



TUGAS AKHIR - KS184822

**ANALISIS METODE *GEOGRAPHICALLY WEIGHTED  
GENERALIZED POISSON REGRESSION* UNTUK  
PEMODELAN FAKTOR YANG MEMPENGARUHI  
JUMLAH KEMATIAN ANAK DI PROVINSI JAWA TIMUR**

**MUHAMAD ADRYANTA  
NRP 062115 4000 0082**

**Dosen Pembimbing  
Dr. Purhadi, M.Sc.**

**PROGRAM STUDI SARJANA  
DEPARTEMEN STATISTIKA  
FAKULTAS MATEMATIKA, KOMPUTASI, DAN SAINS DATA  
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER  
SURABAYA 2019**





**TUGAS AKHIR - KS184822**

**ANALISIS METODE *GEOGRAPHICALLY WEIGHTED  
GENERALIZED POISSON REGRESSION* UNTUK  
PEMODELAN FAKTOR YANG MEMPENGARUHI  
JUMLAH KEMATIAN ANAK DI PROVINSI JAWA TIMUR**

**MUHAMAD ADRYANTA  
NRP 062115 4000 0082**

**Dosen Pembimbing  
Dr. Purhadi, M.Sc.**

**PROGRAM STUDI SARJANA  
DEPARTEMEN STATISTIKA  
FAKULTAS MATEMATIKA, KOMPUTASI, DAN SAINS DATA  
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER  
SURABAYA 2019**





**FINAL PROJECT - KS184822**

**THE ANALYSIS OF GEOGRAPHICALLY WEIGHTED  
GENERALIZED POISSON REGRESSION METHOD FOR  
MODELLING FACTORS AFFECTING THE COUNT OF  
CHILD MORTALITY IN EAST JAVA**

**MUHAMAD ADRYANTA  
NRP 062115 4000 0082**

**Supervisor  
Dr. Purhadi, M.Sc.**

**UNDERGRADUATE PROGRAMME  
DEPARTMENT OF STATISTICS  
FACULTY OF MATHEMATICS, COMPUTING, DAN DATA SCIENCE  
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER  
SURABAYA 2019**

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

**LEMBAR PENGESAHAN**

**ANALISIS METODE *GEOGRAPHICALLY WEIGHTED  
GENERALIZED POISSON REGRESSION*  
UNTUK PEMODELAN FAKTOR YANG  
MEMPENGARUHI JUMLAH KEMATIAN ANAK  
DI PROVINSI JAWA TIMUR**

**TUGAS AKHIR**

Diajukan untuk Memenuhi Salah Satu Syarat  
Memperoleh Gelar Sarjana Statistika  
pada

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


Oleh :

**Muhamad Adryanta**  
NRP. 062115 4000 0082

Disetujui oleh Pembimbing:  
**Dr. Puhadi, M.Sc.**  
NIP. 19620204 198701 1 001

(  )

Mengetahui,  
Kepala Departemen Statistika

  
**Dr. Suhartono** *sk*  
NIP. 19710929 199512 1 001

SURABAYA, JULI 2019

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*



**ANALISIS METODE *GEOGRAPHICALLY WEIGHTED  
GENERALIZED POISSON REGRESSION*  
UNTUK PEMODELAN FAKTOR YANG  
MEMPENGARUHI JUMLAH KEMATIAN ANAK  
DI PROVINSI JAWA TIMUR**

**Nama** : Muhamad Adryanta  
**NRP** : 062115 4000 0082  
**Departemen** : Statistika  
**Dosen Pembimbing** : Dr. Puhadi, M.Sc.

**Abstrak**

*Jumlah kematian anak merupakan permasalahan dari salah satu tujuan dalam Sustainable Development Goals (SDGs), yaitu menjamin hidup sehat untuk seluruh penduduk dunia di segala umur. Penelitian ini melakukan analisis jumlah kematian anak di Provinsi Jawa Timur pada tahun 2017 beserta faktor-faktor yang diduga mempengaruhinya dengan menggunakan metode Geographically Weighted Generalized Poisson Regression (GWGPR) karena adanya faktor spasial yaitu antar kabupaten/kota. Hasil pemodelan GWGPR tanpa exposure diketahui menghasilkan dua kelompok kabupaten/kota dengan variabel yang berpengaruh signifikan antara lain persentase rumah tangga ber-PHBS, persentase rumah sehat, persentase penduduk dengan akses terhadap fasilitas sanitasi yang layak (jamban sehat), persentase desa/kelurahan yang melaksanakan sanitasi total berbasis masyarakat, penduduk dengan akses berkelanjutan terhadap air minum berkualitas (layak), dan persentase penduduk miskin. Sementara pemodelan GWGPR dengan menggunakan exposure diketahui tidak ada satupun faktor yang berpengaruh secara signifikan.*

**Keywords:** *Exposure, GWGPR, Kematian Anak, Spasial*

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

# **THE ANALYSIS OF GEOGRAPHICALLY WEIGHTED GENERALIZED POISSON REGRESSION METHOD FOR MODELLING FACTORS AFFECTING THE COUNT OF CHILD MORTALITY IN EAST JAVA**

**Name** : Muhamad Adryanta  
**Student Number** : 062115 4000 0082  
**Department** : Statistics  
**Supervisor** : Dr. Purhadi, M.Sc.

## **Abstract**

*The number of child mortality is about problem from one of the goals in the Sustainable Development Goals (SDGs), which guarantees a healthy life for all the world's population at all ages. This research analyzed the number of child mortality in East Java Province at 2017 along with the factors suspected influencing them using Geographically Weighted Generalized Poisson Regression (GWGPR) method associated to the presence of spatial factors (districts or cities). GWGPR modeling results without exposure are known resulting two groups of districts / cities with variables that significantly influence the percentage of households with PHBS (clean behavior of healthy living), percentage of healthy houses, percentage of residents with access to proper sanitation facilities (healthy latrines), percentage of villages implementing community-based total sanitation, residents with sustainable access to quality (proper) drinking water, and the percentage of poor people. While GWGPR modeling using exposure is known no single factor that has a significant effect.*

***Keywords: Child Mortality, Exposure, GWGPR, Spatial***

*(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 “Analisis Metode *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression* untuk Pemodelan Faktor yang Mempengaruhi Jumlah Kematian Anak di Provinsi Jawa Timur” 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. Kedua orang tua, nenek, adik, serta saudara dan kerabat atas sumbangsih doa, nasehat, kasih sayang, dan dukungan moral dalam rangka kemudahan pengerjaan Tugas Akhir oleh penulis
2. Dr. Suhartono selaku Ketua Departemen Statistika yang telah memberikan fasilitas, sarana, dan prasarana baik selama perkuliahan maupun selama pengerjaan Tugas Akhir.
3. Dr. Santi Wulan Purnami, S.Si., M.Si., Ph.D. selaku dosen wali penulis dan juga selaku Ketua Program Studi Sarjana yang telah banyak memberikan motivasi, saran, dan arahan dalam proses belajar di Departemen Statistika.
4. Dr. Puhadi, M.Sc. selaku dosen pembimbing yang telah meluangkan waktu dan dengan sangat sabar memberikan bimbingan, saran, dukungan serta motivasi selama penyusunan Tugas Akhir.
5. Dr. Sutikno, M.Si. dan Jerry D.T. Purnomo, M.Si., Ph.D. selaku dosen penguji yang selalu sabar dalam mengomentari serta memberikan masukan dan saran dalam penyelesaian Tugas Akhir.
6. Seluruh dosen serta segenap tenaga terdidik Departemen Statistika ITS yang memberikan ilmu secara tersirat maupun tersurat kepada penulis.

7. Teman-teman Statistika ITS angkatan 2015, yang selalu memberikan dukungan moral kepada penulis dari awal perkuliahan hingga penyusunan Tugas Akhir.
8. Rekan-rekan SCC HIMASTA-ITS dan UKM TDC baik saat menjadi anggota, staff maupun saat kepengurusan inti yang telah memberikan dukungan moral kepada penulis.
9. Rekan-rekan komunitas Young On Top Surabaya yang telah memberikan wadah pengalaman berorganisasi di luar kampus serta dukungan moral kepada penulis.
10. Semua teman, relasi dan berbagai pihak yang tidak bisa penulis sebutkan namanya satu persatu yang telah membantu dalam penulisan laporan ini.

Penulis berharap Tugas Akhir yang disusun ini memberikan manfaat dan ilmu tepat sasaran pada pihak-pihak terkait serta pemberian saran dan kritik yang membangun demi pengembangan baik untuk pribadi penulis maupun penyusunan Tugas Akhir ini.

Surabaya, Juli 2019

Penulis

## DAFTAR ISI

|  | Halaman |
|--|---------|
| <b>LEMBAR PENGESAHAN</b> .....   | v       |
| <b>ABSTRAK</b> .....   | vii     |
| <b>ABSTRACT</b> .....  | ix      |
| <b>KATA PENGANTAR</b> .....  | xi      |
| <b>DAFTAR ISI</b> .....  | xiii    |
| <b>DAFTAR GAMBAR</b> .....   | xvii    |
| <b>DAFTAR TABEL</b> .....  | xix     |
| <b>DAFTAR LAMPIRAN</b> .....   | xxi     |
| <b>BAB I PENDAHULUAN</b> .....   | 1       |
| 1.1 Latar Belakang .....   | 1       |
| 1.2 Rumusan Masalah .....  | 4       |
| 1.3 Tujuan .....   | 4       |
| 1.4 Manfaat .....  | 4       |
| 1.5 Batasan Masalah .....  | 5       |
| <b>BAB II TINJAUAN PUSTAKA</b> .....   | 7       |
| 2.1 Statistika Deskriptif .....  | 7       |
| 2.1.1 Ukuran Pemusatan Data .....  | 7       |
| 2.1.2 Ukuran Penyebaran Data .....   | 8       |
| 2.2 Regresi Poisson .....  | 8       |
| 2.3 Regresi Poisson Univariat .....  | 9       |
| 2.3.1 Penaksiran Parameter Model Regresi Poisson<br>Univariat .....                                    | 10      |
| 2.3.1 Pengujian Parameter Model Regresi Poisson<br>Univariat .....                                     | 13      |
| 2.4 Multikolinieritas .....  | 14      |
| 2.5 Overdispersi .....   | 15      |
| 2.6 Model <i>Generalized Poisson Regression</i> Univariat .  | 16      |
| 2.6.1 Penaksiran Parameter Model <i>Generalized<br/>                Poisson Regression (GPR)</i> ..... | 17      |
| 2.6.2 Pengujian Parameter Model <i>Generalized<br/>                Poisson Regression (GPR)</i> .....  | 23      |
| 2.7 Heterogenitas Spasial .....  | 24      |

|   |  |    |
|---|--|----|
| 2.8   | Matrik Pembobot Spasial .....  | 25 |
| 2.9   | Model <i>Geographically Weighted Generalized Poisson Regression</i> (GWGPR) .....  | 27 |
| 2.9.1                                       | Penaksiran Parameter Model <i>Geographically Weighted Generalized Poisson Regression</i> (GWGPR) .....                   | 28 |
| 2.9.2                                       | Pengujian Parameter Model <i>Geographically Weighted Generalized Poisson Regression</i> (GWGPR) .....                    | 31 |
| 2.10  | Kriteria Kebaikan Model .....  | 32 |
| 2.11  | Angka Kematian Anak .....  | 33 |
| <b>BAB III METODOLOGI PENELITIAN</b> .....  |  | 35 |
| 3.1   | Sumber Data .....  | 35 |
| 3.2   | Variabel Penelitian .....  | 35 |
| 3.3   | Langkah Penelitian .....   | 38 |
| <b>BAB IV ANALISIS DAN PEMBAHASAN</b> ..... |  | 43 |
| 4.1   | Karakteristik Data Jumlah Kematian Anak beserta Faktor-Faktor Terkait .....  | 43 |
| 4.1.1                                       | Karakteristik Data Variabel Persentase Rumah Tangga Ber-PHBS .....   | 44 |
| 4.1.2                                       | Karakteristik Data Variabel Persentase Rumah Sehat .....   | 45 |
| 4.1.3                                       | Karakteristik Data Variabel Rasio Puskesmas per 30.000 Penduduk .....  | 46 |
| 4.1.4                                       | Karakteristik Data Variabel Persentase Penduduk dengan Akses Terhadap Fasilitas Sanitasi yang Layak (Jamban Sehat) ..... | 47 |
| 4.1.5                                       | Karakteristik Data Variabel Persentase Desa/Kelurahan yang Melaksanakan Sanitasi Total Berbasis Masyarakat .....         | 48 |
| 4.1.6                                       | Karakteristik Data Variabel Persentase Penduduk dengan Akses Berkelanjutan Terhadap Air Minum Berkualitas (Layak) .....  | 50 |
| 4.1.7                                       | Karakteristik Data Variabel Persentase Penduduk Miskin .....   | 51 |



|     |  |     |
|-----|--|-----|
| 4.2 | Identifikasi Hubungan Antar Variabel Penelitian ...  | 52  |
| 4.3 | Pengujian Multikolinieritas .....  | 53  |
| 4.4 | Pemodelan Jumlah Kematian Anak di Jawa Timur<br>Menggunakan <i>Generalized Poisson Regression</i><br>Tanpa <i>Exposure</i> .....                             | 54  |
| 4.5 | Pemodelan Jumlah Kematian Anak di Jawa Timur<br>Menggunakan <i>Generalized Poisson Regression</i><br>Dengan <i>Exposure</i> .....                            | 57  |
| 4.6 | Pengujian Heterogenitas Spasial Pemodelan<br>Jumlah Kematian Anak di Jawa Timur .....  | 59  |
| 4.7 | Pemodelan Jumlah Kematian Anak di Jawa Timur<br>Menggunakan <i>Geographically Weighted</i><br><i>Generalized Poisson Regression</i> Tanpa <i>Exposure</i> .. | 60  |
| 4.8 | Pemodelan Jumlah Kematian Anak di Jawa Timur<br>Menggunakan <i>Geographically Weighted</i><br><i>Generalized Poisson Regression</i> Dengan <i>Exposure</i>   | 63  |
| 4.9 | Pemilihan Model Terbaik .....  | 65  |
|     | <b>BAB V KESIMPULAN DAN SARAN</b> .....  | 67  |
| 5.1 | Kesimpulan .....   | 67  |
| 5.2 | Saran .....  | 68  |
|     | <b>DAFTAR PUSTAKA</b> .....  | 69  |
|     | <b>LAMPIRAN</b> .....  | 73  |
|     | <b>BIODATA PENULIS</b> .....   | 108 |

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## DAFTAR GAMBAR

|                    | Halaman  |
|--------------------|--|
| <b>Gambar 4.1</b>  | Peta Persebaran Jumlah Kematian Anak di Jawa Timur Tahun 2017 ..... 44   |
| <b>Gambar 4.2</b>  | Peta Persebaran Persentase Rumah Tangga ber-PHBS di Jawa Timur Tahun 2017 ..... 45   |
| <b>Gambar 4.3</b>  | Peta Persebaran Persentase Rumah Sehat di Jawa Timur Tahun 2017 ..... 46   |
| <b>Gambar 4.4</b>  | Peta Persebaran Rasio Puskesmas per 30.000 Penduduk di Jawa Timur Tahun 2017 ..... 47  |
| <b>Gambar 4.5</b>  | Peta Persebaran Persentase Penduduk dengan Akses Terhadap Fasilitas Sanitasi yang Layak (Jamban Sehat) di Jawa Timur Tahun 2017 ..... 48 |
| <b>Gambar 4.6</b>  | Peta Persebaran Persentase Desa/Kelurahan yang Melaksanakan Sanitasi Total Berbasis Masyarakat di Jawa Timur Tahun 2017 ..... 49         |
| <b>Gambar 4.7</b>  | Peta Persebaran Persentase Penduduk dengan Akses Berkelanjutan Terhadap Air Minum Berkualitas (Layak) di Jawa Timur Tahun 2017 ..... 50  |
| <b>Gambar 4.8</b>  | Peta Persebaran Persentase Penduduk Miskin di Jawa Timur Tahun 2017 ..... 51   |
| <b>Gambar 4.9</b>  | <i>Scatterplot</i> Variabel Respon terhadap Berbagai Variabel Prediktor ..... 52   |
| <b>Gambar 4.10</b> | Peta Pengelompokan Kabupaten/Kota Untuk Jumlah Kematian Anak Menggunakan Metode GWGPR Tanpa <i>Exposure</i> ..... 62                     |

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## DAFTAR TABEL

|   | Halaman |
|---|---------|
| <b>Tabel 3.1</b> Struktur Data .....  | 35      |
| <b>Tabel 3.2</b> Definisi Operasional Variabel Penelitian .....   | 36      |
| <b>Tabel 4.1</b> Statistika Deskriptif Variabel Penelitian .....  | 43      |
| <b>Tabel 4.2</b> Matrik Nilai Korelasi Variabel Respon<br>Terhadap Variabel Prediktor .....   | 53      |
| <b>Tabel 4.3</b> Nilai VIF Variabel Prediktor .....   | 54      |
| <b>Tabel 4.4</b> Hasil Penaksiran Parameter Model GPR Tanpa<br><i>Exposure</i> .....  | 55      |
| <b>Tabel 4.5</b> Hasil <i>Statistics Fit</i> Model GPR Tanpa <i>Exposure</i>  | 55      |
| <b>Tabel 4.6</b> Hasil Penaksiran Parameter Model GPR Dengan<br><i>Exposure</i> .....   | 57      |
| <b>Tabel 4.7</b> Hasil <i>Statistics Fit</i> Model GPR Dengan<br><i>Exposure</i> .....  | 57      |
| <b>Tabel 4.8</b> Pengelompokan Kabupaten/Kota Untuk Jumlah<br>Kematian Anak Menggunakan Metode GWGPR<br>Tanpa <i>Exposure</i> ..... | 61      |
| <b>Tabel 4.9</b> Nilai AICc Setiap Metode Pemodelan .....   | 65      |

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## DAFTAR LAMPIRAN

|  | Halaman |
|--|---------|
| <b>Lampiran 1.</b> Surat Pernyataan Data .....   | 73      |
| <b>Lampiran 2.</b> Data Angka Kematian Anak di Jawa Timur Tahun 2017 Beserta Faktor-Faktor yang Diduga Berpengaruh ..... | 74      |
| <b>Lampiran 3.</b> Koordinat Lintang dan Bujur Setiap Kabupaten/Kota di Jawa Timur .....                                 | 76      |
| <b>Lampiran 4.</b> Statistika Deskriptif Data Tahun 2017 .....   | 77      |
| <b>Lampiran 5.</b> Identifikasi Korelasi Variabel Penelitian .....   | 78      |
| <b>Lampiran 6.</b> Identifikasi Multikolinieritas Antar Variabel Prediktor untuk Data Tahun 2017 .....                   | 79      |
| <b>Lampiran 7.</b> <i>Output Generalized Poisson Regression (GPR) Tanpa Exposure</i> Data Tahun 2017 ....                | 83      |
| <b>Lampiran 8.</b> <i>Output Generalized Poisson Regression (GPR) Dengan Exposure</i> Data Tahun 2017 ..                 | 84      |
| <b>Lampiran 9.</b> <i>Output</i> Pengujian Heterogenitas Spasial Data Tahun 2017 Tanpa <i>Exposure</i> .....             | 85      |
| <b>Lampiran 10.</b> <i>Output</i> Pengujian Heterogenitas Spasial Data Tahun 2017 Dengan <i>Exposure</i> .....           | 86      |
| <b>Lampiran 11.</b> Jarak <i>Euclidean</i> Data Tahun 2017 .....   | 87      |
| <b>Lampiran 12.</b> <i>Bandwith Adaptive Bisquare</i> Data Tahun 2017 .....  | 87      |
| <b>Lampiran 13.</b> Pembobot Spasial Data Tahun 2017 dengan <i>Adaptive Bisquare Kernel</i> .....                        | 88      |
| <b>Lampiran 14.</b> Koefisien Parameter Model GWGPR untuk Data Tahun 2017 Tanpa <i>Exposure</i> .....                    | 89      |
| <b>Lampiran 15.</b> Koefisien Parameter Model GWGPR untuk Data Tahun 2017 Dengan <i>Exposure</i> .....                   | 91      |
| <b>Lampiran 16.</b> Z-Hitung Parameter Model GWGPR untuk Data Tahun 2017 Tanpa <i>Exposure</i> .....                     | 94      |
| <b>Lampiran 17.</b> Z-Hitung Parameter Model GWGPR untuk Data Tahun 2017 Dengan <i>Exposure</i> .....                    | 96      |

|  |     |
|--|-----|
| <b>Lampiran 18.</b> Pengujian Parsial Parameter Model GWGPR<br>untuk Data Tahun 2017 Tanpa <i>Exposure</i> ..... | 99  |
| <b>Lampiran 19.</b> Pengujian Parsial Parameter Model GWGPR<br>untuk Data Tahun 2017 Dengan <i>Exposure</i> ...  | 100 |
| <b>Lampiran 20.</b> <i>Syntax</i> Program SAS Untuk <i>Generalized</i><br><i>Poisson Regression</i> (GPR) .....  | 102 |
| <b>Lampiran 21.</b> <i>Syntax</i> Program R .....  | 103 |



# BAB I

## PENDAHULUAN

### 1.1 Latar Belakang

*Sustainable Development Goals* (SDGs) merupakan upaya menciptakan dunia yang bebas dari kemiskinan, kerusakan lingkungan, dan ketakutan. SDGs ini dijadikan acuan kerangka pembangunan dan perundingan seluruh negara secara berkelanjutan dengan harapan seluruh tujuan dan target dapat dicapai hingga tahun 2030 (United Nations, 2015). *Sustainable development* dapat didefinisikan sebagai pembangunan yang mampu memenuhi kebutuhan masyarakat sekaligus perkuat potensi masa kini tanpa mengabaikan kemampuan generasi mendatang untuk memenuhi kebutuhan mereka, sebagai suatu proses perubahan dimana pemanfaatan sumber daya, arah investasi, orientasi pembangunan dan perubahan kelembagaan selalu dalam keseimbangan. Salah satu di antara tujuh belas tujuan SDGs tersebut adalah menjamin hidup sehat dan kehidupan yang lebih baik untuk seluruh penduduk dunia di segala umur. Tujuan ini dikategorikan sebagai tujuan ketiga dalam SDGs. Masalah kematian khususnya kematian di bawah lima tahun (*under five mortality*) diharapkan secara global mencapai target kurang dari 25 per kematian per 1000 kelahiran hidup (United Nations Development Programme, 2011). Kondisi di Indonesia untuk jumlah kematian anak di bawah lima tahun berdasarkan hasil Survei Penduduk Antar Sensus 2015 diketahui sebesar 4,04 kematian per 1.000 anak 1-4 tahun. Jumlah kematian anak berdasarkan Profil Kesehatan Provinsi Jawa Timur periode 2014/2015 diketahui sebesar 428 per 1000 anak 1-4 tahun.

Alasan pentingnya analisis jumlah kematian anak antara lain yang pertama, kematian anak di beberapa negara adalah masalah yang lebih besar daripada kematian bayi. Alasan kedua yaitu laporan statistik kematian anak dapat diandalkan dikarenakan terdapat korelasi kuat antara penelitian atau riset dengan kebijakan pemerintah (Seipel, 1996). Faktor penentu terkait jumlah kematian anak antara lain layanan perawatan kesehatan yang buruk, kekurangan

gizi, kurangnya air minum bersih, sanitasi yang tidak memadai, kurangnya pendidikan, ketimpangan gender, sosial dan lingkungan, dan sebagainya (Peterson, dkk. 1986).

Dalam analisis jumlah kematian anak tentu harus diketahui terlebih dahulu kondisi wilayah yang ingin dianalisis. Karena setiap wilayah memiliki kondisi baik geografis, ekonomi, sosial, budaya dan kebijakan pemerintahan yang tentu berbeda. Faktor-faktor terkait yang dianalisis tentu jumlah kejadian antar wilayah berbeda, tidak terkecuali provinsi Jawa Timur. Keragaman tersebut dapat diatasi dengan menggunakan analisis data spasial. Salah satu metode untuk menganalisis dan memodelkan korelasi antar variabel respon yang berupa data *count* serta bergantung pada karakteristik lokasi tertentu alias memperhitungkan faktor spasial yaitu menggunakan metode *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression* (GWGPR), yang merupakan bentuk dari pengembangan metode *Generalized Poisson Regression* dengan lokasi pengambilan data diasumsikan berdistribusi poisson. Penggunaan *Generalized Poisson Regression* dikarenakan data jumlah kematian anak di Jawa Timur memiliki nilai varians yang lebih besar dari nilai *mean* (mengalami overdispersi). Metode ini adalah menggunakan syarat regresi kernel yang menggunakan fungsi pembobotan spasial untuk memperkirakan variasi spasial dalam parameter regresi poisson tergeneralisasi. Keberadaan pemodelan menggunakan pembobotan spasial dikarenakan adanya variasi karakteristik setiap kabupaten atau kota di Jawa Timur sehingga memungkinkan asumsi homoskedastisitas tidak terpenuhi pada regresi global.

Penelitian sebelumnya yang berfokus pada penerapan metode *Generalized Poisson Regression* (GPR) yaitu tentang pemodelan faktor penyebab kasus *Tuberculosis* (TBC) di Jawa Timur (Lestari, Wulandari, Purhadi, 2014). Pemodelan menggunakan regresi poisson di-peroleh hasil bahwa terjadi kasus overdispersi, sehingga digunakan metode GPR untuk mengatasinya. Metode GPR memberikan hasil bahwa persentase penduduk usia produktif, dan TUPM sehat berpengaruh signifikan terhadap jumlah kasus penyakit tuberkulosis di Jawa Timur. Kemudian penelitian yang meng-

gunakan metode statistik yang memperhitungkan faktor spasial antara lain penelitian tentang pemodelan angka kematian ibu di Indonesia menggunakan metode *Geographically Weighted Poisson Regression* (GWPR) yang menghasilkan kesimpulan nilai AIC dan *deviance* model GWPR lebih rendah dari regresi Poisson menunjukkan bahwa model angka kematian ibu dengan GWPR lebih baik dari regresi Poisson (Destyanugraha dan Kurniawan, 2017). Model tersebut terdiri dari empat variabel yang mempengaruhi jumlah kematian ibu yaitu rasio sarana kesehatan, rasio bidan, persentase persalinan ditolong tenaga kesehatan, dan persentase ibu hamil mendapat tablet Fe. Penerapan metode yang memperhitungkan faktor spasial yaitu penelitian tentang jumlah kematian bayi dan jumlah kematian ibu di Jawa Timur tahun 2013 dengan menggunakan metode *Geographically Weighted Bivariat Generalized Poisson Regression* (Setiawan, Purhadi, Sutikno, 2017). Metode tersebut merupakan pemodelan data yang berdistribusi poisson tergeneralisasi dengan memperhitungkan variasi spasial dalam hubungan antar variabel respon bivariat dan variabel-variabel prediktornya. Hasil pemodelan tersebut adalah parameter yang berbeda pada setiap lokasi. Variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap seluruh kelompok baik jumlah kematian bayi dan jumlah kematian ibu adalah presentase persalinan oleh tenaga kesehatan, presentase ibu hamil mendapatkan tablet Fe<sub>3</sub> dan presentase wanita kawin dengan tingkat pendidikan SD kebawah.

Pada penelitian ini difokuskan pada analisis jumlah kematian anak di provinsi Jawa Timur pada tahun 2017 dengan unit kabupaten/kota sebesar 38 unit. Metode *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression* (GWGPR) digunakan dalam penelitian ini dikarenakan variabel yang digunakan merupakan peristiwa yang diduga mengikuti distribusi *Generalized Poisson* dan bersifat random, terdapat perbedaan karakteristik di setiap kabupaten/kota atau memperhatikan faktor spasial, serta mampu mengatasi asumsi overdispersi pada pemodelan data variabel atau faktor penyebab terkait yang digunakan. Metode *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression* (GWGPR) juga bisa menentukan be-

berapa faktor yang signifikan terhadap jumlah kematian anak dan model terbaik pada setiap kabupaten/kota di provinsi Jawa Timur. Sementara itu penelitian menggunakan regresi spasial dengan model prediksi lokal atau model terboboti lebih banyak difokuskan pada angka kematian ibu (AKI) dan angka kematian bayi (AKB), jarang penelitian yang membahas spesifik tentang kematian anak kategori 1-4 tahun.

## 1.2 Rumusan Masalah

Berdasarkan latar belakang yang telah dijabarkan, rumusan masalah yang akan diselesaikan dalam penelitian ini adalah sebagai berikut.

1. Bagaimana karakteristik jumlah kematian anak di Provinsi Jawa Timur pada tahun 2017 beserta faktor-faktor yang diduga mempengaruhinya
2. Bagaimana pemodelan jumlah kematian anak di Provinsi Jawa Timur pada tahun 2017 beserta faktor-faktor yang diduga mempengaruhinya dengan menggunakan metode *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression* (GWGPR)

## 1.3 Tujuan

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

1. Mengetahui karakteristik jumlah kematian anak di Provinsi Jawa Timur pada tahun 2017 beserta faktor-faktor yang diduga mempengaruhinya
2. Mendapatkan pemodelan terbaik jumlah kematian anak di Provinsi Jawa Timur pada tahun 2017 beserta faktor-faktor yang diduga mempengaruhinya dengan menggunakan metode *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression* (GWGPR)

## 1.4 Manfaat

Manfaat dari penelitian ini selain untuk wawasan bidang keilmuan statistika, juga sebagai informasi ataupun acuan bagi *stakeholder* terkait (di bidang kesehatan dan lingkungan, khususnya Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur) dalam rangka me-

minimalisir jumlah kematian anak di provinsi Jawa Timur, dengan fokus tindakan pada faktor-faktor yang memiliki pengaruh signifikan dan angka permasalahannya memiliki tingkat frekuensi tinggi, sehingga program penanganan antar kabupaten/kota yang dirancang kelak penerapannya berhasil tepat sasaran penanganannya.

