

**PENDEKATAN METODE GEOGRAPHICALLY WEIGHTED  
ORDINAL LOGISTIC REGRESSION (GWOLR)  
MENGGUNAKAN METODE SEMIPARAMETRIC (S-GWOLR)  
(STUDI KASUS DATA IPKM JAWA TIMUR TAHUN 2009)**

**SKRIPSI**

**Sebagai salah satu syarat untuk memperoleh gelar Sarjana Sains  
dalam bidang Statistika**

oleh:  
**OKKY ARISKA AMELIA**  
**0910950057**



**PROGRAM STUDI STATISTIKA  
JURUSAN MATEMATIKA  
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM  
UNIVERSITAS BRAWIJAYA  
MALANG  
2013**

## LEMBAR PENGESAHAN SKRIPSI

**PENDEKATAN METODE *GEOGRAPHICALLY WEIGHTED  
ORDINAL LOGISTIC REGRESSION (GWOLR)*  
MENGGUNAKAN METODE SEMIPARAMETRIC (S-GWOLR)  
(STUDI KASUS DATA IPKM JAWA TIMUR TAHUN 2009)**

oleh:

**OKKY ARISKA AMELIA  
0910950057-95**

Setelah dipertahankan di depan Majelis Penguji  
pada tanggal 8 Maret 2013

dan dinyatakan memenuhi syarat untuk memperoleh gelar  
Sarjana Sains dalam bidang Statistika

Dosen Pembimbing I

Dosen Pembimbing II

**Prof. Dr. Ir. Henny Pramoedyo, MS**  
NIP. 195707051981031009

**Dr. Ir. Ni Wayan Surya W., MS**  
NIP. 195511021981032001

Mengetahui,  
Ketua Jurusan Matematika  
Fakultas MIPA  
Universitas Brawijaya

**Dr. Abdul Rouf Alghofari, MSc**  
NIP. 196709071992031001

## LEMBAR PERNYATAAN

Saya yang bertanda tangan di bawah ini:

Nama : OKKY ARISKA AMELIA

NIM : 0910950057-95

Jurusan : Matematika

Program Studi : STATISTIKA

Skripsi berjudul :

### PENDEKATAN METODE *GEOGRAPHICALLY WEIGHTED ORDINAL LOGISTIC REGRESSION (GWOLR)*

MENGGUNAKAN METODE SEMIPARAMETRIC (S-GWOLR)  
(STUDI KASUS DATA IPKM JAWA TIMUR TAHUN 2009)

Dengan ini menyatakan bahwa:

1. Isi dari skripsi yang saya buat adalah benar-benar karya sendiri dan tidak menjiplak karya orang lain, selain nama-nama yang termaktub di isi dan tertulis di daftar pustaka dalam skripsi ini.
2. Apabila di kemudian hari ternyata skripsi yang saya tulis terbukti hasil jiplakan, maka saya akan bersedia menanggung segala resiko.

Demikian pernyataan ini saya buat dengan segala kesadaran.

Malang, 8 Maret 2013

Yang menyatakan,

(OKKY ARISKA AMELIA)  
NIM. 0910950057-95

**PENDEKATAN METODE *GEOGRAPHICALLY WEIGHTED  
ORDINAL LOGISTIC REGRESSION* (GWOLR)  
MENGGUNAKAN METODE *SEMIPARAMETRIC* (S-GWOLR)  
(STUDI KASUS DATA IPKM JAWA TIMUR TAHUN 2009)**

**ABSTRAK**

Metode yang digunakan untuk menerangkan hubungan antara peubah respon ordinal dengan peubah prediktor yang bergantung pada lokasi geografis adalah metode *Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression* (GWOLR), jika peubah prediktor tersebut bersifat global (pengaruh lokasi tidak nyata) dan bersifat lokal (pengaruh lokasi nyata), maka metode GWOLR dapat dikembangkan menjadi metode *Semiparametric Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression* (S-GWOLR). Indeks Pembangunan Kesehatan Masyarakat atau IPKM menggambarkan seberapa besar pembangunan kesehatan mampu meningkatkan kualitas manusia. Tujuan dari penelitian ini adalah memperoleh model GWOLR dan S-GWOLR dari data IPKM, menentukan model terbaik, serta menentukan faktor-faktor yang mempengaruhi IPKM Jawa Timur pada tahun 2009. Nilai dugaan parameter lokal untuk tiap Kabupaten/Kota berbeda-beda, sedangkan nilai dugaan parameter global adalah konstan untuk tiap Kabupaten/Kota. Metode GWOLR lebih baik dibandingkan metode S-GWOLR karena model GWOLR memiliki nilai AIC yang lebih kecil. Faktor-faktor yang mempengaruhi IPKM berdasarkan model GWOLR dan S-GWOLR adalah Angka Kematian Bayi (AKB) neonatal per 1000 kelahiran ( $X_1$ ), persentase kelahiran ditolong oleh tenaga medis ( $X_2$ ), dan persentase balita kekurangan gizi ( $X_3$ ).

Kata kunci : spasial, IPKM, GWOLR, S-GWOLR

# **THE APPROACHING OF GEOGRAPHICALLY WEIGHTED ORDINAL LOGISTIC REGRESSION (GWOLR) METHOD USING SEMIPARAMETRIC METHOD (S-GWOLR) (STUDY CASE OF IPKM IN EAST JAVA IN 2009)**

## **ABSTRACT**

The relationship between ordinal response variable and predictor variables that depend on geographical location can be explained by *Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression* (GWOLR) method, when the predictor variables have global characteristic (the effect of location is not significant) and have local characteristic (the effect of location is significant), then GWOLR method can be developed as *Semiparametric Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression* (S-GWOLR) method. Indeks Pembangunan Kesehatan Masyarakat or IPKM describes the health development which is related to upgrading human quality. The goals of this research are getting the GWOLR and S-GWOLR models for IPKM data, determining the best model and the factors that influence IPKM in East Java in 2009. The estimate value of local parameters are different for each city, whereas the estimate value of global parameters are equal for each city. The GWOLR method is better than S-GWOLR method because of the lower AIC. The factors which influence IPKM are neonatal mortality rate of infant per 1000 births ( $X_1$ ), the percentage of birth with assistance of medical staff ( $X_2$ ), and the percentage of baby with nutrient problem ( $X_3$ ).

Key words: spatial, IPKM, GWOLR, S-GWOLR

## KATA PENGANTAR

Alhamdulillah, puji syukur kehadiran Allah SWT karena atas rahmat dan hidayah-Nya penulis dapat menyelesaikan skripsi yang berjudul **"PENDEKATAN METODE GEOGRAPHICALLY WEIGHTED ORDINAL LOGISTIC REGRESSION (GWOLR) MENGGUNAKAN METODE SEMIPARAMETRIC (S-GWOLR)"** dengan baik. Dalam penyusunan skripsi ini, banyak pihak yang telah memberikan bantuan kepada penulis. Oleh karena itu, pada kesempatan ini penulis ingin menyampaikan terima kasih kepada :

1. Bapak Prof. Dr. Ir. Henny Pramoedyo, MS. selaku dosen pembimbing I yang telah memberikan motivasi, bimbingan, dan pengarahan hingga skripsi ini terselesaikan dengan baik.
2. Ibu Dr. Ir. Ni Wayan Surya W., MS. selaku dosen pembimbing II yang telah memberikan bimbingan dan nasehat hingga skripsi ini terselesaikan dengan baik.
3. Ibu Eni Sumarminingsih, SSi., MM. selaku dosen penguji yang telah memberikan saran dan masukan hingga skripsi ini terselesaikan dengan baik.
4. Bapak Dr. Abdul Rouf Alghofari, MSc. selaku Ketua Jurusan Matematika Fakultas MIPA Universitas Brawijaya Malang.
5. Keluargaku terutama mama, ayah, dan adik yang tidak pernah bosan memberikan nasehat, dukungan, serta doa.
6. Sahabatku, yaitu Elsa Azizah K., Leli Dwi K., dan Aldila Nur D. Semoga kita selalu mendukung satu sama lain hingga seterusnya.
7. Teman-teman Statistika A 2009 dan teman-teman sebapak seperjuangan (Apri, Yuni, Rajul, dan Anin). Semoga Allah membalas kalian dengan kebaikan.
8. Mas Dani Prasetyo atas bantuannya dalam pengerjaan peta.
9. Semua pihak yang telah membantu menyelesaikan penyusunan skripsi ini yang tidak dapat disebutkan satu per satu.

Penulis menyadari bahwa dalam penyusunan skripsi ini masih banyak kekurangan. Oleh karena itu, saran dan kritik yang membangun demi kesempurnaan penulisan selanjutnya sangat penulis harapkan. Semoga skripsi ini dapat memberikan manfaat bagi semua pihak yang membutuhkan.

Malang, Maret 2013

Penulis

## DAFTAR ISI

	Halaman
<b>HALAMAN JUDUL.....</b>	<b>i</b>
<b>LEMBAR PENGESAHAN SKRIPSI.....</b>	<b>ii</b>
<b>LEMBAR PERNYATAAN.....</b>	<b>iii</b>
<b>ABSTRAK.....</b>	<b>iv</b>
<b>ABSTRACT .....</b>	<b>v</b>
<b>KATA PENGANTAR .....</b>	<b>vi</b>
<b>DAFTAR ISI .....</b>	<b>vii</b>
<b>DAFTAR GAMBAR .....</b>	<b>x</b>
<b>DAFTAR TABEL.....</b>	<b>xi</b>
<b>DAFTAR LAMPIRAN .....</b>	<b>xii</b>
<b>BAB I PENDAHULUAN</b>	
1.1. Latar Belakang .....	1
1.2. Rumusan Masalah.....	3
1.3. Batasan Masalah .....	3
1.4.Tujuan.....	3
1.5.Manfaat.....	4
<b>BAB II TINJAUAN PUSTAKA</b>	
2.1. Regresi Logistik Ordinal .....	5
2.1.1. Model Regresi Logistik Ordinal .....	5
2.1.2. Pendugaan Parameter Model Regresi Logistik Ordinal .....	6
2.1.3. Pengujian Parameter Model Regresi Logistik Ordinal .....	8
2.2. Metode <i>Geographically Weighted Regression</i> (GWR)....	9
2.3. Asumsi Model <i>Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression</i> (GWOLR) .....	10
2.3.1. Asumsi Non-Multikolinieritas.....	10
2.3.2. Asumsi Heterogenitas Spasial.....	10
2.4. Metode <i>Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression</i> (GWOLR).....	12
2.4.1.Model <i>Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression</i> (GWOLR).....	12
2.4.2.Pendugaan Parameter Model <i>Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression</i> (GWOLR)..	13

