* antara lokasi ke- i dan lokasi ke- i^* .

Sedangkan h_i adalah parameter penghalus atau disebut sebagai *bandwidth* dari lokasi ke- i . Penentuan *bandwidth* optimum juga memiliki peranan penting dalam pembentukan matriks pembobot. Besar kecilnya *bandwidth* yang digunakan akan berpengaruh pada ketepatan model yang berkaitan dengan variansi dan bias dari penaksir yang dihasilkan. *Bandwidth* optimum diperlukan untuk mengatur besar kecilnya variansi dan bias tersebut (Nakaya, dkk, 2005). Pemilihan *bandwidth* optimum dapat dilakukan dengan metode *Cross Validation* (CV) yang didefinisikan oleh persamaan (2.12).

$$CV(h) = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_{\neq i}(h))^2 \quad (2.12)$$

dengan $\hat{y}_{\neq i}(h)$ menunjukkan nilai penaksir y_i ketika pengamatan di lokasi (u_i, v_i) tidak diikutsertakan pada penaksiran dan n menunjukkan jumlah lokasi pengamatan. *Bandwidth* optimum dapat diperoleh ketika nilai CV minimum.

2.6 Geographically Weighted Generalized Poisson Regression (GWGPR)

GWGPR merupakan metode pengembangan dari *Generalized Poisson Regression* (GPR) namun metode ini memperhatikan pembobot berupa garis lintang dan garis bujur dari titik-titik pengamatan. Sehingga model GWGPR menghasilkan penaksir parameter yang bersifat lokal untuk setiap titik pengamatan. GWGPR mengikuti distribusi *Generalized Poisson* sehingga fungsi probabilitas untuk lokasi ke- i dinyatakan pada persamaan (2.13).

$$P(Y_i = y_i) = \left(\frac{\mu_i}{1 + \theta\mu_i} \right)^{y_i} \frac{(1 + \theta y_i)^{y_i - 1}}{y_i!} \exp\left(-\frac{\mu_i(1 + \theta y_i)}{1 + \theta\mu_i} \right) \quad (2.13)$$

Mean dan varians distribusi *Generalized Poisson* untuk lokasi ke- i adalah $E(Y_i) = \mu_i$ dan $\text{var}(Y_i) = \mu_i(1 + \theta\mu_i)^2$. Pemodelan GWGPR menggunakan GLMs dengan sebuah fungsi g (fungsi *link*) yang menghubungkan rata-rata dari variabel responnya dengan prediktor linier (η). Pada model GWGPR digunakan fungsi log *link*. Persamaan (2.14) menunjukkan bentuk persamaan dari model GWGPR untuk lokasi ke- i .

$$\begin{aligned} \eta_i &= g[E(Y_i)] = g(\mu_i) = \beta_0(u_i, v_i) + \beta_1(u_i, v_i)x_{i1} \\ &\quad + \beta_2(u_i, v_i)x_{i2} + \dots + \beta_k(u_i, v_i)x_{ik} \\ \eta_i &= g(\mu_i) = \ln(\mu_i) = \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i) \\ \mu_i &= g^{-1}(\eta_i) = g^{-1}(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)) \\ \mu_i &= \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)) \end{aligned} \quad (2.14)$$

Metode yang digunakan untuk menaksir parameter model GWGPR adalah metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE). Pembentukan fungsi *likelihood* ditunjukkan pada persamaan (2.15).

$$\begin{aligned} L(\boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)) &= \prod_{i=1}^n f(y_i) \\ &= \prod_{i=1}^n \left(\frac{\mu_i}{1 + \theta\mu_i} \right)^{y_i} \frac{(1 + \theta y_i)^{y_i - 1}}{y_i!} \exp\left(-\frac{\mu_i(1 + \theta y_i)}{1 + \theta\mu_i} \right) \end{aligned} \quad (2.15)$$

Selanjutnya fungsi *likelihood* pada persamaan (2.16) diubah dalam bentuk logaritma natural (*ln-likelihood*) menjadi persamaan (2.16).

$$\begin{aligned} \ln L(\boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)) &= \ln\left(\prod_{i=1}^n f(y_i) \right) = \sum_{i=1}^n \ln f(y_i) \\ &= \sum_{i=1}^n \ln \left[\left(\frac{\mu_i}{1 + \theta\mu_i} \right)^{y_i} \frac{(1 + \theta y_i)^{y_i - 1}}{y_i!} \exp\left(-\frac{\mu_i(1 + \theta y_i)}{1 + \theta\mu_i} \right) \right] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \sum_{i=1}^n \left[y_i \left(\ln \mu_i - \ln(1 + \theta \mu_i) \right) + (y_i - 1) \ln(1 + \theta y_i) \right. \\
&\quad \left. - \ln y_i ! - \frac{\mu_i (1 + \theta y_i)}{1 + \theta \mu_i} \right] \\
&= \sum_{i=1}^n \left[y_i \left(\ln e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)} - \ln(1 + \theta e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)}) \right) + (y_i - 1) \ln(1 + \theta y_i) \right. \\
&\quad \left. - \ln y_i ! - \frac{e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)} (1 + \theta y_i)}{1 + \theta e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)}} \right] \tag{2.16}
\end{aligned}$$

Pada model GWGPR faktor yang diperhatikan sebagai pembobot adalah faktor geografis dari setiap titik pengamatan (kabupaten/kota). Penaksiran parameter GWGPR dengan cara memaksimalkan fungsi *ln-likelihood* model GPR dengan menambahkan pembobot geografis dari masing-masing lokasi. Bentuk fungsi *ln-likelihood* dengan pembobot geografis yang ditunjukkan pada persamaan (2.17).

$$\begin{aligned}
\ln L^*(\boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)) &= \sum_{i=1}^n w_{ii}^* \left[y_i \left(\ln e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)} - \ln(1 + \theta e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)}) \right) \right. \\
&\quad \left. + (y_i - 1) \ln(1 + \theta y_i) - \ln y_i ! - \frac{e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)} (1 + \theta y_i)}{1 + \theta e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)}} \right] \\
&= \sum_{i=1}^n w_{ii}^* \left[y_i \left(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i) - \ln(1 + \theta e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)}) \right) \right. \\
&\quad \left. + (y_i - 1) \ln(1 + \theta y_i) - \ln y_i ! \right. \\
&\quad \left. - \frac{e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)} (1 + \theta y_i)}{1 + \theta e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)}} \right] \tag{2.17}
\end{aligned}$$

Proses mendapatkan penaksir parameter dari model GWGPR adalah dengan menurunkan persamaan (2.17) terhadap masing-masing parameternya kemudian disamakan dengan nol. Namun hasilnya tidak dapat dilakukan secara analitik karena hasil yang didapat tidak *close form*, sehingga perlu dilakukan iterasi

yaitu dengan iterasi Newton-Raphson. Algoritma metode Newton-Raphson adalah sebagai berikut.

1. Menentukan nilai taksiran awal parameter

$$\beta_{(0)}^* = [\theta_0 \quad \beta_{00} \quad \beta_{10} \quad \cdots \quad \beta_{k0}] , \text{ iterasi pada saat } m = 0$$

2. Membentuk vektor gradien (\mathbf{g})

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

dengan k adalah banyaknya parameter yang diestimasi.

3. Membentuk matriks Hessian yang simetris

$$\mathbf{H}(\beta_{(m)}^*)_{(k+1) \times 1} = \left(\begin{array}{cccc} \frac{\partial^2 \ln L(\beta^*)}{\partial \theta^2} & \frac{\partial^2 \ln L(\beta^*)}{\partial \theta \partial \beta} & \cdots & \frac{\partial^2 \ln L(\beta^*)}{\partial \theta \partial \beta} \\ & \frac{\partial^2 \ln L(\beta^*)}{\partial \beta^T \partial \beta} & \cdots & \frac{\partial^2 \ln L(\beta^*)}{\partial \theta \partial \beta} \\ & & \ddots & \vdots \\ & & & \frac{\partial^2 \ln L(\beta^*)}{\partial \beta^T \partial \beta} \end{array} \right)_{\beta = \beta_{(m)}}$$

4. Substitusi nilai $\beta_{(0)}^*$ ke elemen-elemen vektor \mathbf{g} dan matriks \mathbf{H} sehingga diperoleh vektor $\mathbf{g}_{(0)}$ dan matriks $\mathbf{H}_{(0)}$.

5. Melakukan iterasi mulai pada persamaan

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

6. Tambahkan m menjadi $m=m+1$

7. Ulangi langkah ke-5 dan ke-6 sampai $\beta_{(m)}^*$ konvergen, yaitu

$$\|\beta_{(m+1)}^* - \beta_{(m)}^*\| < \varepsilon, \text{ dimana } \varepsilon \text{ lebih besar dari nol dan sangat kecil.}$$

Pengujian signifikansi parameter model GWGPR terdiri dari uji serentak dan parsial. Pengujian serentak menggunakan metode *Maximum Likelihood Ratio Test* (MLRT) dengan hipotesis sebagai berikut:

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

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

Statistik uji yang digunakan ditunjukkan dalam persamaan (2.18).

$$D(\hat{\beta}) = -2 \ln \Lambda = -2 \ln \left(\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right) \quad (2.18)$$

Keputusan menolak H_0 diperoleh jika nilai dari $D(\hat{\beta}) > \chi^2_{(\alpha, k)}$ yang artinya minimal terdapat satu variabel prediktor dalam model GWGPR yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

Pengujian parsial dilakukan untuk mengetahui parameter mana saja yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon pada setiap lokasi. Berikut merupakan hipotesis yang digunakan:

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

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

Statistik uji yang digunakan ditunjukkan dalam persamaan (2.19).

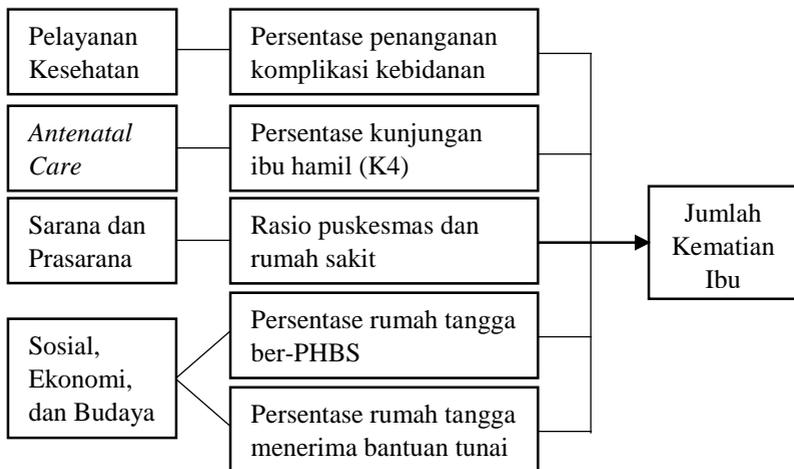
$$Z = \frac{\hat{\beta}_j(u_i, v_i)}{se(\hat{\beta}_j(u_i, v_i))} \quad (2.19)$$

Keputusan menolak H_0 diperoleh jika nilai dari $|Z| > Z_{(\alpha/2)}$ yang artinya variabel prediktor tersebut berpengaruh signifikan terhadap variabel respon pada setiap lokasi dalam model GWGPR.