### **1.5 Batasan Masalah**

Batasan masalah pada penelitian ini yaitu penggunaan kerangka berpikir untuk determinan antara yaitu faktor lingkungan, faktor nutrisi, dan faktor pengendalian penyakit individu saja. Kemudian pembobot fungsi kernel yang digunakan yaitu dengan *Adaptive Kernel Bisquare*.

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## BAB II TINJAUAN PUSTAKA

### 2.1 Statistika Deskriptif

Statistika deskriptif adalah metode-metode yang berkaitan dengan pengumpulan dan penyajian suatu gugus data sehingga memberikan informasi yang berguna (Walpole, dkk. 2012). Statistika deksriptif membahas mengenai pengumpulan data, penyajian, penentuan nilai-nilai statistika, pembuatan diagram atau gambar mengenai suatu hal, disini data hanya disajikan dalam bentuk yang lebih mudah dipahami atau dibaca (Subagyo, 2003). Statistika deskriptif hanya berhubungan dengan hal menguraikan atau memberikan keterangan-keterangan mengenai suatu data atau keadaan atau fenomena. Dengan kata lain, statistika deskriptif hanya berfungsi menerangkan keadaan, gejala, atau persoalan (Hasan, 2002).

#### 2.1.1 Ukuran Pemusatan Data

Ukuran pemusatan adalah suatu ukuran yang menunjukkan nilai representatif bagi keseluruhan nilai data atau dapat menggambarkan letak titik tengah distribusi data. Salah satu jenis dari ukuran pemusatan data adalah *mean* (rata-rata). *Mean* untuk ukuran sampel memiliki formula sebagai berikut.

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \quad (2.1)$$

dimana :

$\bar{X}$  : *Mean*

$X_i$  : Data pengamatan ke -  $i$

$n$  : Banyaknya data

Kuartil merupakan bagian dari ukuran pemusatan data, dengan formula sebagai berikut.

$$Q_i = x_{\frac{i(n+1)}{4}} \quad (2.2)$$

### 2.1.2 Ukuran Penyebaran Data

Ukuran penyebaran adalah suatu ukuran yang menunjukkan seberapa besar penyimpangan data dengan nilai rata-rata hitungannya. Ukuran penyebaran data yang digunakan dalam penelitian ini adalah *varians*. *Varians* didefinisikan sebagai rata-rata dari skor penyimpangan kuadrat, dengan formula untuk ukuran sampel adalah seperti berikut.

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \quad (2.3)$$

dimana :

$\bar{X}$  : *Mean*

$X_i$  : Data pengamatan ke -  $i$

$n$  : Banyaknya data

### 2.2 Regresi Poisson

Regresi poisson adalah model regresi yang dapat digunakan pada data yang variabel responnya berdistribusi poisson dan berjenis diskrit. Distribusi poisson merupakan salah satu distribusi dari variabel random diskrit yang merupakan pendekatan dari distribusi binomial untuk ukuran populasi yang besar. Distribusi Poisson memberikan suatu model yang sesuai untuk berbagai macam fenomena random selama nilai dari variabel acak Poisson berupa bilangan bulat non-negatif. Beberapa karakteristik dari percobaan yang mengikuti sebaran distribusi Poisson antara lain (1) Probabilitas kecil dalam hal kemunculan suatu kejadian pada sejumlah anggota populasi percobaan yang besar, (2) Bergantung pada interval waktu tertentu, (3) Kejadian yang termasuk ke dalam *counting process* atau termasuk ke dalam lingkupan proses stokastik, dan (4) Perulangan dari kejadian yang mengikuti sebaran distribusi binomial (Cameron dan Triverdi, 2013). Contoh kejadian yang termasuk model distribusi Poisson antara lain jumlah kesalahan redaksional (pengetikan) di koran pada hari tertentu, jumlah kelahiran bayi di Indonesia, dan sebagainya. Dalam model Poisson diperlukan perhitungan kuantitas *exposure* (besaran tertentu seperti interval



waktu, jumlah penduduk, jumlah barang, dan lain-lain) yang mempengaruhi jumlah suatu kejadian.

### 2.3 Model Regresi Poisson Univariat

Variabel random diskrit  $Y$  berdistribusi Poisson dengan parameter  $\lambda_q$  jika dan hanya jika memiliki fungsi peluang sebagai berikut (Cameron dan Triverdi, 2013).

$$P(Y = y|\lambda(q)) = \begin{cases} \frac{e^{-\lambda(q)} (\lambda(q))^y}{y!}, & y = 0, 1, 2, \dots; \lambda(q) > 0 \\ 0 & , y \text{ yang lain} \end{cases}$$

Keterangan:  $q$  merupakan *exposure*

Rata-rata, *varians*, dan fungsi pembangkit momen dari variabel random  $Y$  masing-masing adalah sebagai berikut.

$$E(Y) = \text{Var}(Y) = \lambda(q) \text{ dan } M_y(t) = e^{\lambda(q)(e^t - 1)}$$

*Exposure* merupakan variabel penjelas yang digunakan sebagai unit pembanding terhadap sebuah kejadian pada suatu unit tertentu dan bersifat diskrit (data *count*) dengan contoh jumlah anak usia 1–4 tahun di kabupaten/kota di Jawa Timur pada unit ke- $i$ . Jika diketahui sampel random  $Y_i \sim P(\lambda(q_i)), i = 1, 2, \dots, n$  berdistribusi sesuai dengan  $P(Y = y|\lambda(q))$ , dengan  $q_i$  merupakan *exposure*, model regresi Poisson dapat dituliskan berupa logaritma natural dari nilai ekspektasi  $Y_i$  yang proporsional terhadap jumlah  $q_i$  dan bergantung pada variabel bebas  $\mathbf{x}_i$  sebagai berikut.

$$\ln\left(\frac{E(Y_i)}{q_i}\right) = \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}$$

$$\lambda(q_i, \mathbf{x}_i) = q_i e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}}$$

dimana

$$\mathbf{x}_i = [1 \ x_{1i} \ x_{2i} \ \dots \ x_{ki}]^T$$

$$\boldsymbol{\beta} = [\beta_0 \ \beta_1 \ \beta_2 \ \dots \ \beta_k]^T$$

Keterangan : apabila model tanpa *exposure* maka pada persamaan tidak menggunakan variabel  $q_i$ .

### 2.3.1 Penaksiran Parameter Model Regresi Poisson Univariat

Metode yang digunakan untuk menaksir parameter model regresi poisson salah satunya adalah metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) (Agresti, 1990). Metode MLE digunakan dengan cara memaksimalkan fungsi *likelihood*. Nilai taksiran parameter model Poisson, yang dilambangkan sebagai  $\beta_j$ , maka didapatkan dengan langkah-langkah berikut. Pertama, dilakukan pengambilan sampel acak sebesar  $n$  data. Kemudian dibentuk fungsi *likelihood* regresi Poisson sebagai berikut.

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^n \frac{\exp(-\lambda_i) \lambda_i^{y_i}}{y_i!}$$

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^n \frac{\exp(-q_i \exp(\mathbf{x}_i^T \beta))(q_i \exp(\mathbf{x}_i^T \beta))^{y_i}}{y_i!}$$

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

Setelah itu fungsi *likelihood* tersebut diubah ke bentuk logaritma natural,

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

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

dan dilakukannya penurunan terhadap  $\beta^T$

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

Mengakibatkan hasil turunan fungsi *likelihood* yang tidak *close form* (sehingga perlu dilakukannya iterasi metode Newton-Raph-

son. Algoritma iterasi Newton-Rhapson yang digunakan dalam rangka mendapatkan penaksir parameter model Regresi Poisson yang *close form* adalah sebagai berikut.

- Melakukan penurunan kedua dari fungsi *likelihood* sebagai berikut

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

- Menentukan nilai taksiran awal parameter,  $\hat{\boldsymbol{\beta}}_0 = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{Y}$  dengan keterangan sebagai berikut

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & x_{21} & x_{31} & \cdots & x_{j1} \\ 1 & x_{12} & x_{22} & x_{32} & \cdots & x_{j2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{1i} & x_{2i} & x_{3i} & \cdots & x_{ji} \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{Y} = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{X}^T \mathbf{X} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & \cdots & 1 \\ n & \sum_{i=1}^n x_{j1} & \cdots & \sum_{i=1}^n x_{ji} \\ \sum_{i=1}^n x_{j1} & \sum_{i=1}^n x_{j1}^2 & \cdots & \sum_{i=1}^n x_{j1} x_{ji} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sum_{i=1}^n x_{ji} & \sum_{i=1}^n x_{j1} x_{ji} & \cdots & \sum_{i=1}^n x_{ji}^2 \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{X}^T \mathbf{Y} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & \cdots & 1 \\ x_{1,1} & x_{1,2} & \cdots & x_{1,38} \\ x_{2,1} & x_{2,2} & \cdots & x_{2,38} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{j,1} & x_{j,2} & \cdots & x_{j,38} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^n y_i \\ \sum_{i=1}^n x_{j1} y_i \\ \sum_{i=1}^n x_{j2} y_i \\ \vdots \\ \sum_{i=1}^n x_{j38} y_i \end{bmatrix}$$

- Membentuk vektor gradien ( $\mathbf{g}$ )

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

dimana  $k$  merupakan banyaknya parameter yang diestimasi

- Membentuk matriks Hessian yang simetris

$$\mathbf{H}(\boldsymbol{\beta}_{(m)})_{(k+1) \times 1} = \begin{pmatrix} \frac{\partial^2 \ln(L(\boldsymbol{\beta}))}{\partial \beta_0^2} & \frac{\partial^2 \ln(L(\boldsymbol{\beta}))}{\partial \beta_0 \partial \beta_1} & \cdots & \frac{\partial^2 \ln(L(\boldsymbol{\beta}))}{\partial \beta_0 \partial \beta_k} \\ & \frac{\partial^2 \ln(L(\boldsymbol{\beta}))}{\partial \beta_1^2} & \cdots & \frac{\partial^2 \ln(L(\boldsymbol{\beta}))}{\partial \beta_1 \partial \beta_k} \\ & & \ddots & \vdots \\ & & & \frac{\partial^2 \ln(L(\boldsymbol{\beta}))}{\partial \beta_k^2} \end{pmatrix}_{\boldsymbol{\beta}=\boldsymbol{\beta}_{(m)}}$$

- Substitusi nilai  $\boldsymbol{\beta}_0$  ke setiap elemen vektor  $\mathbf{g}$  dan matriks  $\mathbf{H}$  sehingga diperoleh vektor  $\mathbf{g}_0$  atau  $\mathbf{g}(\boldsymbol{\beta}_0)$  dan matriks  $\mathbf{h}_0$  atau  $\mathbf{h}(\boldsymbol{\beta}_0)$

- Melakukan iterasi yang dimulai pada  $m = 0$  dengan persamaan berikut.

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

Keterangan:  $\hat{\beta}_{(m)}$  adalah sekumpulan estimator parameter yang konvergen pada iterasi ke- $m$

- Ulangi langkah tersebut hingga iterasi ke  $m = m + 1$  sampai nilai  $\hat{\beta}_{(m)}$  konvergen, yaitu  $\|\hat{\beta}_{(m+1)} - \hat{\beta}_{(m)}\| < \varepsilon$ , dimana  $\varepsilon$  mendekati nilai nol atau bilangan yang sangat kecil.

### 2.3.2 Pengujian Parameter Model Regresi Poisson Univariat

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

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

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

Statistik uji ditulis dalam persamaan berikut.

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

Apabila nilai statistik uji  $D(\hat{\beta})$  lebih besar dibandingkan nilai kritis  $\chi^2_{(a,k)}$ , maka didapatkan keputusan menolak  $H_0$ , dengan makna terdapat minimal satu variabel prediktor dalam model regresi poisson yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Kemudian dilanjutkan dengan pengujian parsial dalam rangka menyelidiki dan memilih parameter yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon dengan hipotesis sebagai berikut.

$$H_0 : \beta_j = 0$$

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

Statistik uji ditulis dalam persamaan berikut.

$$Z = \frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)}$$

dimana nilai  $SE(\hat{\beta}_j)$  merupakan akar dari elemen diagonal utama ke- $j+1$  pada  $-\mathbf{H}^{-1}(\hat{\beta})$ , yaitu matrik Hessien turunan kedua yang telah diinverskan dari fungsi *likelihood*. Keputusan menolak  $H_0$  diperoleh jika nilai statistik uji  $|Z|$  lebih besar dari nilai kritis  $Z_{(\alpha/2)}$  yang artinya variabel prediktor dalam model regresi poisson tersebut berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

## 2.4 Multikolinieritas

Salah satu syarat pada model regresi yaitu tidak terdapat multikolinieritas. Multikolinieritas adalah terdapatnya hubungan atau korelasi secara signifikan (nilainya tinggi) antara variabel prediktor satu dengan variabel prediktor lain yang mengakibatkan hasil taksiran parameter menjadi tidak akurat (kecil signifikansinya bahkan tidak sama sekali). Untuk mendeteksi ada atau tidaknya multikolinieritas dapat dilihat melalui *Variance Inflating Factor* (VIF). Nilai VIF menunjukkan pengaruh multikolinieritas dalam peningkatan nilai hasil taksiran parameter, yang dinyatakan pada persamaan berikut (Hocking, 1996),

$$VIF = \frac{1}{1 - R_j^2} \quad (2.4)$$

dimana

$$R_j^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{x}_{ij} - \bar{x}_j)^2}{\sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_j)^2}$$

$$\bar{x}_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_{ij}$$

Keterangan:

$R_j^2$  : koefisien determinasi antara satu variabel prediktor ( $x_j$ ) dengan variabel prediktor lainnya dengan  $j = 1, 2, \dots, k$

$x_{ij}$  : nilai pengamatan ke- $i$  untuk variabel prediktor ke- $j$

$\hat{x}_{ij}$  : nilai taksiran dari  $x_{ij}$

Jika  $R_j = 0$  diketahui tidak ada korelasi antar variabel prediktor dengan variabel prediktor lainnya, dengan kata lain nilai VIF sama dengan satu (nilai minimum VIF). Nilai VIF yang lebih besar dari 10 menunjukkan adanya multikolinieritas dimana salah satu cara mengatasinya dengan mengeluarkan variabel prediktor dengan dimulai dari yang memiliki VIF terbesar (Gujarati, 2004). Masalah multikolinieritas juga dapat diatasi dengan beberapa cara, antara lain mengeluarkan (tidak melibatkan) variabel prediktor yang berkorelasi tinggi, melakukan transformasi data, menggunakan regresi *ridge* atau menggunakan *Principal Component Analysis* (PCA).

## 2.5 Overdispersi

Pemodelan regresi poisson memiliki keharusan pemenuhan ekuidispersi, yaitu variabel respon model yang memiliki nilai *mean* dan *varians* yang sama. Pelanggaran asumsi tersebut disebut overdispersi apabila nilai *varians* yang lebih besar dari nilai *mean* dan disebut underdispersi apabila nilai *varians* lebih kecil dari nilai *mean*. Asumsi ekuidispersi kemungkinan kecil terpenuhi karena data yang diteliti lebih sering mengalami *overdispersi* (Myers, 1990). Dampak dari *overdispersi* dalam pemodelan regresi *Poisson* adalah suatu variabel bisa saja muncul sebagai parameter yang signifikan padahal sebenarnya tidak signifikan (Hilbe, 2014). Pemeriksaan overdispersi dapat menggunakan perbandingan rasio sebagai berikut (Ismail dan Jemain, 2007).

$$\theta = \frac{D(\hat{\beta})}{df} = \frac{(-2 \ln(\Lambda))}{n - k - 1} = \frac{\left( -2 \ln \left( \frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right) \right)}{n - k - 1} \quad (2.5)$$

Terdapat syarat tertentu untuk parameter dispersi  $\theta$  dalam hal pengaruh terhadap penentuan model yang akan dianalisis sebagai berikut.

$$\theta = \begin{cases} 0, & \text{model regresi poisson} \\ > 1, & \text{model GPR overdispersi} \\ < 0, & \text{model GPR underdispersi} \end{cases}$$

## 2.6 Model *Generalized Poisson Regression Univariat*

Model *Generalized Poisson Regression* (GPR) merupakan model yang digunakan untuk data *count* dalam rangka penanganan pelanggaran asumsi *equidispersi* yang terjadi pada model regresi poisson, dengan asumsi variabel random (Melliana, 2013). Fungsi kepadatan peluang dari distribusi *Generalized Poisson* dituliskan dalam persamaan berikut (Famoye, Wulu, Singh, 2004).

$$f(y_i; \mu_i; \theta) = \left( \frac{\mu_i}{1 + \theta\mu_i} \right)^{y_i} \frac{(1 + \theta y_i)^{y_i - 1}}{y_i!} \exp\left( \frac{-\mu_i(1 + \theta y_i)}{1 + \theta\mu_i} \right)$$

dimana

$$E(Y) = \mu_i$$

$$\text{Var}(Y) = \mu_i(1 + \theta\mu_i)^2$$

Model *Generalized Poisson Regression* (GPR) memiliki bentuk yang sama dengan model regresi poisson yaitu sebagai berikut (model GPR dengan *exposure* menggunakan variabel  $q_i$ )

$$\ln(\mu(\mathbf{x}_i)) = \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta} = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki}$$

$$\ln\left(\frac{\mu(q_i, \mathbf{x}_i)}{q_i}\right) = \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta} = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki}$$

$$\mu_i = \mu(\mathbf{x}_i) = e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}} \quad (2.6)$$

$$\mu_i = \mu(q_i, \mathbf{x}_i) = q_i e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}} \quad (2.7)$$

dimana

$$\mathbf{x}_i = [1 \ x_{1i} \ x_{2i} \ \dots \ x_{ki}]^T$$

$$\boldsymbol{\beta} = [\beta_0 \ \beta_1 \ \beta_2 \ \dots \ \beta_k]^T$$

Bentuk logaritma model *Generalized Poisson Regression* (GPR) secara umum dapat dijabarkan sebagai berikut.



$$\begin{aligned}
\ln(f(y_i)) &= y_i \ln\left(\frac{\mu_i}{1+\theta\mu_i}\right) + (y_i - 1)\ln(1+\theta y_i) \\
&\quad - \ln(y_i!) - \frac{\mu_i(1+\theta y_i)}{1+\theta\mu_i} \\
&= y_i(\ln(\mu_i) - \ln(1+\theta\mu_i)) + (y_i - 1)\ln(1+\theta y_i) \\
&\quad - \ln(y_i!) - \frac{\mu_i(1+\theta y_i)}{1+\theta\mu_i} \\
&= y_i(\ln(\mu_i) - \ln(1+\theta\mu_i)) + y_i \ln(1+\theta y_i) \\
&\quad - \ln(1+\theta y_i) - \ln(y_i!) - \frac{\mu_i(1+\theta y_i)}{1+\theta\mu_i}
\end{aligned}$$

Bentuk logaritma model GPR tanpa menggunakan *exposure* dapat dituliskan sebagai berikut.

$$\begin{aligned}
\ln(f(y_i)) &= y_i \left( \ln(e^{x_i^T \beta}) - \ln(1 + \theta e^{x_i^T \beta}) \right) + y_i \ln(1 + \theta y_i) \\
&\quad - \ln(1 + \theta y_i) - \ln(y_i!) - \frac{\mu_i(1 + \theta y_i)}{1 + \theta e^{x_i^T \beta}}
\end{aligned}$$

Bentuk logaritma model GPR menggunakan *exposure* dapat dituliskan sebagai berikut.

$$\begin{aligned}
\ln(f(y_i)) &= y_i \left( \ln(q_i e^{x_i^T \beta}) - \ln(1 + \theta q_i e^{x_i^T \beta}) \right) + y_i \ln(1 + \theta y_i) \\
&\quad - \ln(1 + \theta y_i) - \ln(y_i!) - \frac{\mu_i(1 + \theta y_i)}{1 + \theta q_i e^{x_i^T \beta}}
\end{aligned}$$

### 2.6.1 Penaksiran Parameter Model *Generalized Poisson Regression* (GPR)

Metode yang digunakan untuk penaksiran parameter model GPR adalah metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) dengan melakukan iterasi Newton-Raphson. Fungsi *likelihood* model GPR untuk yang tanpa *exposure* dan dengan *exposure* masing-masing dituliskan sebagai berikut.

$$L(\mu_i, \theta) = \prod_{i=1}^n \left( \frac{\mu_i}{1 + \theta \mu_i} \right)^{y_i} \frac{(1 + \theta y_i)^{y_i - 1}}{y_i!} \exp \left( -\frac{\mu_i (1 + \theta y_i)}{1 + \theta \mu_i} \right)$$

$$L(\boldsymbol{\beta}, \theta) = \prod_{i=1}^n \left( \frac{e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}}{1 + \theta e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}} \right)^{y_i} \frac{(1 + \theta y_i)^{y_i - 1}}{y_i!} \exp \left( -\frac{e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}} (1 + \theta y_i)}{1 + \theta e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}} \right)$$

$$L(\boldsymbol{\beta}, \theta) = \prod_{i=1}^n \left( \frac{q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}}{1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}} \right)^{y_i} \frac{(1 + \theta y_i)^{y_i - 1}}{y_i!} \exp \left( -\frac{q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}} (1 + \theta y_i)}{1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}} \right)$$

Fungsi  $\ln$  likelihood dari *Generalized Poisson Regression* dapat dituliskan sebagai berikut.

$$\ln(L(\boldsymbol{\beta}, \theta)) = \sum_{i=1}^n \ln(f(y_i))$$

$$\ln(L(\boldsymbol{\beta}, \theta)) = \sum_{i=1}^n y_i \left( \ln(q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}) - \ln(1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}) \right) + y_i \ln(1 + \theta y_i)$$

$$- \ln(1 + \theta y_i) - \ln(y_i!) - \frac{q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}} (1 + \theta y_i)}{1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}}$$

Proses mendapatkan penaksir parameter dari model ini yaitu dengan cara menurunkan persamaan  $\ln(L(\boldsymbol{\beta}, \theta))$  terhadap setiap parameternya kemudian persamaan tersebut disamakan dengan nilai nol. Berikut hasil turunannya.

$$\frac{\partial \ln(L(\boldsymbol{\beta}, \theta))}{\partial \boldsymbol{\beta}^T} = \frac{\partial \left( \sum_{i=1}^n y_i \left( \ln(q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}) - \ln(1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}) \right) \right)}{\partial \boldsymbol{\beta}^T}$$

$$+ \frac{\partial \left( +y_i \ln(1 + \theta y_i) - \ln(1 + \theta y_i) - \ln(y_i!) \right)}{\partial \boldsymbol{\beta}^T}$$

$$+ \frac{\partial \left( -\frac{\mu_i (1 + \theta y_i)}{1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}} \right)}{\partial \boldsymbol{\beta}^T}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \ln(L(\boldsymbol{\beta}, \theta))}{\partial \boldsymbol{\beta}^T} &= \sum_{i=1}^n \left( y_i \left( x_i - \frac{\theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}} x_i}{1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}} \right) \right) \\
&\quad - (1 + \theta y_i) \left( \frac{q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}} x_i}{1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}} - \frac{(1 + \theta y_i) (\theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}})^2 x_i}{(1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}})^2} \right) \\
\frac{\partial \ln(L(\boldsymbol{\beta}, \theta))}{\partial \theta} &= \frac{\partial \left( \sum_{i=1}^n y_i \left( \ln(q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}) - \ln(1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}) \right) \right)}{\partial \theta} \\
&\quad + \frac{\partial (y_i \ln(1 + \theta y_i) - \ln(1 + \theta y_i) - \ln(y_i!))}{\partial \theta} \\
&\quad + \frac{\partial \left( -\frac{\mu_i (1 + \theta y_i)}{1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}} \right)}{\partial \theta} \\
\frac{\partial \ln(L(\boldsymbol{\beta}, \theta))}{\partial \theta} &= \sum_{i=1}^n \left( -\frac{y_i q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}}{1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}} + \frac{y_i^2}{1 + \theta y_i} - \frac{y_i}{1 + \theta y_i} \right) \\
&\quad + \sum_{i=1}^n \left( -\frac{q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}} y_i (1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}})}{(1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}})^2} - \frac{(q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}})^2 (1 + \theta y_i)}{(1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}})^2} \right) \\
\frac{\partial \ln(L(\boldsymbol{\beta}, \theta))}{\partial \boldsymbol{\beta}^T \partial \boldsymbol{\beta}} &= \frac{\partial \left( \sum_{i=1}^n \left( y_i \left( x_i - \frac{\theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}} x_i}{1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}} \right) \right) \right)}{\partial \boldsymbol{\beta}^T \partial \boldsymbol{\beta}} \\
&\quad + \frac{\partial \left( -(1 + \theta y_i) \left( \frac{q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}} x_i}{1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}} \right) \right)}{\partial \boldsymbol{\beta}^T \partial \boldsymbol{\beta}}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& \frac{\partial}{\partial \boldsymbol{\beta}^T \partial \boldsymbol{\beta}} \left( - (1 + \theta y_i) \left( \frac{(1 + \theta y_i) (\theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}})^2 x_i}{(1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}})^2} \right) \right) \\
& \frac{\partial \ln(L(\boldsymbol{\beta}, \theta))}{\partial \boldsymbol{\beta}^T \partial \boldsymbol{\beta}} = \sum_{i=1}^n \left( - \frac{(y_i q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}) e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}} \mathbf{x}_i^T (1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}})}{(1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}})^2} \right) \\
& + \sum_{i=1}^n \left( \frac{(y_i q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}) e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}} (\theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}} x_i)}{(1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}})^2} \right) \\
& - \sum_{i=1}^n \left( \frac{(1 + \theta y_i) q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}} x_i \mathbf{x}_i^T (1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}})}{(1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}})^2} \right) \\
& + \sum_{i=1}^n \left( \frac{q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}} x_i (\theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}} \mathbf{x}_i^T)}{(1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}})^2} \right) \\
& - \sum_{i=1}^n \left( \frac{(1 + \theta y_i) (\theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}})^2 x_i (2 \mathbf{x}_i^T (1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}})^2)}{(1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}})^4} \right) \\
& + \sum_{i=1}^n \left( \frac{(1 + \theta y_i) (\theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}})^2 x_i}{(1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}})^4} \right) \\
& \times \sum_{i=1}^n \left( \frac{(2(1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}) (\theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}} \mathbf{x}_i^T))}{(1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}})^4} \right)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \ln(L(\boldsymbol{\beta}, \theta))}{\partial \boldsymbol{\beta}^T \partial \theta} &= \sum_{i=1}^n \left( \frac{y_i q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}} x_i q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}}{\left(1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}\right)^2} \right) \\
&\quad - \sum_{i=1}^n \left( \frac{\left(q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}} x_i\right) y_i \left(1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}\right)}{\left(1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}\right)^2} \right) \\
&\quad + \sum_{i=1}^n \left( \frac{\left(q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}} x_i\right) \left(1 + \theta y_i\right) q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}}{\left(1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}\right)^2} \right) \\
&\quad - \sum_{i=1}^n \left( \frac{x_i \left(q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}\right)^2 \left(1 + 4\theta y_i + 3\theta y_i^2\right) \left(1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}\right)^2}{\left(1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}\right)^4} \right) \\
&\quad + \sum_{i=1}^n \left( \frac{x_i \left(q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}\right)^2 \theta \left(1 + \theta y_i\right)^2}{\left(1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}\right)^4} \right) \\
&\quad \times \sum_{i=1}^n \left( \frac{\left(2 \left(1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}\right) \left(q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}\right)^2\right)}{\left(1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}\right)^4} \right) \\
\frac{\partial \ln(L(\boldsymbol{\beta}, \theta))}{\partial \theta \theta \theta} &= \frac{\partial \left( \sum_{i=1}^n \left( -\frac{y_i q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}}{1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}} + \frac{y_i^2}{1 + \theta y_i} - \frac{y_i}{1 + \theta y_i} \right) \right)}{\partial \theta} \\
&\quad + \frac{\partial \left( \sum_{i=1}^n \left( -\frac{q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}} y_i \left(1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}\right)}{1 + \theta q_i e^{x_i^T \boldsymbol{\beta}}} \right) \right)}{\partial \theta}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& + \frac{\partial \left( \sum_{i=1}^n \left( \frac{(q_i e^{x_i^T \beta})^2 (1 + \theta y_i)}{1 + \theta q_i e^{x_i^T \beta}} \right) \right)}{\partial \theta} \\
\frac{\partial \ln(L(\beta, \theta))}{\partial \theta \partial \theta} &= \frac{\partial \left( \sum_{i=1}^n \left( \frac{y_i (q_i e^{x_i^T \beta})^2}{(1 + \theta q_i e^{x_i^T \beta})^2} - \frac{y_i^3}{(1 + \theta y_i)^2} \right) \right)}{\partial \theta} \\
& + \frac{\partial \left( \sum_{i=1}^n \left( \frac{y_i^2}{(1 + \theta y_i)^2} + \frac{2 y_i (q_i e^{x_i^T \beta})^2}{(1 + \theta q_i e^{x_i^T \beta})^3} \right) \right)}{\partial \theta} \\
& + \frac{\partial \left( \sum_{i=1}^n \left( \frac{q_i e^{x_i^T \beta} y_i}{(1 + \theta q_i e^{x_i^T \beta})^2} - \frac{2 (q_i e^{x_i^T \beta})^2}{(1 + \theta q_i e^{x_i^T \beta})^3} \right) \right)}{\partial \theta}
\end{aligned}$$

Namun hasilnya tidak dapat diselesaikan secara analitik, sehingga perlu digunakan prosedur iteratif. Algoritma iterasi Newton-Rhapon yang digunakan adalah sebagai berikut.