2.4.3.Pengujian Parameter Model <i>Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression</i> (GWOLR) .....	16
2.5. Metode <i>Semiparametric Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression</i> (S-GWOLR).....	20
2.5.1.Model <i>Semiparametric Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression</i> (S-GWOLR).....	21
2.5.2.Pendugaan Parameter Model <i>Semiparametric Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression</i> (S-GWOLR) .....	22
2.5.3.Pengujian Parameter Model <i>Semiparametric Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression</i> (S-GWOLR) .....	25
2.6. Pembobot Fungsi Kernel.....	27
2.7. Penentuan <i>Bandwidth Optimum</i> .....	30
2.8. Ketepatan Fungsi Klasifikasi .....	31
2.9. Pendekatan Metode GWOLR dengan Metode S-GWOLR .....	32
2.10. Penentuan Model Terbaik .....	34
2.11. Tinjauan Non Statistika .....	35
2.11.1.Definisi IPKM (Indeks Pembangunan Kesehatan Masyarakat) .....	35
2.11.2.Tujuan IPKM (Indeks Pembangunan Kesehatan Masyarakat) .....	36
2.11.3.Manfaat IPKM (Indeks Pembangunan Kesehatan Masyarakat) .....	36
<b>BAB III METODE PENELITIAN</b>	
3.1. Sumber Data .....	37
3.2. Peubah Penelitian.....	37
3.3. Metode Analisis .....	40
<b>BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN</b>	
4.1. Gambaran Umum Daerah Provinsi Jawa Timur .....	45
4.2. Pengujian Asumsi Model GWOLR .....	47
4.2.1. Uji Multikolinieritas.....	47
4.2.2. Uji Heterogenitas Spasial .....	47
4.3. Pemodelan <i>Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression</i> (GWOLR).....	48
4.3.1. Pembobotan Fungsi <i>Fixed Bisquare Kernel</i> Model GWOLR.....	48

4.3.2. Pendugaan Parameter Model GWOLR .....	50
4.3.3. Pengujian Parameter Model GWOLR secara Simultan .....	51
4.3.4. Pengujian Parameter Model GWOLR secara Parsial .....	51
4.3.5. Interpretasi Model GWOLR.....	53
<b>4.4. Pemodelan <i>Semiparametric Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression</i> (S-GWOLR).....</b>	<b>56</b>
4.4.1. Pembobotan Fungsi <i>Fixed Bisquare Kernel</i> Model S-GWOLR .....	57
4.4.2. Pendugaan Parameter Model S-GWOLR .....	59
4.4.3. Pengujian Parameter Model S-GWOLR secara Simultan .....	60
4.4.4. Pengujian Parameter Model S-GWOLR secara Parsial .....	60
4.4.5. Interpretasi Model S-GWOLR .....	62
4.5. Penentuan Model Terbaik .....	65
<b>BAB V KESIMPULAN DAN SARAN</b>	
5.1. Kesimpulan .....	67
5.2. Saran .....	67
<b>DAFTAR PUSTAKA .....</b>	<b>69</b>
<b>LAMPIRAN .....</b>	<b>73</b>

## DAFTAR GAMBAR

	Halaman
Gambar 2.1. GWR dengan <i>Fixed</i> Spasial Kernel .....	28
Gambar 2.2. GWR dengan <i>Adaptive</i> Spasial Kernel .....	29
Gambar 3.1. Diagram Alir .....	42



## DAFTAR TABEL

	Halaman
Tabel 2.1. Tabel Klasifikasi .....	31
Tabel 3.1. Peubah Penelitian.....	39
Tabel 4.1. Deskripsi IPKM Jawa Timur Tahun 2009 .....	45
Tabel 4.2. Statistik Deskriptif Indikator yang Mempengaruhi IPKM .....	46
Tabel 4.3. Uji Multikolinieritas.....	47
Tabel 4.4. Nilai $d_{ij}$ dan Pembobot $W_j$ di Kota Batu dengan Pembobot <i>Fixed Bisquare Kernel</i> .....	49
Tabel 4.5. Statistik Deskriptif dari Nilai Dugaan Parameter Model GWOLR .....	50
Tabel 4.6. Pengujian Parameter Model GWOLR pada Kota Batu .....	52
Tabel 4.7. Pengelompokan Kabupaten/Kota Berdasarkan Peubah Prediktor yang Signifikan dalam Model GWOLR.....	53
Tabel 4.8. <i>Odd Ratio</i> Model GWOLR pada Kota Batu .....	54
Tabel 4.9. Prediksi Kategori IPKM Tiap Kabupaten/Kota di Jawa Timur Berdasarkan Model GWOLR .....	55
Tabel 4.10. Tabel Klasifikasi IPKM Tiap Kabupaten/Kota di Jawa Timur Berdasarkan Model GWOLR .....	56
Tabel 4.11. Nilai $d_{ij}$ dan Pembobot $W_j$ di Kota Batu dengan Pembobot <i>Fixed Bisquare Kernel</i> .....	57
Tabel 4.12. Nilai Dugaan dan Salah Baku Parameter Global Model S-GWOLR .....	59
Tabel 4.13. Statistik Deskriptif dari Nilai Dugaan Parameter Lokal Model S-GWOLR.....	59
Tabel 4.14. Pengujian Parameter Model S-GWOLR pada Kota Batu .....	61
Tabel 4.15. Pengelompokan Kabupaten/Kota Berdasarkan Peubah Prediktor yang Signifikan dalam Model S-GWOLR .....	62
Tabel 4.16. <i>Odd Ratio</i> Model S-GWOLR pada Kota Batu.....	63
Tabel 4.17. Prediksi Kategori IPKM Tiap Kabupaten/Kota di Jawa Timur Berdasarkan Model S-GWOLR ...	64
Tabel 4.18. Tabel Klasifikasi IPKM Tiap Kabupaten/Kota di Jawa Timur Berdasarkan Model S-GWOLR ...	64
Tabel 4.19 Nilai AIC.....	65

## DAFTAR LAMPIRAN

	Halaman	
Lampiran 1.	IPKM Jawa Timur Tahun 2009 (Peubah Respon) .....	73
Lampiran 2.	Lintang Selatan ( $u_i$ ) dan Bujur Timur ( $v_i$ ) Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Timur .....	74
Lampiran 3.	IPKM Jawa Timur Tahun 2009 (Peubah Prediktor) .....	75
Lampiran 4.	Turunan Parsial Pertama Fungsi <i>Log Likelihood</i> Model GWOLR.....	77
Lampiran 5.	Turunan Parsial Kedua Fungsi <i>Log Likelihood</i> Model GWOLR.....	78
Lampiran 6.	Turunan Parsial Pertama Fungsi <i>Log Likelihood</i> Model S-GWOLR .....	80
Lampiran 7.	Turunan Parsial Kedua Fungsi <i>Log Likelihood</i> Model S-GWOLR .....	81
Lampiran 8.	<i>Source Code m-file</i> (scoreCV_GWOLR.m) untuk Pencarian <i>Bandwidth Optimum</i> pada Metode GWOLR.....	83
Lampiran 9.	<i>Source Code m-file</i> (GWOLR.m) untuk Pemodelan GWOLR .....	85
Lampiran 10.	<i>Source Code m-file</i> (scoreCV_SGWOLR.m) untuk Metode <i>Cross Validation</i> .....	91
Lampiran 11.	<i>Source Code m-file</i> (bdwt_SGWOLR.m) untuk Penentuan <i>Bandwidth Optimum</i> Metode S-GWOLR .....	94
Lampiran 12.	<i>Source Code m-file</i> (SGWOLR.m) untuk Pemodelan S-GWOLR.....	96
Lampiran 13.	Output Regresi Logistik Ordinal.....	103
Lampiran 14.	Residual Devians Model Regresi Logistik Ordinal .....	104
Lampiran 15.	Output Program (GWOLR.m) untuk Pemodelan GWOLR.....	105
Lampiran 16.	Output Program (bdwt_SGWOLR.m) untuk Penentuan <i>Bandwidth Optimum</i> Metode S-GWOLR dan Output Program (SGWOLR.m) untuk Pemodelan SGWOLR .....	106
Lampiran 17.	Jarak Euclidean Tiap Kabupaten/Kota.....	107

Lampiran 18.	$W_j$ dengan Pembobot <i>Fixed Bisquare Kernel</i> untuk Model GWOLR.....	117
Lampiran 19.	$W_j$ dengan Pembobot <i>Fixed Bisquare Kernel</i> untuk Model S-GWOLR .....	127
Lampiran 20.	Nilai Dugaan, Salah Baku, dan Uji Wald untuk Parameter Model GWOLR .....	137
Lampiran 21.	Nilai Dugaan, Salah Baku, dan Uji Wald untuk Parameter Model S-GWOLR.....	143
Lampiran 22.	Peluang Tiap Kategori IPKM Berdasarkan Model GWOLR.....	149
Lampiran 23.	Peluang Tiap Kategori IPKM Berdasarkan Model S-GWOLR .....	150
Lampiran 24.	Peta IPKM Jawa Timur 2009 .....	151
Lampiran 25.	Peta IPKM Jawa Timur 2009 Berdasarkan Metode GWOLR.....	153
Lampiran 26.	Peta IPKM Jawa Timur 2009 Berdasarkan Metode S-GWOLR .....	155

## BAB I

### PENDAHULUAN

#### 1.1. Latar Belakang

Regressi adalah analisis statistik yang digunakan untuk menerangkan hubungan antara satu peubah respon dengan satu atau lebih dari satu peubah prediktor. Ketika peubah respon terdiri dari lebih dua kategori dan tiap kategori mempunyai tingkatan yang berbeda, maka teknik yang digunakan adalah regresi logistik ordinal. Dalam beberapa bidang seperti geografi, sosial, ekonomi, dan epidemiologi, penelitian bergantung pada keadaan geografis wilayah di mana penelitian tersebut dilakukan. Metode statistika yang dikembangkan untuk menerangkan hubungan di antara peubah respon dengan peubah prediktor yang bergantung pada wilayah geografis adalah metode *Geographically Weighted Regression* (GWR). Ketika peubah respon adalah peubah yang bersifat kategorik biner, maka metode yang digunakan adalah metode *Geographically Weighted Logistic Regression* (GWLR). Metode GWLR dapat dikembangkan untuk peubah respon ordinal dan metode itu disebut metode *Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression* (GWOLR). Model GWOLR didapatkan melalui pendugaan parameter dan pengujian signifikansi.

Kinerja pemerintah adalah serangkaian usaha dan kebijakan yang bertujuan untuk meningkatkan taraf hidup masyarakat. Tujuan lain dari kinerja pemerintah selain mengusahakan pembangunan ekonomi adalah mengusahakan pembangunan manusia. Pembangunan kesehatan masyarakat merupakan salah satu cara untuk mengusahakan pembangunan manusia. Kendala terbesar dari pembangunan kesehatan masyarakat adalah tingkat pemerataan sarana dan pelayanan kesehatan yang tidak sama untuk tiap daerah. Hal ini berkaitan dengan faktor geografis dari daerah tersebut, seperti keadaan wilayah (secara morfologis atau topografi) Kabupaten/Kota, keadaan alam, dan penduduk.

Data Indeks Pembangunan Kesehatan Masyarakat (IPKM) Jawa Timur menggambarkan seberapa besar pembangunan kesehatan yang mampu meningkatkan kualitas manusia sebagai obyek pembangunan. Data IPKM merupakan data yang terkait dengan faktor geografis dari Kabupaten/Kota yang diamati. Oleh karena itu, tiap indikator atau peubah prediktor yang diamati untuk tiap Kabupaten/Kota memiliki nilai yang berbeda bergantung pada kondisi geografis wilayah tersebut.