2.7 Kematian Ibu

Kematian ibu menurut batasan dari *The Tenth Revision of The International Classification of Diseases (ICD – 10)* adalah kematian wanita yang terjadi pada saat kehamilan atau dalam 42 hari setelah berakhirnya kehamilan, tidak tergantung dari lama dan lokasi kehamilan, atau yang diperberat oleh kehamilan tersebut, atau penanganannya, akan tetapi bukan kematian yang disebabkan oleh kecelakaan atau kebetulan (World Health Organization, 2007). Menurut Mochtar (1998), faktor-faktor yang mempengaruhi kematian ibu adalah usia ibu saat kehamilan, paritas, faktor pelayanan kesehatan, faktor *antenatal care*, faktor penolong, faktor sarana dan prasarana, serta faktor sosial, ekonomi, dan budaya.

Faktor-faktor yang telah dinyatakan Mochtar (1998) merupakan faktor individu sehingga perlu dikembangkan menjadi faktor agregat dengan cara menggunakan data berupa persentase maupun rasio. Gambar 2.1 menjelaskan bahwa terdapat tujuh faktor yang diduga mempengaruhi jumlah kematian ibu yaitu persentase penanganan komplikasi kebidanan, persentase kunjungan ibu hamil (K4), persentase ditolong tenaga kesehatan, rasio puskesmas, persentase rumah tangga ber-PHBS, persentase penduduk miskin, dan persentase rumah tangga menerima bantuan tunai.



Gambar 2.1 Kerangka Konsep Penelitian

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB III METODOLOGI PENELITIAN

3.1 Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data sekunder yang berasal dari Profil Kesehatan Provinsi Jawa Timur 2016 yang dipublikasikan oleh Dinas Kesehatan Jawa Timur serta terdapat data sekunder yang berasal dari Badan Pusat Statistik. Unit penelitian yang diteliti yaitu kabupaten/kota di Jawa Timur, dengan jumlah pengamatan sebanyak 38 yang terdiri dari 29 kabupaten dan 9 kota.

3.2 Variabel Penelitian

Variabel yang digunakan dalam penelitian ini ditunjukkan pada Tabel 3.1.

Tabel 3.1 Variabel Penelitian

Variabel	Tipe Variabel	Keterangan
Y	Diskrit	Jumlah Kematian Ibu
X ₁	Kontinu	Persentase rumah tangga ber-PHBS
X ₂	Kontinu	Persentase penanganan komplikasi kebidanan
X ₃	Kontinu	Persentase kunjungan ibu hamil (K4)
X ₄	Kontinu	Persentase rumah tangga menerima bantuan tunai
X ₅	Kontinu	Rasio puskesmas dan rumah sakit

3.3 Definisi Operasional

Berikut ini adalah definisi operasional dari masing-masing variabel yang digunakan dalam penelitian ini.

1. Jumlah kematian ibu yaitu jumlah keseluruhan kematian ibu selama masa kehamilan, persalinan, dan nifas atau pengelolaannya tetapi bukan karena sebab-sebab lain seperti kecelakaan atau terjatuh.
2. Persentase rumah tangga ber-PHBS yaitu persentase rumah tangga yang melaksanakan 10 indikator PHBS (Perilaku Hidup Bersih dan Sehat).
3. Persentase penanganan komplikasi kebidanan yaitu persentase penanganan komplikasi kebidanan pada perkiraan ibu hamil yang mengalami komplikasi kebidanan.

Penanganan komplikasi kebidanan adalah pelayanan kepada ibu dengan komplikasi kebidanan untuk mendapat penanganan definitif sesuai standar oleh tenaga kesehatan kompeten pada tingkat pelayanan dasar dan rujukan.

4. Persentase kunjungan ibu hamil (K4) yaitu persentase ibu hamil yang mendapatkan pelayanan antenatal paling sedikit empat kali (satu kali pada trimester pertama, satu kali pada trimester kedua, dan dua kali pada trimester ketiga umur kehamilan).
5. Persentase rumah tangga yang menerima bantuan tunai yaitu persentase rumah tangga di Jawa Timur berdasarkan kabupaten/kota yang menerima bantuan tunai terkait pengurangan subsidi BBM dalam 6 bulan terakhir dimana termasuk dari Program Keluarga Harapan (PKH) yang diberikan kepada rumah tangga sangat miskin.
6. Rasio puskesmas dan rumah sakit yaitu rasio puskesmas dan rumah sakit setiap 100,000 penduduk wanita.

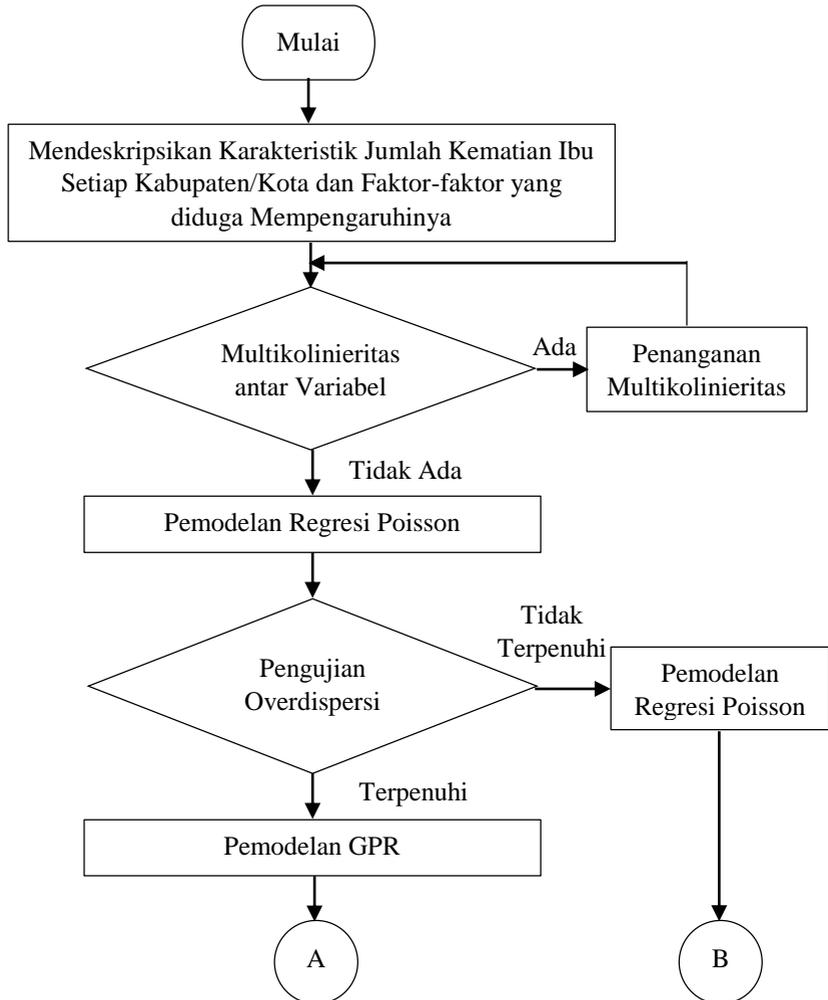
3.4 Langkah Analisis

Adapun langkah-langkah analisis dalam penelitian ini yang didasarkan pada tujuan penelitian adalah sebagai berikut.

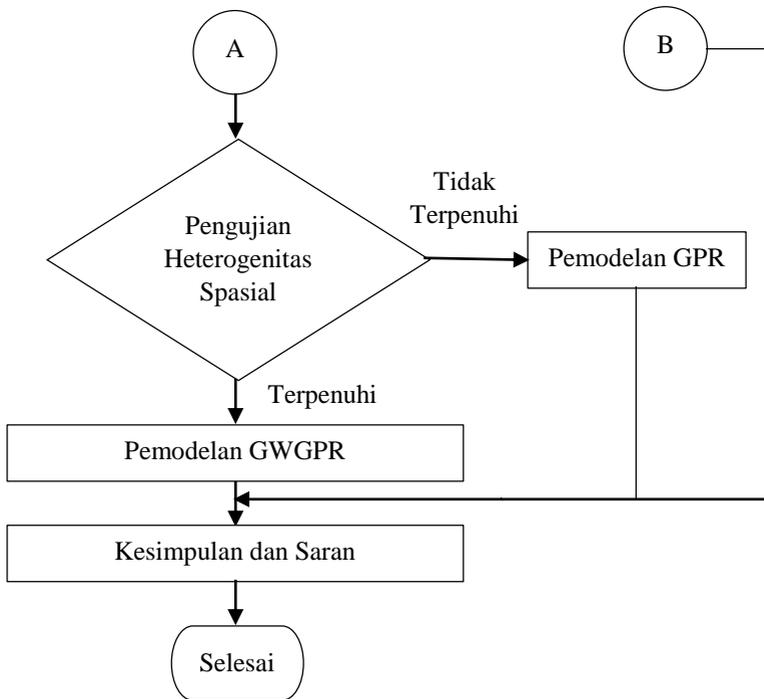
- 1) Mendeskripsikan karakteristik jumlah kematian ibu dan faktor-faktor yang diduga mempengaruhinya pada setiap kabupaten/kota.
- 2) Mendeteksi dan mengatasi kasus multikolinieritas berdasarkan nilai VIF.
- 3) Melakukan pemodelan regresi poisson.
- 4) Melakukan pengujian overdispersi.
- 5) Melakukan pemodelan *Generalized Poisson Regression* (GPR).
- 6) Melakukan pengujian heterogenitas spasial.
- 7) Melakukan pemodelan *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression* (GWGPR) dengan langkah-langkah yaitu menentukan *bandwidth* dan pembobot optimum, menaksir parameter model GWGPR, serta melakukan pengujian signifikansi parameter baik secara serentak maupun parsial.
- 8) Menarik kesimpulan dan saran.

3.5 Diagram Alir

Diagram alir pada penelitian ini ditunjukkan pada Gambar 3.1.