- Nilai taksiran awal parameter  $\beta_{(0)}^* = [\theta_0 \quad \beta_{00} \quad \beta_{10} \quad \dots \quad \beta_{k0}]^T$  ditentukan dan dijalankan iterasinya ketika  $m = 0$
- Membentuk vektor gradien ( $g$ )

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

dimana  $k$  merupakan banyaknya parameter yang diestimasi

- Membentuk matriks Hessian yang simetris

$$\mathbf{H}(\boldsymbol{\beta}^*)_{(k+1) \times 1} = \begin{pmatrix} \frac{\partial^2 \ln(L(\boldsymbol{\beta}^*))}{\partial \theta^2} & \frac{\partial^2 \ln(L(\boldsymbol{\beta}^*))}{\partial \theta \partial \boldsymbol{\beta}} \\ \frac{\partial^2 \ln(L(\boldsymbol{\beta}^*))}{\partial \boldsymbol{\beta}^T \partial \boldsymbol{\beta}} \end{pmatrix}_{\boldsymbol{\beta}=\boldsymbol{\beta}^*}$$

- Substitusi nilai  $\boldsymbol{\beta}^*$  ke setiap elemen vektor  $\mathbf{g}$  dan matriks  $\mathbf{H}$  se-hingga diperoleh vektor  $\mathbf{g}_0$  atau  $\mathbf{g}(\boldsymbol{\beta}^*)$  dan matriks  $\mathbf{h}_0$  atau  $\mathbf{h}(\boldsymbol{\beta}^*)$

- Melakukan iterasi yang dimulai pada  $m = 0$  dengan persamaan berikut.

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

Keterangan:  $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{(m)}$  adalah sekumpulan estimator parameter yang konvergen pada iterasi ke- $m$

Nilai  $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{(m)}$  merupakan nilai taksiran parameter pada saat iterasi ke  $m$ ,  $\mathbf{g}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{(m)})$  merupakan vektor gradien dengan parameter  $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{(m)}$ , dan  $\mathbf{H}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{(m)})$  adalah matriks Hessian dengan parameter  $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{(m)}$ . Taksiran awal parameter  $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{(m)}$  menggunakan metode *Ordinary Least Square* (OLS).

- Ulangi langkah tersebut hingga iterasi ke  $m = m + 1$  sampai mencapai nilai  $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{(m)}$  konvergen, yaitu  $\|\hat{\boldsymbol{\beta}}_{(m+1)} - \hat{\boldsymbol{\beta}}_{(m)}\| < \varepsilon$ , dimana  $\varepsilon$  mendekati nilai nol atau bilangan yang sangat kecil.

### 2.6.2 Pengujian Parameter Model *Generalized Poisson Regression* (GPR)

Pengujian model secara serentak dapat menggunakan *Maximum Likelihood Ratio Test* (MLRT) untuk menguji signifikansi dari faktor geografis atau lokasi. Hipotesis dapat dituliskan sebagai berikut (Caraka dan Yasin, 2017).

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

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

Langkah kedua menentukan statistik rasio *likelihood* sebagai statistik uji yang ditulis dalam persamaan berikut.

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

Daerah penolakan  $H_0$  adalah jika nilai  $D(\hat{\beta}_j)$  lebih besar dibandingkan nilai kritis  $\chi^2_{(a,k)}$ , yang bermakna minimal terdapat satu variabel prediktor dalam model GPR yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

Kemudian dilakukan pengujian parameter model secara parsial dalam rangka mengetahui parameter mana saja yang signifikan mempengaruhi variabel responnya. Berikut adalah bentuk dari hipotesis yang digunakan.

$H_0 : \beta_j = 0$

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

Statistik uji yang digunakan adalah sebagai berikut.

$$Z = \frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)} \quad (2.9)$$

Nilai  $SE(\hat{\beta}_j)$  merupakan akar dari elemen diagonal utama ke- $j+1$  pada  $-\mathbf{H}^{-1}(\hat{\beta})$ , yaitu matrik Hessian turunan kedua yang telah diinverskan dari fungsi *likelihood*. Keputusan menolak  $H_0$  diperoleh jika nilai statistik uji  $|Z|$  lebih besar dari nilai kritis  $Z_{(\alpha/2)}$  yang artinya variabel prediktor dalam model GPR tersebut berpengaruh signifikan terhadap variabel respon

## 2.7 Heterogenitas Spasial

Pemodelan pada data spasial dapat dikelompokkan berdasarkan tipe data spasial yang digunakan, yaitu spasial titik dan spasial area. Uji efek spasial dilakukan untuk mengetahui adanya efek spa-



sial (Anselin, 1988). Heterogenitas spasial merupakan gambaran peristiwa atau proses yang terdistribusi pada wilayah yang tidak merata. Pengujian heterogenitas spasial dilakukan untuk mengetahui apakah terdapat karakteristik atau keunikan di setiap lokasi pengamatan atau dengan kata lain ingin mengetahui intensitas terjadinya suatu kejadian berdistribusi secara merata di seluruh wilayah. Adanya heterogenitas spasial dapat menghasilkan parameter regresi yang berbeda-beda di setiap lokasi pengamatan. Heterogenitas spasial dapat diuji menggunakan uji *Breusch-Pagan* (BP) yang mempunyai hipotesis sebagai berikut.

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

$H_1$  : minimal ada satu  $\sigma_i^2 \neq \sigma^2; i = 1, 2, \dots, k$  (Varians antar lokasi berbeda)

Persamaan statistik uji yang digunakan adalah sebagai berikut.

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

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 nilai statistik uji *Breusch-Pagan* lebih besar dari nilai kritis  $\chi^2_{(\alpha, k)}$  atau nilai *p-value* kurang dari taraf signifikansi  $\alpha$ , dengan makna varians antar lokasi berbeda alias terjadi heteroskedasititas dalam model.

## 2.8 Matrik Pembobot Spasial

Nilai suatu pembobot merupakan informasi perwakilan lokasi tempat pengambilan masing-masing data. Lokasi tersebut dipresentasikan dalam sebuah titik koordinat, yang terdiri dari garis lintang dan garis bujur. Perhitungan jarak titik antar koordinat suatu lokasi bermanfaat dalam rangka menurunkan angka dependensi spasial (kesesuaian kedekatan lokasi dengan tingkat keragaman pe-

ristiwa). Keragaman spasial antara lokasi satu dengan lokasi lain ditunjukkan dengan adanya matriks pembobot  $W$  yang setiap entri-nya merupakan fungsi dari jarak *Euclidian* antar lokasi. Pembentukan fungsi pembobot dari jarak *Euclidian* salah satunya dapat menggunakan fungsi kernel. Penggunaan fungsi pembobot  $W$  merupakan fungsi kontinu dari jarak *Euclidian* dikarenakan kondisi diskontinuitas pembobot menyebabkan perubahan parameter secara drastis ketika terjadi perubahan lokasi pengamatan. Matriks pembobot yang dapat digunakan salah satunya yaitu *Adaptive Kernel Bisquare*. Matriks tersebut merupakan fungsi kernel dengan *bandwidth* yang berbeda pada setiap lokasi pengamatan atau sesuai dengan kepadatan data pada wilayah analisis. Ketika data padat, *bandwidth* akan kecil, sedangkan ketika data jarang, *bandwidth* akan semakin besar. Berikut persamaan fungsi dari kernel *Adaptive Kernel Bisquare*.

$$w_{ij} = \begin{cases} \left(1 - \left(\frac{d_{ij}}{b_i}\right)^2\right)^2 \\ 0 \end{cases} \quad (2.11)$$

dimana

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

Keterangan:

$d_{ij}$  : jarak *Euclidian* antar lokasi ke- $i$  dan lokasi ke- $j$

$b_i$  : *bandwith* lokasi ke- $i$ , yang merupakan radius suatu lingkaran dimana titik data yang berada di dalamnya diperhitungkan dalam membentuk model lokasi ke- $i$ .

$u_i$  : Lokasi geografis lintang (*latitude*) kabupaten/kota ke- $i$

$v_i$  : Lokasi geografis bujur (*longitude*) kabupaten/kota ke- $i$

Pemilihan *bandwidth* optimum memiliki kepentingan dalam hal pembentukan matriks pembobot, pengaruh ketepatan model terhadap data, dan mengatur besar kecilnya *varians* dan bias penaksir yang dihasilkan (Nakaya, dkk., 2005). Penggunaan

metode *Cross Validation* (CV) dapat dilakukan untuk menentukan *bandwidth* optimum. *Bandwidth* yang optimal ditunjukkan dengan nilai CV minimum. Persamaan yang digunakan adalah sebagai berikut (Fotheringham, Brunson, Charlton, 2002).

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

dimana

$\hat{y}_{\neq i}(b_i)$ : nilai estimasi  $y_i$  dengan syarat pengamatan lokasi  $(u_i, v_i)$  dihilangkan dari proses estimasi.

## 2.9 Model Geographically Weighted Generalized Poisson Regression (GWGPR)

Model GWGPR adalah salah satu metode statistika yang merupakan pengembangan dari regresi poisson tergeneralisasi dengan penaksir parameter model bersifat lokal untuk setiap titik atau lokasi pengamatan, dimana data yang dikumpulkan memenuhi asumsi data berdistribusi poisson tergeneralisasi. Model GWGPR berfokus pada variabel respon yang diprediksi dengan variabel prediktor yang masing-masing koefisien regresinya bergantung pada lokasi (titik garis lintang dan titik garis bujur) dimana data tersebut diamati, lokasi variabel difungsikan sebagai pembobot dari parameter model. Terlebih dahulu ditunjukkan fungsi probabilitas GWGPR untuk lokasi ke- $i$  sebagai berikut.

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

dimana

$$E(Y) = \mu_i$$

$$Var(Y) = \mu_i(1 + \theta\mu_i)^2$$

Persamaan model GWGPR untuk lokasi ke- $i$  baik yang menggunakan *exposure* (menggunakan variabel  $q_i$ ) ataupun tidak dengan menggunakan fungsi *log-link* dapat dituliskan sebagai (model GWGPR dengan *exposure* menggunakan variabel  $q_i$ )

$$\eta_i = g[E(y_i)] = g(\mu_i) = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_{i=1}^n (\beta_k(u_i, v_i) x_{ik})$$

$$\eta_i = g(\mu_i) = \ln(\mu_i) = \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)$$

$$\mu_i = g^{-1}(\eta_i) = g^{-1}(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i))$$

$$\mu_i = \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)) \quad (2.13)$$

$$\mu_i = q_i \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)) \quad (2.14)$$

dimana

$$\mathbf{x}_i = [1 x_{1i} x_{2i} \dots x_{ki}]^T$$

$$\boldsymbol{\beta} = [\beta_0 \beta_1 \beta_2 \dots \beta_k]^T$$

### 2.9.1 Penaksiran Parameter Model *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression (GWGPR)*

Estimasi atau penaksiran parameter dari model GWGPR dapat menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation (MLE)*, yaitu dengan memaksimumkan fungsi *likelihood* (Nakaya, dkk., 2005). Langkah pertama membentuk fungsi *likelihood* adalah sebagai berikut.

$$L(\boldsymbol{\beta}(u_i, v_i), i = 1, 2, \dots, n) = \prod_{i=1}^n f(y_i)$$

$$L(\boldsymbol{\beta}(u_i, v_i), i = 1, 2, \dots, n) = \prod_{i=1}^n \left( \frac{\mu_i}{1 + \theta \mu_i} \right)^{y_i} \frac{(1 + \theta y_i)^{y_i - 1}}{y_i!}$$

$$\exp\left( -\frac{\mu_i (1 + \theta y_i)}{1 + \theta \mu_i} \right)$$

Langkah kedua adalah merubah fungsi *likelihood* menjadi bentuk logaritma natural (*ln-likelihood*) sebagai berikut.

$$\ln(L(\boldsymbol{\beta}(u_i, v_i), i = 1, 2, \dots, n)) = \ln\left(\prod_{i=1}^n f(y_i)\right) = \sum_{i=1}^n \ln(f(y_i))$$

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

Langkah ketiga yaitu memaksimumkan fungsi *ln-likelihood* model GWGPR dengan menambahkan pembobot geografis dari masing-masing lokasi yang ditunjukkan sebagai persamaan berikut.

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

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

Langkah keempat yaitu melakukan iterasi Newton-Rhapson dalam rangka mendapatkan penaksir parameter model GWGPR yang *close form*. Algoritma iterasi Newton-Rhapson yang digunakan adalah sebagai berikut.

- Nilai taksiran awal parameter  $\boldsymbol{\beta}_{(0)}^* = [\theta_0 \quad \beta_{00} \quad \beta_{10} \quad \dots \quad \beta_{k0}]^T$  ditentukan dan dijalankan iterasinya ketika  $m = 0$
- Membentuk vektor gradien (g)

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

dimana  $k$  merupakan banyaknya parameter yang diestimasi

- Membentuk matriks Hessian yang simetris

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

- Substitusi nilai  $\beta_{(0)}^*$  ke setiap elemen vektor  $g$  dan matriks  $H$  sehingga diperoleh vektor  $g_0$  atau  $g(\beta_{(0)}^*)$  dan matriks  $h_0$  atau  $h(\beta_{(0)}^*)$
- Melakukan iterasi yang dimulai pada  $m = 0$  dengan persamaan berikut.

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

Keterangan:  $\hat{\beta}_{(m)}$  adalah estimator parameter yang konvergen pada iterasi ke- $m$

- Ulangi langkah tersebut hingga iterasi ke  $m = m + 1$  sampai nilai  $\hat{\beta}_{(m)}$  konvergen, yaitu  $\|\hat{\beta}_{(m+1)} - \hat{\beta}_{(m)}\| < \varepsilon$ , dimana  $\varepsilon$  mendekati nilai nol atau bilangan yang sangat kecil.

### 2.9.2 Pengujian Parameter Model *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression (GWGPR)*

Pengujian model secara serentak dapat menggunakan *Maximum Likelihood Ratio Test (MLRT)* untuk menguji signifikansi dari faktor geografis atau lokasi. Hipotesis dapat dituliskan sebagai berikut (Caraka dan Yasin, 2017).

$$H_0 : \beta_1(u_i, v_i) = \beta_2(u_i, v_i) = \dots = \beta_k(u_i, v_i) = 0 ; i = 1, 2, \dots, n$$

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

Langkah kedua menentukan statistik rasio *likelihood* sebagai statistik uji yang ditulis dalam persamaan berikut.

$$D(\hat{\beta}_j(u_i, v_i)) = -2 \ln \Lambda = -2 \ln \left[ \frac{L(\hat{w})}{L(\hat{\Omega})} \right] \quad (2.15)$$

Daerah penolakan  $H_0$  adalah jika nilai  $D(\hat{\beta}_j(u_i, v_i))$  lebih besar dibandingkan nilai kritis  $\chi_{(a,k)}^2$ , yang bermakna minimal terdapat satu variabel prediktor dalam model GWGPR yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

Kemudian dilakukan pengujian parameter model secara parsial dalam rangka mengetahui parameter mana saja yang signifikan mempengaruhi variabel responnya. Berikut adalah bentuk dari hipotesis yang digunakan.

$H_0 : \beta_j(u_i, v_i) = 0$  (parameter  $\beta_j(u_i, v_i)$  tidak berpengaruh signifikan pada lokasi  $(u_i, v_i)$ )

$H_1 : \beta_j(u_i, v_i) \neq 0$  (parameter  $\beta_j(u_i, v_i)$  berpengaruh signifikan pada lokasi  $(u_i, v_i)$ )

Statistik uji yang digunakan adalah sebagai berikut.

$$Z = \frac{\hat{\beta}_j(u_i, v_i)}{SE(\hat{\beta}_j(u_i, v_i))} = \frac{\hat{\beta}_j(u_i, v_i)}{\sqrt{\text{var}(\hat{\beta}_j(u_i, v_i))}} \quad (2.16)$$

Daerah penolakan  $H_0$  adalah jika nilai statistik uji  $|Z|$  lebih besar dari nilai kritis  $Z_{(\alpha/2)}$  dengan makna variabel prediktor tersebut berpengaruh signifikan terhadap variabel respon pada setiap lokasi dalam model GWGPR.

## 2.10 Kriteria Keباikan Model

Pemilihan model terbaik dapat menggunakan kriteria nilai AIC (*Akaike's Information Criterion*), yaitu kriteria kesesuaian model secara statistik, dalam rangka tujuan mengidentifikasi faktor-faktor yang berpengaruh terhadap model. Dalam penelitian ini akan dibandingkan model *Generalized Poisson Regression* dan *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression* dengan *exposure*. Perhitungan nilai AIC untuk model regresi univariat respon adalah sebagai berikut (Johnson dan Wichern, 2007).

$$AIC = -2 \ln L(\hat{\beta}) + 2K$$

$L(\hat{\beta})$  merupakan nilai maksimum dari fungsi likelihood parameter model dan  $K$  merupakan jumlah parameter dalam model. Model terbaik yang dipilih adalah model dengan nilai AIC paling kecil.



Nilai AIC terkadang mengalami *overfitting*, yaitu kondisi jumlah parameter relatif banyak dibandingkan dengan jumlah pengamatan dan bias terhadap penarikan kesimpulan dikarenakan sampel data yang digunakan sedikit alias kecil (McQuarrie dan Tsai, 1998). Untuk mengatasi potensi *overfitting* tersebut, bisa menggunakan AIC dengan koreksi alias *Akaike's Information Criterion Correction* (AICc) untuk ukuran sampel kecil.

Asumsi dalam AICc adalah modelnya adalah univariat, linear dalam parameternya, dan memiliki residu yang terdistribusi normal (Burnham dan Anderson, 2002). Rumus untuk AICc dapat dituliskan sebagai berikut.

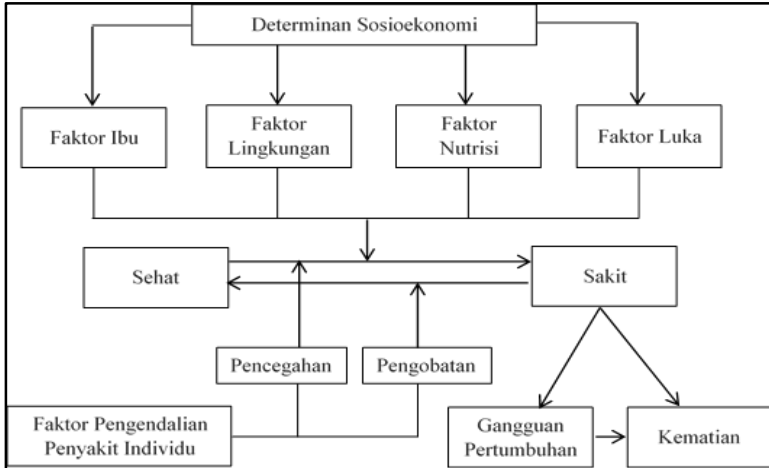
$$AICc = AIC + 2 \left( \frac{K(K+1)}{n-K-1} \right) \quad (2.17)$$

$$AICc = -2 \ln L(\hat{\beta}) + 2K + 2 \left( \frac{K(K+1)}{n-K-1} \right)$$

## 2.11 Angka Kematian Anak

Angka kematian anak didefinisikan sebagai kematian anak yang tergolong berusia 1-4 tahun dalam kurun satu tahun tertentu per 1000 anak umur yang sama pada pertengahan tahun itu yang dimana tidak termasuk kematian bayi (United Nations, 1990). Kematian anak pada suatu wilayah tertentu mencerminkan kondisi kesehatan lingkungan yang langsung mempengaruhi tingkat kesehatan anak. Kuantitas kematian anak yang tinggi terindikasi terjadi keadaan salah gizi atau gizi buruk, kebersihan diri dan kebersihan yang buruk, tingginya prevalensi penyakit menular pada anak, atau kecelakaan yang terjadi di dalam atau di sekitar rumah (Utomo, 1985). Kerangka pemikiran mengenai penyebab kematian anak terdiri dari determinan sosioekonomi terdiri atas tiga variabel, variabel individu (tradisi, norma, produktivitas, kecerdasan intelektual), variabel level rumah tangga (pendapatan), dan variabel level komunitas (kondisi lingkungan, sosial, ekonomi negara, politik, sistem pelayanan kesehatan). Determinan antara terdiri atas lima kelompok, yaitu faktor ibu (umur, produktivitas, intelegensi), faktor lingkungan (kondisi air, udara, makanan, benda sekitar), faktor

nutrisi (pemberian ASI, asupan gizi, tingkat kalori, asupan vitamin), faktor luka (kecelakaan), dan faktor pengendalian penyakit individu (pengobatan, pencegahan). Grafik kerangka berpikir tentang kematian anak (Mosley dan Chen, 1984) bisa ditampilkan sebagai berikut.



**Gambar 2.1.** Kerangka Pikir Teoritis untuk Morbiditas dan Kematian

Penerjemahan variabel penelitian berdasarkan kerangka berpikir tersebut adalah sebagai berikut. faktor ibu (umur, produktivitas, intelegensi), faktor lingkungan (kondisi air, udara, makanan, benda sekitar), faktor nutrisi (pemberian ASI, asupan gizi, tingkat kalori, asupan vitamin), faktor luka (kecelakaan), dan faktor pengendalian penyakit individu (pengobatan, pencegahan). Determinan sosioekonomi terdiri dari persentase penduduk miskin. Determinan antara yang diteliti terdiri atas faktor nutrisi (Penduduk dengan akses berkelanjutan terhadap air minum berkualitas (layak)), faktor lingkungan (Persentase rumah tangga ber-PHBS, Persentase rumah sehat, Persentase penduduk dengan akses terhadap fasilitas sanitasi yang layak (jamban sehat), Persentase desa/kelurahan yang melaksanakan sanitasi total berbasis masyarakat), dan faktor pengendalian penyakit individu (Rasio Puskesmas per 30.000 penduduk).

## BAB III METODOLOGI PENELITIAN

### 3.1 Sumber Data

Penelitian ini menggunakan data sekunder yang berasal dari BPS Jawa Timur dan Profil Kesehatan Jawa Timur (terbitan Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur). Unit pengamatan yang digunakan merupakan kabupaten/kota di Jawa Timur yang berjumlah 38 kabupaten/kota yang terdiri atas 29 kabupaten dan 9 kota. Berikut tabulasi struktur data yang digunakan dalam penelitian.

**Tabel 3.1** Struktur Data

| Wilayah | Letak Geografis Wilayah |          | Variabel Respon | Variabel <i>Exposure</i> |
|---------|-------------------------|----------|-----------------|--------------------------|
|         | Lintang                 | Bujur    | $y$             | $q$                      |
|         | 1                       | $u_1$    | $v_1$           | $y_1$                    |
| 2       | $u_2$                   | $v_2$    | $y_2$           | $q_2$                    |
| 3       | $u_3$                   | $v_3$    | $y_3$           | $q_3$                    |
| ⋮       | ⋮                       | ⋮        | ⋮               | ⋮                        |
| $i$     | $u_i$                   | $v_i$    | $y_i$           | $q_i$                    |
| ⋮       | ⋮                       | ⋮        | ⋮               | ⋮                        |
| 38      | $u_{38}$                | $v_{38}$ | $y_{38}$        | $q_{38}$                 |

**Tabel 3.1** Struktur Data (lanjutan)

| Wilayah | Variabel Prediktor |            |   |            |
|---------|--------------------|------------|---|------------|
|         | $x_1$              | $x_2$      | ⋯ | $x_7$      |
| 1       | $x_{1,1}$          | $x_{2,1}$  | ⋯ | $x_{7,1}$  |
| 2       | $x_{1,2}$          | $x_{2,2}$  | ⋯ | $x_{7,2}$  |
| 3       | $x_{1,3}$          | $x_{2,3}$  | ⋯ | $x_{7,3}$  |
| ⋮       | ⋮                  | ⋮          | ⋯ | ⋮          |
| $i$     | $x_{1,i}$          | $x_{2,i}$  | ⋯ | $x_{7,i}$  |
| ⋮       | ⋮                  | ⋮          | ⋯ | ⋮          |
| 38      | $x_{1,38}$         | $x_{2,38}$ | ⋯ | $x_{7,38}$ |

### 3.2 Variabel Penelitian

Variabel yang digunakan dalam penelitian ini beserta masing-masing keterangan dan definisi operasional ditunjukkan dalam Tabel 3.2 sebagai berikut.

**Tabel 3.2** Definisi Operasional Variabel Penelitian

| Variabel | Keterangan   | Definisi Operasional  | Sumber Data                         |
|----------|--|---|-------------------------------------|
| $y$      | Jumlah kematian anak   | Jumlah anak yang meninggal pada usia 1-4 tahun dalam kurun satu tahun   | Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur |
| $x_1$    | Persentase rumah tangga ber-PHBS   | Persentase rumah tangga yang melaksanakan 10 indikator PHBS (Perilaku Hidup Bersih dan Sehat).  | Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur |
| $x_2$    | Persentase rumah sehat   | Persentase rumah yang memenuhi kriteria minimal kesehatan, yaitu akses air minum, akses jamban sehat, lantai, ventilasi, dan pencahayaan  | Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur |
| $x_3$    | Rasio Puskesmas per 30.000 penduduk  | Rasio puskesmas yang tersedia di suatu kabupaten/kota per 30000 penduduk  | Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur |
| $x_4$    | Persentase penduduk dengan akses terhadap fasilitas sanitasi yang layak (jamban sehat) | Persentase penduduk yang memiliki akses terhadap tempat pembuangan kotoran manusia yang tidak mencemari badan air, tidak kontak dengan manusia dan serangga, dengan konstruksi yang kuat dan aman | Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur |

**Tabel 3.2** Definisi Operasional Variabel Penelitian (lanjutan)

| Variabel | Keterangan   | Definisi Operasional   | Sumber Data                         |
|----------|--|--|-------------------------------------|
| $x_5$    | Persentase desa/kelurahan yang melaksanakan sanitasi total berbasis masyarakat | Persentase desa/kelurahan yang telah melakukan mobilisasi terhadap masyarakat di areanya untuk membebaskan secara tuntas kebiasaan buang air besar sembarangan dengan pemberdayaan masyarakat melalui pemucuan.  | Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur |
| $x_6$    | Penduduk dengan akses berkelanjutan terhadap air minum berkualitas (layak)     | Persentase penduduk yang tersedia akses air minum yang terlindungi meliputi air ledeng (keran), keran umum, hydrant umum, terminal air, penampungan air hujan, atau mata air dan sumur terlindungi, sumur bor atau sumur pompa, yang jaraknya 10 m dari pembuangan kotoran, penampungan limbah dan pembuangan sampah. Tidak termasuk air kemasan, air dari penjual keliling, air yang dijual melalui tangki, air sumur dan mata air tidak terlindungi. | Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur |

**Tabel 3.2** Definisi Operasional Variabel Penelitian (lanjutan)

| Variabel | Keterangan                 | Definisi Operasional  | Sumber Data |
|----------|----------------------------|---|-------------|
| $x_7$    | Persentase penduduk miskin | Persentase penduduk yang rata-rata pengeluaran perkapitanya di bawah garis kemiskinan | BPS         |

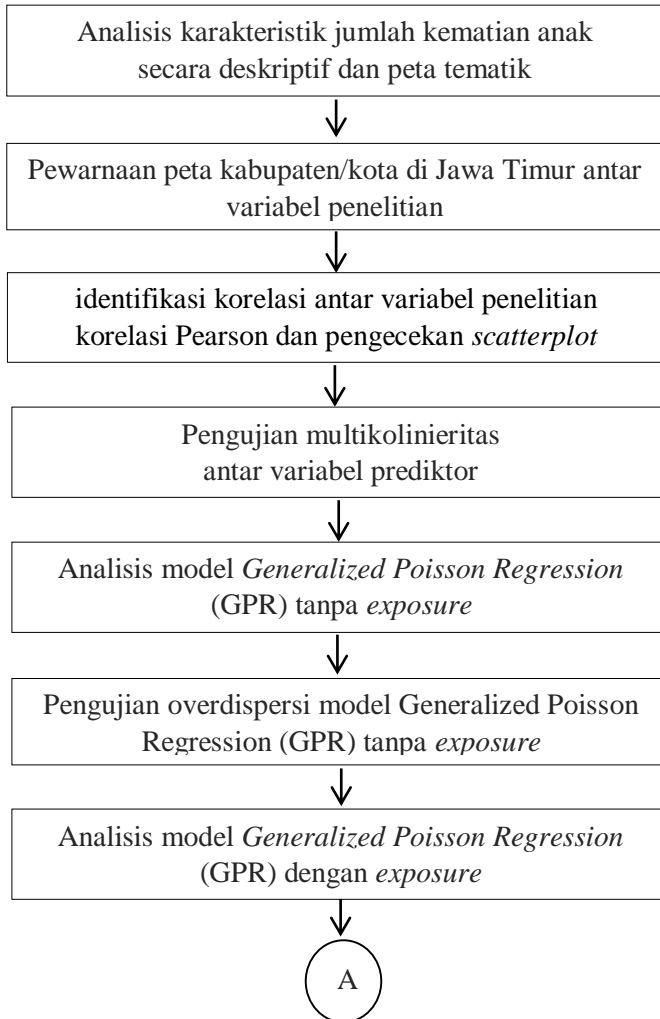
Keterangan: -  $q_i$  merupakan *exposure* yang merupakan jumlah anak rentang usia 1-4 tahun pada unit kabupaten/kota di Jawa Timur

### 3.3 Langkah Penelitian

Langkah analisis yang dilakukan pada penelitian ini antara lain sebagai berikut.