Berdasarkan perhitungan rata-rata IPKM, Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur membagi Kabupaten/Kota di Jawa Timur menjadi tiga golongan, yaitu Kabupaten/Kota yang tidak bermasalah dengan kesehatan dan tergolong tidak miskin ( $IPKM=1$ ), Kabupaten/Kota yang tidak bermasalah dengan kesehatan dan tergolong miskin ( $IPKM=2$ ), dan Kabupaten/Kota yang bermasalah dengan kesehatan ( $IPKM=3$ ). Untuk memodelkan data IPKM Provinsi Jawa Timur tahun 2009 tersebut, maka metode yang digunakan adalah metode *Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression* atau GWOLR.

Berdasarkan model GWOLR, indikator kesehatan yang mempengaruhi IPKM di suatu Kabupaten/Kota belum tentu mempengaruhi IPKM di Kabupaten/Kota lainnya. Namun pada kenyataannya, tidak menutup kemungkinan bahwa IPKM untuk seluruh Kabupaten/Kota di Jawa Timur dipengaruhi oleh indikator kesehatan yang sama. Misalkan di seluruh Kabupaten/Kota indikator persentase balita kekurangan gizi mempengaruhi IPKM. Tidak jarang pula terdapat indikator kesehatan yang tidak berpengaruh terhadap IPKM untuk keseluruhan Kabupaten/Kota atau dengan kata lain tidak semua parameter dalam model GWOLR bervariasi secara spasial. Dalam hal ini, indikator atau peubah prediktor dibagi menjadi dua jenis, yaitu peubah prediktor yang bersifat global (pengaruh lokasi tidak nyata) dan peubah prediktor yang bersifat lokal (pengaruh lokasi nyata). Oleh karena itu, penulis tertarik untuk memodelkan data IPKM Jawa Timur tahun 2009 dan untuk memenuhi tujuan tersebut, maka digunakan metode *Semiparametric Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression* (S-GWOLR). Pada penelitian ini pemodelan data IPKM Jawa Timur tahun 2009 menggunakan pendekatan S-GWOLR dilakukan dengan menggunakan pembobot *Fixed Bisquare Kernel* dengan alasan intensitas penggunaan yang lebih sering dibanding pembobot lain dan alasan kemudahan karena penggunaan nilai *bandwidth* yang sama untuk tiap lokasi. Setelah didapatkan model S-GWOLR, maka dapat ditentukan IPKM untuk tiap Kabupaten/Kota di Jawa Timur serta dapat ditentukan faktor-faktor yang mempengaruhi IPKM untuk tiap wilayah tersebut.

## **1.2. Rumusan Masalah**

Berdasarkan latar belakang di atas, permasalahan dapat dirumuskan sebagai berikut:

1. Bagaimana memodelkan data dengan metode *Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression* (GWOLR) dan metode *Semiparametric Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression* (S-GWOLR) dengan pembobot *Fixed Bisquare Kernel*.
2. Bagaimana menentukan model terbaik antara model *Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression* (GWOLR) dan model *Semiparametric Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression* (S-GWOLR).
3. Faktor-faktor apa saja yang mempengaruhi IPKM di Jawa Timur tahun 2009 berdasarkan model GWOLR dan model S-GWOLR yang terbentuk.

## **1.3. Batasan Masalah**

Dalam penelitian ini permasalahan yang dibahas dibatasi pada:

1. Pembobot fungsi Kernel yang digunakan adalah pembobot *Fixed Bisquare Kernel*.
2. Data yang digunakan adalah data sekunder dengan peubah respon berskala ordinal yang terdiri dari tiga kategori.

## **1.4. Tujuan**

Tujuan yang ingin dicapai dari penelitian ini adalah:

1. Untuk memperoleh model *Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression* (GWOLR) dan model *Semiparametric Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression* (S-GWOLR) dengan pembobot *Fixed Bisquare Kernel* untuk data IPKM Jawa Timur tahun 2009.
2. Untuk menentukan model terbaik antara model *Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression* (GWOLR) dan model *Semiparametric Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression* (S-GWOLR) dengan pembobot *Fixed Bisquare Kernel*.
3. Untuk menentukan faktor-faktor yang mempengaruhi IPKM Jawa Timur tahun 2009.

## **1.5. Manfaat**

Manfaat yang diperoleh dari penelitian ini adalah sebagai berikut:

1. Hasil dari penelitian ini diharapkan memberi informasi mengenai faktor-faktor yang mempengaruhi IPKM sehingga pihak yang berwenang dapat memberikan tindakan penanganan yang tepat sasaran sesuai dengan potensi dan kondisi dari tiap wilayah di Jawa Timur.
2. Penelitian ini diharapkan dapat memberikan pemahaman mengenai studi ekologi secara spasial dalam menangani masalah pembangunan kesehatan masyarakat.
3. Penelitian ini dapat digunakan sebagai referensi untuk penelitian lain yang menggunakan metode GWOLR dan pendekatan semiparametrik pada metode GWOLR (S-GWOLR) dengan data dan batasan yang berbeda.



## BAB II

### TINJAUAN PUSTAKA

#### 2.1. Regresi Logistik Ordinal

Regresi logistik ordinal adalah analisis regresi yang digunakan untuk menggambarkan hubungan antara peubah respon dengan sekumpulan peubah prediktor di mana peubah respon bersifat ordinal, yaitu mempunyai lebih dari dua kategori dan setiap kategori dapat diperingkat atau mempunyai tingkatan yang berbeda. Model yang dipakai untuk regresi logistik ordinal adalah model logit. Salah satu cara yang dapat digunakan untuk membentuk model dengan respon kategorik yang berskala ordinal adalah dengan membentuk fungsi logit peluang kumulatif kategori ke- $j$  (Hosmer dan Lemeshow, 2000).

##### 2.1.1. Model Regresi Logistik Ordinal

Misalkan peubah respon berskala ordinal  $Y$  dengan  $A$  kategori dan  $\mathbf{x}_i^T = [x_{i1} \ x_{i2} \ \dots \ x_{ip}]$  menyatakan vektor peubah prediktor untuk pengamatan ke- $i$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) maka model regresi logistik ordinal untuk pengamatan ke- $i$  adalah

$$\text{logit}[P(Y_i \leq a|\mathbf{x}_i)] = \ln \left[ \frac{P(Y_i \leq a|\mathbf{x}_i)}{1 - P(Y_i \leq a|\mathbf{x}_i)} \right] = \alpha_a + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta} \quad (2.1)$$

di mana  $a = 1, 2, \dots, A - 1$  sehingga peluang kumulatif untuk kategori  $a$  adalah

$$P(Y_i \leq a|\mathbf{x}_i) = \frac{\exp(\alpha_a + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\alpha_a + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} \quad (2.2)$$

di mana  $a = 1, 2, \dots, A - 1$ . Peluang peubah respon kategori  $a$  untuk pengamatan ke- $i$  terhadap peubah prediktor  $X$  adalah

$$P(Y_i = a|\mathbf{x}_i) = P(Y_i \leq a|\mathbf{x}_i) - P(Y_i \leq a - 1|\mathbf{x}_i) = \pi_a(\mathbf{x}_i) \quad (2.3)$$

Berdasarkan persamaan 2.2 maka diperoleh

$$\pi_a(\mathbf{x}_i) = \frac{\exp(\alpha_a + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\alpha_a + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} - \frac{\exp(\alpha_{a-1} + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\alpha_{a-1} + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} \quad (2.4)$$

di mana  $a = 1, 2, \dots, A$ ,  $\frac{\exp(\alpha_0 + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\alpha_0 + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} = 0$ , dan  $\frac{\exp(\alpha_A + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\alpha_A + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} = 1$  (Agresti, 1990).

## 2.1.2. Pendugaan Parameter Model Regresi Logistik Ordinal

Metode yang digunakan untuk mengdugaan parameter regresi logistik ordinal adalah *Maximum Likelihood Estimator* (MLE). Metode ini digunakan untuk menentukan penduga bagi parameter  $\boldsymbol{\theta} = [\alpha_1 \alpha_2 \dots \alpha_{A-1} \boldsymbol{\beta}]$  di mana nilai duga tersebut adalah nilai yang membuat data pengamatan paling mungkin (*the most likely*). Konsep dari MLE adalah memaksimumkan fungsi *likelihood* dari sampel random untuk menduga parameter (Hosmer dan Lemeshow, 2000).

Menurut Agresti (1990), misalkan  $n$  sampel pengamatan bebas dengan peubah respon  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  dan  $\mathbf{Y}_i^T = (y_{i1} \ y_{i2} \ \dots \ y_{i,A-1})$  berdistribusi multinomial dengan peluang peubah respon kategori  $a$  untuk pengamatan ke- $i$  adalah  $\pi_a(\mathbf{x}_i)$ , maka fungsi *likelihood* yang terbentuk adalah:

$$L(\boldsymbol{\theta}) = \prod_{i=1}^n \prod_{a=1}^A (\pi_a(\mathbf{x}_i))^{y_{ia}} \quad (2.5)$$

Berdasarkan persamaan 2.4 maka fungsi *likelihood* dapat dinyatakan sebagai:

$$L(\boldsymbol{\theta}) = \prod_{i=1}^n \prod_{a=1}^A \left( \frac{\exp(\alpha_a + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\alpha_a + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} - \frac{\exp(\alpha_{a-1} + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\alpha_{a-1} + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} \right)^{y_{ia}} \quad (2.6)$$

Untuk mempermudah perhitungan secara matematis, umumnya dilakukan pendekatan logaritma sehingga fungsi *log likelihood*nya adalah sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \ell(\boldsymbol{\theta}) &= \ln L(\boldsymbol{\theta}) \\ &= \ln \left[ \prod_{i=1}^n \prod_{a=1}^A \left( \frac{\exp(\alpha_a + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\alpha_a + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} - \frac{\exp(\alpha_{a-1} + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\alpha_{a-1} + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} \right)^{y_{ia}} \right] \\ &= \sum_{i=1}^n \sum_{a=1}^A y_{ia} \ln \left( \frac{\exp(\alpha_a + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\alpha_a + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} - \frac{\exp(\alpha_{a-1} + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\alpha_{a-1} + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} \right) \end{aligned} \quad (2.7)$$

Pendugaan parameter model regresi logistik ordinal melalui metode *Maximum Likelihood Estimator* (MLE) dilakukan dengan memaksimalkan turunan fungsi *log likelihood* terhadap tiap parameter sehingga maksimum *log likelihood* dapat diperoleh dengan cara mendifferensialkan  $\ell(\boldsymbol{\theta})$  terhadap tiap parameter  $\theta$  dan menyamakannya dengan nol. Hasil turunan parsial pertama bersifat nonlinier pada parameternya sehingga dibutuhkan iterasi. Jenis iterasi yang digunakan adalah iterasi Newton-Raphson. Oleh karena itu dibutuhkan turunan parsial kedua dari fungsi *log likelihood* atau  $\ell(\boldsymbol{\theta})$  (Hosmer dan Lemeshow, 2000).