Gambar 3.1 Diagram Alir Penelitian



Gambar 3.2 Diagram Alir Penelitian (Lanjutan)

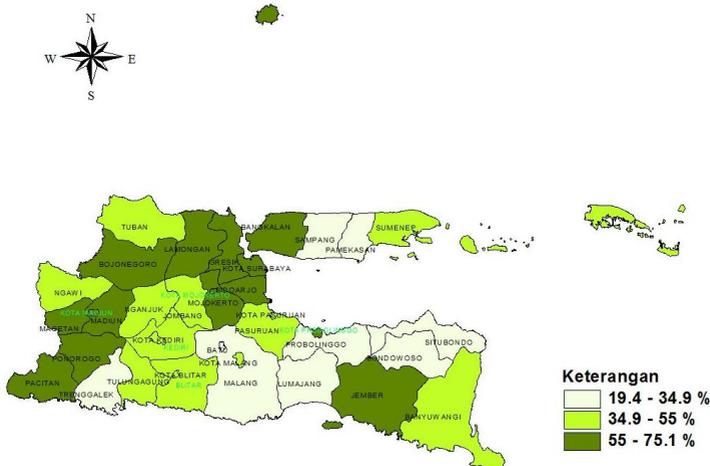
ibu 10-18 jiwa yang digambarkan dengan warna hijau muda. Terdapat 11 daerah dengan jumlah kematian ibu 18-37 jiwa yang digambarkan dengan warna hijau.

Karakteristik faktor-faktor yang diduga mempengaruhi jumlah kematian ibu di Jawa Timur disajikan pada Tabel 4.1.

Tabel 4.1 Karakteristik Faktor-faktor

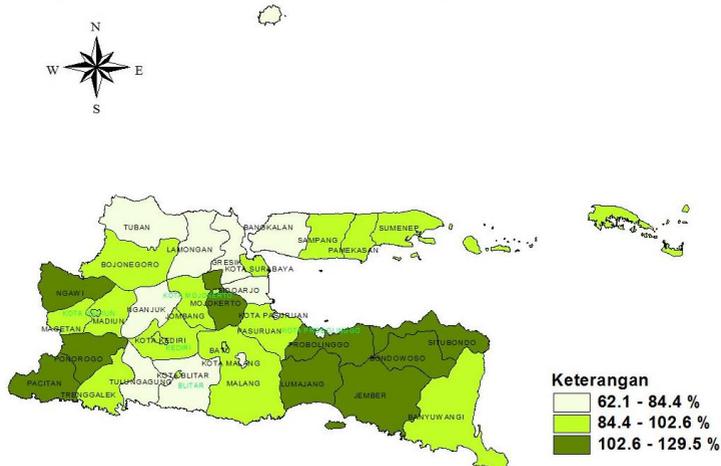
Variabel	Mean	Standar Deviasi	Minimum	Maximum
X ₁	49,64	14,78	19,4	75,1
X ₂	96,04	15,43	62,1	129,5
X ₃	88,911	4,989	78,900	98,500
X ₄	2,342	2,474	0	11,780
X ₅	7,812	3,035	4,530	18,690

Tabel 4.1 menunjukkan bahwa faktor-faktor yang diduga mempengaruhi jumlah kematian ibu di Jawa Timur memiliki variasi yang cukup besar serta jangkauan yang cukup besar sehingga diduga terjadi heterogenitas data. Variabel prediktor yang memiliki standar deviasi tertinggi yaitu persentase penanganan komplikasi kebidanan sebesar 15,43%. Variabel prediktor yang memiliki standar deviasi tertinggi kedua yaitu persentase rumah tangga ber-PHBS sebesar 14,78%. Persebaran setiap variabel persentase rumah tangga ber-PHBS disajikan pada Gambar 4.2.



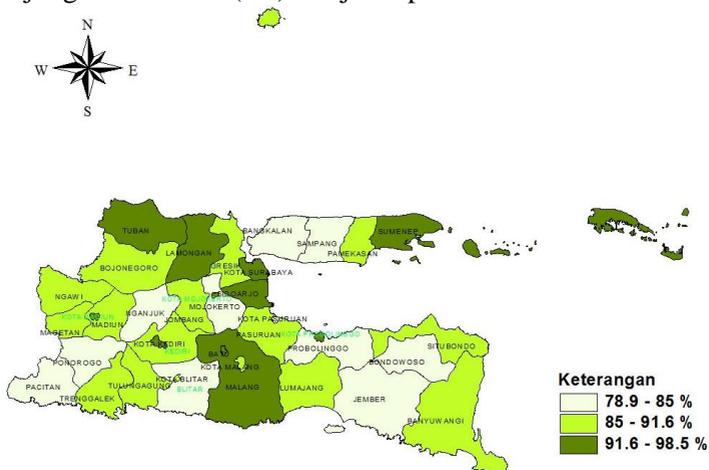
Gambar 4.2 Persebaran Persentase Rumah Tangga Ber-PHBS

Berdasarkan Gambar 4.2 dapat dilihat bahwa kabupaten/kota dengan persentase rumah tangga ber-PHBS 19,4 – 34,9% paling banyak berada di daerah tapal kuda. Persebaran variabel persentase penanganan komplikasi kebidanan disajikan pada Gambar 4.3.



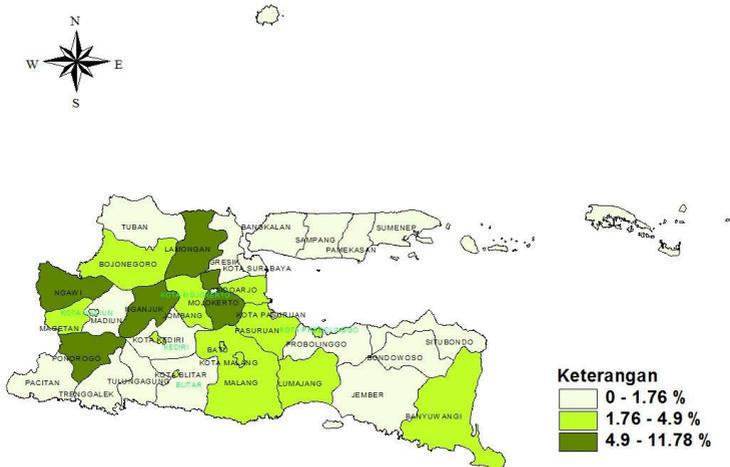
Gambar 4.3 Persebaran Penanganan Komplikasi Kebidanan

Berdasarkan Gambar 4.3 dapat dilihat bahwa kabupaten/kota dengan persentase penanganan komplikasi kebidanan 62,1 – 84,4% paling banyak berada di sisi utara. Persebaran variabel persentase kunjungan ibu hamil (K4) disajikan pada Gambar 4.4.

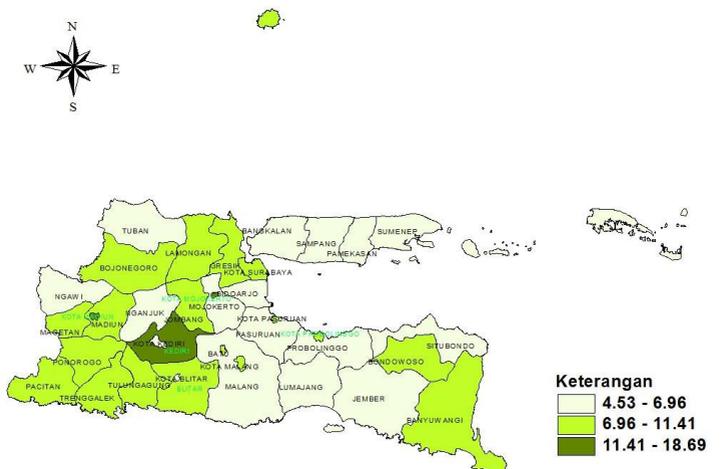


Gambar 4.4 Persebaran Persentase Kunjungan Ibu Hamil (K4)

Berdasarkan Gambar 4.4 dapat dilihat bahwa kabupaten/kota dengan persentase kunjungan ibu hamil (K4) 78,9 – 85% paling banyak berada di daerah tapal kuda dan sisi barat. Kabupaten Bangkalan menjadi daerah dengan persentase kunjungan ibu hamil (K4) terendah sebesar 78,9% dan diikuti oleh Kabupaten Pacitan sebesar 79,2%. Kota Surabaya menjadi daerah dengan persentase kunjungan ibu hamil (K4) tertinggi yaitu 98,5%. Persebaran variabel persentase rumah tangga menerima bantuan tunai disajikan pada Gambar 4.5.



Gambar 4.5 Persebaran Persentase Rumah Tangga Menerima Bantuan Tunai Berdasarkan Gambar 4.5 dapat dilihat bahwa kabupaten/kota dengan persentase rumah tangga menerima bantuan tunai 4,9 – 11,78% paling banyak ditandai dengan warna hijau tua yaitu Ngawi, Ponorogo, Nganjuk, Mojokerto, dan Lamongan. Kabupaten Lamongan menjadi daerah dengan persentase rumah tangga menerima bantuan tunai tertinggi sebesar 11,78% dan diikuti Kabupaten Ponorogo sebesar 6,39%. Persebaran variabel rasio puskesmas dan rumah sakit disajikan pada Gambar 4.6.



Gambar 4.6 Persebaran Rasio Puskesmas dan Rumah Sakit
Berdasarkan Gambar 4.6 dapat dilihat bahwa masih sangat sedikit kabupaten/kota yang memiliki rasio puskesmas dan rumah sakit 11,41 – 18,69 yaitu Kediri, Kota Madiun, dan Kota Mojokerto.

4.2 Analisis Pemodelan GWGPR

Sebelum melakukan pemodelan GWGPR, terlebih dahulu melakukan pemodelan regresi poisson. Regresi poisson memiliki syarat yaitu bebas multikolinieritas pada variabel prediktor, sehingga perlu dilakukan pemeriksaan multikolinieritas. Adanya multikolinieritas dapat diketahui dari nilai VIF setiap variabel prediktor. Nilai VIF yang lebih besar dari 10 menunjukkan adanya kasus multikolinieritas antar variabel prediktor. Nilai VIF masing-masing variabel prediktor ditunjukkan pada Tabel 4.2.

Tabel 4.2 Nilai VIF

Variabel	VIF
X_1	1,251548
X_2	1,247694
X_3	1,267463
X_4	1,176884
X_5	1,294637

Nilai VIF setiap variabel prediktor memiliki nilai kurang dari 10. Hal ini dapat diartikan bahwa tidak terdapat kasus multikolinieritas pada data, sehingga dapat dilakukan pemodelan regresi poisson.