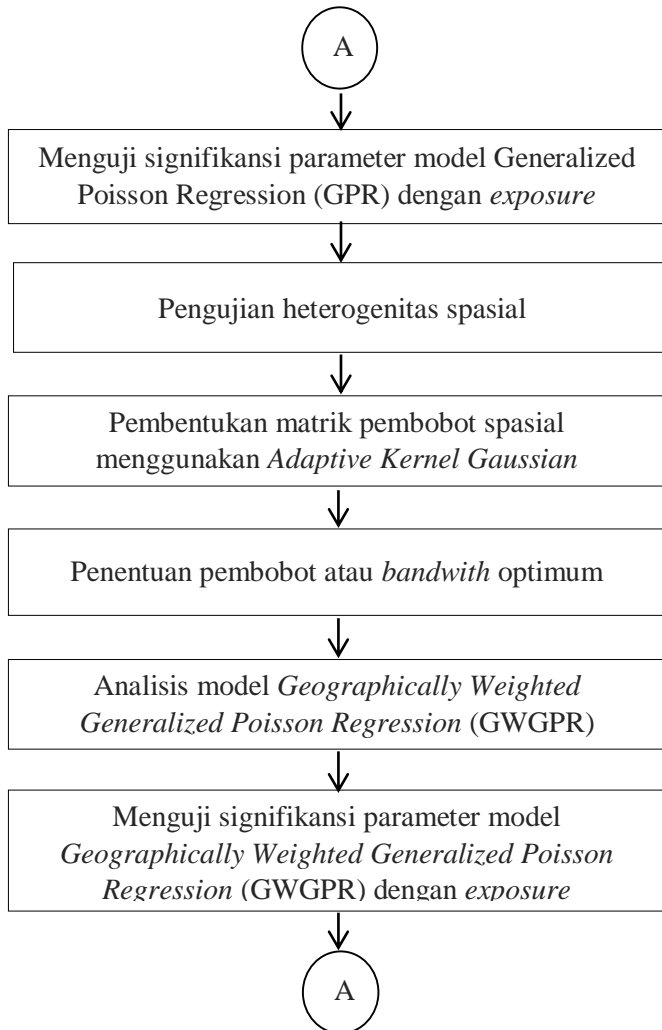
- a. Mengumpulkan data-data yang digunakan sebagai variabel penelitian
- b. Melakukan analisis karakteristik jumlah kematian anak dan faktor-faktor penyebabnya menggunakan statistik deskriptif, menggunakan *mean* dan *varians* berdasarkan persamaan (2.1) dan persamaan (2.3)
- c. Melakukan pewarnaan yang sama pada peta kabupaten/kota di Jawa Timur berdasarkan beberapa *range* tertentu (menggunakan kuartil dan *median* dalam persamaan (2.2))
- d. Melakukan identifikasi korelasi antar variabel penelitian (variabel respon dengan variabel prediktor) menggunakan korelasi Pearson dan pengecekan *scatterplot*
- e. Melakukan pengujian multikolinieritas antar variabel prediktor menggunakan nilai *Variance in Factor* (VIF) berdasarkan persamaan (2.4)
- f. Melakukan analisis model *Generalized Poisson Regression* (GPR) tanpa *exposure* berdasarkan persamaan (2.6) serta membentuk penaksir parameter model tersebut
- g. Pengujian overdispersi model *Generalized Poisson Regression* (GPR) tanpa *exposure* berdasarkan persamaan (2.5)

- h. Melakukan analisis model *Generalized Poisson Regression* (GPR) dengan *exposure* berdasarkan persamaan (2.7) serta membentuk penaksir parameter model tersebut
- i. Menguji signifikansi parameter model *Generalized Poisson Regression* (GPR) dengan *exposure* secara serentak berdasarkan persamaan (2.8) dan secara parsial berdasarkan persamaan (2.9)
- j. Pengujian heterogenitas spasial berdasarkan persamaan (2.10)
- k. Pembentukan matrik pembobot spasial menggunakan *Adaptive Kernel Bisquare* berdasarkan persamaan (2.11)
- l. Penentuan pembobot atau *bandwith* optimum berdasarkan persamaan (2.12)
- m. Melakukan analisis model *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression* (GWGPR) dengan cara membentuk model tanpa *exposure* dan model dengan *exposure* masing-masing berdasarkan persamaan (2.13) dan (2.14) serta membentuk penaksir parameter model tersebut
- n. Menguji signifikansi parameter model *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression* (GWGPR) dengan *exposure* secara serentak berdasarkan persamaan (2.15) dan secara parsial berdasarkan persamaan (2.16)
- o. Mengelompokkan berbagai wilayah berdasarkan variabel-variabel yang signifikan
- p. Melakukan pewarnaan pada peta kabupaten/kota di Jawa Timur berdasarkan variabel-variabel yang signifikan
- q. Membandingkan kebaikan antar model *Generalized Poisson Regression* (GPR) dan *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression* (GWGPR) dengan *exposure* menggunakan nilai *Akaike's Information Criterion Correction* (AICc) berdasarkan persamaan (2.17)
- r. Menarik kesimpulan dan saran  
Langkah analisis pada penelitian ini digambarkan melalui diagram alir sebagai berikut.

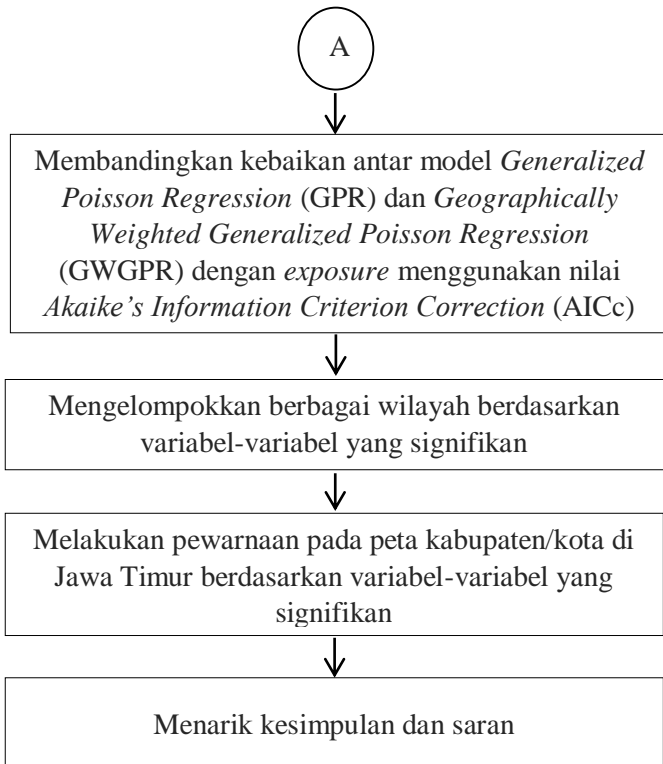


**Gambar 3.1** Diagram Alir Penelitian





**Gambar 3.1** Diagram Alir Penelitian (lanjutan)



**Gambar 3.1** Diagram Alir Penelitian (lanjutan)

## BAB IV ANALISIS DAN PEMBAHASAN

Pada penelitian ini dilakukan analisis pemodelan data jumlah kematian anak pada tahun 2017 beserta faktor-faktor yang mempengaruhinya dengan menggunakan metode *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression* (GWGPR). Kemudian membandingkan kebaikan model tersebut dengan hasil pemodelan menggunakan metode *Generalized Poisson Regression* (GPR) berdasarkan nilai *Akaike's Information Criterion Correction* (AICc). Pemodelan menggunakan metode *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression* (GWGPR) akan dikelompokkan dalam berbagai wilayah berdasarkan variabel yang signifikan berupa peta tematik.

### 4.1 Karakteristik Data Jumlah Kematian Anak beserta Faktor-Faktor Terkait

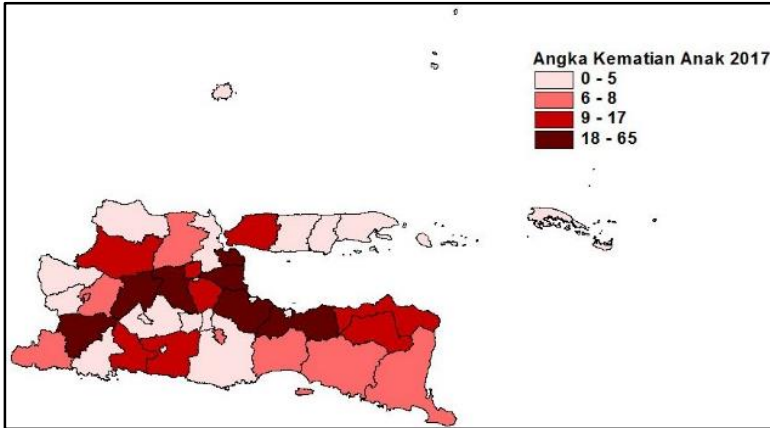
Karakteristik jumlah kematian anak di Jawa Timur pada tahun 2017 beserta faktor-faktor yang mempengaruhinya dapat ditinjau menggunakan hasil analisis statistika deskriptif yang disajikan dalam bentuk tabulasi seperti berikut.

**Tabel 4.1** Statistika Deskriptif Variabel Penelitian

| Variabel | Mean  | Varians | Minimum | Maksimum |
|----------|-------|---------|---------|----------|
| $y$      | 10,92 | 218,30  | 0       | 65       |
| $x_1$    | 54,01 | 230,35  | 24,22   | 100,00   |
| $x_2$    | 70,52 | 269,01  | 25,08   | 96,84    |
| $x_3$    | 0,81  | 0,04    | 0,36    | 1,30     |
| $x_4$    | 80,07 | 298,04  | 25,15   | 100,16   |
| $x_5$    | 80,06 | 473,19  | 14,29   | 100,00   |
| $x_6$    | 78,68 | 367,44  | 17,00   | 100,00   |
| $x_7$    | 11,62 | 22,28   | 4,17    | 23,56    |

Berdasarkan Tabel 4.1 menunjukkan jumlah kematian anak di Jawa Timur tahun 2017 rata-rata di setiap kabupaten/kota sebesar 10,92 atau sekitar 11 kejadian. Jumlah kasus tertinggi yaitu pada Kota Sidoarjo sejumlah 65 kasus, sementara jumlah kasus terendah terjadi di Kota Blitar dan Kabupaten Pamekasan sejumlah 0

kasus. Persebaran jumlah kematian anak di Jawa Timur berdasarkan pengelompokan wilayah disajikan dalam gambar berikut.

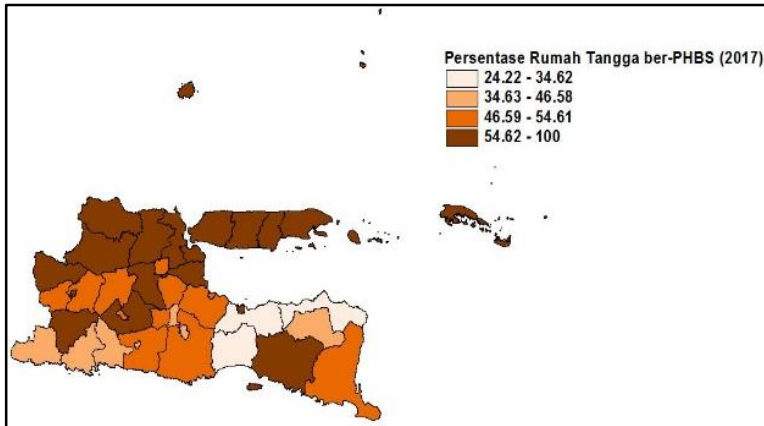


**Gambar 4.1** Peta Persebaran Jumlah Kematian Anak di Jawa Timur Tahun 2017

Gambar 4.1 menunjukkan persebaran jumlah kematian anak pada tahun 2017 terbesar berada di wilayah tapal kuda (Kabupaten Probolinggo, dan Kabupaten Pasuruan), bagian pusat (Kota Surabaya, Kabupaten Sidoarjo, dan Kabupaten Jombang), dan bagian barat laut (Kabupaten Nganjuk) wilayah Jawa Timur. Terdapat 6 kabupaten/kota dengan jumlah kematian anak diatas kuartil 3 (sekitar 18-65 jiwa) dan 16 kabupaten/kota dengan jumlah kematian anak di bawah kuartil 1 (sekitar 0-5 jiwa).

#### **4.1.1 Karakteristik Data Variabel Persentase Rumah Tangga Ber-PHBS**

Berdasarkan Tabel 4.1 menunjukkan persentase rumah tangga ber-PHBS di Jawa Timur tahun 2017 rata-rata di setiap kabupaten/kota sebesar 54,0061 atau sekitar 54%. Kabupaten Ngawi memiliki persentase tertinggi sebesar 100%, sementara Kabupaten Probolinggo memiliki persentase terendah sebesar 24,22%. Persebaran persentase rumah tangga ber-PHBS di Jawa Timur berdasarkan pengelompokan wilayah disajikan dalam gambar berikut.

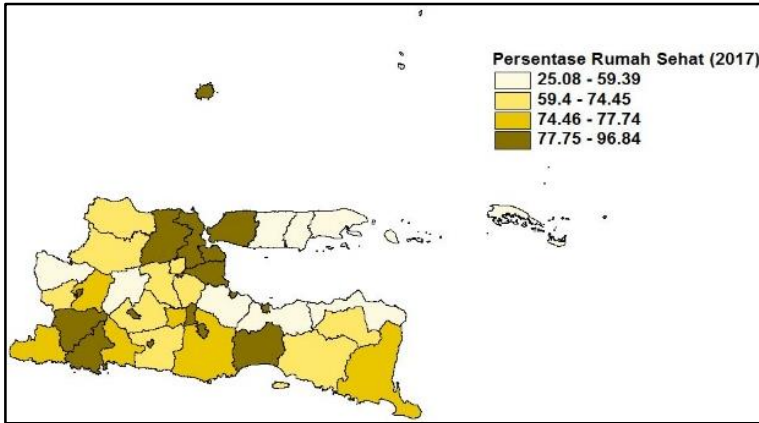


**Gambar 4.2** Peta Persebaran Persentase Rumah Tangga ber-PHBS di Jawa Timur Tahun 2017

Gambar 4.2 menunjukkan persebaran persentase rumah tangga ber-PHBS pada tahun 2017 terbesar berada di wilayah pulau Madura, bagian utara, pusat, dan barat daya wilayah Jawa Timur. Terdapat 18 kabupaten/kota dengan persentase rumah tangga ber-PHBS kelompok persentase di atas kuartil 3 (sekitar 54,62-100 persen) dan 3 kabupaten/kota dengan persentase rumah tangga ber-PHBS di bawah kuartil 1 (sekitar 24,22-34,62 persen).

#### **4.1.2 Karakteristik Data Variabel Persentase Rumah Sehat**

Berdasarkan Tabel 4.1 menunjukkan persentase rumah sehat di Jawa Timur tahun 2017 rata-rata di setiap kabupaten/kota sebesar 70,5258 atau sekitar 70,52%. Kota Batu memiliki persentase tertinggi sebesar 96,84%, sementara Kabupaten Sampang memiliki persentase terendah sebesar 25,08%. Persebaran persentase rumah sehat di Jawa Timur berdasarkan pengelompokan wilayah disajikan dalam gambar berikut.

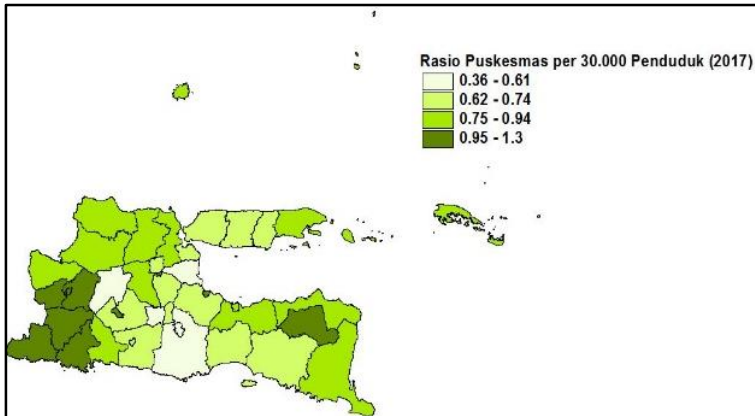


**Gambar 4.3** Peta Persebaran Persentase Rumah Sehat di Jawa Timur Tahun 2017

Gambar 4.3 menunjukkan persebaran persentase rumah sehat pada tahun 2017 berada di bagian utara, selatan, dan barat laut wilayah Jawa Timur. Terdapat 16 kabupaten/kota dengan persentase rumah sehat kelompok persentase di atas kuartil 3 (sekitar 77,75-96,84 persen) dan 8 kabupaten/kota dengan persentase rumah sehat di bawah kuartil 1 (sekitar 25,06-59,39 persen).

#### **4.1.3 Karakteristik Data Variabel Rasio Puskesmas per 30.000 Penduduk**

Berdasarkan Tabel 4.1 menunjukkan rasio puskesmas per 30.000 penduduk di Jawa Timur tahun 2017 rata-rata di setiap kabupaten/kota sebesar 0,8116 atau sekitar 0,81. Kabupaten Pacitan memiliki rasio tertinggi sebesar 1,3 sementara Kabupaten Sidoarjo memiliki rasio terendah sebesar 0,36. Persebaran rasio puskesmas per 30.000 penduduk di Jawa Timur berdasarkan pengelompokan wilayah disajikan dalam gambar berikut.



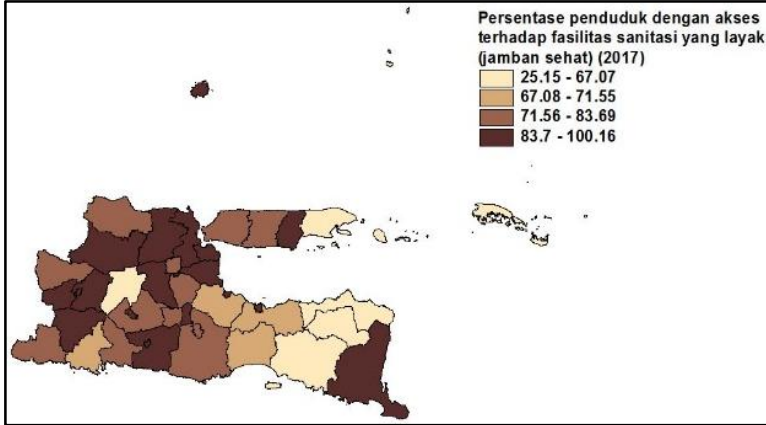
**Gambar 4.4** Peta Persebaran Rasio Puskesmas per 30.000 Penduduk di Jawa Timur Tahun 2017

Gambar 4.4 menunjukkan persebaran rasio puskesmas per 30.000 penduduk pada tahun 2016 dan tahun 2017 terbesar berada di bagian barat laut wilayah Jawa Timur. Masing-masing tahun data terdapat 10 kabupaten/kota dengan rasio puskesmas per 30.000 penduduk kelompok persentase di atas kuartil 3 (sekitar 0,95-1,3). Untuk kabupaten/kota dengan rasio puskesmas per 30.000 penduduk di bawah kuartil 1 (sekitar 0,36-0,61) sejumlah 3 (tahun 2016) dan 4 (tahun 2017). Kecenderungan kesamaan antar tahun dikarenakan kemungkinan kebijakan pemerintah kabupaten/kota yang memilih untuk meningkatkan kualitas dari puskesmas yang sudah ada dibandingkan harus membangun puskesmas baru.

#### **4.1.4 Karakteristik Data Variabel Persentase Penduduk dengan Akses Terhadap Fasilitas Sanitasi yang Layak (Jamban Sehat)**

Berdasarkan Tabel 4.1 menunjukkan persentase penduduk dengan akses terhadap fasilitas sanitasi yang layak (jamban sehat) di Jawa Timur tahun 2017 rata-rata di setiap kabupaten/kota sebesar 80,0713 atau sekitar 80,07%. Kabupaten Madiun, Kota Madiun, dan Kota Blitar memiliki persentase tertinggi masing-masing sebesar 100% dan 100,16%, sementara Kabupaten Nganjuk memi-

liki persentase terendah sebesar 25,15%. Persebaran persentase penduduk dengan akses terhadap fasilitas sanitasi yang layak (jamban sehat) di Jawa Timur berdasarkan pengelompokan wilayah disajikan dalam gambar berikut.



**Gambar 4.5** Peta Persebaran Persentase Penduduk dengan Akses Terhadap Fasilitas Sanitasi yang Layak (Jamban Sehat) di Jawa Timur Tahun 2017

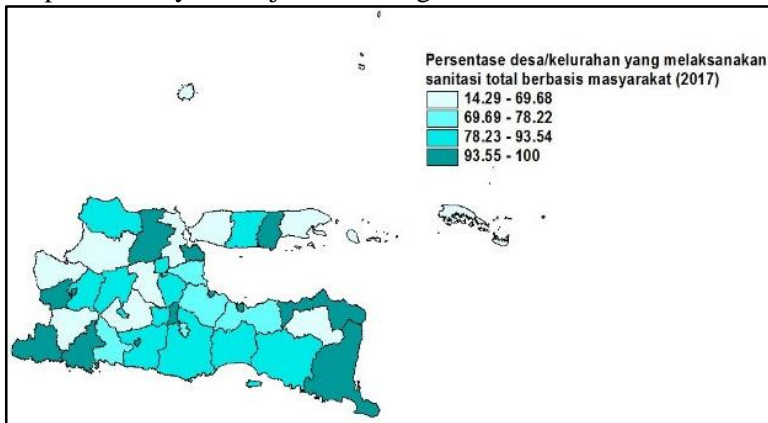
Gambar 4.5 menunjukkan persebaran persentase penduduk dengan akses terhadap fasilitas sanitasi yang layak (jamban sehat) pada tahun 2017 terbesar berada di wilayah tapal kuda (Kabupaten Banyuwangi, Kabupaten Lumajang), bagian selatan, utara pusat, dan barat laut wilayah Jawa Timur. Terdapat 19 kabupaten/kota dengan persentase penduduk dengan akses terhadap fasilitas sanitasi yang layak (jamban sehat) kelompok persentase di atas kuartil 3 (sekitar 83,70-100,16 persen) dan 5 kabupaten/kota dengan persentase rumah sehat di bawah kuartil 1 (sekitar 25,15-67,07 persen).

#### **4.1.5 Karakteristik Data Variabel Persentase Desa/Kelurahan yang Melaksanakan Sanitasi Total Berbasis Masyarakat**

Berdasarkan Tabel 4.1 menunjukkan persentase desa/kelurahan yang melaksanakan sanitasi total berbasis masyarakat di Jawa Timur tahun 2017 rata-rata di setiap kabupaten/kota sebesar 80,0653 atau sekitar 80,06%. Persentase tertinggi adalah sebesar 100% dengan anggota antara lain Kabupaten Pacitan, Kabupaten



Trenggalek, Kabupaten Situbondo, Kabupaten Magetan, Kabupaten Lamongan, Kabupaten Pamekasan, Kota Blitar, Kota Probolinggo, Kota Pasuruan, Kota Madiun, Kota Surabaya, dan Kota Batu memiliki persentase tertinggi sebesar 100%, sementara Kabupaten Ngawi memiliki persentase terendah sebesar 14,29%. Persebaran persentase Persentase desa/kelurahan yang melaksanakan sanitasi total berbasis masyarakat di Jawa Timur berdasarkan pengelompokan wilayah disajikan dalam gambar berikut.

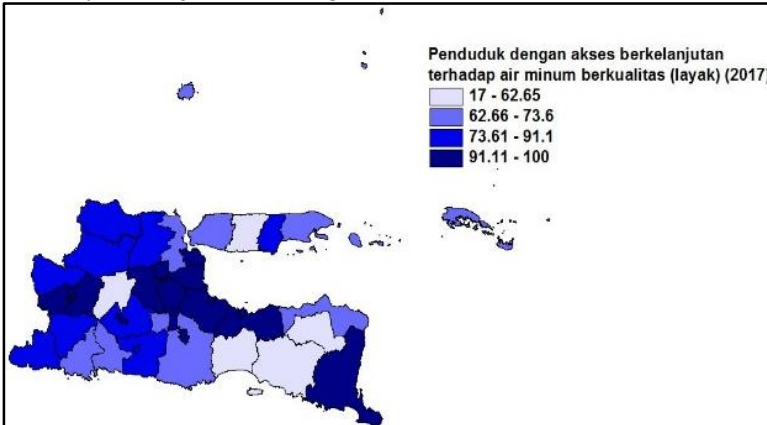


**Gambar 4.6** Peta Persebaran Persentase Desa/Kelurahan yang Melaksanakan Sanitasi Total Berbasis Masyarakat di Jawa Timur Tahun 2017

Gambar 4.6 menunjukkan persebaran persentase rumah sehat pada tahun 2017 cenderung berada di tingkat kota dan tersebar di wilayah tapal kuda (Kabupaten Situbondo dan Kabupaten Banyuwangi), bagian selatan dan barat laut wilayah Jawa Timur. Terdapat 13 kabupaten/kota dengan persentase rumah sehat kelompok persentase di atas kuartil 3 (sekitar 93,55-100,00 persen) dan 4 kabupaten/kota dengan persentase rumah sehat di bawah kuartil 1 (sekitar 3,26-66,41 persen).

#### 4.1.6 Karakteristik Data Variabel Persentase Penduduk dengan Akses Berkelanjutan Terhadap Air Minum Berkualitas (Layak)

Berdasarkan Tabel 4.1 menunjukkan persentase penduduk dengan akses berkelanjutan terhadap air minum berkualitas (layak) di Jawa Timur tahun 2017 rata-rata di setiap kabupaten/kota sebesar 78,6834 atau sekitar 78,63%. Kota Pasuruan dan Kota Madiun memiliki persentase tertinggi sebesar 100%, sementara Kabupaten Nganjuk memiliki persentase terendah sebesar 17%. Persebaran persentase penduduk dengan akses berkelanjutan terhadap air minum berkualitas (layak) di Jawa Timur berdasarkan pengelompokan wilayah disajikan dalam gambar berikut.



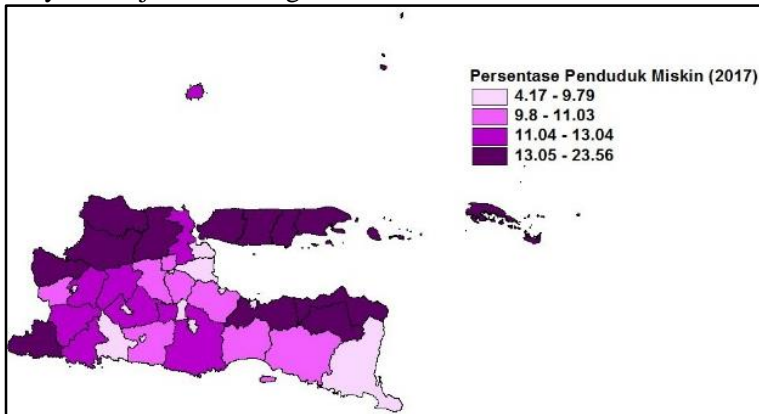
**Gambar 4.7** Peta Persebaran Persentase Penduduk dengan Akses Berkelanjutan Terhadap Air Minum Berkualitas (Layak) di Jawa Timur Tahun 2017

Gambar 4.7 menunjukkan persebaran persentase penduduk dengan akses berkelanjutan terhadap air minum berkualitas (layak) pada tahun 2017 terbesar berada di bagian pusat dan barat laut wilayah Jawa Timur. Terdapat 16 kabupaten/kota dengan persentase penduduk dengan akses berkelanjutan terhadap air minum berkualitas (layak) kelompok persentase di atas kuartil 3 (sekitar 91,11-100,00 persen) dan 5 kabupaten/kota dengan persentase penduduk

dengan akses berkelanjutan terhadap air minum berkualitas (layak) di bawah kuartil 1 (sekitar 17-62,65 persen).

#### 4.1.7 Karakteristik Data Variabel Persentase Penduduk Miskin

Berdasarkan Tabel 4.1 menunjukkan persentase rumah sehat di Jawa Timur tahun 2017 rata-rata di setiap kabupaten/kota sebesar 11,6255 atau sekitar 11,62%. Kabupaten Sampang memiliki persentase tertinggi sebesar 23,56%, sementara Kabupaten Malang memiliki persentase terendah sebesar 4,17%. Persebaran persentase penduduk miskin di Jawa Timur berdasarkan pengelompokan wilayah disajikan dalam gambar berikut.

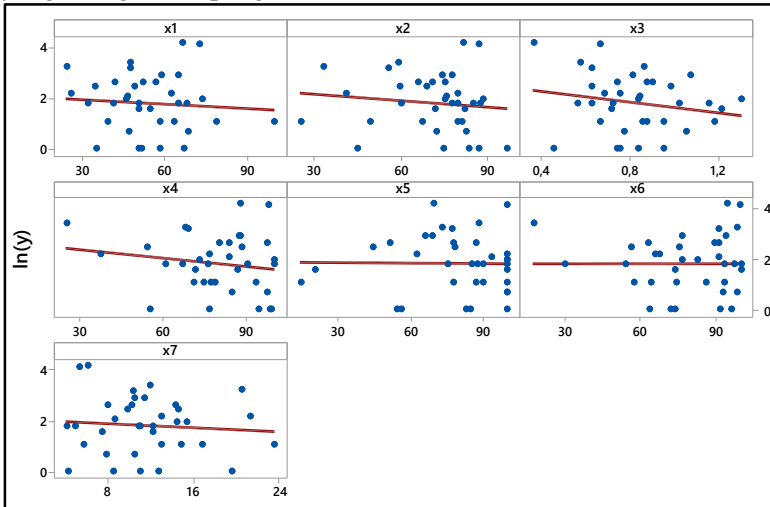


**Gambar 4.8** Peta Persebaran Persentase Penduduk Miskin di Jawa Timur

Gambar 4.8 (b) menunjukkan persebaran persentase penduduk miskin pada tahun 2017 berada di wilayah pulau Madura, wilayah tapal kuda (Kabupaten Probolinggo, Kabupaten Bondowoso, dan Kabupaten Situbondo), bagian utara, dan bagian barat daya wilayah Jawa Timur. Terdapat 12 kabupaten/kota dengan persebaran penduduk miskin kelompok persentase di atas kuartil 3 (sekitar 13,34-24,11 satuan) dan 12 kabupaten/kota dengan persebaran penduduk miskin di bawah kuartil 1 (sekitar 4,33-9,87 satuan).

#### 4.2 Identifikasi Hubungan Antar Variabel Penelitian

Hubungan antara variabel dapat diketahui dengan meninjau visualisasi persebaran titik-titik data yang digunakan dengan menggunakan *scatterplot*. *Scatterplot* tersebut bisa menunjukkan karakter hubungan antar variabel penelitian, yaitu hubungan positif, negatif, ataupun tidak memiliki hubungan. Berikut *scatterplot* antara variabel respon (jumlah kematian anak pada kabupaten/kota di Jawa Timur) dengan berbagai variabel prediktor (faktor-faktor yang diduga mempengaruhi).