Metode iterasi Newton-Raphson suatu metode yang digunakan untuk menyelesaikan persamaan-persamaan nonlinier. Metode ini memperoleh dugaan maksimum likelihood bagi  $\theta$  dengan iterasi. Persamaan dalam iterasi Newton-Raphson untuk mendapatkan nilai  $\hat{\theta}$  adalah sebagai berikut:

$$\boldsymbol{\theta}^{(m+1)} = \boldsymbol{\theta}^{(m)} - [\mathbf{H}(\boldsymbol{\theta}^{(m)})]^{-1} \mathbf{q}(\boldsymbol{\theta}^{(m)}) \quad (2.8)$$

di mana elemen dari matriks  $\mathbf{H}(\boldsymbol{\theta})$  dan  $\mathbf{q}(\boldsymbol{\theta})$  adalah sebagai berikut:

$$\mathbf{H}(\boldsymbol{\theta}) = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \ell(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_1^2} & \frac{\partial^2 \ell(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_1 \partial \alpha_2} & \cdots & \frac{\partial^2 \ell(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_1 \partial \alpha_{A-1}} & \frac{\partial^2 \ell(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_1 \partial \beta} \\ \frac{\partial^2 \ell(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_2 \partial \alpha_1} & \frac{\partial^2 \ell(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_2^2} & \cdots & \frac{\partial^2 \ell(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_2 \partial \alpha_{A-1}} & \frac{\partial^2 \ell(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_2 \partial \beta} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \frac{\partial^2 \ell(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_{A-1} \partial \alpha_1} & \frac{\partial^2 \ell(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_{A-1} \partial \alpha_2} & \cdots & \frac{\partial^2 \ell(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_{A-1}^2} & \frac{\partial^2 \ell(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_{A-1} \partial \beta} \\ \frac{\partial^2 \ell(\boldsymbol{\theta})}{\partial \beta \partial \alpha_1} & \frac{\partial^2 \ell(\boldsymbol{\theta})}{\partial \beta \partial \alpha_2} & \cdots & \frac{\partial^2 \ell(\boldsymbol{\theta})}{\partial \beta \partial \alpha_{A-1}} & \frac{\partial^2 \ell(\boldsymbol{\theta})}{\partial \beta \partial \beta^T} \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{q}(\boldsymbol{\theta}) = \begin{bmatrix} \frac{\partial \ell(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_1} & \frac{\partial \ell(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_2} & \cdots & \frac{\partial \ell(\boldsymbol{\theta})}{\partial \alpha_{A-1}} & \frac{\partial \ell(\boldsymbol{\theta})}{\partial \beta} \end{bmatrix}^T$$

Matriks  $\mathbf{H}(\boldsymbol{\theta})$  merupakan matriks Hessian, yaitu matriks nonsingular di mana elemen-elemen matriksnya adalah turunan parsial kedua dari fungsi *log likelihood* terhadap tiap parameter  $\boldsymbol{\theta}$ , matriks  $\mathbf{q}(\boldsymbol{\theta})$  merupakan matriks gradien, yaitu matriks di mana elemen-elemen matriksnya adalah turunan parsial pertama dari fungsi *log likelihood* terhadap tiap parameter  $\boldsymbol{\theta}$ , dan  $m$  adalah banyaknya iterasi ( $m = 1, 2, \dots, \text{konvergen}$ ). Proses iterasi Newton-Raphson ini akan berhenti jika konvergen yaitu jika

$$||\boldsymbol{\theta}^{(m+1)} - \boldsymbol{\theta}^{(m)}|| \leq \varepsilon$$

di mana  $\varepsilon$  adalah bilangan yang sangat kecil. Hasil dugaan yang diperoleh adalah  $\boldsymbol{\theta}^{(m+1)}$  pada proses iterasi terakhir (Agresti, 1990).

Turunan parsial kedua fungsi *log likelihood* yang merupakan elemen-elemen dari matriks Hessian. Nilai ekspektasi matriks Hessian adalah matriks informasi atau  $\mathbf{I}(\boldsymbol{\theta})$  di mana  $\mathbf{I}(\boldsymbol{\theta}) = -\mathbf{H}(\boldsymbol{\theta})$ . Matriks informasi yang diinverskan merupakan penduga dari matriks varian kovarian dan dinyatakan dengan:

$$\mathbf{Cov}(\hat{\boldsymbol{\theta}}) = [\mathbf{I}(\hat{\boldsymbol{\theta}})]^{-1} = -[\mathbf{H}(\hat{\boldsymbol{\theta}})]^{-1} \quad (2.9)$$

### 2.1.3. Pengujian Parameter Model Regresi Logistik Ordinal

Setelah didapatkan dugaan parameter maka langkah selanjutnya yang dilakukan adalah menguji signifikansi parameter tersebut. Untuk itu digunakan uji hipotesis statistik untuk menentukan apakah peubah prediktor dalam model signifikan atau berpengaruh nyata terhadap peubah respon. Pengujian signifikansi parameter dilakukan sebagai berikut (Hosmer dan Lemeshow, 2000):

#### a. Pengujian Parameter secara Parsial

Pengujian ini digunakan untuk menguji pengaruh setiap  $\beta_p$  secara individual. Hasil pengujian secara parsial akan menunjukkan apakah suatu peubah prediktor layak untuk masuk dalam model atau tidak.

Hipotesis untuk pengujian adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_k = 0$$

$$H_1 : \beta_k \neq 0$$

di mana  $k = 1, 2, \dots, p$  ( $p$  adalah banyaknya peubah prediktor).

Statistik uji yang digunakan adalah statistik uji Wald ( $W$ ) yaitu:

$$Wald (W) = \frac{\hat{\beta}_k}{SE(\hat{\beta}_k)} \quad (2.10)$$

di mana  $\hat{\beta}_k$  merupakan dugaan dari parameter  $\beta_k$ . Sedangkan nilai  $SE(\hat{\beta}_k)$  diperoleh dari persamaan:

$$SE(\hat{\beta}_k) = \sqrt{Var(\hat{\beta}_k)} \quad (2.11)$$

Rasio yang dihasilkan dari statistik uji di bawah hipotesis  $H_0$  akan mengikuti sebaran normal baku sehingga untuk memperoleh keputusan dilakukan perbandingan statistik uji Wald ( $W$ ) dengan distribusi normal baku atau  $Z$ . Kriteria penolakan (tolak  $H_0$ ) jika nilai  $|W| > Z_{\alpha/2}$ .

#### b. Pengujian Parameter secara Simultan

Pengujian parameter model regresi logistik ordinal disebut juga dengan pengujian model chi-square. Pengujian ini dilakukan untuk memeriksa peranan peubah prediktor terhadap peubah respon dalam model secara bersama-sama. Hipotesis untuk pengujian adalah sebagai berikut:

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

$$H_1 : \text{Paling tidak ada satu } \beta_k \text{ yang tidak sama dengan } 0$$

di mana  $k = 1, 2, \dots, p$  ( $p$  adalah banyaknya peubah prediktor).

Menurut Agresti (1990), statistik uji yang digunakan untuk uji parameter model regresi logistik ordinal secara simultan adalah statistik uji  $G^2$  atau *likelihood ratio test* yang dinyatakan sebagai berikut:

$$G^2 = -2 \ln \left( \frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})} \right) \quad (2.12)$$

di mana  $L(\hat{\omega})$  adalah fungsi *likelihood* tanpa peubah prediktor dan  $L(\hat{\Omega})$  adalah fungsi *likelihood* dengan peubah prediktor. Fungsi *likelihood*  $L(\hat{\omega})$  dan  $L(\hat{\Omega})$  didapat dengan memaksimalkan fungsi *likelihood*  $L(\omega)$  dan  $L(\Omega)$  atau

$$L(\hat{\omega}) = \max_{\omega} L(\omega) \quad (2.13)$$

$$L(\hat{\Omega}) = \max_{\Omega} L(\Omega) \quad (2.14)$$

Untuk memaksimalkan fungsi likelihoood  $L(\omega)$  dan  $L(\Omega)$  maka perlu mendapatkan nilai dugaan bagi parameter yang memaksimumkan fungsi *log likelihood* terboboti. Maksimum *log likelihood* terboboti dapat diperoleh dengan cara mendifferensialkan  $\ln L(\omega)$  terhadap parameter  $\alpha_1(u_i, v_i)$ ,  $\alpha_2(u_i, v_i)$ , ...,  $\alpha_{A-1}(u_i, v_i)$  dan mendifferensialkan  $\ln L(\Omega)$  terhadap parameter  $\alpha_1(u_i, v_i)$ ,  $\alpha_2(u_i, v_i)$ , ...,  $\alpha_{A-1}(u_i, v_i)$ ,  $\beta(u_i, v_i)$ , kemudian menyamakannya dengan nol. Menurut Hosmer dan Lemeshow (2000), statistik uji  $G^2$  mengikuti distribusi chi-square sehingga untuk memperoleh keputusan dilakukan perbandingan dengan titik kritis  $\chi^2_{(\alpha, db)}$  di mana derajat bebasnya adalah  $p$  atau banyaknya peubah prediktor. Kriteria penolakan (tolak  $H_0$ ) jika nilai  $G^2 > \chi^2_{(\alpha, db)}$ .

## 2.2. Metode *Geographically Weighted Regression* (GWR)

Menurut Fotheringham, Brunsdon, dan Charlton (1998), model GWR merupakan pengembangan dari model regresi linier lokal (*Locally Linear Regression*) yang menghasilkan penduga parameter model yang bersifat lokal untuk setiap titik atau lokasi dimana data tersebut dikumpulkan. Model GWR dapat ditulis sebagai berikut:

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_{k=1}^p \beta_k(u_i, v_i)x_{ik} + \varepsilon_i; i = 1, 2, \dots, n \quad (2.15)$$

di mana  $y_i$  adalah nilai amatan peubah respon ke- $i$ ,  $x_{ik}$  adalah nilai amatan peubah prediktor  $k$  pada pengamatan ke- $i$ ,  $\beta_0(u_i, v_i)$  adalah nilai intersep model regresi GWR,  $\beta_k$  adalah koefisien regresi,  $(u_i, v_i)$  adalah koordinat (*latitude, longitude*) lokasi ke- $i$ , dan  $\varepsilon_i$  adalah galat ke- $i$ .

## **2.3. Asumsi Model *Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression* (GWOLR)**

Asumsi yang mendasari model *Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression* (GWOLR) meliputi asumsi non-multikolinieritas dan asumsi heterogenitas spasial.