4.2.1 Pemodelan Regresi Poisson

Data jumlah kematian ibu merupakan data *count* dengan probabilitas sangat kecil serta jumlah data yang memiliki batas selang waktu tertentu, sehingga analisis yang sesuai yaitu pemodelan regresi poisson. Pada pemeriksaan multikolinearitas telah dibuktikan bahwa tidak terdapat kasus multikolinearitas pada variabel independen, sehingga semua variabel independen dapat digunakan untuk pemodelan regresi poisson. Untuk mendapatkan estimasi parameter model regresi poisson digunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) dengan iterasi Newton-Raphson. Tabel 4.3 menunjukkan nilai estimasi parameter model regresi poisson.

Tabel 4.3 Nilai Estimasi Parameter Model Regresi Poisson

Parameter	Estimasi	Z hitung
$\hat{\beta}_0$	-0,192825	-0,182
$\hat{\beta}_1$	0,015305	4,731
$\hat{\beta}_2$	0,014133	4,345
$\hat{\beta}_3$	0,025784	2,562
$\hat{\beta}_4$	-0,030924	-1,646
$\hat{\beta}_5$	-0,209161	-8,761
Devians	83,76	

Setelah mendapatkan nilai estimasi parameter maka selanjutnya dilakukan pengujian parameter model regresi poisson yaitu, pengujian secara serentak dan parsial. Pengujian serentak memiliki hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$$

$$H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \beta_j \neq 0, j = 1, 2, \dots, 5.$$

Berdasarkan persamaan (2.5) diperoleh nilai devians $D(\hat{\beta})$ sebesar 83,76. Taraf signifikansi yang digunakan yaitu 5% ($\alpha = 5\%$), sehingga nilai $\chi^2_{(0,05;5)}$ sebesar 11,07. Nilai devians $D(\hat{\beta})$ lebih besar dari nilai $\chi^2_{(0,05;5)}$, sehingga didapatkan keputusan tolak H_0 . Hal ini dapat diartikan bahwa terdapat variabel prediktor yang

berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Oleh karena itu, dapat dilanjutkan pada pengujian parsial. Pengujian parsial memiliki hipotesis sebagai berikut.

$$H_0 : \beta_j = 0, \quad j = 1, 2, \dots, 5$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0$$

Variabel prediktor dikatakan berpengaruh signifikan terhadap model (tolak H_0) jika nilai $|Z|$ lebih besar dari $Z_{\alpha/2}$ dengan taraf signifikansi 5% sehingga bernilai 1,96. Berdasarkan Tabel 4.3, semua parameter memiliki nilai $|Z|$ lebih besar dari 1,96 sehingga semua variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap model regresi poisson kecuali variabel persentase rumah tangga menerima bantuan tunai. Model regresi poisson yang terbentuk adalah sebagai berikut.

$$\hat{\mu} = \exp(-0,192825 + 0,015305X_1 + 0,014133X_2 + 0,025784X_3 - 0,030924X_4 - 0,209161X_5)$$

Setelah melakukan pemodelan regresi poisson, didapatkan hasil yang cukup baik yaitu dengan 4 variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon, namun perlu dilakukan pemeriksaan apakah terdapat kasus overdispersi atau tidak. Identifikasi kasus overdispersi dilakukan dengan melihat nilai devians $D(\hat{\beta})$ pada model regresi poisson dibagi dengan derajat bebas. Jika menghasilkan nilai lebih dari 1 maka data dikatakan overdispersi. Nilai devians $D(\hat{\beta})$ model regresi poisson sebesar 83,76 dengan derajat bebas sebesar 32, sehingga didapatkan nilai sebesar 2,6175. Nilai tersebut lebih besar dari 1 yang berarti data jumlah kematian ibu di Jawa Timur terdapat kasus overdispersi sehingga dibutuhkan metode lain untuk mengatasi permasalahan tersebut.

4.2.2 Pemodelan GPR

Pada data jumlah kematian ibu di Jawa Timur mengalami kasus overdispersi, hal ini dapat diatasi dengan menggunakan pemodelan *Generalized Poisson Regression* (GPR). Untuk mendapatkan estimasi parameter model GPR digunakan metode

Maximum Likelihood Estimation (MLE) dengan iterasi Newton-Raphson. Tabel 4.4 menunjukkan nilai estimasi parameter model GPR.

Tabel 4.4 Nilai Estimasi Parameter Model GPR

Parameter	Estimasi	t hitung
$\hat{\beta}_0$	0,2147	0,14
$\hat{\beta}_1$	0,01435	2,90
$\hat{\beta}_2$	0,01385	2,82
$\hat{\beta}_3$	0,02323	1,57
$\hat{\beta}_4$	-0,03187	-1,06
$\hat{\beta}_5$	-0,2233	-6,56
Devians	229,2	

Setelah mendapatkan nilai estimasi parameter maka selanjutnya dilakukan pengujian parameter model regresi poisson yaitu, pengujian secara serentak dan parsial. Pengujian serentak memiliki hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$$

$$H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \beta_j \neq 0, \quad j = 1, 2, \dots, 5.$$

Berdasarkan persamaan (2.8) diperoleh nilai devians $D(\hat{\beta})$ sebesar 229,2. Taraf signifikansi yang digunakan yaitu 5% ($\alpha = 5\%$), sehingga nilai $\chi^2_{(0,05;5)}$ sebesar 11,07. Nilai devians $D(\hat{\beta})$ lebih besar dari nilai $\chi^2_{(0,05;5)}$, sehingga didapatkan keputusan tolak H_0 . Hal ini dapat diartikan bahwa terdapat variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Oleh karena itu, dapat dilanjutkan pada pengujian parsial. Pengujian parsial memiliki hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_j = 0, \quad j = 1, 2, \dots, 5$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0.$$

Variabel prediktor dikatakan berpengaruh signifikan terhadap model (tolak H_0) jika nilai $|t|$ lebih besar dari $t_{(n-k-1; \alpha/2)}$

dengan taraf signifikansi yang digunakan yaitu 5% sehingga nilai $t_{(32;0,025)}$ sebesar 2,0369. Berdasarkan Tabel 4.4, variabel yang signifikan terhadap model GPR yaitu X_1 , X_2 , dan X_5 . Model GPR yang didapatkan adalah sebagai berikut.

$$\hat{\mu} = \exp(0,2147 + 0,01435X_1 + 0,01385X_2 + 0,02323X_3 - 0,03187X_4 - 0,2233X_5)$$

Setelah melakukan pemodelan GPR, didapatkan hasil yang cukup baik yaitu dengan 3 variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon, namun perlu dilakukan pengujian heterogenitas spasial untuk mengetahui apakah terdapat kekhasan pada setiap lokasi pengamatan. Pengujian dilakukan dengan menggunakan statistik uji *Breusch-Pagan* yang ditunjukkan pada persamaan (2.10) yang memiliki hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_{38}^2 = \sigma^2 \text{ (varians antar lokasi sama)}$$

$$H_1 : \text{minimal ada satu } \sigma_i^2 \neq \sigma^2 \text{ (varians antar lokasi berbeda)}$$

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

Berdasarkan persamaan (2.10), didapatkan nilai statistik uji sebesar 9,3256. Taraf signifikansi (α) yang digunakan sebesar 10%, sehingga dihasilkan $\chi_{(0,1;5)}^2$ sebesar 9,236. Oleh karena itu, diperoleh keputusan tolak H_0 karena nilai statistik uji lebih besar dari $\chi_{(0,1;5)}^2$. Hal ini dapat disimpulkan bahwa terdapat heterogenitas spasial pada setiap lokasi pengamatan yang dalam hal ini adalah kabupaten/kota di Jawa Timur sehingga dibutuhkan metode lain untuk mengatasi permasalahan tersebut.

4.2.3 Pemodelan GWGPR

Pada data jumlah kematian ibu di Jawa Timur mengalami kasus overdispersi dan heterogenitas spasial, hal ini dapat diatasi dengan menggunakan pemodelan *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression* (GWGPR). Metode GWGPR merupakan pengembangan dari metode GPR. Pada pemodelan GWGPR ini terdapat pembobot geografis untuk menentukan parameter dimana menggunakan matriks pembobot *Kernel Adaptive Bisquare* sehingga diperoleh parameter yang berbeda-

beda pada setiap kabupaten/kota di Jawa Timur. Terdapat dua pengujian pada pemodelan GWGPR yaitu pengujian serentak dan pengujian parsial.

Pengujian serentak dilakukan untuk menguji apakah ada variabel prediktor yang berpengaruh terhadap model. Pengujian serentak pada pemodelan GWGPR memiliki hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_1(u_i, v_i) = \beta_2(u_i, v_i) = \dots = \beta_5(u_i, v_i) = 0, \quad i = 1, 2, \dots, 38$$

$$H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \beta_j(u_i, v_i) \neq 0, \quad j = 1, 2, \dots, 5.$$

Berdasarkan persamaan (2.18) diperoleh nilai devians $D(\hat{\beta})$ sebesar 16,38149. Taraf signifikansi (α) yang digunakan yaitu 5%, sehingga nilai $\chi^2_{(0,05;5)}$ sebesar 11,07. Nilai devians $D(\hat{\beta})$ lebih besar dari nilai $\chi^2_{(0,05;5)}$, sehingga didapatkan keputusan tolak H_0 . Hal ini dapat diartikan bahwa terdapat variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap model GWGPR. Oleh karena itu, dapat dilanjutkan pada pengujian parsial.