**Gambar 4.9** *Scatterplot* Variabel Respon terhadap Berbagai Variabel Prediktor

Berdasarkan Gambar 4.9 diketahui secara visual memiliki kecenderungan data yang menyebar acak secara luas dan tidak berpola, sehingga dapat diketahui secara visual kecenderungan hubungan antara variabel respon dengan masing-masing variabel prediktor (sejumlah tujuh variabel) yaitu hubungan yang lemah.

Untuk mengetahui arah dan kekuatan hubungan antara variabel respon terhadap variabel prediktor maka bisa ditinjau dari nilai korelasi Pearson yang dihasilkan. Berikut tabulasi nilai korelasi Pearson antara variabel respon dengan variabel prediktor.

**Tabel 4.2** Matrik Nilai Korelasi Variabel Respon Terhadap Variabel Prediktor

| Variabel | X <sub>1</sub> | X <sub>2</sub> | X <sub>3</sub> | X <sub>4</sub> | X <sub>5</sub> | X <sub>6</sub> | X <sub>7</sub> |
|----------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| Y        | 0,080          | 0,040          | -0,344         | -0,058         | -0,022         | 0,109          | -0,206         |
|          | 0,633          | 0,809          | 0,034          | 0,729          | 0,896          | 0,517          | 0,215          |

Berdasarkan Tabel 4.2 tersebut diketahui hubungan antara jumlah kematian anak pada kabupaten/kota di Jawa Timur dengan tujuh variabel prediktor secara umum adalah lemah dikarenakan nilai korelasi yang dominan kecil (mendekati nilai 0). Variabel persentase rumah tangga ber-PHBS (X<sub>1</sub>), persentase rumah sehat (X<sub>2</sub>), dan penduduk dengan akses berkelanjutan terhadap air minum berkualitas (layak) (X<sub>6</sub>) memiliki kecenderungan hubungan (korelasi) positif terhadap jumlah kematian anak pada kabupaten/kota di Jawa Timur. Sementara variabel rasio puskesmas per 30.000 penduduk (X<sub>3</sub>), persentase penduduk dengan akses terhadap fasilitas sanitasi yang layak (jamban sehat) (X<sub>4</sub>), persentase desa/kelurahan yang melaksanakan sanitasi total berbasis masyarakat (X<sub>5</sub>), dan persentase penduduk miskin (X<sub>7</sub>) memiliki kecenderungan hubungan (korelasi) yang negatif dengan jumlah kematian anak pada kabupaten/kota di Jawa Timur. Variabel rasio puskesmas per 30.000 penduduk (X<sub>3</sub>) memiliki hubungan yang signifikan dikarenakan nilai *p-value* dibawah nilai taraf signifikansi 0,05. Arah hubungannya adalah korelasi negatif maka dapat dikatakan peningkatan nilai rasio puskesmas per 30.000 penduduk berbanding terbalik dengan peningkatan jumlah kematian anak.

### 4.3 Pengujian Multikolinieritas

Sebelum menuju analisis pemodelan menggunakan metode *Generalized Poisson Regression* (GPR), diperlukan syarat yaitu terbebasnya variabel prediktor dari kasus multikolinieritas. Hal tersebut dapat ditinjau melalui keberadaan nilai VIF setiap variabel prediktor yang bersyaratkan apabila nilai VIF suatu variabel prediktor kurang dari 10 maka variabel prediktor tersebut terbebas dari kasus multikolinieritas. Peninjauan kasus multikolinieritas dilakukan dengan menggunakan kriteria nilai VIF antar variabel prediktor ditabulasikan sebagai berikut.

**Tabel 4.3** Nilai VIF Variabel Prediktor

| Respon         | Prediktor  | VIF  |
|----------------|--|------|
| X <sub>1</sub> | X <sub>2</sub> ,X <sub>3</sub> ,X <sub>4</sub> ,X <sub>5</sub> ,X <sub>6</sub> ,X <sub>7</sub> | 1,39 |
| X <sub>2</sub> | X <sub>1</sub> ,X <sub>3</sub> ,X <sub>4</sub> ,X <sub>5</sub> ,X <sub>6</sub> ,X <sub>7</sub> | 2,48 |
| X <sub>3</sub> | X <sub>1</sub> ,X <sub>2</sub> ,X <sub>4</sub> ,X <sub>5</sub> ,X <sub>6</sub> ,X <sub>7</sub> | 1,15 |
| X <sub>4</sub> | X <sub>1</sub> ,X <sub>2</sub> ,X <sub>3</sub> ,X <sub>5</sub> ,X <sub>6</sub> ,X <sub>7</sub> | 3,08 |
| X <sub>5</sub> | X <sub>1</sub> ,X <sub>2</sub> ,X <sub>3</sub> ,X <sub>4</sub> ,X <sub>6</sub> ,X <sub>7</sub> | 1,23 |
| X <sub>6</sub> | X <sub>1</sub> ,X <sub>2</sub> ,X <sub>3</sub> ,X <sub>4</sub> ,X <sub>5</sub> ,X <sub>7</sub> | 2,35 |
| X <sub>7</sub> | X <sub>1</sub> ,X <sub>2</sub> ,X <sub>3</sub> ,X <sub>4</sub> ,X <sub>5</sub> ,X <sub>6</sub> | 2,21 |

Hasil pemeriksaan multikolinieritas yang ditunjukkan pada Tabel 4.3, diketahui tidak terdapat nilai VIF yang lebih dari 10 untuk setiap variabel prediktor, maka tidak terjadi kasus multikolinieritas antar variabel prediktor yang digunakan. Sehingga variabel prediktor untuk data tahun 2017 dapat digunakan dalam pemodelan menggunakan metode *Generalized Poisson Regression* (GPR) dan metode *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression* (GWGPR).

#### 4.4 Pemodelan Jumlah Kematian Anak di Jawa Timur Menggunakan *Generalized Poisson Regression* Tanpa *Exposure*

Jumlah kematian anak merupakan data *count* yang berdistribusi Poisson akan dimodelkan dengan tujuh faktor atau variabel prediktor yang diduga mempengaruhinya. Penaksiran parameter model *Generalized Poisson Regression* menghasilkan nilai taksiran yang bersifat global atau sama untuk masing-masing kabupaten/kota di Jawa Timur, sehingga faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kematian anak di Jawa Timur dianggap sama untuk setiap kabupaten/kota. Pada subbab penelitian ini *exposure* jumlah anak rentang usia 1-4 tahun belum dilibatkan. Berikut tabulasi penaksiran parameter model dan hasil *Statistics Fit* untuk metode *Generalized Poisson Regression* tanpa *exposure* tahun 2017.

**Tabel 4.4** Hasil Penaksiran Parameter Model GPR Tanpa *Exposure*

| Parameter       | Nilai Taksiran | Z-value | p-value |
|-----------------|----------------|---------|---------|
| $\hat{\beta}_0$ | 50,208         | 2,210   | 0,033   |
| $\hat{\beta}_1$ | 0,025          | 0,990   | 0,328   |
| $\hat{\beta}_2$ | 0,003          | 0,170   | 0,867   |
| $\hat{\beta}_3$ | -0,516         | -0,430  | 0,670   |
| $\hat{\beta}_4$ | -0,052         | -2,050  | 0,048*  |
| $\hat{\beta}_5$ | -0,020         | -1,040  | 0,306   |
| $\hat{\beta}_6$ | 0,032          | 2,170   | 0,036*  |
| $\hat{\beta}_7$ | -0,056         | -0,940  | 0,352   |
| $\theta$        | 0,242          | 4,950   | <0,000  |

\*signifikan pada taraf signifikansi  $\alpha = 0,05$

**Tabel 4.5** Hasil *Statistics Fit* Model GPR Tanpa *Exposure*

|                | devians | AIC   | AICc  |
|----------------|---------|-------|-------|
| Nilai Taksiran | 248,5   | 266,5 | 272,9 |

Pengujian parameter model secara serentak diperlukan untuk mengetahui adanya minimal satu variabel prediktor dalam model yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon dengan hipotesis sebagai berikut.

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

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

Berdasarkan Tabel 4.4, statistik uji dapat dilihat dengan nilai devians  $D(\hat{\beta})$  yang terbentuk sebesar 248,5. Apabila dibandingkan dengan nilai kritis  $\chi^2_{(0,05,7)}$  sebesar 14,067 maka didapatkan keputusan untuk menolak  $H_0$  yang bermakna terdapat minimal satu variabel prediktor dalam model yang berpengaruh signifikan terha-

dap variabel respon atau dengan kata lain seluruh parameter secara serentak mempunyai pengaruh dalam model.

Pengujian parameter model secara parsial dilakukan untuk memilih parameter yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon dengan hipotesis sebagai berikut.

$$H_0 : \beta_j = 0$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0, j = 1, 2, \dots, 7$$

Statistik uji dapat dilihat berdasarkan nilai  $|Z|$  masing-masing parameter variabel prediktor yang dibandingkan dengan nilai kritis  $Z_{(\alpha/2)} = Z_{(0,025)}$  sebesar 1,96, atau juga bisa ditinjau dengan menggunakan nilai *p-value* yang dibandingkan dengan taraf signifikansi 0,05 atau 5%. Berdasarkan Tabel 4.5 diketahui bahwa variabel atau faktor yang berpengaruh secara signifikan terhadap jumlah kematian anak pada tahun 2017 antara lain persentase penduduk dengan akses terhadap fasilitas sanitasi yang layak (jamban sehat) ( $X_4$ ) dan penduduk dengan akses berkelanjutan terhadap air minum berkualitas (layak) ( $X_6$ ), dikarenakan masing-masing variabel tersebut memiliki nilai *p-value* kurang dari taraf signifikansi sebesar 0,05. Sehingga persamaan model yang diperoleh sebagai berikut.

$$\hat{\mu} = \exp[5,0208 + 0,02493X_1 + 0,003335X_2 - 0,5157X_3] \\ \times \exp[-0,05182X_4 - 0,01952X_5 + 0,03164X_6 - 0,05566X_7]$$

Kemudian dilakukan pemeriksaan apakah model tersebut terdapat kasus overdispersi atau tidak, dengan melakukan pembagian nilai devians  $D(\hat{\beta})$  dengan nilai derajat bebas  $n - k - 1$ . Nilai devians  $D(\hat{\beta})$  sebesar 248,5 dengan derajat bebas sebesar 30, sehingga dihasilkan nilai sebesar 8,283 yang bernilai lebih dari satu. Sehingga pemodelan tersebut mengalami kasus overdispersi sehingga diperlukan pengolahan dengan metode lain.



#### 4.5 Pemodelan Jumlah Kematian Anak di Jawa Timur Menggunakan *Generalized Poisson Regression* Dengan *Exposure*

Jumlah kematian anak merupakan data *count* yang berdistribusi Poisson akan dimodelkan dengan tujuh faktor atau variabel prediktor yang diduga mempengaruhinya. Penaksiran parameter model *Generalized Poisson Regression* menghasilkan nilai taksiran yang bersifat global atau sama untuk masing-masing kabupaten/kota di Jawa Timur, sehingga faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kematian anak di Jawa Timur dianggap sama untuk setiap kabupaten/kota. Pada subbab penelitian ini *exposure* jumlah anak rentang usia 1-4 tahun dilibatkan. Berikut tabulasi penaksiran parameter model dan hasil *Statistics Fit* untuk metode *Generalized Poisson Regression* dengan *exposure* tahun 2017.

**Tabel 4.6** Hasil Penaksiran Parameter Model GPR Dengan *Exposure*

| Parameter       | Nilai Taksiran | Z-value | p-value |
|-----------------|----------------|---------|---------|
| $\hat{\beta}_0$ | -8,128         | -5,470  | <0,000  |
| $\hat{\beta}_1$ | 0,001          | 0,120   | 0,907   |
| $\hat{\beta}_2$ | 0,008          | 0,590   | 0,556   |
| $\hat{\beta}_3$ | 1,044          | 1,588   | 0,122   |
| $\hat{\beta}_4$ | -0,037         | -2,430  | 0,020*  |
| $\hat{\beta}_5$ | -0,005         | -0,520  | 0,604   |
| $\hat{\beta}_6$ | 0,022          | 1,930   | 0,061   |
| $\hat{\beta}_7$ | -0,062         | -1,600  | 0,117   |
| $\theta$        | 0,154          | 4,280   | 0,000   |

\*signifikan pada taraf signifikansi  $\alpha = 0,05$

**Tabel 4.7** Hasil *Statistics Fit* Model GPR Dengan *Exposure*

|                | devians | AIC   | AICc  |
|----------------|---------|-------|-------|
| Nilai Taksiran | 232,1   | 250,1 | 256,6 |

Pengujian parameter model secara serentak diperlukan untuk mengetahui adanya minimal satu variabel prediktor dalam model yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon dengan hipotesis sebagai berikut.

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

$$H_1 : \text{minimal ada satu } \beta_j \neq 0, j = 1, 2, \dots, 7$$

Berdasarkan Tabel 4.6, statistik uji dapat dilihat dengan nilai devians  $D(\hat{\beta})$  yang terbentuk sebesar 232,1. Apabila dibandingkan dengan nilai kritis  $\chi^2_{(0,05,7)}$  sebesar 14,067 maka didapatkan keputusan untuk menolak  $H_0$  yang bermakna terdapat minimal satu variabel prediktor dalam model yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon atau dengan kata lain seluruh parameter secara serentak mempunyai pengaruh dalam model.

Pengujian parameter model secara parsial dilakukan untuk memilih parameter yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon dengan hipotesis sebagai berikut.

$$H_0 : \beta_j = 0$$

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

Statistik uji dapat dilihat berdasarkan nilai  $|Z|$  masing-masing parameter variabel prediktor yang dibandingkan dengan nilai kritis  $Z_{(\alpha/2)} = Z_{(0,025)}$  sebesar 1,96, atau juga bisa ditinjau dengan menggunakan nilai *p-value* yang dibandingkan dengan taraf signifikansi 0,05 atau 5%. Berdasarkan Tabel 4.7 diketahui bahwa variabel atau faktor yang berpengaruh secara signifikan terhadap jumlah kematian anak pada tahun 2017 yaitu persentase penduduk dengan akses terhadap fasilitas sanitasi yang layak (jamban sehat) ( $X_4$ ), dikarenakan variabel tersebut memiliki nilai *p-value* kurang dari taraf signifikansi sebesar 0,05. Sehingga persamaan model yang diperoleh adalah sebagai berikut.

$$\hat{\mu} = \exp[-8,1232 + 0,001432X_1 + 0,008092X_2 + 1,0588X_3] \\ \times \exp[-0,03673X_4 - 0,0045X_5 + 0,02156X_6 - 0,06183X_7]$$

Kemudian dilakukan pemeriksaan apakah model tersebut terdapat kasus overdispersi atau tidak, dengan melakukan pembagian nilai devians  $D(\hat{\beta})$  dengan nilai derajat bebas  $n - k - 1$ . Nilai devians  $D(\hat{\beta})$  sebesar 232,1 dengan derajat bebas sebesar 30, sehingga dihasilkan nilai sebesar 7,73667 yang bernilai lebih dari satu. Sehingga pemodelan tersebut mengalami kasus overdispersi sehingga diperlukan pengolahan dengan metode lain.

#### 4.6 Pengujian Heterogenitas Spasial Pemodelan Jumlah Kematian Anak di Jawa Timur

Pengujian heterogenitas spasial untuk mengetahui apakah terdapat kekhasan pada setiap lokasi pengamatan. Pengujian dilakukan dengan menggunakan statistik uji *Breusch-Pagan* yang memiliki hipotesis sebagai berikut.

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

$H_1$  : minimal ada satu  $\sigma_i^2 \neq \sigma^2; i = 1, 2, \dots, k$  (Varians antar lokasi berbeda)

Untuk pemodelan jumlah kematian anak pada tahun 2017 baik tanpa melibatkan *exposure* maupun yang melibatkan *exposure*, didapatkan nilai statistik uji *Breusch-Pagan* masing-masing sebesar 16,276 dan 14,268. Apabila nilai statistik uji dibandingkan dengan nilai kritis  $\chi^2_{(\alpha, k)} = \chi^2_{(0,05, 7)}$  sebesar 14,067, masing-masing diperoleh keputusan tolak  $H_0$  yang bermakna *varians* antar lokasi berbeda. Bisa disimpulkan bahwa terdapat perbedaan karakteristik pada suatu kejadian di setiap lokasi pengamatan (kabupaten/kota di Jawa Timur), baik data yang tanpa melibatkan *exposure* maupun yang melibatkan *exposure*.

#### 4.7 Pemodelan Jumlah Kematian Anak di Jawa Timur Menggunakan *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression Tanpa Exposure*

Pemodelan data jumlah kematian anak beserta faktor-faktor yang diduga mempengaruhinya pada tahun 2017 mengalami kasus overdispersi dan heterogenitas spasial. Pemodelan menggunakan metode *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression* (GWGPR), yang merupakan pengembangan dari metode *Generalized Poisson Regression*, merupakan solusi pengatasan hal tersebut. Metode GWGPR ini berfokus pada pembobot geografis dalam penentuan parameter, yang menggunakan matrik pembobot *Kernel Adaptive Bsquare*, diharapkan berbeda pada setiap lokasi (kabupaten/kota di Jawa Timur). Pengujian pemodelan GWGPR terdiri dari pengujian serentak dan pengujian parsial.

Hasil penaksiran parameter pemodelan jumlah kematian anak menggunakan *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression* dengan *exposure* didapatkan menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) dengan iterasi Newton-Raphson. Pengujian parameter model secara serentak diperlukan untuk mengetahui adanya minimal satu variabel prediktor dalam model yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon dengan hipotesis sebagai berikut.

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

$$H_1 : \text{minimal ada satu } \beta_j(u_i, v_i) \neq 0 ; i = 1, 2, \dots, 38 ; j = 1, 2, \dots, 7$$

Statistik uji untuk data tahun 2017 berdasarkan nilai devians  $D(\hat{\beta}_j(u_i, v_i))$  yang terbentuk sebesar -15882,41. Apabila dibandingkan dengan nilai kritis  $\chi^2_{(0,05,7)}$  sebesar 14,067 maka didapatkan keputusan untuk gagal tolak  $H_0$  yang bermakna keseluruhan variabel prediktor dalam model tidak berpengaruh signifikan terhadap variabel respon atau dengan kata lain seluruh parameter secara serentak tidak mempunyai pengaruh dalam model.

Pengujian parameter model secara parsial dilakukan untuk memilih parameter yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon dengan hipotesis sebagai berikut.

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

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

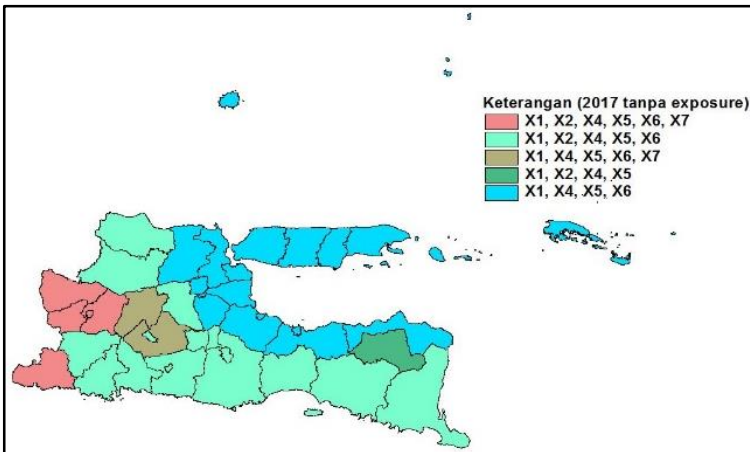
Statistik uji dapat dilihat berdasarkan nilai  $|Z|$  masing-masing parameter variabel prediktor yang dibandingkan dengan nilai kritis  $Z_{(\alpha/2)} = Z_{(0,025)}$  sebesar 1,96 (menggunakan taraf signifikansi 5%). Berdasarkan Lampiran 18 diketahui bahwa variabel atau faktor yang berpengaruh secara signifikan pada model jumlah kematian anak pada tahun 2017 terhadap masing-masing kabupaten/kota yaitu variabel persentase rumah tangga ber-PHBS ( $X_1$ ), persentase rumah sehat ( $X_2$ ), persentase penduduk dengan akses terhadap fasilitas sanitasi yang layak (jamban sehat) ( $X_4$ ), persentase desa/kelurahan yang melaksanakan sanitasi total berbasis masyarakat ( $X_5$ ), penduduk dengan akses berkelanjutan terhadap air minum berkualitas (layak) ( $X_6$ ), dan persentase penduduk miskin ( $X_7$ ). Variabel yang signifikan di setiap kabupaten/kota di Jawa Timur tersebut dikelompokkan dalam tabulasi dan pemetaan sebagai berikut.

**Tabel 4.8** Pengelompokan Kabupaten/Kota Untuk Jumlah Kematian Anak Menggunakan Metode GWGPR Tanpa *Exposure*

| Variabel                       | Kabupaten/Kota  | Jumlah |
|--------------------------------|---|--------|
| $X_1, X_2, X_4, X_5, X_6, X_7$ | Kab. Blitar, Kab. Pasuruan, Kab. Sidoarjo, Kab. Mojokerto, Kab. Lamongan, Kota Pasuruan, Kota Mojokerto, Kab. Situbondo, Kab. Probolinggo, Kab. Bangkalan, Kab. Sampang, Kab. Pamekasan, Kab. Sumenep, Kota Surabaya, Kota Batu, Kota Probolinggo | 16     |
| $X_1, X_2, X_4, X_5, X_6$      | Kab. Ponorogo, Kab. Trenggalek, Kab. Tulungagung, Kab. Malang,  | 14     |

**Tabel 4.8** Pengelompokan Kabupaten/Kota Untuk Jumlah Kematian Anak Menggunakan Metode GWGPR Tanpa *Exposure* (lanjutan)

| Variabel  | Kabupaten/Kota   | Jumlah |
|---|--|--------|
| X <sub>1</sub> , X <sub>2</sub> , X <sub>4</sub> ,<br>X <sub>5</sub> , X <sub>6</sub> | Kab. Lumajang, Kab. Jember, Kab. Banyuwangi, Kab. Jombang, Kab. Bojonegoro, Kab. Tuban, Kota Kediri, Kota Blitar, Kota Malang, |        |
| X <sub>1</sub> , X <sub>4</sub> , X <sub>5</sub> ,<br>X <sub>6</sub> , X <sub>7</sub> | Kab. Bondowoso   | 1      |
| X <sub>1</sub> , X <sub>2</sub> , X <sub>4</sub> ,<br>X <sub>5</sub>                  | Kab. Kediri, Kab. Nganjuk  | 2      |
| X <sub>1</sub> , X <sub>4</sub> , X <sub>5</sub> ,<br>X <sub>6</sub>                  | Kab. Pacitan, Kab. Madiun, Kab. Ngawi, Kab. Magetan, Kota Madiun   | 5      |



**Gambar 4.10** Peta Pengelompokan Kabupaten/Kota Untuk Jumlah Kematian Anak Menggunakan Metode GWGPR Tanpa *Exposure*

Semisal ditunjukkan pemodelan metode GWGPR tanpa *exposure* masing-masing pada tahun 2017 pada lokasi ke-37 yaitu Kota Surabaya diketahui sebagai berikut.

$$\hat{\mu} = \exp[4,103978 + 0,041932X_1 - 0,03906X_2 - 0,36571X_3] \\ \times \exp[-0,00606X_4 - 0,00426X_5 - 0,00528X_6 - 0,00832X_7]$$

Berdasarkan model tersebut diketahui bahwa faktor persentase rumah tangga ber-PHBS berpengaruh positif terhadap jumlah kematian anak di Kota Surabaya. Sedangkan faktor persentase rumah sehat, rasio puskesmas per 30.000 penduduk, persentase penduduk dengan akses terhadap fasilitas sanitasi yang layak (jamban sehat), persentase desa/kelurahan yang melaksanakan sanitasi total berbasis masyarakat, penduduk dengan akses berkelanjutan terhadap air minum berkualitas (layak), dan persentase penduduk miskin berpengaruh negatif terhadap model jumlah kematian anak di Kota Surabaya. Model tersebut bisa diinterpretasikan salah satunya setiap penambahan 10% persentase rumah tangga ber-PHBS maka akan meningkatkan jumlah kematian anak di Kota Surabaya sebesar  $\exp[0.041932 * 10] = 0,41$  kali dengan asumsi variabel konstan.

#### **4.8 Pemodelan Jumlah Kematian Anak di Jawa Timur Menggunakan *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression Dengan Exposure***

Keberadaan *exposure* dikarenakan di setiap lokasi atau kabupaten/kota memiliki jumlah anak kategori usia 1-4 tahun yang berbeda yang bisa disebabkan karena beberapa faktor semisal luas wilayah, kondisi geografis, kondisi sosiologis, dan sebagainya. Metode pengujian pemodelan GWGPR yaitu pengujian serentak dan pengujian parsial sama prinsipnya dengan GWGPR tanpa *exposure*. Hasil penaksiran parameter pemodelan jumlah kematian anak menggunakan *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression* dengan *exposure* didapatkan menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) dengan iterasi Newton-Raphson. Pengujian parameter model secara serentak diperlukan untuk mengetahui adanya minimal satu variabel prediktor dalam model yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon dengan hipotesis sebagai berikut.

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

$$H_1 : \text{minimal ada satu } \beta_j(u_i, v_i) \neq 0 ; i = 1, 2, \dots, 38; j = 1, 2, \dots, 7$$

Statistik uji untuk data tahun 2017 berdasarkan nilai devians  $D(\hat{\beta}_j(u_i, v_i))$  yang terbentuk sebesar 23,3316. Apabila dibandingkan dengan nilai kritis  $\chi^2_{(0,05,7)}$  sebesar 14,067 maka didapatkan keputusan untuk tolak  $H_0$  yang bermakna minimal satu variabel prediktor dalam model berpengaruh signifikan terhadap variabel respon atau dengan kata lain seluruh parameter secara serentak mempunyai pengaruh dalam model.

Pengujian parameter model secara parsial dilakukan untuk memilih parameter yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon dengan hipotesis sebagai berikut.

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

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

Statistik uji dapat dilihat berdasarkan nilai  $|Z|$  masing-masing parameter variabel prediktor yang dibandingkan dengan nilai kritis  $Z_{(\alpha/2)} = Z_{(0,025)}$  sebesar 1,96 (menggunakan taraf signifikansi 5%). Berdasarkan Lampiran 19 diketahui bahwa pemodelan jumlah kematian anak pada tahun 2017 tidak ada faktor yang berpengaruh secara signifikan terhadap masing-masing kabupaten/kota. Semisal ditunjukkan pemodelan metode GWGPR dengan *exposure* pada tahun 2017 pada lokasi ke-21 yaitu Kabupaten Ngawi diketahui sebagai berikut.

$$\hat{\mu} = \exp\left[7,87 \cdot 10^{-5} + 0,000936X_1 + 0,001922X_2 + 0,000744X_3\right] \\ \times \exp\left[0,000422X_4 + 0,00021X_5 - 0,00049X_6 + 0,003775X_7\right]$$

Berdasarkan model tersebut diketahui bahwa faktor penduduk dengan akses berkelanjutan terhadap air minum berkualitas (layak) berpengaruh positif terhadap jumlah kematian anak di Kabupaten Ngawi. Sedangkan faktor persentase rumah tangga ber-PHBS, persentase rumah sehat, rasio puskesmas per 30.000 penduduk, persentase penduduk dengan akses terhadap fasilitas sanitasi yang layak (jamban sehat), persentase desa/kelurahan yang melaksanakan



sanitasi total berbasis masyarakat, dan persentase penduduk miskin berpengaruh negatif terhadap model jumlah kematian anak di Kabupaten Ngawi. Model tersebut bisa diinterpretasikan salah satunya setiap penambahan 10% persentase rumah tangga ber-PHBS maka jumlah kematian anak di Kabupaten Ngawi meningkat sebesar  $\exp[0,000936 * 10] = 0,009$  kali dengan asumsi variabel konstan. Setiap penambahan 10% faktor penduduk dengan akses berkelanjutan terhadap air minum berkualitas (layak) maka akan menurunkan jumlah kematian anak di Kabupaten Ngawi dalam jumlah  $\exp[0,00049 * 10] = 0,0049$  kali dengan asumsi variabel konstan.

#### 4.9 Pemilihan Model Terbaik

Kriteria AICc mampu mengetahui kesesuaian model secara statistik, dengan tujuan mengidentifikasi faktor yang berpengaruh terhadap model. Perhitungan AICc untuk pemodelan jumlah kematian anak dengan berbagai metode ditabulasikan sebagai berikut.

**Tabel 4.9** Nilai AICc Setiap Metode Pemodelan

| Metode   | Nilai AICc |
|--|------------|
| <i>Generalized Poisson Regression</i> tanpa <i>Exposure</i>                          | 266,5      |
| <i>Generalized Poisson Regression</i> dengan <i>Exposure</i>                         | 256,6      |
| <i>Geographically Weighted Generalized Poisson Regression</i> tanpa <i>Exposure</i>  | 16310,2    |
| <i>Geographically Weighted Generalized Poisson Regression</i> dengan <i>Exposure</i> | 752,7      |

Berdasarkan tabulasi nilai AICc setiap metode dan setiap tahunnya diketahui nilai AICc untuk metode *Generalized Poisson Regression* dengan *Exposure* secara umum memiliki nilai AICc terkecil dibandingkan metode lainnya. Nilai AICc untuk metode *Generalized Poisson Regression* dengan *Geographically Weighted Generalized Poisson Regression* berbeda secara signifikan sehingga metode *Generalized Poisson Regression* yang cenderung minimum nilai AICc diutamakan dalam pemodelan jumlah kematian anak di Jawa Timur.

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## BAB V KESIMPULAN DAN SARAN

### 5.1 Kesimpulan

Berdasarkan analisis dan pembahasan yang telah dilakukan pada bab IV, maka diperoleh kesimpulan sebagai berikut.