### **2.3.1. Asumsi Non-Multikolinieritas**

Asumsi yang harus dipenuhi dalam model *Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression* (GWOLR) adalah tidak adanya multikolinieritas antara peubah prediktor. Menurut Gujarati (1978), istilah multikolinearitas berarti adanya hubungan linear yang “sempurna” atau pasti diantara beberapa atau semua peubah prediktor dari model regresi berganda. Multikolinearitas berkaitan dengan terdapatnya lebih dari satu hubungan linear pasti. Multikolinieritas adalah suatu kondisi dimana terjadi korelasi yang kuat diantara peubah-peubah prediktor ( $X$ ) yang diikutsertakan dalam pembentukan model regresi linier. Multikolinieritas menyebabkan regresi tidak efisien atau penyimpangannya besar. Multikolinieritas pada data dapat diindikasi dengan menghitung nilai VIF (*Variance Inflation Factor*) sebagai berikut:

$$VIF_j = \frac{1}{(1-R_j^2)} ; j = 1, 2, \dots, k \quad (2.16)$$

$R_j^2$  adalah koefisien determinasi antara peubah prediktor ke- $j$  dengan peubah prediktor lainnya. Jika  $R_j^2 = 0$  atau antar peubah prediktor tidak berkorelasi, maka nilai VIF = 1.  $R_j^2 \neq 0$  atau ada korelasi antar peubah prediktor, maka nilai VIF > 1. Jika nilai VIF melebihi 10 maka hal tersebut menunjukkan bahwa multikolinearitas adalah masalah yang pasti terjadi antar peubah prediktor.

### **2.3.2. Asumsi Heterogenitas Spasial**

Efek spasial dibedakan menjadi dua bagian yaitu dependensi spasial dan heterogenitas spasial. Salah satu karakteristik data spasial khususnya analisis spasial dengan pendekatan titik adalah adanya heterogenitas spasial atau variasi yang terdapat di setiap lokasi pengamatan. Heterogenitas spasial dapat disebabkan oleh kondisi unit-unit spasial di dalam suatu wilayah penelitian yang pada dasarnya tidaklah homogen. Heterogenitas spasial muncul karena adanya

perbedaan kondisi data di lokasi satu dengan lainnya, baik dari segi geografis, sosial-budaya, dan lain-lain. Salah satu dampak yang ditimbulkan dari munculnya heterogenitas spasial adalah parameter regresi bervariasi secara spasial atau disebut juga terjadi nonstasioneritas spasial pada parameter regresi. Heterogenitas data secara spasial dapat diuji menggunakan statistik uji Breusch-Pagan (BP) dengan hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \cdots = \sigma_n^2 = \sigma^2$$

$$H_1 : \text{minimal ada satu } i \text{ dimana } \sigma_i^2 \neq \sigma^2$$

Nilai statistik uji Breusch-Pagan adalah

$$BP = \frac{1}{2} \mathbf{f}^t \mathbf{Z} (\mathbf{Z}^t \mathbf{Z})^{-1} \mathbf{Z}^t \mathbf{f} \quad (2.17)$$

dengan elemen vektor  $\mathbf{f}$  adalah

$$f_i = \left( \frac{e_i^2}{\sigma^2} - 1 \right) \quad (2.18)$$

dimana  $e_i$  merupakan residual untuk pengamatan ke- $i$  dan  $\mathbf{Z}$  merupakan matriks berukuran  $n \times (p+1)$  yang berisi vektor peubah prediktor yang sudah dinormalstandarkan untuk setiap amatan. Kriteria penolakan (tolak  $H_0$ ) jika nilai  $BP > \chi_p^2$  di mana  $p$  adalah banyaknya peubah prediktor (Anselin, 1988).

Residual ( $e_i$ ) dari regresi logistik ordinal umumnya dinyatakan dalam bentuk residual devians. Residual devians adalah residual regresi logistik ordinal berdasarkan model devians dan digunakan untuk mengidentifikasi kelayakan pola dari faktor/kovariat. Model devians adalah statistik *goodness-of-fit* berdasarkan fungsi *log likelihood*. Residual devians mengukur seberapa baik amatan diprediksi oleh suatu model. Model yang tidak terlalu baik dalam memodelkan suatu data memiliki nilai residual devians yang tinggi. Residual devians dihitung untuk tiap pola faktor/kovariat yang berbeda. Residual devians untuk pola faktor/kovariat ke- $i$  didefinisikan sebagai berikut:

$$d_i = \left\{ -2 \left[ \sum_{i=1}^n \sum_{a=1}^3 y_{ia} \ln(\hat{\pi}_{ia}) \right] \right\}^{1/2} \quad (2.19)$$

di mana  $y_{ia} = 1$  jika  $y_{ia}$  mempunyai kategori  $a$  untuk pola faktor/kovariat ke- $i$  dan  $y_{ia} = 0$  untuk kategori lainnya dan  $\hat{\pi}_{ia}$  adalah estimasi peluang untuk pola faktor/kovariat ke- $i$  kategori ke- $a$  (McCullagh dan Nelder, 1992).

## 2.4. Metode *Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression* (GWOLR)

Metode *Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression* atau GWOLR adalah metode nonparametrik yang digunakan untuk menjelaskan hubungan antara sekumpulan peubah prediktor dengan satu peubah respon ordinal dengan memperhitungkan faktor spasial dan merupakan alternatif dari metode GWR untuk data dengan respon ordinal (Rifada dan Purhadi, 2011).

### 2.4.1. Model *Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression* (GWOLR)

Menurut Rifada dan Purhadi (2011), model GWOLR merupakan gabungan dari model GWR dan model regresi logistik ordinal sehingga masing-masing koefisien regresi bergantung pada lokasi di mana suatu data diamati. Berdasarkan Agresti (1990), misalkan peubah respon berskala ordinal Y terdiri dari A kategori dan  $\mathbf{x}_i^T = [x_{i1} \ x_{i2} \ \dots \ x_{ip}]$  menyatakan vektor peubah prediktor untuk lokasi ke- $i$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ), maka model GWOLR untuk lokasi ke- $i$  adalah

$$\text{logit } [P(Y_i \leq a | \mathbf{x}_i)] = \ln \left[ \frac{P(Y_i \leq a | \mathbf{x}_i)}{1 - P(Y_i \leq a | \mathbf{x}_i)} \right] = \alpha_a (u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i) \quad (2.20)$$

di mana  $a = 1, 2, \dots, A - 1$ , dan  $u_i, v_i$  adalah *latitude* dan *longitude* untuk lokasi ke- $i$ . Berdasarkan persamaan 2.20, maka peluang kumulatif untuk kategori  $a$  adalah sebagai berikut:

$$P(Y_i \leq a | \mathbf{x}_i) = \frac{\exp[\alpha_a (u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)]}{1 + \exp[\alpha_a (u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)]} \quad (2.21)$$

di mana  $a = 1, 2, \dots, A - 1$ . Peluang peubah respon kategori  $a$  untuk lokasi ke- $i$  berdasarkan peubah prediktor X tertentu adalah sebagai berikut:

$$P(Y_i = a | \mathbf{x}_i) = P(Y_i \leq a | \mathbf{x}_i) - P(Y_i \leq a - 1 | \mathbf{x}_i) = \pi_a(\mathbf{x}_i) \quad (2.22)$$

Berdasarkan persamaan 2.21 maka diperoleh

$$\pi_a(\mathbf{x}_i) = \frac{\exp[\alpha_a (u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)]}{1 + \exp[\alpha_a (u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)]} - \frac{\exp[\alpha_{a-1} (u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)]}{1 + \exp[\alpha_{a-1} (u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i)]} \quad (2.23)$$

di mana  $a = 1, 2, \dots, A$ ,  $\frac{\exp[\alpha_0(u_i, v_i) + x_i^T \beta(u_i, v_i)]}{1 + \exp[\alpha_0(u_i, v_i) + x_i^T \beta(u_i, v_i)]} = 0$ , dan  $\frac{\exp[(\alpha_A(u_i, v_i) + x_i^T \beta(u_i, v_i))]}{1 + \exp[(\alpha_A(u_i, v_i) + x_i^T \beta(u_i, v_i))]} = 1$ .

Untuk peubah respon ordinal Y dengan tiga buah kategori ( $A=3$ ), maka model GWOLR untuk lokasi ke- $i$  dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$\text{logit } [P(Y_i \leq 1 | x_i)] = \ln \left[ \frac{P(Y_i \leq 1 | x_i)}{1 - P(Y_i \leq 1 | x_i)} \right] = \alpha_1 (u_i, v_i) + x_i^T \beta(u_i, v_i)$$

$$\text{logit } [P(Y_i \leq 2 | x_i)] = \ln \left[ \frac{P(Y_i \leq 2 | x_i)}{1 - P(Y_i \leq 2 | x_i)} \right] = \alpha_2 (u_i, v_i) + x_i^T \beta(u_i, v_i)$$

sehingga peluang kumulatif untuk kategori tersebut adalah:

$$P(Y_i \leq 1 | x_i) = \frac{\exp[\alpha_1 (u_i, v_i) + x_i^T \beta(u_i, v_i)]}{1 + \exp[\alpha_1 (u_i, v_i) + x_i^T \beta(u_i, v_i)]}$$

$$P(Y_i \leq 2 | x_i) = \frac{\exp[\alpha_2 (u_i, v_i) + x_i^T \beta(u_i, v_i)]}{1 + \exp[\alpha_2 (u_i, v_i) + x_i^T \beta(u_i, v_i)]}$$

Peluang masing-masing kategori dari peubah respon Y untuk lokasi ke- $i$  adalah sebagai berikut:

$$\pi_1(x_i) = \frac{\exp[\alpha_1 (u_i, v_i) + x_i^T \beta(u_i, v_i)]}{1 + \exp[\alpha_1 (u_i, v_i) + x_i^T \beta(u_i, v_i)]}$$

$$\pi_2(x_i) = \frac{\exp[\alpha_2 (u_i, v_i) + x_i^T \beta(u_i, v_i)]}{1 + \exp[\alpha_2 (u_i, v_i) + x_i^T \beta(u_i, v_i)]} - \frac{\exp[\alpha_1 (u_i, v_i) + x_i^T \beta(u_i, v_i)]}{1 + \exp[\alpha_1 (u_i, v_i) + x_i^T \beta(u_i, v_i)]}$$

$$\pi_3(x_i) = 1 - \frac{\exp[\alpha_2 (u_i, v_i) + x_i^T \beta(u_i, v_i)]}{1 + \exp[\alpha_2 (u_i, v_i) + x_i^T \beta(u_i, v_i)]}$$

#### 2.4.2. Pendugaan Parameter Model *Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression* (GWOLR)

Berdasarkan pendugaan parameter regresi logistik ordinal, maka pendugaan parameter model GWOLR juga dilakukan dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimator* (MLE) terboboti (Hosmer dan Lemeshow, 2000). Parameter model GWOLR yang diduga adalah  $\theta(u_i, v_i) = [\alpha_1(u_i, v_i) \ \alpha_2(u_i, v_i) \ \dots \ \alpha_{A-1}(u_i, v_i) \ \beta(u_i, v_i)]^T$ . Misal  $n$  sampel pengamatan bebas dengan peubah respon  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  dan  $Y_i^T = (y_{i1} \ y_{i2} \ \dots \ y_{i,A-1})$  berdistribusi multinomial dengan peluang peubah respon kategori  $a$  untuk pengamatan ke- $i$  adalah  $\pi_a(x_i)$  atau  $Y_i = (y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{i,A-1}) \sim \text{Multinomial}(1; \pi_1(x_i), \pi_2(x_i), \dots, \pi_{A-1}(x_i))$  sehingga fungsi *likelihood* yang terbentuk adalah dapat dinyatakan sebagai (Rifada dan Purhadi, 2011):

$$L(\boldsymbol{\theta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i)) = \prod_{i=1}^n \prod_{a=1}^A \left( \frac{\exp(\alpha_a(u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i))}{1 + \exp(\alpha_a(u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i))} - \frac{\exp(\alpha_{a-1}(u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i))}{1 + \exp(\alpha_{a-1}(u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i))} \right)^{y_{ia}} \quad (2.24)$$