Pengujian parsial GWGPR dilakukan untuk mengetahui parameter mana saja yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon pada setiap lokasi pengamatan. Pengujian parsial pada pemodelan GWGPR memiliki hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_j(u_i, v_i) = 0, \quad i = 1, 2, \dots, 38 \text{ dan } j = 1, 2, \dots, 5$$

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

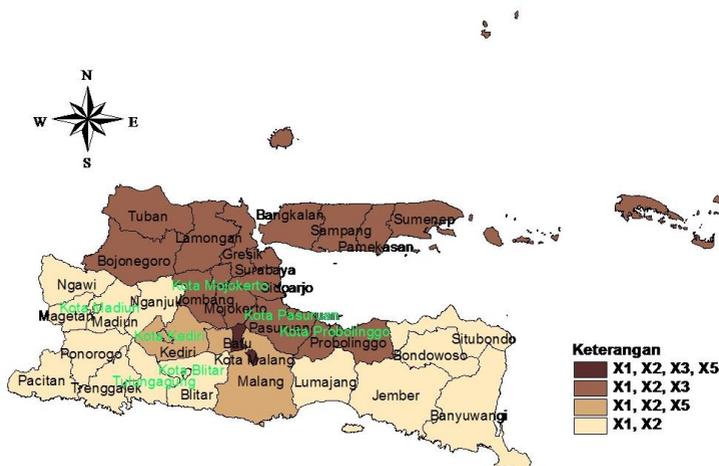
Variabel prediktor dikatakan berpengaruh signifikan terhadap variabel respon (tolak H_0) jika nilai $|Z|$ lebih besar dari $Z_{\alpha/2}$ dengan taraf signifikansi 5% sehingga bernilai 1,96. Pengujian parsial dilakukan pada setiap lokasi pengamatan (kabupaten/kota) di Jawa Timur. Berdasarkan Lampiran 11, terdapat dua variabel yang berpengaruh signifikan untuk semua kabupaten/kota di Jawa Timur yaitu persentase rumah tangga ber-PHBS (X_1) dan persentase penanganan komplikasi kebidanan (X_2). Terdapat satu variabel yang tidak berpengaruh signifikan untuk semua kabupaten/kota di Jawa Timur yaitu persentase rumah

tangga menerima bantuan tunai (X_4). Persentase kunjungan ibu hamil K4 (X_3) berpengaruh signifikan terhadap 19 kabupaten/kota, sedangkan rasio puskesmas dan rumah sakit (X_5) berpengaruh signifikan terhadap 5 kabupaten/kota. Berdasarkan hasil pengujian parsial, didapatkan variabel yang signifikan di setiap kabupaten/kota di Jawa Timur.

Tabel 4.5 Variabel Signifikan Setiap Kabupaten/Kota

Variabel	Kabupaten/Kota	Jumlah
X_1, X_2, X_3, X_5	Kota Malang, Kota Batu	2
X_1, X_2, X_3	Probolinggo, Pasuruan, Sidoarjo, Mojokerto, Jombang, Bojonegoro, Tuban, Lamongan, Gresik, Bangkalan, Sampang, Pamekasan, Sumenep, Kota Probolinggo, Kota Pasuruan, Kota Mojokerto, Kota Surabaya	17
X_1, X_2, X_5	Kediri, Malang, Kota Kediri	3
X_1, X_2	Pacitan, Ponorogo, Trenggalek, Tulungagung, Blitar, Lumajang, Jember, Banyuwangi, Bondowoso, Situbondo, Nganjuk, Madiun, Magetan, Ngawi, Kota Blitar, Kota Madiun	16

Pemetaan kabupaten/kota di Jawa Timur berdasarkan variabel yang signifikan disajikan dalam Gambar 4.7.



Gambar 4.7 Pemetaan Berdasarkan Variabel yang Signifikan

Berdasarkan Lampiran 12, nilai eksponen estimasi parameter terbesar variabel persentase rumah tangga ber-PHBS (X_1) adalah Kabupaten Tuban sedangkan yang terkecil adalah Kabupaten Banyuwangi. Nilai eksponen estimasi parameter terbesar variabel persentase penanganan komplikasi kebidanan (X_2) adalah Kabupaten Pasuruan sedangkan yang terkecil adalah Kabupaten Pacitan. Nilai eksponen estimasi parameter terbesar variabel persentase kunjungan ibu hamil K4 (X_3) adalah Kota Pasuruan. Berikut model GWGPR untuk Kota Pasuruan apabila dituliskan:

$$\hat{\mu} = \exp(0,72133 + 0,00412X_1 + 0,00361X_2 + 0,00613X_3 - 0,01455X_4 - 0,0585X_5).$$

Berdasarkan model GWGPR di Kota Pasuruan yang diperoleh, setiap penambahan 10% rumah tangga ber-PHBS maka akan meningkatkan rata-rata jumlah kematian ibu di Jawa Timur sebesar $\exp(0,00412 \times 10) = 1,04206$ kali dengan asumsi variabel lain konstan. Jika persentase penanganan komplikasi kebidanan meningkat sebesar 10% maka akan meningkatkan rata-rata jumlah kematian ibu di Jawa Timur sebesar $\exp(0,00361 \times 10) = 1,03676$ kali dengan asumsi variabel lain konstan. Jika persentase kunjungan ibu hamil K4 meningkat sebesar 5% maka akan meningkatkan rata-rata jumlah kematian ibu di Jawa Timur sebesar $\exp(0,00613 \times 5) = 1,031125$ kali dengan asumsi variabel lain konstan.

BAB V

KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan

Berdasarkan analisis yang telah dilakukan, dapat diperoleh kesimpulan sebagai berikut.

1. Jumlah kematian ibu tertinggi di Jawa Timur yaitu sebanyak 37 jiwa terdapat di Kota Surabaya. Faktor-faktor yang diduga mempengaruhi jumlah kematian ibu di Jawa Timur memiliki variasi serta jangkauan yang cukup besar sehingga diduga terjadi heterogenitas data.
2. Pemodelan GWGPR menghasilkan persentase rumah tangga ber-PHBS dan persentase penanganan komplikasi kebidanan berpengaruh signifikan terhadap jumlah kematian ibu di semua kabupaten/kota di Jawa Timur, sedangkan persentase rumah tangga menerima bantuan tunai tidak berpengaruh signifikan terhadap jumlah kematian ibu di kabupaten/kota di Jawa Timur. Persentase kunjungan ibu hamil K4 berpengaruh signifikan terhadap 19 kabupaten/kota, sedangkan rasio puskesmas dan rumah sakit berpengaruh signifikan terhadap 5 kabupaten/kota.

5.2 Saran

Berdasarkan variabel prediktor yang berpengaruh signifikan, diharapkan dapat mengurangi kasus jumlah kematian ibu jika diimplementasikan. Saran yang dapat digunakan untuk penelitian selanjutnya yaitu mempertimbangkan penambahan variabel prediktor yang memberikan pengaruh signifikan terhadap jumlah kematian ibu seperti faktor-faktor pada usia ibu saat kehamilan, penolong, dan paritas.

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

DAFTAR PUSTAKA

- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics Method and Models*. Netherlands: Kluwer Academic Publishers.
- Berita Metro. (2017, Mei 7). *Rawan Kematian Ibu Hamil di Tapal Kuda*. Diambil kembali dari Berita Metro: <http://www.beritametro.news/jawa-timur/rawan-kematian-ibu-hamil-di-tapal-kuda>
- BPS Jatim. (2017). *Jumlah Penduduk Miskin, P1, P2 dan Garis Kemiskinan Menurut Kabupaten/Kota, Tahun 2016*. Diambil kembali dari Badan Pusat Statistik Provinsi Jawa Timur: <https://jatim.bps.go.id>
- BPS Jatim. (2017). *Statistik Kesejahteraan Rakyat Provinsi Jawa Timur 2016*. Surabaya: Badan Pusat Statistik Provinsi Jawa Timur.
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (1990). Regression-Based Test for Overdispersion in The Poisson Model. *Journal of Econometrics*, Vol. 46, 347-364.
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (1998). *Regression Analysis of Count Data*. USA: Cambridge University Press.
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2013). *Regression Analysis of Count Data* (2nd ed.). USA: Cambridge University Press.
- Dinkes Jatim. (2017). *Profil Kesehatan Provinsi Jawa Timur Tahun 2016*. Surabaya: Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur.
- Evadianti, E. (2014). Pemodelan Jumlah Kematian Ibu di Jawa Timur dengan Geographically Weighted Negative Binomial Regression (GWNBR). *Jurnal Sains dan Seni ITS*, Vol. 3, No. 2, 182-187.
- Famoye, F., Wulu, J. T., & Singh, K. P. (2004). On The Generalized Poisson Regression Model with an Application to Accident Data. *Journal of Data Science* 2, 287-295.
- Gujarati, D. N. (2004). *Basic Econometrics* (4th ed.). New York: The McGraw Hill Companies.
- Hocking, R. R. (1996). *Method and Applications of Linear Models*. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- INFID. (2015). *Panduan SDGs*. Jakarta: International NGO Forum on Indonesian Development.

- Kemenkes. (2016). *Profil Kesehatan Indonesia 2016*. Jakarta: Kementerian Kesehatan RI.
- Kompas. (2014). *Angka Kematian Ibu Tertinggi ada di Jawa Barat*. Sukabumi: Kompas. Dipetik Februari 6, 2017, dari <https://lifestyle.kompas.com/read/2014/12/05/074000923/An-gka.Kematian.Ibu.Tertinggi.ada.di.Jawa.Barat>
- Mochtar, R. (1998). *Sinopsis Obstetri* (Vol. 1). Jakarta: EGC.
- Nakaya, T., Fotheringham, A. S., Brudson, C., & Charlton, M. (2005). Geographically Weighted Poisson Regression for Disease Association Mapping. *Statistics in Medicine*, 2695-2717.
- Qomariyah, N. (2013). Pemodelan Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Jumlah Kematian Ibu di Jatim dengan Pendekatan GWPR (Geographically Weighted Poisson Regression) Ditinjau dari Segi Fasilitas Kesehatan. *Jurnal Sains dan Seni ITS*, Vol. 2, No. 2, 311-316.
- World Health Organization. (2007). *Maternal Mortality in 2005 : Estimates Developed by WHO, UNICEF, UNFPA, and The World Bank*. Geneva: WHO Press.
- Wulandari, I. R. (2015). Estimasi Parameter Model Generalized Poisson Regression Jumlah Kematian Ibu di Jawa Timur yang Mengalami Overdispersi. *Jurnal Biometrika dan Kependudukan*, Vol. 4, No. 2, 143-151.