1. Jumlah kematian anak di Jawa Timur tahun 2017 memiliki persebaran terbesar berada di wilayah tapal kuda, bagian pusat, dan bagian barat laut Provinsi Jawa Timur. Faktor-faktor yang diduga mempengaruhi jumlah kematian anak di Jawa Timur memiliki karakteristik persebaran wilayah yang berbeda antar faktor.
2. Hasil penaksiran parameter pemodelan jumlah kematian anak di Jawa Timur tahun 2017 menggunakan *Generalized Poisson Regression*, baik yang menggunakan atau yang tanpa *exposure*, diketahui seluruh parameter secara serentak mempunyai pengaruh dalam model, namun secara parsial hanya beberapa variabel saja yang terpilih dan semuanya mengalami kasus overdispersi.
3. Pemodelan GWGPR untuk jumlah kematian anak di Jawa Timur tahun 2017 tanpa menggunakan *exposure* diketahui variabel yang dominan signifikan terhadap masing-masing kabupaten/kota yaitu variabel persentase rumah tangga ber-PHBS, persentase rumah sehat, persentase penduduk dengan akses terhadap fasilitas sanitasi yang layak (jamban sehat), persentase desa/kelurahan yang melaksanakan sanitasi total berbasis masyarakat, penduduk dengan akses berkelanjutan terhadap air minum berkualitas (layak), dan persentase penduduk miskin, yang terbagi dalam lima kelompok kabupaten/kota.
4. Pemodelan GWGPR untuk jumlah kematian anak di Jawa Timur tahun 2017 dengan menggunakan *exposure* diketahui variabel yang dominan signifikan terhadap masing-masing kabupaten/kota diketahui tidak ada satupun faktor yang berpengaruh secara signifikan

5. Kriteria kesesuaian model dengan menggunakan nilai AICc diketahui bahwa metode *Generalized Poisson Regression* secara umum memiliki nilai AICc terkecil dibandingkan metode lainnya dan lebih diutamakan dalam pemodelan untuk jumlah kematian anak di Jawa Timur

## **5.2 Saran**

Saran yang bisa diberikan untuk penelitian selanjutnya yaitu menambah atau mengganti faktor terkait sebagai variabel prediktor dalam penelitian yang sesuai dengan kerangka berpikir kematian anak secara umum agar model yang dihasilkan lebih baik dan bisa tersebar merata signifikansi variabel prediktornya pada berbagai wilayah kabupaten/kota di Jawa Timur.

## DAFTAR PUSTAKA

- Agresti, A. (1990). *Categorical Data Analysis*. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics : Methods and Models*. Netherland: Kluwer Academic Publishers.
- Burnham, K. P., dan Anderson, D.R. (2002). *Model Selection and Multimodel Inference: A Practical Information-theoretic Approach*. New York: Springer.
- Cameron, A. C., dan Trivedi, P. K. (2013). *Regression Analysis of Count Data (2nd Edition)*. New York: Cambridge University Press.
- Caraka, R. E., dan Yasin, H. (2017). *Geographically Weighted Regreession (GWR) Sebuah Pendekatan Regresi Geografis*. Yogyakarta: MOBIUS.
- Destyanugraha, R., dan Kurniawan, R. (2017). Pemodelan Angka Kematian Ibu di Indonesia dengan Pendekatan *Geographically Weighted Poisson Regression*. *Jurnal Matematika, Sains, dan Teknologi*, 18(2), 77-95.
- Gujarati, D. N. (2004). *Basic Econometric (4th edition)*. New York: The McGraw Hill Companies.
- Famoye, F., Wulu, J. T., dan Singh, K. P. (2004). On The Generalized Poisson Regression Model with An Application to Accident Data. *Journal of Data Science* 2. 287-295.
- Fotheringham, A. S., Brunson, C., dan Charlton, M. (2002). *Geographically Weighted Regression: The Analysis of Spatially Varying Relationships*. United Kingdom: John Wiley & Sons, Ltd.
- Hasan, M. I. (2002). *Pokok-Pokok Materi Statistik 1 : Statistik Deskriptif*. Jakarta: PT Bumi Aksara.
- Hilbe, J. M., (2014). *Modelling Count Data*. New York: Cambridge University Press.
- Hocking, R. R. (1996). *Method and Applications of Linear Models*. New York: John Wiley & Sons, Inc.

- Ismail, N. dan Jemain, A. A. (2007). *Handling Overdispersion with Negative Binomial and Generalized Poisson Regression Models*. Virginia: Casualty Actual Society Forum.
- Johnson, R. dan Wichern, D. (2007). *Applied Multivariate Statistical Analysis* (5th ed.). New Jersey: Prentice Hall.
- Lestari, R. D., Wulandari, S. P., dan Puhadi. (2014). Pemodelan Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Jumlah Kasus Penyakit Tuberkulosis di Jawa Timur dengan Pendekatan *Generalized Poisson Regression* dan *Geographically Weighted Poisson Regression*. *Jurnal Sains dan Seni POMITS*. 3(2), 188-193
- Melliana, A., Setyorini, Y., Eko, H., Rosi, S., dan Puhadi. (2013). The Comparison Of Generalized Poisson Regression and Negative Binomial Regression Methods In Overcoming Overdispersion. *International Journal Of Scientific & Technology*. 8(2), 255-258.
- McQuarrie, A. D. R. dan Tsai, C. L. (1998). *Regression and Time Series Model Selection*. Singapore: World Scientific.
- Mosley, W. H. dan Chen, L. C. (1984). An Analytical Framework For The Study of Child Survival in Developing Countries. *Child Survival: Strategies for Research. Population and Development Review*. 10(Suplemen), 25-45.
- Myers, R. H. (1990). *Classical and Modern Regression with Application*. Boston: PWS-KENT Publishing Company.
- Nakaya, T., Fotheringham, A. S., Brunsdon, C., dan Charlton, M. (2005). Geographically Weighted Poisson Regression for Disease Association Mapping. *Statistics in Medicine*. 24(17), 2695-2717.
- Peterson, C. E., Yusof, K., DaVanzo, J., dan Habicht, J. P. (1986). *Why Were Infant and Child Mortality Rates Highest in the Poorest States of Peninsular Malaysia*. California: RAND Corporation.
- Seipel, M. M. O. (1996). Child Mortality: A Preventable Tragedy. *Journal of Multicultural Social Work*. 4(1), 63-74.

- Setiawan, D. I., Purhadi, dan Sutikno. (2016). Parameter Estimation of Geographically Weighted Bivariate Generalized Poisson Regression Model. *International Conference on Theoretical and Applied Statistics*. Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Subagyo, P. (2003). *Statistika Deskriptif Edisi 4*. Yogyakarta: BPFY-Yogyakarta.
- United Nations. (1990). *Step-By-Step Guide to The Estimation of Child Mortality*. New York: United Nation.
- United Nations. (2015). *Transforming Our World: The 2030 Agenda for Sustainable*. New York: United Nations.
- United Nations Development Programme. (2011). *A Social Determinants Approach to Maternal Health, Discussion Paper*. New York: Bureau for Development Policy.
- Utomo, B. (1985). *Mortalitas: Pengertian dan Contoh Kasus di Indonesia*. Jakarta: Proyek Penelitian Morbiditas dan Mortalitas Universitas Indonesia.
- Walpole, Myers, R. E., Myers, R. H., dan Ye, K. (2012). *Probability and Statistics for Engineers & Scientists* (9th ed.). Boston: Prentice Hall.

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*



## LAMPIRAN

### Lampiran 1. Surat Pernyataan Data

#### SURAT PERNYATAAN

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

Nama : Muhamad Adryanta

NRP : 062115 4000 0082

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

Sumber : Profil Kesehatan Provinsi Jawa Timur Tahun 2017 dan Jawa Timur Dalam Angka Tahun 2017

Keterangan : Jumlah Kematian Anak, Persentase Rumah Tangga ber-PHBS, Persentase Rumah Sehat, Rasio Puskesmas per 30.000 Penduduk, Persentase Penduduk dengan Akses Terhadap Fasilitas Sanitasi yang Layak (Jamban Sehat), Persentase Desa/Kelurahan yang Melaksanakan Sanitasi Total Berbasis Masyarakat, Penduduk dengan Akses Berkelanjutan Terhadap Air Minum Berkualitas (Layak), Persentase Penduduk Miskin

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

Surabaya, 24 Mei 2019

Mengetahui,  
Pembimbing Tugas Akhir



Dr. Purhadi, M.Sc.  
NIP. 19620204 198701 1 001

Mahasiswa



Muhamad Adryanta  
NRP. 062115 4000 0082

\*(coret yang tidak perlu)

**Lampiran 2.** Data Angka Kematian Anak di Jawa Timur Tahun 2017 Beserta Faktor-Faktor yang Diduga Berpengaruh

| Wilayah          | $y$ | $q$    | $x_1$  | $x_2$ | $x_3$ |
|------------------|-----|--------|--------|-------|-------|
| Kab. Pacitan     | 7   | 34250  | 45.66  | 75.14 | 1.30  |
| Kab. Ponorogo    | 18  | 54931  | 65.02  | 77.75 | 1.07  |
| Kab. Trenggalek  | 3   | 45061  | 39.10  | 80.82 | 0.95  |
| Kab. Tulungagung | 14  | 76327  | 41.64  | 75.18 | 0.90  |
| Kab. Blitar      | 12  | 84676  | 49.21  | 68.77 | 0.62  |
| Kab. Kediri      | 5   | 122097 | 54.62  | 71.80 | 0.71  |
| Kab. Malang      | 1   | 193174 | 51.61  | 74.46 | 0.45  |
| Kab. Lumajang    | 6   | 72165  | 31.77  | 87.55 | 0.72  |
| Kab. Jember      | 6   | 180645 | 67.80  | 60.03 | 0.62  |
| Kab. Banyuwangi  | 8   | 114080 | 46.59  | 75.61 | 0.84  |
| Kab. Bondowoso   | 12  | 51028  | 34.63  | 59.40 | 0.98  |
| Kab. Situbondo   | 9   | 44885  | 26.10  | 40.75 | 0.75  |
| Kab. Probolinggo | 26  | 87753  | 24.22  | 32.94 | 0.86  |
| Kab. Pasuruan    | 24  | 119999 | 47.30  | 55.52 | 0.62  |
| Kab. Sidoarjo    | 65  | 174938 | 66.53  | 81.77 | 0.36  |
| Kab. Mojokerto   | 14  | 84155  | 52.29  | 65.78 | 0.74  |
| Kab. Jombang     | 18  | 97394  | 58.67  | 74.37 | 0.81  |
| Kab. Nganjuk     | 30  | 77104  | 47.24  | 59.17 | 0.57  |
| Kab. Madiun      | 6   | 46102  | 50.30  | 77.43 | 1.15  |
| Kab. Magetan     | 2   | 40454  | 46.85  | 72.32 | 1.05  |
| Kab. Ngawi       | 3   | 54270  | 100.00 | 49.17 | 0.87  |
| Kab. Bojonegoro  | 14  | 84009  | 56.81  | 70.91 | 0.87  |
| Kab. Tuban       | 3   | 80443  | 78.97  | 67.51 | 0.85  |
| Kab. Lamongan    | 7   | 79876  | 73.73  | 88.38 | 0.83  |
| Kab. Gresik      | 1   | 103322 | 67.19  | 86.95 | 0.75  |
| Kab. Bangkalan   | 9   | 77634  | 62.37  | 79.62 | 0.68  |
| Kab. Sampang     | 3   | 76368  | 58.22  | 25.08 | 0.66  |
| Kab. Pamekasan   | 0   | 63524  | 57.10  | 45.89 | 0.70  |
| Kab. Sumenep     | 1   | 70152  | 58.36  | 44.94 | 0.83  |
| Kota Kediri      | 1   | 21439  | 50.54  | 83.41 | 0.95  |
| Kota Blitar      | 0   | 10844  | 45.23  | 78.82 | 0.64  |
| Kota Malang      | 6   | 60343  | 41.43  | 79.70 | 0.56  |

**Lampiran 2.** Data Angka Kematian Anak di Jawa Timur Tahun 2017 Beserta Faktor-Faktor yang Diduga Berpengaruh (lanjutan)

| Wilayah          | $y$ | $q$    | $x_1$ | $x_2$ | $x_3$ |
|------------------|-----|--------|-------|-------|-------|
| Kota Probolinggo | 2   | 18580  | 68.56 | 82.75 | 0.77  |
| Kota Pasuruan    | 5   | 16612  | 50.39 | 81.92 | 1.21  |
| Kota Mojokerto   | 3   | 10233  | 63.58 | 79.68 | 1.18  |
| Kota Madiun      | 6   | 12271  | 64.87 | 84.86 | 1.02  |
| Kota Surabaya    | 64  | 213590 | 72.60 | 86.99 | 0.66  |
| Kota Batu        | 1   | 15695  | 35.13 | 96.84 | 0.74  |

**Lampiran 2.** Data Angka Kematian Anak di Jawa Timur Tahun 2016 beserta Faktor-Faktor yang Diduga Berpengaruh (lanjutan)

| Wilayah          | $x_4$  | $x_5$  | $x_6$ | $x_7$ |
|------------------|--------|--------|-------|-------|
| Kab. Pacitan     | 72.89  | 100.00 | 76.06 | 15.42 |
| Kab. Ponorogo    | 87.55  | 69.06  | 76.02 | 11.39 |
| Kab. Trenggalek  | 70.73  | 100.00 | 63.60 | 12.96 |
| Kab. Tulungagung | 83.65  | 77.86  | 62.66 | 8.04  |
| Kab. Blitar      | 88.24  | 78.23  | 75.36 | 9.8   |
| Kab. Kediri      | 71.56  | 20.35  | 73.61 | 12.25 |
| Kab. Malang      | 76.56  | 84.87  | 71.49 | 11.04 |
| Kab. Lumajang    | 67.08  | 87.32  | 53.56 | 10.87 |
| Kab. Jember      | 60.85  | 85.48  | 29.59 | 11    |
| Kab. Banyuwangi  | 83.70  | 93.55  | 91.12 | 8.64  |
| Kab. Bondowoso   | 54.02  | 44.29  | 56.16 | 14.54 |
| Kab. Situbondo   | 37.59  | 100.00 | 66.97 | 13.05 |
| Kab. Probolinggo | 67.94  | 72.73  | 98.03 | 20.52 |
| Kab. Pasuruan    | 69.08  | 77.26  | 91.11 | 10.34 |
| Kab. Sidoarjo    | 87.70  | 69.69  | 94.00 | 6.23  |
| Kab. Mojokerto   | 80.27  | 87.17  | 91.17 | 10.19 |
| Kab. Jombang     | 87.13  | 65.69  | 93.47 | 10.48 |
| Kab. Nganjuk     | 25.15  | 88.03  | 17.00 | 11.98 |
| Kab. Madiun      | 90.17  | 89.81  | 92.94 | 12.28 |
| Kab. Magetan     | 97.31  | 100.00 | 92.36 | 10.48 |
| Kab. Ngawi       | 78.53  | 14.29  | 74.26 | 14.91 |
| Kab. Bojonegoro  | 97.13  | 51.16  | 88.98 | 14.34 |
| Kab. Tuban       | 77.06  | 87.20  | 85.58 | 16.87 |
| Kab. Lamongan    | 100.00 | 100.00 | 82.43 | 14.42 |

**Lampiran 2.** Data Angka Kematian Anak di Jawa Timur Tahun 2016 beserta Faktor-Faktor yang Diduga Berpengaruh (lanjutan)

| Wilayah          | $x_4$  | $x_5$  | $x_6$  | $x_7$ |
|------------------|--------|--------|--------|-------|
| Kab. Gresik      | 98.49  | 54.21  | 73.47  | 12.8  |
| Kab. Bangkalan   | 76.58  | 62.63  | 65.30  | 21.32 |
| Kab. Sampang     | 74.76  | 89.78  | 57.14  | 23.56 |
| Kab. Pamekasan   | 94.31  | 100.00 | 77.04  | 16    |
| Kab. Sumenep     | 55.02  | 55.99  | 63.09  | 19.62 |
| Kota Kediri      | 94.22  | 82.61  | 91.26  | 8.49  |
| Kota Blitar      | 100.16 | 100.00 | 81.30  | 8.03  |
| Kota Malang      | 75.93  | 75.44  | 96.96  | 4.17  |
| Kota Probolinggo | 84.49  | 100.00 | 98.06  | 7.84  |
| Kota Pasuruan    | 86.53  | 100.00 | 100.00 | 7.53  |
| Kota Mojokerto   | 93.56  | 77.78  | 93.29  | 5.73  |
| Kota Madiun      | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 4.94  |
| Kota Surabaya    | 97.85  | 100.00 | 99.60  | 5.39  |
| Kota Batu        | 98.92  | 100.00 | 95.93  | 4.31  |

**Lampiran 3.** Koordinat Lintang dan Bujur Setiap Kabupaten/Kota di Jawa Timur

| Wilayah          | $u$  | $v$    | Wilayah         | $u$  | $v$    |
|------------------|------|--------|-----------------|------|--------|
| Kab. Pacitan     | 8.19 | 111.1  | Kab. Magetan    | 7.66 | 111.33 |
| Kab. Ponorogo    | 7.87 | 111.46 | Kab. Ngawi      | 7.4  | 111.45 |
| Kab. Trenggalek  | 8.05 | 111.71 | Kab. Bojonegoro | 7.15 | 111.88 |
| Kab. Tulungagung | 8.07 | 111.9  | Kab. Tuban      | 6.9  | 112.07 |
| Kab. Blitar      | 8.13 | 112.21 | Kab. Lamongan   | 7.12 | 112.41 |
| Kab. Kediri      | 7.81 | 112.04 | Kab. Gresik     | 7.17 | 112.6  |
| Kab. Malang      | 8.14 | 112.57 | Kab. Bangkalan  | 7.05 | 112.74 |
| Kab. Lumajang    | 8.13 | 113.23 | Kab. Sampang    | 7.19 | 113.24 |
| Kab. Jember      | 8.17 | 113.7  | Kab. Pamekasan  | 7.16 | 113.47 |
| Kab. Banyuwangi  | 8.22 | 114.37 | Kab. Sumenep    | 7.01 | 113.86 |
| Kab. Bondowoso   | 7.91 | 113.82 | Kota Kediri     | 7.81 | 112.01 |
| Kab. Situbondo   | 7.71 | 114    | Kota Blitar     | 8.1  | 112.16 |
| Kab. Probolinggo | 7.76 | 113.42 | Kota Malang     | 7.98 | 112.63 |

**Lampiran 3.** Koordinat Lintang dan Bujur Setiap Kabupaten/Kota di Jawa Timur (lanjutan)

| Wilayah        | $u$  | $v$    | Wilayah          | $u$  | $v$    |
|----------------|------|--------|------------------|------|--------|
| Kab. Pasuruan  | 7.65 | 112.91 | Kota Probolinggo | 7.75 | 113.21 |
| Kab. Sidoarjo  | 7.45 | 112.72 | Kota Pasuruan    | 7.65 | 112.91 |
| Kab. Mojokerto | 7.46 | 112.43 | Kota Mojokerto   | 7.47 | 112.44 |
| Kab. Jombang   | 7.56 | 112.23 | Kota Madiun      | 7.62 | 111.52 |
| Kab. Nganjuk   | 7.6  | 111.9  | Kota Surabaya    | 7.26 | 112.75 |
| Kab. Madiun    | 7.54 | 111.65 | Kota Batu        | 7.87 | 112.51 |

**Lampiran 4.** Statistika Deskriptif Data Tahun 2017

| Variabel | <i>Mean</i> | Varians | Minimum | Maksimum |
|----------|-------------|---------|---------|----------|
| $y$      | 10.92       | 218,301 | 0       | 65       |
| $x_1$    | 54.0061     | 230,350 | 24.22   | 100.00   |
| $x_2$    | 70.5258     | 269,010 | 25.08   | 96.84    |
| $x_3$    | .8116       | 0,044   | .36     | 1.30     |
| $x_4$    | 80.0713     | 298,040 | 25.15   | 100.16   |
| $x_5$    | 80.0653     | 473,188 | 14.29   | 100.00   |
| $x_6$    | 78.6834     | 367,442 | 17.00   | 100.00   |
| $x_7$    | 11.6255     | 22,278  | 4.17    | 23.56    |

| Variabel | Q1    | <i>Median</i> | Q3    |
|----------|-------|---------------|-------|
| $y$      | 6,00  | 9,00          | 18,00 |
| $x_1$    | 34,63 | 46,59         | 54,62 |
| $x_2$    | 59,40 | 74,46         | 77,75 |
| $x_3$    | 0,62  | 0,75          | 0,95  |
| $x_4$    | 67,08 | 71,56         | 83,70 |
| $x_5$    | 69,69 | 78,23         | 93,55 |
| $x_6$    | 62,66 | 73,61         | 91,11 |
| $x_7$    | 9,80  | 11,04         | 13,05 |

## Lampiran 5. Identifikasi Korelasi Variabel Penelitian

| Correlations |                     |        |        |         |        |        |       |        |         |
|--------------|---------------------|--------|--------|---------|--------|--------|-------|--------|---------|
|              | y                   | x1     | x2     | x3      | x4     | x5     | x6    | x7     |         |
| y            | Pearson Correlation | 1      | .080   | .040    | -.344* | -.058  | -.022 | .109   | -.206   |
|              | Sig. (2-tailed)     |        | .633   | .809    | .034   | .729   | .896  | .517   | .215    |
|              | N                   | 38     | 38     | 38      | 38     | 38     | 38    | 38     | 38      |
| x1           | Pearson Correlation | .080   | 1      | .098    | -.036  | .337*  | -.294 | .085   | .053    |
|              | Sig. (2-tailed)     | .633   |        | .557    | .830   | .038   | .073  | .612   | .752    |
|              | N                   | 38     | 38     | 38      | 38     | 38     | 38    | 38     | 38      |
| x2           | Pearson Correlation | .040   | .098   | 1       | .135   | .549** | .211  | .341*  | -.669** |
|              | Sig. (2-tailed)     | .809   | .557   |         | .418   | .000   | .203  | .036   | .000    |
|              | N                   | 38     | 38     | 38      | 38     | 38     | 38    | 38     | 38      |
| x3           | Pearson Correlation | -.344* | -.036  | .135    | 1      | .198   | .089  | .248   | .037    |
|              | Sig. (2-tailed)     | .034   | .830   | .418    |        | .235   | .594  | .133   | .827    |
|              | N                   | 38     | 38     | 38      | 38     | 38     | 38    | 38     | 38      |
| x4           | Pearson Correlation | -.058  | .337** | .549**  | .198   | 1      | .152  | .695** | -.364*  |
|              | Sig. (2-tailed)     | .729   | .038   | .000    | .235   |        | .363  | .000   | .025    |
|              | N                   | 38     | 38     | 38      | 38     | 38     | 38    | 38     | 38      |
| x5           | Pearson Correlation | -.022  | -.294  | .211    | .089   | .152   | 1     | .150   | -.275   |
|              | Sig. (2-tailed)     | .896   | .073   | .203    | .594   | .363   |       | .367   | .095    |
|              | N                   | 38     | 38     | 38      | 38     | 38     | 38    | 38     | 38      |
| x6           | Pearson Correlation | .109   | .085   | .341*   | .248   | .695** | .150  | 1      | -.394*  |
|              | Sig. (2-tailed)     | .517   | .612   | .036    | .133   | .000   | .367  |        | .014    |
|              | N                   | 38     | 38     | 38      | 38     | 38     | 38    | 38     | 38      |
| x7           | Pearson Correlation | -.206  | .053   | -.669** | .037   | -.364* | -.275 | -.394* | 1       |
|              | Sig. (2-tailed)     | .215   | .752   | .000    | .827   | .025   | .095  | .014   |         |
|              | N                   | 38     | 38     | 38      | 38     | 38     | 38    | 38     | 38      |

\*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

\*\* . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

**Lampiran 6.** Identifikasi Multikolinieritas Antar Variabel Prediktor untuk Data Tahun 2017

**Regression Analysis: x1 versus x2; x3; x4; x5; x6; x7**

Model Summary

| S       | R-sq   | R-sq(adj) | R-sq(pred) |
|---------|--------|-----------|------------|
| 14,0607 | 28,09% | 14,17%    | 0,00%      |

Coefficients

| Term     | Coef   | SE Coef | T-Value | P-Value | VIF  |
|----------|--------|---------|---------|---------|------|
| Constant | 46,2   | 24,2    | 1,91    | 0,066   |      |
| x2       | -0,020 | 0,222   | -0,09   | 0,928   | 2,49 |
| x3       | -5,1   | 11,8    | -0,43   | 0,671   | 1,14 |
| x4       | 0,526  | 0,215   | 2,44    | 0,020   | 2,59 |
| x5       | -0,222 | 0,111   | -1,99   | 0,055   | 1,09 |
| x6       | -0,179 | 0,182   | -0,98   | 0,334   | 2,28 |
| x7       | 0,264  | 0,728   | 0,36    | 0,719   | 2,21 |

Regression Equation

$$x1 = 46,2 - 0,020 x2 - 5,1 x3 + 0,526 x4 - 0,222 x5 - 0,179 x6 + 0,264 x7$$

**Regression Analysis: x2 versus x1; x3; x4; x5; x6; x7**

Model Summary

| S       | R-sq   | R-sq(adj) | R-sq(pred) |
|---------|--------|-----------|------------|
| 11,3608 | 59,80% | 52,02%    | 33,17%     |

Coefficients

| Term     | Coef    | SE Coef | T-Value | P-Value | VIF  |
|----------|---------|---------|---------|---------|------|
| Constant | 67,9    | 16,7    | 4,07    | 0,000   |      |
| x1       | -0,013  | 0,145   | -0,09   | 0,928   | 1,39 |
| x3       | 9,90    | 9,43    | 1,05    | 0,302   | 1,11 |
| x4       | 0,476   | 0,170   | 2,81    | 0,009   | 2,46 |
| x5       | -0,0024 | 0,0954  | -0,03   | 0,980   | 1,24 |
| x6       | -0,234  | 0,143   | -1,63   | 0,113   | 2,17 |
| x7       | -2,082  | 0,456   | -4,57   | 0,000   | 1,33 |

Regression Equation

$$x2 = 67,9 - 0,013 x1 + 9,90 x3 + 0,476 x4 - 0,0024 x5 - 0,234 x6 - 2,082 x7$$

**Regression Analysis: x3 versus x1; x2; x4; x5; x6; x7**

## Model Summary

| S        | R-sq   | R-sq(adj) | R-sq(pred) |
|----------|--------|-----------|------------|
| 0,212565 | 13,06% | 0,00%     | 0,00%      |

## Coefficients

| Term     | Coef     | SE Coef | T-Value | P-Value | VIF  |
|----------|----------|---------|---------|---------|------|
| Constant | 0,156    | 0,386   | 0,40    | 0,689   |      |
| x1       | -0,00116 | 0,00271 | -0,43   | 0,671   | 1,38 |
| x2       | 0,00346  | 0,00330 | 1,05    | 0,302   | 2,40 |
| x4       | -0,00018 | 0,00355 | -0,05   | 0,961   | 3,08 |
| x5       | 0,00058  | 0,00178 | 0,33    | 0,745   | 1,23 |
| x6       | 0,00330  | 0,00273 | 1,21    | 0,237   | 2,25 |
| x7       | 0,0157   | 0,0107  | 1,47    | 0,152   | 2,08 |

## Regression Equation

$$x3 = 0,156 - 0,00116 x1 + 0,00346 x2 - 0,00018 x4 + 0,00058 x5 + 0,00330 x6 + 0,0157 x7$$

**Regression Analysis: x4 versus x1; x2; x3; x5; x6; x7**

## Model Summary

| S       | R-sq   | R-sq(adj) | R-sq(pred) |
|---------|--------|-----------|------------|
| 10,7397 | 67,58% | 61,30%    | 49,67%     |

## Coefficients

| Term     | Coef   | SE Coef | T-Value | P-Value | VIF  |
|----------|--------|---------|---------|---------|------|
| Constant | -19,9  | 19,2    | -1,03   | 0,309   |      |
| x1       | 0,307  | 0,126   | 2,44    | 0,020   | 1,17 |
| x2       | 0,426  | 0,152   | 2,81    | 0,009   | 1,98 |
| x3       | -0,45  | 9,07    | -0,05   | 0,961   | 1,15 |
| x5       | 0,0794 | 0,0891  | 0,89    | 0,380   | 1,20 |
| x6       | 0,521  | 0,106   | 4,93    | 0,000   | 1,32 |
| x7       | 0,543  | 0,549   | 0,99    | 0,330   | 2,15 |

## Regression Equation

$$x4 = -19,9 + 0,307 x1 + 0,426 x2 - 0,45 x3 + 0,0794 x5 + 0,521 x6 + 0,543 x7$$



**Regression Analysis: x5 versus x1; x2; x3; x4; x6; x7**

## Model Summary

| S       | R-sq   | R-sq(adj) | R-sq(pred) |
|---------|--------|-----------|------------|
| 21,3830 | 19,04% | 3,37%     | 0,00%      |

## Coefficients

| Term     | Coef   | SE Coef | T-Value | P-Value | VIF  |
|----------|--------|---------|---------|---------|------|
| Constant | 97,0   | 34,8    | 2,79    | 0,009   |      |
| x1       | -0,513 | 0,257   | -1,99   | 0,055   | 1,23 |
| x2       | -0,008 | 0,338   | -0,03   | 0,980   | 2,49 |
| x3       | 5,9    | 18,0    | 0,33    | 0,745   | 1,15 |
| x4       | 0,315  | 0,353   | 0,89    | 0,380   | 3,01 |
| x6       | -0,097 | 0,281   | -0,35   | 0,732   | 2,34 |
| x7       | -0,95  | 1,10    | -0,86   | 0,395   | 2,17 |

## Regression Equation

$$x5 = 97,0 - 0,513 x1 - 0,008 x2 + 5,9 x3 + 0,315 x4 - 0,097 x6 - 0,95 x7$$

**Regression Analysis: x6 versus x1; x2; x3; x4; x5; x7**

## Model Summary

| S       | R-sq   | R-sq(adj) | R-sq(pred) |
|---------|--------|-----------|------------|
| 13,6559 | 57,48% | 49,25%    | 32,87%     |