Untuk mempermudah perhitungan secara matematis, maka dilakukan pendekatan logaritma sehingga fungsi *log likelihood*nya adalah sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \ell(\boldsymbol{\theta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i)) &= \ln L(\boldsymbol{\theta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i)) \\ &= \sum_{i=1}^n \sum_{a=1}^A y_{ia} \ln \left( \frac{\exp(\alpha_a(u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i))}{1 + \exp(\alpha_a(u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i))} - \frac{\exp(\alpha_{a-1}(u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i))}{1 + \exp(\alpha_{a-1}(u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i))} \right) \end{aligned} \quad (2.25)$$

Berdasarkan Fotheringham, dkk (2002), untuk memperoleh dugaan parameter model GWOLR maka dibutuhkan matriks pembobot. Menurut Jordan (2006), matriks pembobot adalah pemberian bobot pada data sesuai dengan kedekatan dengan lokasi pengamatan ke-*i*. Misalkan matriks pembobot untuk tiap lokasi adalah  $w_j(u_i, v_i)$  di mana  $j = 1, 2, \dots, n$  maka fungsi *log likelihood* terboboti adalah sebagai berikut:

$$\ell(\boldsymbol{\theta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i)) = \sum_{j=1}^n \sum_{a=1}^A \left[ y_{ja} \ln \left( \frac{\exp(\alpha_a(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^T \boldsymbol{\beta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i))}{1 + \exp(\alpha_a(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^T \boldsymbol{\beta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i))} - \frac{\exp(\alpha_{a-1}(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^T \boldsymbol{\beta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i))}{1 + \exp(\alpha_{a-1}(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^T \boldsymbol{\beta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i))} \right) \right] w_j(u_i, v_i) \quad (2.26)$$

Berdasarkan persamaan 2.26, maka fungsi *log likelihood* terboboti untuk peubah respon ordinal Y dengan tiga buah kategori ( $A=3$ ) dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \ell(\boldsymbol{\theta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i)) &= \sum_{j=1}^n \left[ y_{j1} \ln \left( \frac{\exp(\alpha_1(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^T \boldsymbol{\beta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i))}{1 + \exp(\alpha_1(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^T \boldsymbol{\beta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i))} \right) + \right. \\ &\quad y_{j2} \ln \left( \frac{\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^T \boldsymbol{\beta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i))}{1 + \exp(\alpha_2(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^T \boldsymbol{\beta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i))} - \frac{\exp(\alpha_1(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^T \boldsymbol{\beta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i))}{1 + \exp(\alpha_1(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^T \boldsymbol{\beta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i))} \right) + y_{j3} \ln \left( 1 - \right. \\ &\quad \left. \left. \frac{\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^T \boldsymbol{\beta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i))}{1 + \exp(\alpha_2(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^T \boldsymbol{\beta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i))} \right) \right] w_j(u_i, v_i) \end{aligned} \quad (2.27)$$

Berdasarkan Atkinson, German, Sear, dan Clark (2003), maka dugaan parameter model GWOLR melalui metode *Maximum Likelihood Estimator* (MLE) dilakukan dengan mendiferensialkan fungsi *log likelihood* terboboti atau  $\ell(\theta(u_i, v_i))$  terhadap tiap parameter  $\theta(u_i, v_i)$  dan menyamakannya dengan nol. Hasil turunan parsial pertama dari fungsi *log likelihood* terboboti bersifat nonlinier pada parameter  $\alpha_1(u_i, v_i)$ ,  $\alpha_2(u_i, v_i)$ , dan  $\beta(u_i, v_i)$  sehingga dibutuhkan iterasi Newton-Raphson untuk mendapatkan nilai  $\hat{\alpha}_1(u_i, v_i)$ ,  $\hat{\alpha}_2(u_i, v_i)$ , dan  $\hat{\beta}(u_i, v_i)$ . Oleh karena itu dibutuhkan turunan parsial kedua dari fungsi *log likelihood* terboboti. Hasil turunan parsial pertama untuk fungsi *log likelihood* terboboti dapat dilihat pada Lampiran 4, sedangkan hasil turunan parsial kedua dapat dilihat pada Lampiran 5.

Menurut Rifada dan Purhadi (2011), persamaan iterasi Newton-Raphson untuk memperoleh dugaan dari  $\theta(u_i, v_i)$  adalah sebagai berikut:

$$\theta^{(m+1)}(u_i, v_i) = \theta^{(m)}(u_i, v_i) - [H(\theta^{(m)}(u_i, v_i))]^{-1} q(\theta^{(m)}(u_i, v_i)) \quad (2.28)$$

di mana elemen dari matriks  $H(\theta(u_i, v_i))$  dan  $q(\theta(u_i, v_i))$  adalah sebagai berikut:

$$H(\theta(u_i, v_i)) = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i))}{\partial \alpha_1^2(u_i, v_i)} & \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i))}{\partial \alpha_1(u_i, v_i) \partial \alpha_2(u_i, v_i)} & \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i))}{\partial \alpha_1(u_i, v_i) \partial \beta^T(u_i, v_i)} \\ \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i))}{\partial \alpha_2(u_i, v_i) \partial \alpha_1(u_i, v_i)} & \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i))}{\partial \alpha_2^2(u_i, v_i)} & \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i))}{\partial \alpha_2(u_i, v_i) \partial \beta^T(u_i, v_i)} \\ \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i))}{\partial \beta(u_i, v_i) \partial \alpha_1(u_i, v_i)} & \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i))}{\partial \beta(u_i, v_i) \partial \alpha_2(u_i, v_i)} & \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i))}{\partial \beta(u_i, v_i) \partial \beta^T(u_i, v_i)} \end{bmatrix}$$

$$q(\theta(u_i, v_i)) = \left[ \frac{\partial \ell(\theta(u_i, v_i))}{\partial \alpha_1(u_i, v_i)} \quad \frac{\partial \ell(\theta(u_i, v_i))}{\partial \alpha_2(u_i, v_i)} \quad \frac{\partial \ell(\theta(u_i, v_i))}{\partial \beta(u_i, v_i)} \right]^T$$

Proses iterasi Newton-Raphson akan berhenti jika konvergen yaitu jika  $\|\theta^{(m+1)}(u_i, v_i) - \theta^{(m)}(u_i, v_i)\| \leq \varepsilon$

di mana  $\varepsilon$  adalah bilangan yang sangat kecil dan hasil dugaan yang diperoleh adalah  $\theta^{(m+1)}(u_i, v_i)$  pada proses iterasi terakhir.

Berdasarkan Agresti (1990), maka turunan parsial kedua fungsi *log likelihood* merupakan elemen-elemen dari matriks Hessian. Untuk model GWOLR, maka nilai ekspektasi matriks Hessian adalah matriks informasi atau  $I(\theta(u_i, v_i))$  di mana  $I(\theta(u_i, v_i)) = -H(\theta(u_i, v_i))$ . Matriks informasi yang diinverskan merupakan penduga dari matriks varian kovarian dan dinyatakan dengan:

$$\text{Cov}(\hat{\theta}(u_i, v_i)) = [I(\hat{\theta}(u_i, v_i))]^{-1} = -[H(\hat{\theta}(u_i, v_i))]^{-1} \quad (2.29)$$

### 2.4.3. Pengujian Parameter Model *Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression (GWOLR)*

Pengujian parameter model GWOLR dilakukan untuk menentukan apakah peubah prediktor dalam model signifikan atau berpengaruh nyata terhadap peubah respon baik secara parsial maupun simultan. Pengujian signifikansi parameter model GWOLR dilakukan sebagai berikut:

#### a. Pengujian Parameter Secara Parsial

Pengujian ini digunakan untuk menguji pengaruh setiap  $\beta_p(u_i, v_i)$  secara individual. Hasil pengujian secara parsial akan menunjukkan apakah suatu peubah prediktor layak untuk masuk dalam model atau tidak. Hipotesis untuk pengujian adalah sebagai berikut:

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

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

di mana  $i = 1, 2, \dots, n$  ( $n$  adalah banyaknya lokasi pengamatan) dan  $k = 1, 2, \dots, p$  ( $p$  adalah banyaknya peubah prediktor).

Statistik uji yang digunakan adalah statistik uji Wald ( $W$ ) yaitu

$$Wald(W) = \frac{\hat{\beta}_k(u_i, v_i)}{SE(\hat{\beta}_k(u_i, v_i))} \quad (2.30)$$

di mana  $\hat{\beta}_k(u_i, v_i)$  merupakan dugaan dari parameter  $\beta_k(u_i, v_i)$ . Sedangkan nilai  $SE(\hat{\beta}_k(u_i, v_i))$  diperoleh dari persamaan:

$$SE(\hat{\beta}_k(u_i, v_i)) = \sqrt{\widehat{Var}(\hat{\beta}_k(u_i, v_i))} \quad (2.31)$$

Menurut Rifada dan Purhadi (2011), untuk peubah respon ordinal Y dengan A kategori, maka  $\widehat{Var}(\hat{\beta}_k(u_i, v_i))$  adalah elemen ke- $(k + A - 1)$  dari matriks varians  $\widehat{Var}(\hat{\theta}(u_i, v_i))$  yang berordo  $(p + A - 1) \times (p + A - 1)$ .

Rasio yang dihasilkan dari statistik uji di bawah hipotesis  $H_0$  akan mengikuti sebaran normal baku sehingga untuk memperoleh keputusan dilakukan perbandingan statistik uji Wald ( $W$ ) dengan distribusi normal baku atau Z. Kriteria penolakan (tolak  $H_0$ ) jika nilai  $|W| > Z_{\alpha/2}$  (Hosmer dan Lemeshow, 2000).

#### b. Pengujian Parameter secara Simultan

Pengujian parameter model regresi logistik ordinal disebut juga dengan pengujian model chi-square. Pengujian ini dilakukan untuk memeriksa peranan peubah prediktor terhadap peubah respon dalam model secara bersama-sama.

Hipotesis untuk pengujian adalah sebagai berikut:

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

$H_1$  : Paling tidak ada satu  $\beta_k(u_i, v_i)$  yang tidak sama dengan 0

di mana  $i = 1, 2, \dots, n$  ( $n$  adalah banyaknya lokasi pengamatan) dan  $k = 1, 2, \dots, p$  ( $p$  adalah banyaknya peubah prediktor).