LAMPIRAN

Lampiran 1. Data Jumlah Kematian Ibu di Jawa Timur dan Faktor-faktor yang Diduga Berpengaruh

Kabupaten/Kota	Y	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅
Pacitan	8	61,9	114,06	79,2	0,98	9,55
Ponorogo	12	57,4	115,4	84,8	6,39	8,52
Trenggalek	6	33,3	97,6	87,6	0	7,47
Tulungagung	20	42,5	83,2	91,4	1,29	8,18
Blitar	12	54	88,7	90	2,19	5,93
Kediri	16	51,1	96	92,2	2,44	6,2
Malang	21	30	95,2	95,5	4,19	4,95
Lumajang	18	34,8	113,488	88,4	2,51	5,86
Jember	33	68	108,48	82,3	0,81	4,96
Banyuwangi	20	45,5	87,8	89,5	4,51	7,22
Bondowoso	20	19,4	123,9	82,7	1,76	7,39
Situbondo	17	25	118,6	87,2	0,11	6,38
Probolinggo	20	22,2	129,5	82,9	0,57	6,63
Pasuruan	23	44,5	95,1	91,6	4,9	4,85
Sidoarjo	24	62,9	74,4	95	4,43	4,86
Mojokerto	22	61,9	127,7	85	5,3	6,96
Jombang	17	46,4	102,3	89,3	2,35	7,5
Nganjuk	12	45,8	83,9	81,6	5,78	4,95
Madiun	10	71	91,2	91,1	0,26	8,73
Magetan	9	63,9	96,9	90,6	3,11	8,69
Ngawi	6	42,5	116,1	87,3	5,51	6,37
Bojonegoro	23	59,3	99,7	86,7	3,24	7,33
Tuban	11	44,1	84	93,2	0,2	6,31
Lamongan	11	65	80	95,6	11,78	7,2
Gresik	17	63,2	83,4	86,9	0	7,18
Bangkalan	18	71,2	62,1	78,9	0,79	5,17
Sampang	14	34,9	96,1	83,9	0	4,53
Pamekasan	14	34,4	94,3	89,8	0,22	5,7
Sumenep	11	55	92,9	92,6	0,1	5,84
Kota Kediri	4	52,7	102,6	90,7	0	14,84
Kota Blitar	5	42,5	80,7	84,2	1,07	11,41
Kota Malang	9	49,2	84,4	88,6	2,18	8,98
Kota Probolinggo	6	63	81,1	92,4	3,44	8,52
Kota Pasuruan	4	40,3	75,4	84,7	0,82	9,09
Kota Mojokerto	1	59,9	94,5	95,3	0	18,69
Kota Madiun	1	63,9	98	97,8	1,08	15,43
Kota Surabaya	37	75,1	90,2	98,5	1,62	8,56
Kota Batu	2	28,7	90,7	93,6	3,05	9,94

Lampiran 2. Koordinat Lintang Selatan dan Bujur Timur

Kabupaten/Kota	u	v	Kabupaten/Kota	u	v
Pacitan	8,19	111,1	Magetan	7,66	111,33
Ponorogo	7,87	111,46	Ngawi	7,4	111,45
Trenggalek	8,05	111,71	Bojonegoro	7,15	111,88
Tulungagung	8,07	111,9	Tuban	6,9	112,07
Blitar	8,13	112,21	Lamongan	7,12	112,41
Kediri	7,81	112,04	Gresik	7,17	112,6
Malang	8,14	112,57	Bangkalan	7,05	112,74
Lumajang	8,13	113,23	Sampang	7,19	113,24
Jember	8,17	113,7	Pamekasan	7,16	113,47
Banyuwangi	8,22	114,37	Sumenep	7,01	113,86
Bondowoso	7,91	113,82	Kediri	7,81	112,01
Situbondo	7,71	114	Kota Blitar	8,1	112,16
Probolinggo	7,76	113,42	Kota Malang	7,98	112,63
Pasuruan	7,65	112,91	Kota Probolinggo	7,75	113,21
Sidoarjo	7,45	112,72	Kota Pasuruan	7,65	112,91
Mojokerto	7,46	112,43	Kota Mojokerto	7,47	112,44
Jombang	7,56	112,23	Kota Madiun	7,62	111,52
Nganjuk	7,6	111,9	Kota Surabaya	7,26	112,75
Madiun	7,54	111,65	Kota Batu	7,87	112,51

Lampiran 3. Statistika Deskriptif dan Pengecekan Multikolinearitas

Variable	Mean	StDev	Minimum	Maximum
X1	49,64	14,78	19,40	75,10
X2	96,04	15,43	62,10	129,50
X3	88,911	4,989	78,900	98,500
X4	2,342	2,474	0,000	11,780
X5	7,812	3,035	4,530	18,690

	X1	X2	X3	X4	X5
	1.251548	1.247694	1.267463	1.176884	1.294637

Lampiran 4. Output Regresi Poisson

```

Call:
glm(formula = Y ~ X2 + X3 + X4 + X6 + X7, family =
poisson(),
     data = data)

Deviance Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-3.1306  -1.1827  -0.1622   0.5659   3.7178

Coefficients:
            Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
(Intercept) -0.192825   1.061857  -0.182   0.8559
X2           0.015305   0.003235   4.731 2.24e-06 ***
X3           0.014133   0.003252   4.345 1.39e-05 ***
X4           0.025784   0.010063   2.562  0.0104 *
X6          -0.030924   0.018790  -1.646  0.0998 .
X7          -0.209161   0.023874  -8.761 < 2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.'
0.1 ' ' 1

(Dispersion parameter for poisson family taken to be 1)

    Null deviance: 194.41  on 37  degrees of freedom
Residual deviance:  83.76  on 32  degrees of freedom
AIC: 257.41

Number of Fisher Scoring iterations: 5

```

Lampiran 5. Output GPR

Fit Statistics						
	-2 Log Likelihood				229.2	
	AIC (smaller is better)				243.2	
	AICC (smaller is better)				247.0	
	BIC (smaller is better)				254.7	
Parameter Estimates						
Parameter	Estimate Alpha	Standard Error		DF	t Value Gradient	Pr > t
		Lower	Upper			
a0	0.2147	1.5125		38	0.14	0.8879
	0.05	-2.8473	3.2766		-1.87E-8	
a1	0.01435	0.004957		38	2.90	0.0062
	0.05	0.004316	0.02439		3.078E-7	
a2	0.01385	0.004914		38	2.82	0.0076
	0.05	0.003901	0.02380		2.718E-6	
a3	0.02323	0.01480		38	1.57	0.1248
	0.05	-0.00673	0.05319		2.088E-6	
a4	-0.03187	0.02997		38	-1.06	0.2943
	0.05	-0.09254	0.02880		-4.89E-8	
a5	-0.2233	0.03404		38	-6.56	<.0001
	0.05	-0.2922	-0.1544		-7.78E-8	
teta	0.03538	0.01294		38	2.73	0.0094
	0.05	0.009186	0.06158		-1.27E-6	

Lampiran 6. Pengujian Heterogenitas

```

studentized Breusch-Pagan test
data: poisson
BP = 9.3256, df = 5, p-value = 0.09676

```

Lampiran 7. Pembobot Spasial dengan Adaptive Bisquare Kernel

```

[1] 2.048218 1.609344 1.468573 1.325172 1.146477
1.085975 1.185062 1.369618
[9] 1.835306 2.502032 1.933598 2.096819 1.537126
1.133285 1.181461 1.037906
[17] 1.027757 1.128415 1.382716 1.695226 1.600674
1.323101 1.369419 1.176088
[25] 1.171058 1.327187 1.405495 1.603571 2.017039
1.110117 1.142159 1.169574
[33] 1.329982 1.133285 1.024833 1.506490 1.203810
1.055769

```

Lampiran 8. Jarak Euclidean

	1	2	...	37	38
1	0	0.4816638	...	1.8940433	1.4458561
2	0.4816638	0	...	1.4269548	1.05
3	0.6258594	0.3080584	...	1.3060245	0.82
4	0.8089499	0.4833218	...	1.174138	0.6419502
5	1.1116204	0.7937884	...	1.0239629	0.3969887
6	1.0139033	0.5830952	...	0.8981091	0.4738143
7	1.4708501	1.142366	...	0.8982205	0.2765863
8	2.1308449	1.7889941	...	0.9936297	0.7655064
9	2.6000769	2.26	...	1.3155227	1.2272327
10	3.2701376	2.9309725	...	1.8830826	1.8926437
11	2.7343738	2.360339	...	1.2519585	1.3106105
12	2.9394557	2.5450344	...	1.328533	1.498566
13	2.3595127	1.9630843	...	0.8360024	0.9166242
14	1.8888356	1.4665947	...	0.4215448	0.4565085
15	1.7810109	1.3281566	...	0.1923538	0.4695743
16	1.5171684	1.0530907	...	0.3773592	0.417732
17	1.2937542	0.8300602	...	0.6003332	0.417732
18	0.9940322	0.5162364	...	0.915478	0.6670832
19	0.8514693	0.3807887	...	1.1350771	0.9211406
20	0.5777543	0.2469818	...	1.4752627	1.1985408
21	0.8640602	0.4701064	...	1.3075167	1.1595258
22	1.3	0.8335466	...	0.8769265	0.9567131
23	1.6140012	1.1458621	...	0.7694154	1.0651291
24	1.6914491	1.2103718	...	0.3676955	0.7566373
25	1.813946	1.3377593	...	0.1749286	0.705762
26	1.9972982	1.5201316	...	0.210238	0.8516455
27	2.3621177	1.9054658	...	0.4949747	0.9976472
28	2.584144	2.1317129	...	0.7269113	1.1940268
29	3.0016662	2.5494313	...	1.1378049	1.6006561
30	0.9861541	0.553263	...	0.9220087	0.5035871
31	1.0638139	0.7368175	...	1.0264989	0.4188078
32	1.5443445	1.1751596	...	0.7299315	0.1627882
33	2.1553886	1.7541095	...	0.6720863	0.7102112
34	1.8888356	1.4665947	...	0.4215448	0.4565085
35	1.5211837	1.0584895	...	0.3744329	0.4060788
36	0.7080254	0.2570992	...	1.2816006	1.0210779
37	1.8940433	1.4269548	...	0	0.6555151
38	1.4458561	1.05	...	0.6555151	0