## Coefficients

| Term     | Coef   | SE Coef | T-Value | P-Value | VIF  |
|----------|--------|---------|---------|---------|------|
| Constant | 51,5   | 23,1    | 2,23    | 0,033   |      |
| x1       | -0,169 | 0,172   | -0,98   | 0,334   | 1,35 |
| x2       | -0,338 | 0,207   | -1,63   | 0,113   | 2,29 |
| x3       | 13,6   | 11,3    | 1,21    | 0,237   | 1,10 |
| x4       | 0,843  | 0,171   | 4,93    | 0,000   | 1,73 |
| x5       | -0,040 | 0,114   | -0,35   | 0,732   | 1,23 |
| x7       | -1,309 | 0,668   | -1,96   | 0,059   | 1,98 |

## Regression Equation

$$x6 = 51,5 - 0,169 x1 - 0,338 x2 + 13,6 x3 + 0,843 x4 - 0,040 x5 - 1,309 x7$$

**Regression Analysis: x7 versus x1; x2; x3; x4; x5; x6**

## Model Summary

| S       | R-sq   | R-sq(adj) | R-sq(pred) |
|---------|--------|-----------|------------|
| 3,46107 | 54,95% | 46,23%    | 30,15%     |

## Coefficients

| Term     | Coef    | SE Coef | T-Value | P-Value | VIF  |
|----------|---------|---------|---------|---------|------|
| Constant | 25,10   | 4,40    | 5,71    | 0,000   |      |
| x1       | 0,0160  | 0,0441  | 0,36    | 0,719   | 1,38 |
| x2       | -0,1932 | 0,0423  | -4,57   | 0,000   | 1,49 |
| x3       | 4,15    | 2,83    | 1,47    | 0,152   | 1,08 |
| x4       | 0,0564  | 0,0570  | 0,99    | 0,330   | 2,99 |
| x5       | -0,0248 | 0,0287  | -0,86   | 0,395   | 1,21 |
| x6       | -0,0841 | 0,0429  | -1,96   | 0,059   | 2,09 |

## Regression Equation

$$x7 = 25,10 + 0,0160 x1 - 0,1932 x2 + 4,15 x3 + 0,0564 x4 - 0,0248 x5 - 0,0841 x6$$

\

**Lampiran 7. Output Generalized Poisson Regression (GPR)**  
 Tanpa Exposure Data Tahun 2017

| Fit Statistics           |          |                |         |         |        |
|--------------------------|----------|----------------|---------|---------|--------|
| -2 Log Likelihood        |          |                |         |         | 248,5  |
| AIC (smaller is better)  |          |                |         |         | 266,5  |
| AICC (smaller is better) |          |                |         |         | 272,9  |
| BIC (smaller is better)  |          |                |         |         | 281,2  |
| Parameter Estimates      |          |                |         |         |        |
| Parameter                | Estimate | Standard Error | DF      | t-Value | Pr > t |
| b0                       | 5,0208   | 2,271          | 38      | 2,21    | 0,0331 |
| b1                       | 0,02493  | 0,02514        | 38      | 0,99    | 0,3276 |
| b2                       | 0,003335 | 0,01976        | 38      | 0,17    | 0,8669 |
| b3                       | -0,5157  | 1,2017         | 38      | -0,43   | 0,6703 |
| b4                       | -0,05182 | 0,0253         | 38      | -2,05   | 0,0475 |
| b5                       | -0,01952 | 0,01883        | 38      | -1,04   | 0,3062 |
| b6                       | 0,03164  | 0,01458        | 38      | 2,17    | 0,0363 |
| b7                       | -0,05566 | 0,05909        | 38      | -0,94   | 0,3522 |
| teta                     | 0,2422   | 0,04893        | 38      | 4,95    | <,0001 |
| Parameter                | Alpha    | Lower          | Upper   |         |        |
| a0                       | 0,05     | 0,4235         | 9,6182  |         |        |
| a1                       | 0,05     | -0,02596       | 0,07582 |         |        |
| a2                       | 0,05     | -0,03667       | 0,04334 |         |        |
| a3                       | 0,05     | -2,9484        | 1,917   |         |        |
| a4                       | 0,05     | -0,103         | -0,0006 |         |        |
| a5                       | 0,05     | -0,05764       | 0,01859 |         |        |
| a6                       | 0,05     | 0,002127       | 0,06115 |         |        |
| a7                       | 0,05     | -0,1753        | 0,06396 |         |        |
| teta                     | 0,05     | 0,1431         | 0,3412  |         |        |

**Lampiran 8. Output Generalized Poisson Regression (GPR)**  
 Dengan *Exposure* Data Tahun 2017

| Fit Statistics           |          |                |          |           |
|--------------------------|----------|----------------|----------|-----------|
| -2 Log Likelihood        |          |                |          | 232,1     |
| AIC (smaller is better)  |          |                |          | 250,1     |
| AICC (smaller is better) |          |                |          | 256,6     |
| BIC (smaller is better)  |          |                |          | 264,9     |
| Parameter Estimates      |          |                |          |           |
| Parameter                | Estimate | Standard Error | t-DF     | Pr > t    |
| a0                       | -8.1275  | 1.485          | 38 -5.47 | <.0001    |
| a1                       | 0.001436 | 0.01218        | 38 0.12  | 0.9067    |
| a2                       | 0.008099 | 0.01364        | 38 0.59  | 0.5563    |
| a3                       | 1.0435   | 0.6595         | 38 1.58  | 0.1219    |
| a4                       | -0.03681 | 0.01514        | 38 -2.43 | 0.0199    |
| a5                       | -0.00451 | 0.008608       | 38 -0.52 | 0.6036    |
| a6                       | 0.02171  | 0.01124        | 38 1.93  | 0.061     |
| a7                       | -0.0618  | 0.03856        | 38 -1.6  | 0.1172    |
| teta                     | 0.1544   | 0.03605        | 38 4.28  | 0.0001    |
| Parameter                | Alpha    | Lower          | Upper    | Gradient  |
| a0                       | 0.05     | -11.1338       | -5.1212  | 3.04E-06  |
| a1                       | 0.05     | -0.02321       | 0.02608  | 5.73E-06  |
| a2                       | 0.05     | -0.01952       | 0.03572  | 7.63E-06  |
| a3                       | 0.05     | -0.2917        | 2.3787   | -2.22E-07 |
| a4                       | 0.05     | -0.06746       | -0.00616 | 8.63E-06  |
| a5                       | 0.05     | -0.02193       | 0.01292  | 8.81E-06  |
| a6                       | 0.05     | -0.00105       | 0.04447  | 8.97E-06  |
| a7                       | 0.05     | -0.1399        | 0.01625  | 9.80E-07  |
| teta                     | 0.05     | 0.08145        | 0.2274   | 5.80E-07  |

**Lampiran 9.** *Output* Pengujian Heterogenitas Spasial Data Tahun 2017 Tanpa *Exposure*

```
Call:
lm(formula = ei_hat ~ x1 + x2 + x3 + x4 + x5 + x6
+ x7, data = SSEdata2017)
```

Residuals:

|  | Min     | 1Q      | Median | 3Q     | Max     |
|--|---------|---------|--------|--------|---------|
|  | -947.70 | -519.91 | -55.26 | 285.71 | 2596.84 |

Coefficients:

|             | Estimate | Std. Error | tvalue | Pr(> t ) |
|-------------|----------|------------|--------|----------|
| (Intercept) | 2305.616 | 1468.101   | 1.570  | 0.12679  |
| x1          | 37.739   | 10.308     | 3.661  | 0.00096  |
| x2          | -17.861  | 12.758     | -1.400 | 0.17177  |
| x3          | 29.107   | 681.855    | 0.043  | 0.96623  |
| x4          | -12.291  | 13.496     | -0.911 | 0.36969  |
| x5          | -20.432  | 6.778      | -3.014 | 0.00520  |
| x6          | 9.539    | 10.614     | 0.899  | 0.37592  |
| x7          | -74.741  | 41.877     | -1.785 | 0.08441  |

---

Residual standard error: 807 on 30  
degrees of freedom.

Multiple R-squared: 0.553,

Adjusted R-squared: 0.4487.

F-statistic: 5.303 on 7 and 30 DF,

p-value: 0.0005057

---

studentized Breusch-Pagan test

data: BP2017

BP = 16.276, df = 7, p-value = 0.02271

**Lampiran 10.** *Output* Pengujian Heterogenitas Spasial Data Tahun 2017 Dengan *Exposure*

```

Call:
lm(formula = ei_hat_eks ~ x1 + x2 + x3 + x4 + x5 +
x6 + x7, data = SSEdata2017)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-1190.2  -404.2  -165.5   208.1  2776.3

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   620.292    1589.966   0.390  0.6992
x1              16.073     11.164   1.440  0.1603
x2               4.514     13.817   0.327  0.7461
x3            -1827.855     738.455  -2.475  0.0192
x4             -15.822     14.616  -1.083  0.2876
x5               3.263      7.341   0.445  0.6599
x6              17.389     11.495   1.513  0.1408
x7             -30.456     45.353  -0.672  0.5070

---
Residual standard error: 874 on 30
degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.2935,
Adjusted R-squared:  0.1287
F-statistic: 1.781 on 7 and 30 DF,
p-value: 0.1282
---
                studentized Breusch-Pagan test

data:  BP2017EKS
BP = 14.628, df = 7, p-value = 0.04108

```

**Lampiran 11. Jarak *Euclidean* Data Tahun 2017**

| <i>i</i> | 1           | 2           | ... | 37          | 38          |
|----------|-------------|-------------|-----|-------------|-------------|
| 1        | 0           | 0.481663783 | ... | 1.894043294 | 1.445856148 |
| 2        | 0.481663783 | 0           | ... | 1.4269548   | 1.05        |
| 3        | 0.625859409 | 0.308058436 | ... | 1.306024502 | 0.82        |
| 4        | 0.808949937 | 0.483321839 | ... | 1.174137982 | 0.641950154 |
| 5        | 1.111620439 | 0.793788385 | ... | 1.02396289  | 0.396988665 |
| 6        | 1.013903348 | 0.583095189 | ... | 0.898109125 | 0.47381431  |
| 7        | 1.470850094 | 1.142365966 | ... | 0.898220463 | 0.276586334 |
| 8        | 2.130844903 | 1.788994131 | ... | 0.99362971  | 0.765506368 |
| 9        | 2.600076922 | 2.26        | ... | 1.31552271  | 1.227232659 |
| 10       | 3.270137612 | 2.930972535 | ... | 1.883082579 | 1.892643654 |
| ⋮        | ⋮           | ⋮           | ... | ⋮           | ⋮           |
| 29       | 3.001666204 | 2.549431309 | ... | 1.137804904 | 1.600656115 |
| 30       | 0.986154146 | 0.553263048 | ... | 0.922008677 | 0.503587132 |
| 31       | 1.063813893 | 0.736817481 | ... | 1.026498904 | 0.418807832 |
| 32       | 1.544344521 | 1.175159564 | ... | 0.729931504 | 0.162788206 |
| 33       | 2.155388596 | 1.754109461 | ... | 0.672086304 | 0.710211236 |
| 34       | 1.88883562  | 1.466594695 | ... | 0.421544778 | 0.456508488 |
| 35       | 1.52118375  | 1.05848949  | ... | 0.374432905 | 0.40607881  |
| 36       | 0.708025423 | 0.257099203 | ... | 1.281600562 | 1.021077862 |
| 37       | 1.894043294 | 1.4269548   | ... | 0           | 0.655515065 |
| 38       | 1.445856148 | 1.05        | ... | 0.655515065 | 0           |

**Lampiran 12. *Bandwith Adaptive Bisquare* Data Tahun 2017**

|      |           |           |           |           |
|------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| [1]  | 1.8941164 | 1.4666326 | 1.3061162 | 1.1823843 |
|      | 1.0697959 | 1.0139170 | 1.1625038 | 1.3009827 |
| [9]  | 1.7279708 | 2.3954057 | 1.8128409 | 1.9925821 |
|      | 1.4109694 | 1.0938692 | 1.0738498 | 0.9818723 |
| [17] | 0.9056041 | 1.0112369 | 1.2647925 | 1.5800316 |
|      | 1.4812495 | 1.2067971 | 1.2380119 | 1.0783000 |
| [25] | 1.1482749 | 1.2031216 | 1.3944582 | 1.5901315 |
|      | 1.9942317 | 0.9862020 | 1.0704462 | 1.1186941 |
| [33] | 1.2516464 | 1.0938692 | 0.9924926 | 1.3903237 |
|      | 1.1378306 | 1.0210983 |           |           |

**Lampiran 13.** Pembobot Spasial Data Tahun 2017 dengan *Adaptive Bisquare Kernel*

| $i$ | 1           | 2           | ... | 37          | 38          |
|-----|-------------|-------------|-----|-------------|-------------|
| 1   | 1           | 0.87485006  | ... | 5.95E-09    | 0.174148424 |
| 2   | 0.795920465 | 1           | ... | 0.002848935 | 0.237607843 |
| 3   | 0.593501442 | 0.891836261 | ... | 1.97E-08    | 0.367051414 |
| 4   | 0.282932155 | 0.693735835 | ... | 0.000193211 | 0.49734744  |
| 5   | 0           | 0.201992977 | ... | 0.007030839 | 0.743550147 |
| 6   | 7.29E-10    | 0.447921838 | ... | 0.046393212 | 0.610930891 |
| 7   | 0           | 0.00117962  | ... | 0.162405927 | 0.889989735 |
| 8   | 0           | 0           | ... | 0.173623079 | 0.427425757 |
| 9   | 0           | 0           | ... | 0.176741179 | 0.245612527 |
| 10  | 0           | 0           | ... | 0.145932592 | 0.141165384 |
| 11  | 0           | 0           | ... | 0.273595551 | 0.227843526 |
| 12  | 0           | 0           | ... | 0.308534225 | 0.188692194 |
| 13  | 0           | 0           | ... | 0.421124696 | 0.334044645 |
| ⋮   | ⋮           | ⋮           | ... | ⋮           | ⋮           |
| 26  | 0           | 0           | ... | 0.939861659 | 0.248930841 |
| 27  | 0           | 0           | ... | 0.763883828 | 0.238290052 |
| 28  | 0           | 0           | ... | 0.625718713 | 0.190228518 |
| 29  | 0           | 0           | ... | 0.454916521 | 0.126568196 |
| 30  | 9.42E-09    | 0.469601512 | ... | 0.015862405 | 0.546496634 |
| 31  | 0.000152604 | 0.276892089 | ... | 0.00646814  | 0.717284573 |
| 32  | 0           | 0           | ... | 0.329777819 | 0.958098401 |
| 33  | 0           | 0           | ... | 0.506477046 | 0.459728311 |
| 34  | 0           | 0           | ... | 0.725034694 | 0.68199947  |
| 35  | 0           | 0           | ... | 0.735599492 | 0.693215905 |
| 36  | 0.54858047  | 0.932778234 | ... | 0.022585441 | 0.21218105  |
| 37  | 0           | 0           | ... | 1           | 0.446354677 |
| 38  | 0           | 0           | ... | 0.345595606 | 1           |



**Lampiran 14.** Koefisien Parameter Model GWGPR untuk Data Tahun 2017 Tanpa *Exposure*

| $i$ | $\hat{\theta}$ | $\hat{\beta}_0$ | $\hat{\beta}_1$ | $\hat{\beta}_2$ | $\hat{\beta}_3$ |
|-----|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 1   | 0.145646       | 3.219423        | 0.002921        | 0.007296        | 0.491414        |
| 2   | 0.153739       | 2.944397        | 0.003615        | 0.008019        | 0.07545         |
| 3   | 0.160088       | 4.251264        | 0.006634        | -0.01533        | 0.543698        |
| 4   | 0.166835       | 5.214098        | 0.012932        | -0.03396        | 0.634719        |
| 5   | 0.173874       | 7.261454        | 0.043673        | -0.06878        | 0.766781        |
| 6   | 0.179561       | 4.14724         | 0.02213         | -0.02877        | -0.31715        |
| 7   | 0.196941       | 4.661006        | 0.033125        | -0.03673        | -0.1951         |
| 8   | 0.188048       | 2.526382        | 0.014923        | -6.51E-05       | -0.48757        |
| 9   | 0.177881       | 3.617912        | 0.001995        | -0.00405        | -0.56676        |
| 10  | 0.172302       | 4.153387        | -0.0055         | -0.00508        | -0.68138        |
| 11  | 0.18588        | 3.354393        | -0.00064        | -0.00053        | -0.62571        |
| 12  | 0.188688       | 3.205305        | -0.00336        | 0.002253        | -0.69714        |
| 13  | 0.198025       | 2.521931        | 0.00639         | 0.003131        | -0.57047        |
| 14  | 0.207846       | 0.52615         | 0.024691        | 0.005143        | -0.95355        |
| 15  | 0.20729        | 0.688245        | 0.034202        | 0.00202         | -0.88882        |
| 16  | 0.202816       | 2.811788        | 0.037575        | -0.02519        | -0.80888        |
| 17  | 0.170988       | 3.356962        | 0.005114        | -0.0065         | -0.72065        |
| 18  | 0.162492       | 2.831976        | 0.001463        | 0.010674        | -0.59131        |
| 19  | 0.153062       | 2.521935        | 0.00203         | 0.017797        | -0.27235        |
| 20  | 0.158236       | 2.717412        | -0.0008         | 0.01797         | -0.62625        |
| 21  | 0.177546       | 4.07335         | -0.00762        | -0.00625        | -1.39302        |
| 22  | 0.187485       | 4.678639        | -0.01656        | -0.01882        | -1.81433        |
| 23  | 0.203063       | 2.771869        | 0.004081        | -0.00363        | -1.21416        |
| 24  | 0.206575       | 1.576862        | 0.020104        | 0.004314        | -0.92748        |
| 25  | 0.208309       | 0.753613        | 0.012607        | 0.01395         | -1.11026        |
| 26  | 0.20979        | 0.527854        | 0.004424        | 0.017392        | -1.04775        |
| 27  | 0.207405       | 1.460129        | -0.0023         | 0.014913        | -0.91658        |
| 28  | 0.202473       | 2.104608        | -0.00812        | 0.013428        | -0.91379        |
| 29  | 0.175492       | 4.291256        | 0.018818        | -0.02941        | -0.20324        |
| 30  | 0.173445       | 6.927501        | 0.039455        | -0.06502        | 0.687186        |
| 31  | 0.201784       | 3.692038        | 0.033           | -0.0298         | -0.4638         |
| 32  | 0.203049       | 1.928606        | 0.013922        | 0.004283        | -0.55717        |
| 33  | 0.207846       | 0.52615         | 0.024691        | 0.005143        | -0.95355        |
| 34  | 0.20297        | 2.802258        | 0.037856        | -0.02463        | -0.77886        |

**Lampiran 14.** Koefisien Parameter Model GWGPR untuk Data Tahun 2017 Tanpa *Exposure* (lanjutan)

| $i$ | $\hat{\theta}$ | $\hat{\beta}_0$ | $\hat{\beta}_1$ | $\hat{\beta}_2$ | $\hat{\beta}_3$ |
|-----|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 35  | 0.157806       | 2.656887        | 0.002185        | 0.013912        | -0.38797        |
| 36  | 0.208116       | 0.438445        | 0.027513        | 0.008633        | -0.96107        |
| 37  | 0.200412       | 4.103978        | 0.041932        | -0.03906        | -0.36571        |
| 38  | 0.170988       | 3.356962        | 0.005114        | -0.0065         | -0.72065        |

**Lampiran 14.** Koefisien Parameter Model GWGPR untuk Data Tahun 2017 Tanpa *Exposure* (lanjutan)

| $i$ | $\hat{\beta}_4$ | $\hat{\beta}_5$ | $\hat{\beta}_6$ | $\hat{\beta}_7$ |
|-----|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 1   | -0.00535        | -0.00754        | -0.01134        | -0.03277        |
| 2   | -0.00541        | -0.00542        | -0.00813        | -0.01816        |
| 3   | -0.00604        | -0.00544        | -0.00585        | -0.0477         |
| 4   | -0.00602        | -0.00523        | -0.00313        | -0.07056        |
| 5   | -0.00062        | -0.00911        | -0.00793        | -0.17039        |
| 6   | -0.00284        | -0.00065        | -0.0017         | -0.04519        |
| 7   | -0.00648        | -0.00466        | -0.00039        | -0.06035        |
| 8   | -0.01811        | -0.01272        | 0.017483        | 0.020073        |
| 9   | -0.01094        | -0.01225        | 0.015284        | -0.02429        |
| 10  | -0.00623        | -0.01211        | 0.013584        | -0.04411        |
| 11  | -0.01189        | -0.01048        | 0.016987        | -0.02605        |
| 12  | -0.01201        | -0.00927        | 0.017711        | -0.02599        |
| 13  | -0.0193         | -0.00867        | 0.021244        | -0.00584        |
| 14  | -0.03844        | 0.003694        | 0.03447         | 0.035866        |
| 15  | -0.0462         | 0.005995        | 0.03502         | 0.024444        |
| 16  | -0.01671        | 0.003206        | 0.011242        | -0.02066        |
| 17  | -0.00244        | 0.003105        | 0.002632        | -0.03097        |
| 18  | -0.00336        | -5.85E-05       | -0.00087        | -0.00736        |
| 19  | -0.00549        | -0.00309        | -0.00346        | -0.00818        |
| 20  | -0.00645        | -0.00537        | -0.00675        | -0.00897        |
| 21  | -0.00672        | -0.00451        | -0.00358        | -0.01014        |
| 22  | 0.004011        | 0.002177        | -0.00117        | -0.02242        |
| 23  | 0.015973        | 0.00798         | -0.00403        | -0.02378        |
| 24  | -0.01087        | 0.006229        | 0.01046         | -0.01273        |

25   -0.03271   0.004486   0.02428   0.001064  
**Lampiran 14.** Koefisien Parameter Model GWGPR untuk Data Tahun 2017 Tanpa *Exposure* (lanjutan)

| $i$ | $\hat{\beta}_4$ | $\hat{\beta}_5$ | $\hat{\beta}_6$ | $\hat{\beta}_7$ |
|-----|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 26  | -0.03807        | 0.007108        | 0.032402        | 0.01954         |
| 27  | -0.03294        | 0.002366        | 0.035424        | 0.026577        |
| 28  | -0.02359        | -0.00146        | 0.027596        | 0.006991        |
| 29  | -0.01669        | -0.00366        | 0.022631        | -0.00676        |
| 30  | -0.00266        | -0.00126        | -0.00194        | -0.04068        |
| 31  | -0.00088        | -0.0081         | -0.00674        | -0.15008        |
| 32  | -0.0098         | -0.00115        | 0.004171        | -0.03226        |
| 33  | -0.02605        | -0.00681        | 0.024694        | 0.010408        |
| 34  | -0.02605        | -0.00681        | 0.024694        | 0.010408        |
| 35  | -0.03844        | 0.003694        | 0.03447         | 0.035866        |
| 36  | -0.01714        | 0.002926        | 0.011223        | -0.02204        |
| 37  | -0.00606        | -0.00426        | -0.00528        | -0.00832        |
| 38  | -0.0473         | 0.006313        | 0.037731        | 0.026899        |

**Lampiran 15.** Koefisien Parameter Model GWGPR untuk Data Tahun 2017 Dengan *Exposure*

| $i$ | $\hat{\theta}$ | $\hat{\beta}_0$ | $\hat{\beta}_1$ | $\hat{\beta}_2$ | $\hat{\beta}_3$ |
|-----|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 1   | 0.212889       | 0.003179        | 0.000985        | 0.001833        | -0.02714        |
| 2   | 0.212793       | 0.002059        | 0.000991        | 0.001899        | -0.02176        |
| 3   | 0.213619       | 0.003431        | 0.001019        | 0.001865        | -0.02764        |
| 4   | 0.214369       | 0.003652        | 0.001049        | 0.001823        | -0.02793        |
| 5   | 0.216123       | 0.004172        | 0.001213        | 0.001558        | -0.02827        |
| 6   | 0.213837       | 0.001742        | 0.001058        | 0.001847        | -0.01934        |
| 7   | 0.215559       | 0.000287        | 0.000426        | 0.001193        | -0.00552        |
| 8   | 0.211962       | 0.00035         | 0.000168        | 0.001574        | 0.006036        |
| 9   | 0.211581       | 0.001915        | 0.000114        | 0.001567        | 0.021198        |
| 10  | 0.211895       | 0.003963        | 9.50E-05        | 0.001472        | 0.031039        |
| 11  | 0.212354       | 0.003568        | 9.14E-05        | 0.001393        | 0.029128        |
| 12  | 0.2129         | 0.005035        | 8.62E-05        | 0.001273        | 0.034282        |
| 13  | 0.212617       | 0.002464        | 8.75E-05        | 0.001311        | 0.023943        |
| 14  | 0.212527       | 9.51E-05        | 0.000101        | 0.000744        | 0.001742        |
| 15  | 0.211812       | 0.000128        | 0.000284        | 0.000619        | 0.004375        |

**Lampiran 15.** Koefisien Parameter Model GWGPR untuk Data Tahun 2017 Dengan *Exposure* (lanjutan)

| $i$ | $\hat{\theta}$ | $\hat{\beta}_0$ | $\hat{\beta}_1$ | $\hat{\beta}_2$ | $\hat{\beta}_3$ |
|-----|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 16  | 0.211335       | 0.000132        | 0.000798        | 0.001483        | 0.004991        |
| 17  | 0.212228       | 7.31E-05        | 0.00092         | 0.00182         | 0.001323        |
| 18  | 0.212351       | 0.000227        | 0.000982        | 0.002073        | -0.00579        |
| 19  | 0.212264       | 0.000191        | 0.000954        | 0.001988        | -0.00511        |
| 20  | 0.212425       | 0.000835        | 0.000965        | 0.001908        | -0.01355        |
| 21  | 0.212086       | 7.87E-05        | 0.000936        | 0.001922        | 0.000744        |
| 22  | 0.211124       | 0.005746        | 0.000794        | 0.002092        | 0.038632        |
| 23  | 0.21026        | 0.010638        | 0.000811        | 0.002742        | 0.053401        |
| 24  | 0.209753       | 0.00274         | 0.000621        | 0.001498        | 0.02792         |
| 25  | 0.210945       | 0.000858        | 0.000424        | 0.000723        | 0.015056        |
| 26  | 0.211635       | 0.000469        | 0.000267        | 0.000321        | 0.010738        |
| 27  | 0.214245       | 0.00266         | 9.78E-05        | 0.000702        | 0.024205        |
| 28  | 0.214559       | 0.004799        | 9.88E-05        | 0.000847        | 0.032141        |
| 29  | 0.214666       | 0.007029        | 9.88E-05        | 0.000908        | 0.038619        |
| 30  | 0.213806       | 0.002015        | 0.001086        | 0.001896        | -0.02091        |
| 31  | 0.215787       | 0.004052        | 0.001179        | 0.001622        | -0.02817        |
| 32  | 0.214599       | 0.00013         | 0.000346        | 0.001137        | -0.00154        |
| 33  | 0.212519       | 0.001303        | 8.14E-05        | 0.001234        | 0.017129        |
| 34  | 0.212527       | 9.51E-05        | 0.000101        | 0.000744        | 0.001742        |
| 35  | 0.211459       | 0.000133        | 0.000772        | 0.001429        | 0.004979        |
| 36  | 0.212413       | 0.000607        | 0.000967        | 0.001947        | -0.01131        |
| 37  | 0.211653       | 0.000225        | 0.000266        | 0.00045         | 0.006926        |
| 38  | 0.21455        | 0.000183        | 0.000597        | 0.00123         | -0.00421        |

**Lampiran 15.** Koefisien Parameter Model GWGPR untuk Data Tahun 2017 Dengan *Exposure* (lanjutan)

| $i$ | $\hat{\beta}_4$ | $\hat{\beta}_5$ | $\hat{\beta}_6$ | $\hat{\beta}_7$ |
|-----|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 1   | 0.000319        | 0.000256        | -0.00027        | 0.004314        |
| 2   | 0.000312        | 0.00024         | -0.00032        | 0.004166        |
| 3   | 0.000152        | 0.000231        | -0.00019        | 0.004102        |
| 4   | 5.03E-05        | 0.000216        | -0.00013        | 0.003881        |
| 5   | -0.00016        | 0.000229        | 5.00E-05        | 0.00322         |