Berdasarkan Agresti (1990), statistik uji yang digunakan untuk uji parameter model GWOLR secara simultan adalah statistik uji  $G^2$  atau *likelihood ratio test* yang dinyatakan sebagai berikut:

$$G^2 = -2 \ln \left( \frac{L(\hat{\omega})}{L(\bar{\Omega})} \right) \quad (2.32)$$

di mana  $L(\hat{\omega})$  adalah fungsi *likelihood* tanpa peubah prediktor dan  $L(\bar{\Omega})$  adalah fungsi *likelihood* dengan peubah prediktor.

Untuk peubah respon ordinal Y dengan tiga buah kategori ( $A=3$ ), maka  $L(\omega)$  adalah fungsi *likelihood* yang terdiri dari parameter  $\alpha_1(u_i, v_i)$  dan  $\alpha_2(u_i, v_i)$ . Fungsi *likelihood*  $L(\hat{\omega})$  didapat dengan memaksimalkan fungsi likelihood  $L(\omega)$  atau

$$L(\hat{\omega}) = \max_{\omega} L(\omega) \quad (2.33)$$

sehingga fungsi *likelihood*  $L(\omega)$  dapat dinyatakan sebagai:

$$L(\omega) = \prod_{i=1}^n \prod_{a=1}^3 \left( \frac{\exp(\alpha_a(u_i, v_i))}{1 + \exp(\alpha_a(u_i, v_i))} - \frac{\exp(\alpha_{a-1}(u_i, v_i))}{1 + \exp(\alpha_{a-1}(u_i, v_i))} \right)^{y_{ia}} \quad (2.34)$$

Menurut Rifada dan Purhadi (2011), untuk memaksimalkan fungsi likelihood  $L(\omega)$  dilakukan dengan mendapatkan nilai dugaan bagi parameter  $\alpha_1(u_i, v_i)$  dan  $\alpha_2(u_i, v_i)$  yang memaksimumkan fungsi *log likelihood* terboboti. Maksimum *log likelihood* terboboti dapat diperoleh dengan cara mendifferensialkan  $\ln L(\omega)$  terhadap  $\alpha_1(u_i, v_i)$  dan  $\alpha_2(u_i, v_i)$  dan menyamakannya dengan nol.

$$\ln L(\omega) =$$

$$\sum_{j=1}^n \left[ y_{j1} \ln \left( \frac{\exp(\alpha_1(u_i, v_i))}{1 + \exp(\alpha_1(u_i, v_i))} \right) + y_{j2} \ln \left( \frac{\exp(\alpha_2(u_i, v_i))}{1 + \exp(\alpha_2(u_i, v_i))} \right) - \frac{\exp(\alpha_1(u_i, v_i))}{1 + \exp(\alpha_1(u_i, v_i))} + y_{j3} \ln \left( 1 - \frac{\exp(\alpha_2(u_i, v_i))}{1 + \exp(\alpha_2(u_i, v_i))} \right) \right] w_j(u_i, v_i) \quad (2.35)$$

Melalui perhitungan turunan pertama  $\ln L(\omega)$  terhadap  $\alpha_1(u_i, v_i)$  dan  $\alpha_2(u_i, v_i)$  maka didapatkan dugaan parameter adalah sebagai berikut:

$$\hat{\alpha}_1(u_i, v_i) = \ln \left[ \frac{\sum_{j=1}^n y_{j1} w_j(u_i, v_i)}{\left( \sum_{j=1}^n w_j(u_i, v_i) - \sum_{j=1}^n y_{j1} w_j(u_i, v_i) \right)} \right]$$

$$\hat{\alpha}_2(u_i, v_i) = \ln \left[ \frac{\sum_{j=1}^n (y_{j1} + y_{j2}) w_j(u_i, v_i)}{\left[ \sum_{j=1}^n w_j(u_i, v_i) - \sum_{j=1}^n (y_{j1} + y_{j2}) w_j(u_i, v_i) \right]} \right]$$

sehingga

$$\frac{\exp(\hat{\alpha}_1(u_i, v_i))}{1 + \exp(\hat{\alpha}_1(u_i, v_i))} = \frac{\sum_{j=1}^n y_{j1} w_j(u_i, v_i)}{\sum_{j=1}^n w_j(u_i, v_i)} \quad (2.36)$$

dan

$$\frac{\exp(\hat{\alpha}_2(u_i, v_i))}{1 + \exp(\hat{\alpha}_2(u_i, v_i))} = \frac{\sum_{j=1}^n (y_{j1} + y_{j2}) w_j(u_i, v_i)}{\sum_{j=1}^n w_j(u_i, v_i)} \quad (2.37)$$

Melalui substitusi persamaan 2.36 dan 2.37 pada persamaan 2.34, maka fungsi likelihood  $L(\hat{\omega})$  dapat dinyatakan sebagai:

$$L(\hat{\omega}) = \prod_{i=1}^n \prod_{a=1}^3 \left( \frac{\sum_{j=1}^n y_{ja} w_j(u_i, v_i)}{\sum_{j=1}^n w_j(u_i, v_i)} \right)^{yia} \quad (2.38)$$

Untuk peubah respon ordinal Y dengan tiga buah kategori ( $A=3$ ), maka  $L(\Omega)$  adalah fungsi *likelihood* yang terdiri dari parameter  $\alpha_1(u_i, v_i)$ ,  $\alpha_2(u_i, v_i)$ , dan  $\beta(u_i, v_i)$ . Fungsi *likelihood*  $L(\hat{\Omega})$  didapat dengan memaksimalkan fungsi likelihood  $L(\Omega)$  atau

$$L(\hat{\Omega}) = \max_{\Omega} L(\Omega) \quad (2.39)$$

Fungsi *likelihood*  $L(\Omega)$  dapat dinyatakan sebagai:

$$L(\Omega) = \prod_{i=1}^n \prod_{a=1}^3 \left( \frac{\exp(\alpha_a(u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i))}{1 + \exp(\alpha_a(u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i))} - \frac{\exp(\alpha_{a-1}(u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i))}{1 + \exp(\alpha_{a-1}(u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i))} \right)^{yia} \quad (2.40)$$

Memaksimalkan fungsi *likelihood*  $L(\Omega)$  dilakukan dengan mendapatkan nilai dugaan bagi parameter  $\alpha_1(u_i, v_i)$ ,  $\alpha_2(u_i, v_i)$ , dan  $\beta(u_i, v_i)$  yang memaksimumkan fungsi log likelihood terboboti. Maksimum *log likelihood* terboboti dapat diperoleh dengan cara mendifferensialkan  $\ln L(\Omega)$  terhadap  $\alpha_1(u_i, v_i)$ ,  $\alpha_2(u_i, v_i)$ , dan  $\beta(u_i, v_i)$  dan menyamakannya dengan nol.

$$\ln L(\Omega) = \sum_{j=1}^n \sum_{a=1}^3 \left[ y_{ja} \ln \left( \frac{\exp(\alpha_a(u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i))}{1 + \exp(\alpha_a(u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i))} - \frac{\exp(\alpha_{a-1}(u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i))}{1 + \exp(\alpha_{a-1}(u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}(u_i, v_i))} \right) \right] w_j(u_i, v_i) \quad (2.41)$$

Karena turunan parsial pertama dari  $\ln L(\Omega)$  terhadap parameter  $\alpha_1(u_i, v_i)$ ,  $\alpha_2(u_i, v_i)$ , dan  $\beta(u_i, v_i)$  bersifat nonlinier maka diperlukan iterasi Newton Raphson sehingga nilai  $L(\hat{\Omega})$  dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$L(\hat{\Omega}) = \prod_{i=1}^n \prod_{a=1}^3 \left( \frac{\exp(\hat{\alpha}_a(u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \hat{\beta}(u_i, v_i))}{1 + \exp(\hat{\alpha}_a(u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \hat{\beta}(u_i, v_i))} - \frac{\exp(\hat{\alpha}_{a-1}(u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \hat{\beta}(u_i, v_i))}{1 + \exp(\hat{\alpha}_{a-1}(u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \hat{\beta}(u_i, v_i))} \right)^{y_{ia}} \quad (2.42)$$

dimana  $\hat{\alpha}_{a-1}(u_i, v_i)$  dan  $\hat{\beta}(u_i, v_i)$  merupakan nilai dugaan parameter model GWOLR yang didapatkan melalui iterasi Newton-Raphson.

Nilai statistik uji  $G^2$  dapat dinyatakan sebagai:

$$G^2 = -2 \ln \left( \frac{L(\hat{\Omega})}{L(\bar{\Omega})} \right)$$

$$G^2 = -2 \left[ \sum_{i=1}^n \sum_{a=1}^3 y_{ia} \ln \left( \frac{\sum_{j=1}^n y_{ja} w_j(u_i, v_i)}{\sum_{j=1}^n w_j(u_i, v_i)} \right) - \sum_{i=1}^n \sum_{a=1}^3 y_{ia} \ln \left( \frac{\exp(\hat{\alpha}_a(u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \hat{\beta}(u_i, v_i))}{1 + \exp(\hat{\alpha}_a(u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \hat{\beta}(u_i, v_i))} - \frac{\exp(\hat{\alpha}_{a-1}(u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \hat{\beta}(u_i, v_i))}{1 + \exp(\hat{\alpha}_{a-1}(u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^T \hat{\beta}(u_i, v_i))} \right) \right] \quad (2.43)$$

Menurut Hosmer dan Lemeshow (2000), statistik uji  $G^2$  mengikuti distribusi chi-square, sehingga untuk memperoleh keputusan dilakukan perbandingan dengan titik kritis  $\chi^2_{(\alpha, db)}$  di mana derajat bebasnya adalah  $\text{trace}(\mathbf{S})$ . Kriteria penolakan (tolak  $H_0$ ) jika nilai  $G^2 > \chi^2_{(\alpha, db)}$ .