Lampiran 9. Koefisien Parameter GWGPR

	$\hat{\theta}$	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\beta}_4$	$\hat{\beta}_5$
1	0.04030	2.62456	0.00352	0.00006	-0.00452	-0.01211	-0.07433
2	0.09813	2.43004	0.00365	0.00055	-0.00364	-0.01316	-0.07336
3	0.12443	2.36363	0.00316	0.00064	-0.00327	-0.01390	-0.06951
4	0.16183	2.26063	0.00292	0.00089	-0.00284	-0.01516	-0.06681
5	0.23527	2.06929	0.00267	0.00148	-0.00216	-0.02047	-0.06284
6	0.24166	2.00473	0.00325	0.00141	-0.00165	-0.01634	-0.06609
7	0.35125	1.50189	0.00355	0.00218	0.00160	-0.02420	-0.06197
8	0.51590	0.73280	0.00150	0.00315	0.00574	-0.00495	-0.03764
9	0.53663	1.02204	0.00114	0.00242	0.00237	0.00571	-0.02749
10	0.54033	1.12357	0.00101	0.00212	0.00126	0.00873	-0.02338
11	0.53102	1.03170	0.00123	0.00229	0.00246	0.00439	-0.02731
12	0.52854	1.05895	0.00124	0.00219	0.00220	0.00459	-0.02596
13	0.51982	0.87614	0.00169	0.00269	0.00431	-0.00212	-0.03470
14	0.48755	0.72133	0.00412	0.00361	0.00613	-0.01455	-0.05850
15	0.48711	0.76685	0.00470	0.00345	0.00556	-0.01257	-0.06030
16	0.47215	0.89220	0.00450	0.00297	0.00502	-0.01163	-0.06078
17	0.39748	1.21905	0.00386	0.00247	0.00337	-0.01256	-0.06216
18	0.23792	1.92994	0.00373	0.00151	-0.00100	-0.01374	-0.06949
19	0.18525	2.04212	0.00405	0.00133	-0.00146	-0.01257	-0.07265
20	0.10792	2.34249	0.00406	0.00077	-0.00315	-0.01258	-0.07519
21	0.17617	1.98630	0.00436	0.00148	-0.00098	-0.01169	-0.07452
22	0.34994	1.22219	0.00471	0.00272	0.00368	-0.01016	-0.07121
23	0.44199	0.85484	0.00545	0.00333	0.00549	-0.00947	-0.07065
24	0.50174	0.73740	0.00533	0.00329	0.00566	-0.00973	-0.06369
25	0.51373	0.68434	0.00536	0.00343	0.00589	-0.01054	-0.06304
26	0.50992	0.68198	0.00526	0.00359	0.00578	-0.01055	-0.06190
27	0.50518	0.80826	0.00339	0.00331	0.00455	-0.00719	-0.04544
28	0.50593	0.90690	0.00243	0.00282	0.00372	-0.00341	-0.03587
29	0.50919	1.03184	0.00175	0.00234	0.00250	0.00101	-0.02760
30	0.23193	2.03460	0.00327	0.00135	-0.00179	-0.01601	-0.06654
31	0.22186	2.12122	0.00261	0.00142	-0.00248	-0.01969	-0.06339
32	0.39960	1.15949	0.00370	0.00268	0.00377	-0.01876	-0.05878
33	0.51071	0.74452	0.00221	0.00307	0.00583	-0.00769	-0.04214
34	0.48755	0.72133	0.00412	0.00361	0.00613	-0.01455	-0.05850
35	0.47380	0.88729	0.00452	0.00298	0.00504	-0.01178	-0.06090
36	0.14183	2.22570	0.00401	0.00100	-0.00253	-0.01281	-0.07382
37	0.50699	0.68883	0.00511	0.00361	0.00588	-0.01180	-0.06227
38	0.39178	1.25116	0.00384	0.00258	0.00306	-0.01893	-0.06088

Lampiran 10. Z-hitung Parameter GWGPR

	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\beta}_4$	$\hat{\beta}_5$
1	-0.00154	-7814.292	-11.52031	-0.02857	0.45562	0.98601
2	-0.00491	-9391.208	-16.65058	-0.31275	0.50246	1.41353
3	-0.00629	-9632.43	-14.85726	-0.37197	0.39002	1.60892
4	-0.00793	-9231.942	-13.90758	-0.49804	0.29345	1.77450
5	-0.00843	-7099.28	-10.73217	-0.60602	0.11807	1.82963
6	-0.01321	-8859.532	-19.15607	-0.82680	0.20859	2.13096
7	-0.01401	-7945.233	-20.04180	-1.03753	-0.09296	2.08914
8	-0.02056	-7022.972	-7.66298	-1.44388	-0.36698	0.41851
9	-0.02797	-11238.864	-6.81692	-1.49687	-0.24373	-0.47947
10	-0.02483	-10286.215	-5.16240	-1.16730	-0.12517	-0.55219
11	-0.03897	-12960.808	-9.71179	-1.85664	-0.34881	-0.40798
12	-0.04184	-12850.471	-10.14514	-1.85064	-0.33770	-0.39835
13	-0.04848	-11718.676	-16.52424	-2.57901	-0.69185	0.23485
14	-0.05718	-6261.219	-43.30930	-3.95838	-1.11609	1.67187
15	-0.08089	-6751.61	-57.41768	-5.17209	-1.60954	1.68739
16	-0.06634	-5981.441	-49.05597	-3.91917	-1.34847	1.55897
17	-0.04009	-7399.178	-35.65788	-2.48538	-0.76390	1.76991
18	-0.01383	-8033.624	-22.95381	-0.87811	0.17539	1.70281
19	-0.01104	-8607.815	-23.29373	-0.82319	0.27134	1.44283
20	-0.00539	-8639.285	-18.40198	-0.42890	0.47525	1.24528
21	-0.01022	-7726.039	-23.12192	-0.89855	0.18052	1.15990
22	-0.03033	-5067.825	-34.32498	-2.19713	-0.96170	0.93361
23	-0.04471	-3048.8	-38.75881	-3.04534	-1.52056	0.63070
24	-0.07509	-3720.407	-52.28779	-4.32351	-1.85269	0.89544
25	-0.08458	-4151.302	-55.38638	-4.87479	-1.91977	1.02109
26	-0.08377	-4390.855	-51.32931	-5.04428	-1.85400	0.93461
27	-0.06683	-6122.581	-29.52974	-3.73166	-0.99785	0.57969
28	-0.05915	-8004.54	-21.18935	-2.94073	-0.72644	0.27299
29	-0.04871	-9165.353	-13.65391	-2.06977	-0.42260	-0.07032
30	-0.01280	-9044.382	-19.20052	-0.79874	0.23428	2.10239
31	-0.00838	-7317.748	-10.70600	-0.60751	0.14959	1.87294
32	-0.02782	-8604.57	-30.59195	-2.05583	-0.40516	2.29159
33	-0.04787	-8948.411	-21.75879	-2.87299	-0.87486	0.85917
34	-0.05718	-6261.219	-43.30930	-3.95838	-1.11609	1.67187
35	-0.06552	-5895.544	-48.81321	-3.88363	-1.32147	1.56477
36	-0.00778	-8953.692	-20.65780	-0.59054	0.42285	1.40640
37	-0.08604	-5112.116	-56.03990	-5.29372	-1.82229	1.25591
38	-0.02801	-8753.415	-29.95328	-2.02703	-0.34049	2.35778

Lampiran 11. Pengujian Parsial GWGPR

	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\beta}_4$
1	1	1	0	0	0
2	1	1	0	0	0
3	1	1	0	0	0
4	1	1	0	0	0
5	1	1	0	0	0
6	1	1	0	0	1
7	1	1	0	0	1
8	1	1	0	0	0
9	1	1	0	0	0
10	1	1	0	0	0
11	1	1	0	0	0
12	1	1	0	0	0
13	1	1	1	0	0
14	1	1	1	0	0
15	1	1	1	0	0
16	1	1	1	0	0
17	1	1	1	0	0
18	1	1	0	0	0
19	1	1	0	0	0
20	1	1	0	0	0
21	1	1	0	0	0
22	1	1	1	0	0
23	1	1	1	0	0
24	1	1	1	0	0
25	1	1	1	0	0
26	1	1	1	0	0
27	1	1	1	0	0
28	1	1	1	0	0
29	1	1	1	0	0
30	1	1	0	0	1
31	1	1	0	0	0
32	1	1	1	0	1
33	1	1	1	0	0
34	1	1	1	0	0
35	1	1	1	0	0
36	1	1	0	0	0
37	1	1	1	0	0
38	1	1	1	0	1

Keterangan:

0 : Gagal Tolak H_0

1 : Tolak H_0

Lampiran 12. Eksponen Estimasi Parameter GWGPR

Kabupaten/Kota	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅
Pacitan	1.0035274	1.0000621	0.995493	0.98796	0.9283618
Ponorogo	1.0036587	1.0005479	0.9963668	0.9869306	0.9292617
Trenggalek	1.0031655	1.0006371	0.9967352	0.9861913	0.9328462
Tulungagung	1.002927	1.0008906	0.9971609	0.9849496	0.9353738
Blitar	1.0026744	1.0014768	0.9978419	0.9797378	0.9390978
Kediri	1.0032592	1.0014123	0.998355	0.9837964	0.9360435
Malang	1.0035532	1.0021857	1.001598	0.976088	0.9399133
Lumajang	1.0015018	1.0031597	1.0057523	0.9950633	0.9630615
Jember	1.0011403	1.0024214	1.0023693	1.0057228	0.9728798
Banyuwangi	1.0010136	1.0021254	1.0012564	1.0087729	0.9768939
Bondowoso	1.0012274	1.0022962	1.0024653	1.0044017	0.9730565
Situbondo	1.0012434	1.0021958	1.0022061	1.0045961	0.9743715
Probolinggo	1.0016907	1.0026918	1.0043164	0.9978834	0.9658905
Pasuruan	1.0041268	1.0036206	1.0061486	0.9855525	0.943183
Sidoarjo	1.0047131	1.0034569	1.0055782	0.987505	0.9414822
Mojokerto	1.004512	1.0029703	1.0050296	0.9884358	0.9410328
Jombang	1.0038629	1.0024766	1.0033716	0.9875219	0.9397328
Nganjuk	1.0037384	1.0015077	0.9990046	0.9863563	0.932869
Madiun	1.0040603	1.0013291	0.9985403	0.9875052	0.9299287
Magetan	1.0040664	1.0007721	0.9968599	0.9875008	0.9275716
Ngawi	1.0043668	1.0014788	0.9990235	0.9883774	0.9281921
Bojonegoro	1.0047228	1.0027246	1.0036886	0.9898915	0.9312641
Tuban	1.0054673	1.0033369	1.0055036	0.9905782	0.9317904
Lamongan	1.0053415	1.0032973	1.0056718	0.9903198	0.9383005
Gresik	1.0053786	1.0034328	1.0059099	0.9895126	0.9389023
Bangkalan	1.0052738	1.0035997	1.0057941	0.9895049	0.9399778
Sampang	1.0033908	1.0033108	1.0045591	0.9928374	0.9555808
Pamekasan	1.0024292	1.0028231	1.0037238	0.996599	0.9647617
Sumenep	1.0017543	1.0023402	1.0025058	1.0010113	0.9727772
Kota Kediri	1.0032739	1.0013539	0.998208	0.9841209	0.9356292
Kota Blitar	1.0026148	1.0014219	0.9975272	0.9805042	0.9385801
Kota Malang	1.0037055	1.0026875	1.0037749	0.9814195	0.9429146
Kota Probolinggo	1.0022115	1.0030781	1.0058515	0.992337	0.9587397
Kota Pasuruan	1.0041268	1.0036206	1.0061486	0.9855525	0.943183
Kota Mojokerto	1.0045288	1.0029837	1.0050514	0.9882913	0.9409211
Kota Madiun	1.0040152	1.0009959	0.9974712	0.9872752	0.9288397
Kota Surabaya	1.0051212	1.0036143	1.0058997	0.9882734	0.9396322
Kota Batu	1.0038516	1.0025803	1.0030695	0.9812497	0.9409328