6   -8.09E-05   0.000269   -5.27E-05   0.003876

**Lampiran 15.** Koefisien Parameter Model GWGPR untuk Data Tahun 2017 Dengan *Exposure* (lanjutan)

| $i$ | $\hat{\beta}_4$ | $\hat{\beta}_5$ | $\hat{\beta}_6$ | $\hat{\beta}_7$ |
|-----|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 7   | 0.000181        | 8.48E-05        | 0.000377        | 0.004955        |
| 8   | -5.33E-05       | 0.000207        | 0.000468        | 0.007238        |
| 9   | -0.00044        | 0.000579        | 0.000376        | 0.007135        |
| 10  | -0.00048        | 0.000671        | 0.000291        | 0.0067          |
| 11  | -0.00042        | 0.000614        | 0.000349        | 0.006388        |
| 12  | -0.00041        | 0.000632        | 0.000325        | 0.005923        |
| 13  | -0.00028        | 0.000502        | 0.000453        | 0.006113        |
| 14  | 0.000637        | 5.63E-05        | 0.00091         | 0.00442         |
| 15  | 0.000493        | 0.000256        | 0.000974        | 0.003864        |
| 16  | -0.00032        | 0.000489        | 0.000634        | 0.003091        |
| 17  | -0.00044        | 0.000447        | 0.000323        | 0.003526        |
| 18  | 0.000104        | 0.000229        | -0.00031        | 0.004031        |
| 19  | 0.000313        | 0.000214        | -0.00042        | 0.003922        |
| 20  | 0.000412        | 0.000229        | -0.00042        | 0.004033        |
| 21  | 0.000422        | 0.00021         | -0.00049        | 0.003775        |
| 22  | -0.00034        | 0.00013         | 5.72E-06        | 0.003402        |
| 23  | -0.00172        | -0.0002         | 0.001042        | 0.002948        |
| 24  | -0.00052        | 0.000389        | 0.000918        | 0.003419        |
| 25  | 0.000266        | 0.000427        | 0.000877        | 0.003613        |
| 26  | 0.000601        | 0.00021         | 0.001139        | 0.003612        |
| 27  | 3.12E-05        | 0.000347        | 0.000739        | 0.004433        |
| 28  | -0.0002         | 0.000484        | 0.000532        | 0.00465         |
| 29  | -0.00031        | 0.000564        | 0.000394        | 0.004721        |
| 30  | -2.19E-05       | 0.000246        | -0.00014        | 0.00388         |
| 31  | -0.00012        | 0.00022         | 1.56E-05        | 0.003375        |
| 32  | 0.000231        | 0.000131        | 0.000478        | 0.004855        |
| 34  | -2.14E-05       | 0.000344        | 0.000559        | 0.005879        |
| 35  | 0.000637        | 5.63E-05        | 0.00091         | 0.00442         |
| 36  | -0.00026        | 0.000489        | 0.000615        | 0.003152        |
| 37  | 0.000362        | 0.000222        | -0.00041        | 0.003992        |
| 38  | 0.000575        | 0.000239        | 0.001067        | 0.003694        |

**Lampiran 16.** Z-Hitung Parameter Model GWGPR untuk Data Tahun 2017 Tanpa *Exposure*

| $i$ | $\hat{\beta}_0$ | $\hat{\beta}_1$ | $\hat{\beta}_2$ | $\hat{\beta}_3$ |
|-----|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 1   | -0.00869        | -5576.69        | -1.24434        | -0.0029         |
| 2   | -0.01428        | -7249.21        | -2.22485        | -0.00483        |
| 3   | -0.01264        | -8785.94        | -3.68736        | 0.008656        |
| 4   | -0.01363        | -9788.26        | -7.44583        | 0.021161        |
| 5   | -0.01254        | -8877.89        | -26.8554        | 0.044651        |
| 6   | -0.02146        | -10067.2        | -17.6904        | 0.026328        |
| 7   | -0.01943        | -11487.7        | -35.4784        | 0.031093        |
| 8   | -0.01447        | -3831.97        | -13.6449        | 4.79E-05        |
| 9   | -0.0152         | -5726.38        | -2.1509         | 0.002826        |
| 10  | -0.0132         | -5752.47        | 5.460511        | 0.002672        |
| 11  | -0.02317        | -6455.8         | 0.991228        | 0.000422        |
| 12  | -0.0262         | -6149.04        | 5.842936        | -0.00175        |
| 13  | -0.0317         | -5291.23        | -12.3158        | -0.0031         |
| 14  | -0.02992        | -1149.46        | -47.5346        | -0.00516        |
| 15  | -0.03984        | -1247.62        | -67.4079        | -0.00236        |
| 16  | -0.04236        | -4803.03        | -38.5253        | 0.029083        |
| 17  | -0.03104        | -7202.62        | -24.02          | 0.036888        |
| 18  | -0.02113        | -9155.96        | -3.72098        | 0.004998        |
| 19  | -0.02296        | -9313.8         | -1.13944        | -0.00882        |
| 20  | -0.01726        | -7153.29        | -1.3552         | -0.01238        |
| 21  | -0.02261        | -8873.67        | 0.585074        | -0.01452        |
| 22  | -0.02888        | -12478.2        | 4.966616        | 0.004637        |
| 23  | -0.02478        | -8803.27        | 7.474057        | 0.009127        |
| 24  | -0.03843        | -2896.06        | -3.9701         | 0.003092        |
| 25  | -0.04431        | -1846.22        | -35.7113        | -0.00439        |
| 26  | -0.03311        | -667.339        | -24.3556        | -0.01127        |
| 27  | -0.03714        | -795.647        | -11.1754        | -0.01512        |
| 28  | -0.03974        | -2387.49        | 5.695025        | -0.01302        |
| 29  | -0.03379        | -3266.67        | 17.0468         | -0.0098         |
| 30  | -0.01746        | -8981.91        | -12.9188        | 0.02289         |
| 31  | -0.01333        | -9357.78        | -24.3557        | 0.044219        |
| 32  | -0.02883        | -10968.6        | -43.7026        | 0.031138        |
| 33  | -0.03417        | -4138           | -27.4194        | -0.00443        |

|    |          |          |          |          |
|----|----------|----------|----------|----------|
| 34 | -0.02992 | -1149.46 | -47.5346 | -0.00516 |
|----|----------|----------|----------|----------|

**Lampiran 16.** Z-Hitung Parameter Model GWGPR untuk Data Tahun 2017 Tanpa *Exposure* (lanjutan)

| $i$ | $\hat{\beta}_0$ | $\hat{\beta}_1$ | $\hat{\beta}_2$ | $\hat{\beta}_3$ |
|-----|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 35  | -0.04386        | -4964.6         | -41.1646        | 0.029069        |
| 36  | -0.02003        | -8212.77        | -1.60894        | -0.01072        |
| 37  | -0.03809        | -568.872        | -58.8039        | -0.00878        |
| 38  | -0.02921        | -10569.4        | -47.3879        | 0.042147        |

**Lampiran 16.** Z-Hitung Parameter Model GWGPR untuk Data Tahun 2017 Tanpa *Exposure* (lanjutan)

| $i$ | $\hat{\beta}_4$ | $\hat{\beta}_5$ | $\hat{\beta}_6$ | $\hat{\beta}_7$ |
|-----|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 1   | -562.94         | 23.96362        | 12.23729        | 0.869202        |
| 2   | -113.586        | 34.6874         | 11.95471        | 0.918071        |
| 3   | -924.838        | 38.67704        | 12.98297        | 0.555618        |
| 4   | -1176.06        | 39.1885         | 13.58959        | 0.273646        |
| 5   | -1486.24        | 3.147174        | 26.74081        | 0.442479        |
| 6   | 599.3119        | 23.09287        | 1.956598        | 0.177655        |
| 7   | 345.1584        | 35.1792         | 17.28357        | 0.033886        |
| 8   | 282.0831        | 83.12883        | 30.92958        | -1.20104        |
| 9   | 418.7339        | 70.23003        | 34.13768        | -1.26243        |
| 10  | 484.5617        | 34.98794        | 29.97521        | -1.08939        |
| 11  | 600.337         | 88.06493        | 34.84901        | -2.23559        |
| 12  | 715.6881        | 89.37824        | 30.94583        | -2.76281        |
| 13  | 559.8859        | 139.8841        | 29.91209        | -3.64704        |
| 14  | 837.1446        | 196.7941        | -8.5635         | -7.60461        |
| 15  | 987.8686        | 346.8533        | -13.1937        | -10.0344        |
| 16  | 873.3138        | 149.8662        | -7.04144        | -2.77706        |
| 17  | 1074.166        | 21.72816        | -7.10257        | -0.40364        |
| 18  | 1012.33         | 26.96667        | 0.135014        | 0.110701        |
| 19  | 848.4624        | 43.08617        | 7.178406        | 0.536286        |
| 20  | 373.6577        | 42.17824        | 11.27505        | 0.885147        |
| 21  | 775.6049        | 47.05314        | 9.240373        | 0.585674        |
| 22  | 1096.628        | -28.7619        | -3.46071        | 0.261744        |
| 23  | 864.4345        | -80.5251        | -8.36724        | 0.929282        |

24    955.7134    75.8049    -9.52982    -2.84199

**Lampiran 16.** Z-Hitung Parameter Model GWGPR untuk Data Tahun 2017 Tanpa *Exposure* (lanjutan)

| $i$ | $\hat{\beta}_4$ | $\hat{\beta}_5$ | $\hat{\beta}_6$ | $\hat{\beta}_7$ |
|-----|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 25  | 988.0126        | 245.3818        | -8.83652        | -7.40142        |
| 26  | 1048.326        | 214.4175        | -11.4493        | -8.79874        |
| 27  | 1006.84         | 175.5596        | -5.75745        | -9.91252        |
| 28  | 969.9666        | 149.6625        | 4.150395        | -7.40329        |
| 29  | 930.9264        | 105.5193        | 10.06446        | -5.04446        |
| 30  | 356.8669        | 19.86911        | 3.358713        | 0.184757        |
| 31  | -1340.53        | 4.865773        | 23.75212        | 0.414863        |
| 32  | 786.8283        | 64.09696        | 4.195754        | -0.57599        |
| 34  | 496.8915        | 157.4156        | 21.97364        | -4.61744        |
| 35  | 837.1446        | 196.7941        | -8.5635         | -7.60461        |
| 36  | 892.8146        | 155.5371        | -6.7705         | -2.80826        |
| 37  | 572.5185        | 44.4373         | 9.794113        | 0.757179        |
| 38  | 996.4846        | 323.0796        | -12.278         | -11.3219        |

**Lampiran 17.** Z-Hitung Parameter Model GWGPR untuk Data Tahun 2017 Dengan *Exposure*

| $i$ | $\hat{\beta}_0$ | $\hat{\beta}_1$ | $\hat{\beta}_2$ | $\hat{\beta}_3$ |
|-----|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 1   | 0.003706        | 0.004743        | 0.000561        | 4.15E-07        |
| 2   | 0.007815        | 0.004112        | 0.000722        | 5.74E-07        |
| 3   | 0.004833        | 0.005793        | 0.000773        | 6.19E-07        |
| 4   | 0.004576        | 0.00495         | 0.000759        | 6.36E-07        |
| 5   | 0.003036        | 0.002374        | 0.000646        | 4.60E-07        |
| 6   | 0.010687        | 0.002221        | 0.000784        | 6.77E-07        |
| 7   | 0.126531        | 0.000288        | 0.000343        | 5.81E-07        |
| 8   | 0.186144        | 0.000567        | 0.000172        | 6.20E-07        |
| 9   | 0.01027         | 0.002731        | 0.000134        | 4.83E-07        |
| 10  | 0.003159        | 0.004169        | 8.89E-05        | 3.20E-07        |
| 11  | 0.005568        | 0.005281        | 0.000127        | 4.89E-07        |
| 12  | 0.003606        | 0.006846        | 0.000119        | 4.33E-07        |
| 13  | 0.011205        | 0.004355        | 0.000142        | 6.31E-07        |
| 14  | 6.089672        | 0.00018         | 0.000122        | 4.84E-07        |
| 15  | 0.615207        | 0.000191        | 0.000318        | 3.77E-07        |



**Lampiran 17.** Z-Hitung Parameter Model GWGPR untuk Data Tahun 2017 Dengan *Exposure* (lanjutan)

| $i$ | $\hat{\beta}_0$ | $\hat{\beta}_1$ | $\hat{\beta}_2$ | $\hat{\beta}_3$ |
|-----|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 16  | 0.346706        | 0.000127        | 0.000529        | 6.59E-07        |
| 17  | 6.379502        | 6.28E-05        | 0.000583        | 6.05E-07        |
| 18  | 0.109321        | 0.000379        | 0.000667        | 6.20E-07        |
| 19  | 0.146047        | 0.000414        | 0.000676        | 6.22E-07        |
| 20  | 0.019748        | 0.001728        | 0.000645        | 5.48E-07        |
| 21  | 14.59819        | 0.000165        | 0.000575        | 5.39E-07        |
| 22  | 0.002382        | 0.008518        | 0.000352        | 5.10E-07        |
| 23  | 0.000948        | 0.008842        | 0.000175        | 4.83E-07        |
| 24  | 0.006802        | 0.001997        | 0.000321        | 4.50E-07        |
| 25  | 0.032425        | 0.000868        | 0.000431        | 3.17E-07        |
| 26  | 0.054612        | 0.000403        | 0.000287        | 1.22E-07        |
| 27  | 0.009013        | 0.003411        | 0.000156        | 3.31E-07        |
| 28  | 0.00436         | 0.005995        | 0.000158        | 3.65E-07        |
| 29  | 0.002248        | 0.00733         | 0.000132        | 3.03E-07        |
| 30  | 0.008388        | 0.002518        | 0.000757        | 6.33E-07        |
| 31  | 0.00332         | 0.002729        | 0.000666        | 4.97E-07        |
| 32  | 1.454802        | 0.000176        | 0.00032         | 6.76E-07        |
| 33  | 0.026839        | 0.002537        | 0.000127        | 7.00E-07        |
| 34  | 6.089672        | 0.00018         | 0.000122        | 4.84E-07        |
| 35  | 0.357668        | 0.000133        | 0.000537        | 6.64E-07        |
| 36  | 0.03072         | 0.001329        | 0.000694        | 6.07E-07        |
| 37  | 0.190023        | 0.000283        | 0.000318        | 2.31E-07        |
| 38  | 0.260976        | 0.000182        | 0.000457        | 6.67E-07        |

**Lampiran 17.** Z-Hitung Parameter Model GWGPR untuk Data Tahun 2017 Dengan *Exposure* (lanjutan)

| $i$ | $\hat{\beta}_4$ | $\hat{\beta}_5$ | $\hat{\beta}_6$ | $\hat{\beta}_7$ |
|-----|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 1   | -0.01234        | 0.000674        | 0.000104        | -3.14E-05       |
| 2   | -0.01278        | 0.000896        | 0.000128        | -5.08E-05       |
| 3   | -0.0188         | 0.000427        | 0.000138        | -2.68E-05       |
| 4   | -0.02103        | 0.000131        | 0.000138        | -1.54E-05       |
| 5   | -0.02238        | -0.00027        | 0.000146        | 2.93E-06        |

---

6      -0.01588      -0.00023      0.000197      -6.15E-06

**Lampiran 17.** Z-Hitung Parameter Model GWGPR untuk Data Tahun 2017 Dengan Exposure (lanjutan)

| $i$ | $\hat{\beta}_4$ | $\hat{\beta}_5$ | $\hat{\beta}_6$ | $\hat{\beta}_7$ |
|-----|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 7   | -0.00576        | 0.000308        | 0.000101        | 2.85E-05        |
| 8   | 0.004051        | -7.21E-05       | 0.000281        | 6.84E-05        |
| 9   | 0.016635        | -0.00097        | 0.000774        | 6.02E-05        |
| 10  | 0.021051        | -0.00102        | 0.000691        | 3.66E-05        |
| 11  | 0.027101        | -0.00112        | 0.000858        | 6.80E-05        |
| 12  | 0.032536        | -0.00113        | 0.000822        | 6.46E-05        |
| 13  | 0.023746        | -0.0007         | 0.000778        | 0.000107        |
| 14  | 0.001436        | 0.001145        | 7.25E-05        | 0.000169        |
| 15  | 0.00358         | 0.001088        | 0.000278        | 0.000178        |
| 16  | 0.003496        | -0.00078        | 0.000485        | 7.32E-05        |
| 17  | 0.000921        | -0.0011         | 0.000359        | 3.12E-05        |
| 18  | -0.0034         | 0.000312        | 0.000132        | -4.40E-05       |
| 19  | -0.00291        | 0.00099         | 0.00012         | -7.28E-05       |
| 20  | -0.00717        | 0.001158        | 0.000114        | -6.86E-05       |
| 21  | 0.000359        | 0.001198        | 0.000102        | -8.29E-05       |
| 22  | 0.01307         | -0.00082        | 5.63E-05        | 8.64E-07        |
| 23  | 0.008678        | -0.00215        | -5.44E-05       | 0.000112        |
| 24  | 0.009637        | -0.0009         | 0.000216        | 0.000113        |
| 25  | 0.009465        | 0.000578        | 0.000326        | 0.000139        |
| 26  | 0.006009        | 0.000966        | 0.000128        | 0.00018         |
| 27  | 0.021746        | 6.42E-05        | 0.000357        | 0.000198        |
| 28  | 0.031795        | -0.00047        | 0.000531        | 0.00014         |
| 29  | 0.035274        | -0.00073        | 0.000551        | 8.40E-05        |
| 30  | -0.01551        | -5.84E-05       | 0.000159        | -1.55E-05       |
| 31  | -0.02275        | -0.00024        | 0.000143        | 1.06E-06        |
| 32  | -0.00171        | 0.000457        | 0.000182        | 4.97E-05        |
| 34  | 0.015968        | -4.54E-05       | 0.000528        | 0.000128        |
| 35  | 0.001436        | 0.001145        | 7.25E-05        | 0.000169        |
| 36  | 0.003694        | -0.00065        | 0.000501        | 7.29E-05        |
| 37  | -0.00648        | 0.001112        | 0.000122        | -7.16E-05       |
| 38  | 0.004897        | 0.001153        | 0.000209        | 0.000198        |

**Lampiran 18.** Pengujian Parsial Parameter Model GWGPR untuk Data Tahun 2017 Tanpa *Exposure*

| $i$ | $\hat{\beta}_1$ | $\hat{\beta}_2$ | $\hat{\beta}_3$ | $\hat{\beta}_4$ | $\hat{\beta}_5$ | $\hat{\beta}_6$ | $\hat{\beta}_7$ |
|-----|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 1   | 1               | 0               | 0               | 1               | 1               | 1               | 0               |
| 2   | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 1               | 0               |
| 3   | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 1               | 0               |
| 4   | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 1               | 0               |
| 5   | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 1               | 0               |
| 6   | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 0               | 0               |
| 7   | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 1               | 0               |
| 8   | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 1               | 0               |
| 9   | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 1               | 0               |
| 10  | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 1               | 0               |
| 11  | 1               | 0               | 0               | 1               | 1               | 1               | 1               |
| 12  | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 1               | 1               |
| 13  | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 1               | 1               |
| 14  | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 1               | 1               |
| 15  | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 1               | 1               |
| 16  | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 1               | 1               |
| 17  | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 1               | 0               |
| 18  | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 0               | 0               |
| 19  | 1               | 0               | 0               | 1               | 1               | 1               | 0               |
| 20  | 1               | 0               | 0               | 1               | 1               | 1               | 0               |
| 21  | 1               | 0               | 0               | 1               | 1               | 1               | 0               |
| 22  | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 1               | 0               |
| 23  | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 1               | 0               |
| 24  | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 1               | 1               |
| 25  | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 1               | 1               |
| 26  | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 1               | 1               |
| 27  | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 1               | 1               |
| 28  | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 1               | 1               |
| 29  | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 1               | 1               |
| 30  | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 1               | 0               |
| 31  | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 1               | 0               |
| 32  | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 1               | 0               |
| 33  | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 1               | 1               |
| 34  | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 1               | 1               |

**Lampiran 18.** Pengujian Parsial Parameter Model GWGPR untuk Data Tahun 2017 Tanpa *Exposure* (lanjutan)

| $i$ | $\hat{\beta}_1$ | $\hat{\beta}_2$ | $\hat{\beta}_3$ | $\hat{\beta}_4$ | $\hat{\beta}_5$ | $\hat{\beta}_6$ | $\hat{\beta}_7$ |
|-----|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 35  | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 1               | 1               |
| 36  | 1               | 0               | 0               | 1               | 1               | 1               | 0               |
| 37  | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 1               | 1               |
| 38  | 1               | 1               | 0               | 1               | 1               | 1               | 0               |

**Lampiran 19.** Pengujian Parsial Parameter Model GWGPR untuk Data Tahun 2017 Dengan *Exposure*

| $i$ | $\hat{\beta}_1$ | $\hat{\beta}_2$ | $\hat{\beta}_3$ | $\hat{\beta}_4$ | $\hat{\beta}_5$ | $\hat{\beta}_6$ | $\hat{\beta}_7$ |
|-----|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 1   | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 2   | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 3   | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 4   | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 5   | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 6   | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 7   | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 8   | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 9   | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 10  | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 11  | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 12  | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 13  | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 14  | 1               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 15  | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 16  | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 17  | 1               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 18  | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 19  | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 20  | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 21  | 1               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 22  | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 23  | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 24  | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |

25   0   0   0   0   0   0   0

---

**Lampiran 19.** Pengujian Parsial Parameter Model GWGPR untuk Data Tahun 2017 Dengan *Exposure* (lanjutan)

| $i$ | $\hat{\beta}_1$ | $\hat{\beta}_2$ | $\hat{\beta}_3$ | $\hat{\beta}_4$ | $\hat{\beta}_5$ | $\hat{\beta}_6$ | $\hat{\beta}_7$ |
|-----|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 26  | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 27  | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 28  | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 29  | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 30  | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 31  | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 32  | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 33  | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 34  | 1               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 35  | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 36  | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 37  | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |
| 38  | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               | 0               |

**Lampiran 20.** Syntax Program SAS Untuk *Generalized Poisson Regression* (GPR)

```

proc import
datafile="namadata.xls"
out=jatim_kab dbms=excel2000 replace;
run;
/*generalized poisson regression model*/
title 'Model GPR';
proc nlmixed data=datafile start hess tech=newrap
maxiter=500 maxfunc=5000;
miu=exp(b0+b1*x1+b2*x2+b3*x3+b4*x4+b5*x5+b6*x6+b7
*x7);
miueks=q*exp(b0+b1*x1+b2*x2+b3*x3+b4*x4+b5*x5+b6*
x6+b7*x7);
parms b0=0 b1=0 b2=0 b3=0 b4=0 b5=0 b6=0 b7=0 teta=0;
ll=y*log(miu/(1+teta*miu))+(y-1)*log(1+teta*y)-
lgamma(y+1)-(miu*(1+teta*y)/(1+teta*miu));
lleks=y*log(miueks/(1+teta*miueks))+(y-1)*log(1+teta*y)-
lgamma(y+1)-(miueks*(1+teta*y)/(1+teta*miueks));
GPR=model y~general(ll);
GPREks=model y~general(lleks);
/*eks merupakan simbol dari model GPR dengan eksposur*/
/*direktori dan nama data sesuaikan kebutuhan*/
run;

```

## Lampiran 21. Syntax Program R

```

#Memanggil Data
DataTA2017 <-
read.csv("E:\\data2017.csv", sep=";", header=TRUE)

#Breusch-Pagan
xx=DataTA2017[,2:8]
xxm=as.matrix(xx)
y=DataTA2017sample[,1]
miu_i_hat=exp(b0+(b1*xx[1])+(b2*xx[2])-(b3*xx[3])-(
(b4*xx[4])-(b5*xx[5])+(b6*xx[6])-(b7*xx[7]))
selisihym=y-miu_i_hat
ei_hat=selisihym**2
miu_i_hat_eks=exp(b0+(b1*xx[1])+(b2*xx[2])-(
(b3*xx[3])-(b4*xx[4])-(b5*xx[5])+(b6*xx[6])-(
(b7*xx[7]))
selisihym_eks=y-miu_i_hat_eks
ei_hat_eks=selisihym_eks**2
BP=lm(ei_hat~x1+x2+x3+x4+x5+x6+x7,data=DataTA2016)
summary(BP2017)
BPEKS=lm(ei_hat_eks~x1+x2+x3+x4+x5+x6+x7,data=Data
TA2017)
summary(BPEKS)
library(zoo)
library(lmtest)
bptest(BP2017)
bptest(BP2017EKS)
#nilai dari bi berdasarkan parameter GPR dari
output SAS
#BPEKS merupakan Breusch Pagan untuk model dengan
eksposur

```

**Lampiran 21. Syntax Program R (lanjutan)**

```

#BANDWIDTH ADAPTIVE BISQUARE
library(sp)
library(spgwr)
bdwt.bisquare2017=ggwr.sel(y~x1+x2+x3+x4+x5+x6+x7,d
ata=DataTA2017,coords=cbind(DataTA2017$u,DataTA2017
$v),adapt=TRUE,gweight=gwr.bisquare)
GRTGB2017=ggwr(y~x1+x2+x3+x4+x5+x6+x7,data=DataTA20
17,coords=cbind(DataTA2017$u,DataTA2017$v),adapt=bd
wt.bisquare2017,gweight=gwr.bisquare)
GRTGB2017$bandwidth
#JARAK
u=DataTA2017[,9]
u=as.matrix(u)
i=nrow(u)
v=DataTA2017[,10]
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="E://road to TA//analisis
GWGPR//jarakuvdataTA2017.csv",sep=",")
#PEMBOBOT ADAPTIVE BISQUARE
bdwt.bisquare2017=GRTGB2017$bandwidth
bdwt.bisquare2017=as.matrix(bdwt.bisquare2017)
i=nrow(bdwt.bisquare2017)
pembobotB2017=matrix(nrow=38,ncol=38)
for(i in 1:38)
  for(j in 1:38){pembobotB2017[i,j]=(1-
(jarak[i,j]/bdwt.bisquare2017[i,])**2)**2
pembobotB2017[i,j]=ifelse(jarak[i,j]<bdwt.bisquare2
017[i,],pembobotB2017[i,j],0)}
write.table(pembobotB2017,file="E://
pembobotBisquareDataTA2017.csv",sep=",")

```



## Lampiran 21. Syntax Program R (lanjutan)

```

#Penaksiran Parameter GWGPR
library(MASS)
GWGPR=function(x,y,w1,tetal,b1,qi){
  beta=matrix(c(0),20,9,byrow=T)
  beta[1,1]=tetal
  beta[1,2:9]=c(b1)
  for(i in 1:20){
    satu<-rep(1,38)
    satu<-as.matrix(satu)
    b01<-rbind(c(tetal,beta[i,2:9]))
    xb1<-as.matrix(x)%*%as.matrix(beta[i,2:9])
    mul<-qi*exp(xb1)
    #mul tanpa qi apabila tidak melibatkan eksposur
    delta11<-(-(y*mul)/(1+tetal*mul)+(y-
1)*(y)/(1+tetal*y)-mul*(y-mul)/(1+tetal*mul)^2)
    delta11<-as.matrix(delta11)
    p11<-t(satu)%*%w1)%*%delta11
    delta21<-((y-mul)/(1+tetal*mul)^2)
    delta21<-as.matrix(delta21)
    p21<-t(x)%*%as.matrix(w1)%*%delta21
    p21<-as.matrix(p21)
    gt1<-rbind(p11,p21)
    delta31<-((y*(mul^2)/((1+tetal*mul)^2)-(y^2)*(y-
1)/((1+tetal*y)^2)+2*(mul^2)*(y-
mul)/((1+tetal*mul)^3))
    delta31<-as.matrix(delta31)
    p31<-t(satu)%*%w1)%*%delta31
    p31<-as.matrix(p31)
    delta41<-(-2*(y-mul)*mul/(1+tetal*mul)^3)
    delta41<-as.matrix(delta41)
    p41<-t(x)%*%w1)%*%delta41
    p41<-as.matrix(p41)
    h11<-rbind(p31,p41)
    delta51<-((mul*(1+2*tetal*y-
tetal*mul)/(1+tetal*mul)^3))
    delta51<-t(delta51)
    delta51<-c(delta51)
    delta51<-as.matrix(diag(delta51))
  }
}

```

**Lampiran 21. Syntax Program R (lanjutan)**

```

    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,qi){
  beta=c(b0,b1,b2,b3,b4,b5,b6,b7,b8)
#b0,b1,b2,b3,b4,b5,b6,b7,b8 merupakan nilai
parameter yang disesuaikan dengan nilai parameter
model GPR dari output SAS, baik dengan ataupun
tanpa eksposur
  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,qi)
    parameter[i,]=hit$beta[20,]
write.csv(hit$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.csv("E://
pembobotBisquareDataTA2017.csv",header=TRUE,sep=', '
))
xx=DataTA2017[,2:8]
y=DataTA2017[,1]
x=as.matrix(cbind(1,xx))

```

**Lampiran 21. Syntax Program R (lanjutan)**

```

qi=DataTA2017[,11]
mod=gwgr(x,y,bobot,0.1544,qi)
mod$koefisien
mod$Z_hitung
write.table(mod, file="E://
koefisienparameterDataTA2017.csv", sep=", ")
#DEVIANS GWGPR
betaGWGPR=mod$koefisien
datax=DataTA2017[,2:8]
datay=DataTA2017[,1]
qi=DataTA2017[,11]
tetagw<-as.matrix(betaGWGPR[,1])
betagw<-as.matrix(betaGWGPR[,2:9])
Kbeta=ncol(betagw)
Nbeta=nrow(betagw)
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))
Lbgw<-sum(datay*(log(muogw)-
log(1+tetagw*muogw)))+(datay-1)*log(1+tetagw*datay)-
log(factorial(datay))-
muogw*(1+tetagw*datay)/(1+tetagw*muogw))
AIC<--(2*(Lbgw)+2*(Kbeta))
AICc<-AIC+2*((Kbeta*(Kbeta+1))/(Nbeta-Kbeta-1))

```

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## BIODATA PENULIS



Penulis ini memiliki nama lengkap yaitu Muhamad Adryanta yang biasanya dipanggil dengan nama Ryan. Penulis lahir di Surabaya, 19 Juli 1997. Pendidikan formal yang ditempuh oleh penulis antara lain di SD Hang Tuah 1, SMP Negeri 6 Surabaya, SMA Negeri 2 Surabaya, hingga diterima sebagai mahasiswa Departemen Statistika ITS pada tahun 2015. Penulis pada saat masa perkuliahan pernah berkecimpung di divisi Statistics Computer Course Himpunan Mahasiswa Statistika ITS (SCC HIMASTA-ITS) sebagai staf yang dilanjutkan menjadi staf ahli HRD pada periode 2016/2017 dan 2017/2018. Pernah berkecimpung juga di UKM Technopreneurship Development Center ITS (TDC-ITS) sebagai anggota (2015/2016) dan staf Entrepreneur Development (2016/2017). Penulis juga pernah aktif di komunitas Young On Top (YOT) Surabaya sebagai anggota dan dilanjutkan menjadi *vice director* Marketing and Communication pada periode 2017/2018 dan 2018/2019. Bagi pembaca yang ingin berdiskusi, memberikan saran, ataupun kritik mengenai Tugas Akhir ini bisa menghubungi penulis melalui email [muhamad.adryanta@gmail.com](mailto:muhamad.adryanta@gmail.com).