Keterangan : (Terkecil) dan (Terbesar)

Lampiran 13. Syntax Program R

```

#MEMBACA DATA
data=read.table("D:/TA/Data.csv",header=TRUE,sep=";")

#Multiko
library(car)
model=lm(Y~X1+X2+X3+X4+X5,data=data)
vif(model)

#REGRESI POISSON
poisson=glm(Y~X1+X2+X3+X4+X5,family=poisson(),data=data)
summary(poisson)

#UJI BREUSCH PAGAN (HETEROGENITAS SPASIAL)
library(zoo)
library(lmtest)
bptest(poisson)

#BANDWIDTH ADAPTIVE BISQUARE
library(sp)
library(spgwr)
bdwt.bisquare=ggwr.sel(Y~X1+X2+X3+X4+X5,data=data,coords=cbind(data$u,data$v),adapt=TRUE,gweight=gwr.bisquare)
GRTGB=ggwr(Y~X1+X2+X3+X4+X5,data=data,coords=cbind(data$u,data$v),adapt=bdwt.bisquare,gweight=gwr.bisquare)
GRTGB$bandwidth

#JARAK
u=data[,7]
u=as.matrix(u)
i=nrow(u)
v=data[,8]
v=as.matrix(v)
j=nrow(v)
library(maps)
library(spam)
library(fields)
jarak=matrix(nrow=38,ncol=38)
for(i in 1:38)
for(j in 1:38){jarak[i,j]=sqrt((u[i,]-u[j,])**2+(v[i,]-v[j,])**2)}
write.table(jarak,file="D:/jarak2.csv",sep=";")

```

```

#PEMBOBOT
bdwt.bisquare=GRTGB$bandwidth
bdwt.bisquare=as.matrix(bdwt.bisquare)
i=nrow(bdwt.bisquare)
pembobotB=matrix(nrow=38,ncol=38)
for(i in 1:38)
for(j in 1:38){pembobotB[i,j]=(1-(jarak[i,j]/bdwt.bisquare[i,])**2)**2
pembobotB[i,j]=ifelse(jarak[i,j]<bdwt.bisquare[i,],pembobotB[i,j],0)}
write.table(pembobotB,file="D:/pembobotB2.csv",sep=";")

#PENAKSIRAN PARAMETER GWGPR
library(MASS)
GWGPR=function(x,y,w1,phi1,b1){
beta=matrix(c(0),25,7,byrow=T)
beta[1,1]=phi1
beta[1,2:7]=c(b1)
for(i in 1:25){
satu<-rep(1,38)
satu<-as.matrix(satu)
b01<-rbind(c(phi1,beta[i,2:7]))
xb1<-as.matrix(x)%*%as.matrix(beta[i,2:7])
mu1<-exp(xb1)
delta11<-(-(y*mu1)/(1+phi1*mu1)+(y-1)*(y)/(1+phi1*y)-mu1*(y-
mu1)/(1+phi1*mu1)^2)
delta11<-as.matrix(delta11)
p11<-t(satu)%*%w1)%*%delta11
delta21<-((y-mu1)/(1+phi1*mu1)^2)
delta21<-as.matrix(delta21)
p21<-t(x)%*%as.matrix(w1)%*%delta21
p21<-as.matrix(p21)
gt1<-rbind(p11,p21)
delta31<-((y*(mu1^2)/((1+phi1*mu1)^2)-(y^2)*(y-
1)/((1+phi1*y)^2)+2*(mu1^2)*(y-mu1)/((1+phi1*mu1)^3))
delta31<-as.matrix(delta31)
p31<-t(satu)%*%w1)%*%delta31
p31<-as.matrix(p31)
delta41<-(-2*(y-mu1)*mu1/(1+phi1*mu1)^3)
delta41<-as.matrix(delta41)
p41<-t(x)%*%w1)%*%delta41
p41<-as.matrix(p41)

```

```

h11<-rbind(p31,p41)
delta51<-((mu1*(1+2*phi1*y-phi1*mu1)/(1+phi1*mu1)^3))
delta51<-t(delta51)
delta51<-c(delta51)
delta51<-as.matrix(diag(delta51))
p51<-t(x)%%%as.matrix(w1)%%%delta51%%as.matrix(x)
p51<--1*p51
p51<-as.matrix(p51)
h21<-rbind(t(p41),p51)
H1<-cbind(h11,h21)
H11<-ginv(H1)
beta[i,]<-(t(b01)-H11%gt1)
}
return(list(beta=beta,hessian=H1))
}
gwgpr=function(x,y,W,teta){
beta=poisson$coefficient
parameter=matrix(c(0),nrow(x),ncol(x)+1,byrow=T)
zhit=matrix(c(0),nrow(x),ncol(x),byrow=T)
for(i in 1:38){
ww=as.matrix(diag(W[i,]))
hit=GWGPR(x,y,ww,teta,beta)
parameter[i,]=hit$beta[25,]
write.table(hit$hessian,file=paste("hessian",i,".csv"))
invh=ginv(as.matrix(hit$hessian))
for(j in 1:ncol(x)){
zhit[i,j]=parameter[i,j]/invh[j+1,j+1]
}
}
return(list(koefisien=parameter,Z_hitung=zhit))
}

bobot=as.matrix(read.table("D:/pembobotB2.csv",header=TRUE,sep=
';'))
xx=data[,2:6]
y=data[,1]
x=as.matrix(cbind(1,xx))
mod=gwgpr(x,y,bobot,0.9)
mod$koefisien
mod$Z_hitung

```

```
#DEVIANS GWGPR
betaGWGPR=mod$koefisien
datax=data[,2:6]
datay=data[,1]
tetagw<-as.matrix(betaGWGPR[,1])
betagw<-as.matrix(betaGWGPR[,2:7])
muwgw<-as.matrix(exp(betaGWGPR[,2]))
muogw<-as.matrix(exp(apply(datax*betagw,1,sum)))
Lwgw<-sum(datay*(log(muwgw)-log(1+tetagw*muwgw)))+(datay-
1)*log(1+tetagw*datay)-
muwgw*(1+tetagw*datay)/(1+tetagw*muwgw)
Logw<-sum(datay*(log(muogw)-log(1+tetagw*muogw)))+(datay-
1)*log(1+tetagw*datay)-
muogw*(1+tetagw*datay)/(1+tetagw*muogw)
DGWp<-(2*(Logw-Lwgw))
DGWp
```

Lampiran 14. Syntax Program SAS

```

data GPR;
input y x1 x2 x3 x4 x5;
datalines;
      8      61.9      114.06      79.2      0.98      9.55
      12      57.4      1154      84.8      6.39      8.52
      6      33.3      97.6      87.6      0      7.47
      20      42,5      83.2      91.4      1.29      8.18
      12      54      88.7      90      2.19      5.93
;
run;
/*Generalized Poisson Regression Model*/
title 'Model GPR';
proc nlmixed data=GPR start hess tech=newwrap;
parms a0=0 a1=0 a2=0 a3=0 a4=0 a5=0 teta=0;
eta=a0+a1*x1+a2*x2+a3*x3+a4*x4+a5*x5;
lambda=exp(eta);
ll=y*log(lambda/(1+teta*lambda))+(y-1)*log(1+teta*y)-
lambda*(1+teta*y)/(1+teta*lambda)-lgamma(y+1);
model y~general(ll);
run;

```

Lampiran 15. Surat Pernyataan Data**SURAT PERNYATAAN**

Saya yang bertanda tangan di bawah ini, mahasiswa Departemen Statistika FMKSD ITS:

Nama : Insan Amalia Mutfi
NRP : 062114 4000 0114

menyatakan bahwa data yang digunakan dalam Tugas Akhir/ Thesis ini merupakan data sekunder yang diambil dari penelitian / buku/ Tugas Akhir/ Thesis/ publikasi lainnya yaitu:

Sumber : Profil Kesehatan Provinsi Jawa Timur 2016,
Statistik Kesejahteraan Rakyat Provinsi Jawa Timur
2016, dan Provinsi Jawa Timur dalam Angka 2017

Keterangan : Jumlah Kematian Ibu, Persentase rumah tangga ber-PHBS, Persentase penanganan komplikasi kebidanan, Persentase kunjungan ibu hamil (K4), Persentase rumah tangga menerima bantuan tunai, Rasio puskesmas dan rumah sakit

Surat Pernyataan ini dibuat dengan sebenarnya. Apabila terdapat pemalsuan data maka saya siap menerima sanksi sesuai aturan yang berlaku.

Mengetahui
Pembimbing Tugas Akhir

Surabaya, 27 Juli 2018



(Dr. Vita Ratnasari, S.Si, M.Si)
NIP. 19700910 199702 2 001

(Insan Amalia Mutfi)
NRP. 062114 4000 0114

*(coret yang tidak perlu)

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BIODATA PENULIS



Penulis dengan nama lengkap Insan Amalia Mutfi dilahirkan di Kabupaten Kediri pada 2 Agustus 1996. Penulis menempuh pendidikan formal di MI Muhammadiyah 1 Pare, MTs Negeri 1 Pare, dan SMAN 2 Pare. Kemudian penulis diterima sebagai Mahasiswa Departemen Statistika ITS pada tahun 2014. Selama masa perkuliahan, penulis pernah menjadi bagian kepanitiaan Pekan Raya Statistika (PRS) 2016 sebagai anggota sie dekorasi dan dokumentasi serta menjadi anggota sie konsumsi kepanitiaan National Economic Symposium (NES) 2015 yang merupakan program dari Kementerian BEM ITS. Penulis juga aktif dalam organisasi yang menaungi Departemen Statistika yaitu HIMASTA-ITS sebagai staff departemen penelitian dan pengembangan HIMASTA-ITS 2015/2016 dan staff ahli departemen penelitian dan pengembangan HIMASTA-ITS 2016/2017. Selama menjalani masa perkuliahan, penulis juga aktif di UKM Technopreneurship Development Center (TDC) sebagai anggota 2014/2015, staff HRD 2015/2016, serta manajer Entrepreneur Development 2016/2017. Apabila pembaca ingin memberi kritik dan saran serta diskusi lebih lanjut mengenai Tugas Akhir ini, penulis dapat dihubungi melalui email insanamalia17@gmail.com atau nomor telepon 087858712111.