Berdasarkan Rifada dan Purhadi (2011),  $S$  adalah matriks dengan elemen baris ke- $i$  dan kolom ke- $j$  adalah

$$S_{ij} = R_{ij} \frac{z_i(u_j, v_j)}{z_j(u_j, v_j)} \quad (2.44)$$

$R$  adalah matriks dengan elemen baris ke- $i$  adalah

$$\mathbf{r}_i = \mathbf{X}_i^* (\mathbf{X}^{*T} \mathbf{W}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) \mathbf{A}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) \mathbf{X}^*)^{-1} \mathbf{X}^{*T} \mathbf{W}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) \mathbf{A}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) \quad (2.45)$$

$\mathbf{X}^*$  adalah matriks dengan elemen  $\mathbf{X}^* = [\mathbf{y}\mathbf{d} \ \mathbf{X}]$  di mana

$$\mathbf{y}\mathbf{d}_i = \begin{cases} [1 \ 0], & \text{jika } y_i \text{ mempunyai kategori 1} \\ [0 \ 1], & \text{jika } y_i \text{ mempunyai kategori 2} \\ [0 \ 0], & \text{jika } y_i \text{ mempunyai kategori 3} \end{cases}$$

$$\text{dan } \mathbf{X} = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1p} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{np} \end{bmatrix}.$$

$\mathbf{W}$  adalah matriks diagonal bobot spasial untuk lokasi ke- $i$ , yaitu:

$$\mathbf{W}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) = \begin{bmatrix} w_1(u_i, v_i) & 0 & \dots & 0 \\ 0 & w_2(u_i, v_i) & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & w_n(u_i, v_i) \end{bmatrix}.$$

$A$  merupakan matriks diagonal bobot varians untuk lokasi ke- $i$ , yaitu:

$$A(u_i, v_i) = \begin{bmatrix} \hat{\pi}_a(x_1)[1 - \hat{\pi}_a(x_1)] & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \hat{\pi}_a(x_2)[1 - \hat{\pi}_a(x_2)] & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \hat{\pi}_a(x_n)[1 - \hat{\pi}_a(x_n)] \end{bmatrix}$$

Sedangkan  $z$  merupakan matriks *adjusted dependent* yang didefinisikan sebagai berikut:

$$z_j(u_i, v_i) = \frac{1 - \hat{\pi}_a(x_j)}{\sqrt{\hat{\pi}_a(x_j)[1 - \hat{\pi}_a(x_j)]}} \quad (2.46)$$

## 2.5. Metode *Semiparametric Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression* (S-GWOLR)

Berdasarkan Nakaya, Fotheringham, Brunsdon, dan Charlton (2005), metode GWOLR dapat dikembangkan untuk memodelkan data dengan peubah prediktor yang bersifat lokal dan global. Peubah prediktor yang bersifat global adalah peubah prediktor dengan pengaruh lokasi yang tidak nyata atau dapat diabaikan sehingga nilai parameternya adalah sama untuk keseluruhan lokasi, sedangkan peubah prediktor yang bersifat lokal adalah peubah prediktor dengan pengaruh lokasi yang nyata sehingga nilai parameternya adalah berbeda untuk tiap lokasi. Pengembangan metode GWOLR untuk peubah prediktor yang bersifat global dan lokal tersebut dinamakan dengan metode *Semiparametric Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression* (S-GWOLR). Pengertian semiparametrik pada ilmu spasial adalah penggabungan antara regresi spasial (GWGLM) dengan regresi berasa (GLM).

Model S-GWOLR merupakan model yang menggunakan faktor geografis sebagai peubah prediktor yang mempengaruhi peubah respon berskala ordinal dimana terdapat parameter yang dipengaruhi oleh lokasi (*varying coefficient*) dan parameter yang tidak dipengaruhi lokasi (*fixed coefficient*). Model S-GWOLR merupakan pengembangan dari metode GWOLR untuk pendugaan parameter yang bersifat lokal. Pada model S-GWOLR, peubah respon  $Y$  diprediksi dengan menghitung peluang tiap kategori  $a$  di mana pada perhitungannya melibatkan koefisien regresi  $\beta_\ell(u_i, v_i)$  yang bergantung pada lokasi dan koefisien regresi  $\gamma_m$  yang bersifat konstan.

### 2.5.1. Model Semiparametric Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression (S-GWOLR)

Berdasarkan Kurnia (2011), misalkan peubah respon berskala ordinal Y terdiri dari A kategori,  $x_i^{*T} = [x_{i1} \ x_{i2} \ \dots \ x_{ip^*}]$  menyatakan vektor peubah prediktor yang bersifat lokal untuk lokasi ke- $i$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ),  $x_i^{**T} = [x_{i(p^*+1)} \ x_{i(p^*+2)} \ \dots \ x_{ip}]$  menyatakan vektor peubah prediktor yang bersifat global untuk lokasi ke- $i$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ),  $\beta^*(u_i, v_i) = [\beta_1(u_i, v_i) \ \beta_2(u_i, v_i) \ \dots \ \beta_{p^*}(u_i, v_i)]$  menyatakan vektor koefisien regresi dari peubah prediktor yang bersifat lokal, dan  $\gamma = [\beta_{p^*+1} \ \beta_{p^*+2} \ \dots \ \beta_p]$  menyatakan vektor koefisien regresi dari peubah prediktor yang bersifat global, maka model S-GWOLR untuk lokasi ke- $i$  adalah

$$\text{logit } [P(Y_i \leq a|x_i)] = \alpha_a(u_i, v_i) + x_i^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_i^{**T} \gamma \quad (2.47)$$

di mana  $a = 1, 2, \dots, A - 1$ , dan  $u_i, v_i$  adalah *latitude* dan *longitude* untuk lokasi ke- $i$ .

Berdasarkan persamaan 2.47, maka peluang kumulatif untuk kategori  $a$  adalah sebagai berikut:

$$P(Y_i \leq a|x_i) = \frac{\exp[\alpha_a(u_i, v_i) + x_i^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_i^{**T} \gamma]}{1 + \exp[\alpha_a(u_i, v_i) + x_i^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_i^{**T} \gamma]} \quad (2.48)$$

di mana  $a = 1, 2, \dots, A - 1$ .

Berdasarkan persamaan 2.22, peluang peubah respon kategori  $a$  untuk lokasi ke- $i$  berdasarkan peubah prediktor X tertentu adalah sebagai berikut:

$$\pi_a(x_i) = \frac{\exp[\alpha_a(u_i, v_i) + x_i^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_i^{**T} \gamma]}{1 + \exp[\alpha_a(u_i, v_i) + x_i^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_i^{**T} \gamma]} - \frac{\exp[\alpha_{a-1}(u_i, v_i) + x_i^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_i^{**T} \gamma]}{1 + \exp[\alpha_{a-1}(u_i, v_i) + x_i^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_i^{**T} \gamma]} \quad (2.49)$$

di mana  $a = 1, 2, \dots, A$ ,  $\frac{\exp[\alpha_0(u_i, v_i) + x_i^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_i^{**T} \gamma]}{1 + \exp[\alpha_0(u_i, v_i) + x_i^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_i^{**T} \gamma]} = 0$ , dan  $\frac{\exp(\alpha_A(u_i, v_i) + x_i^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_i^{**T} \gamma)}{1 + \exp(\alpha_A(u_i, v_i) + x_i^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_i^{**T} \gamma)} = 1$ .

Untuk peubah respon ordinal Y dengan tiga buah kategori ( $A=3$ ), maka model GWOLR untuk lokasi ke- $i$  dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \text{logit } [P(Y_i \leq 1|x_i)] &= \ln \left[ \frac{P(Y_i \leq 1|x_i)}{1 - P(Y_i \leq 1|x_i)} \right] \\ &= \alpha_1(u_i, v_i) + x_i^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_i^{**T} \gamma \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{logit } [P(Y_i \leq 2|x_i)] &= \ln \left[ \frac{P(Y_i \leq 2|x_i)}{1 - P(Y_i \leq 2|x_i)} \right] \\ &= \alpha_2(u_i, v_i) + x_i^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_i^{**T} \gamma \end{aligned}$$

sehingga peluang kumulatif untuk kategori tersebut adalah:

$$P(Y_i \leq 1|x_i) = \frac{\exp[\alpha_1(u_i, v_i) + x_i^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_i^{**T} \gamma]}{1 + \exp[\alpha_1(u_i, v_i) + x_i^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_i^{**T} \gamma]}$$

$$P(Y_i \leq 2|x_i) = \frac{\exp[\alpha_2(u_i, v_i) + x_i^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_i^{**T} \gamma]}{1 + \exp[\alpha_2(u_i, v_i) + x_i^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_i^{**T} \gamma]}$$

Peluang masing-masing kategori dari peubah respon  $Y$  untuk lokasi ke- $i$  adalah sebagai berikut:

$$\pi_1(x_i) = \frac{\exp[\alpha_1(u_i, v_i) + x_i^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_i^{**T} \gamma]}{1 + \exp[\alpha_1(u_i, v_i) + x_i^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_i^{**T} \gamma]}$$

$$\pi_2(x_i) = \frac{\exp[\alpha_2(u_i, v_i) + x_i^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_i^{**T} \gamma]}{1 + \exp[\alpha_2(u_i, v_i) + x_i^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_i^{**T} \gamma]} -$$

$$\frac{\exp[\alpha_1(u_i, v_i) + x_i^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_i^{**T} \gamma]}{1 + \exp[\alpha_1(u_i, v_i) + x_i^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_i^{**T} \gamma]}$$

$$\pi_3(x_i) = 1 - \frac{\exp[\alpha_2(u_i, v_i) + x_i^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_i^{**T} \gamma]}{1 + \exp[\alpha_2(u_i, v_i) + x_i^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_i^{**T} \gamma]}$$

## 2.5.2. Pendugaan Parameter Model Semiparametric Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression (S-GWOLR)

Menurut Nakaya, dkk (2005), pendugaan parameter model S-GWOLR dilakukan dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimator* (MLE) terboboti. Parameter model S-GWOLR yang didugaan adalah  $\theta(u_i, v_i), \gamma = [\alpha_1(u_i, v_i) \ \alpha_2(u_i, v_i) \dots \ \alpha_{A-1}(u_i, v_i) \ \beta^*(u_i, v_i) \ \gamma]^T$ . Berdasarkan Rifada dan Purhadi (2011), misalkan  $n$  sampel pengamatan bebas dengan peubah respon  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  dan  $Y_i^T = (y_{i1} \ y_{i2} \ \dots \ y_{i,A-1})$  berdistribusi multinomial dengan peluang peubah respon kategori  $a$  untuk pengamatan ke- $i$  adalah  $\pi_a(x_i)$  atau

$Y_i = (y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{i,A-1}) \sim \text{Multinomial}(1; \pi_1(x_j), \pi_2(x_j), \dots, \pi_{A-1}(x_j))$   
sehingga fungsi *likelihood* dapat dinyatakan sebagai:

$$L(\theta(u_i, v_i), \gamma) = \prod_{i=1}^n \prod_{a=1}^A \left( \frac{\exp(\alpha_a(u_i, v_i) + x_i^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_i^{**T} \gamma)}{1 + \exp(\alpha_a(u_i, v_i) + x_i^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_i^{**T} \gamma)} - \frac{\exp(\alpha_{a-1}(u_i, v_i) + x_i^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_i^{**T} \gamma)}{1 + \exp(\alpha_{a-1}(u_i, v_i) + x_i^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_i^{**T} \gamma)} \right)^{y_{ia}} \quad (2.50)$$

Untuk mempermudah perhitungan secara matematis, maka dilakukan pendekatan logaritma sehingga fungsi *log likelihood*nya adalah sebagai berikut:

$$\ell(\boldsymbol{\theta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i), \boldsymbol{\gamma}) = \sum_{i=1}^n \sum_{a=1}^A y_{ia} \ln \left( \frac{\exp(\alpha_a(u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) + \mathbf{x}_i^{**T} \boldsymbol{\gamma})}{1 + \exp(\alpha_a(u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) + \mathbf{x}_i^{**T} \boldsymbol{\gamma})} - \frac{\exp(\alpha_{a-1}(u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) + \mathbf{x}_i^{**T} \boldsymbol{\gamma})}{1 + \exp(\alpha_{a-1}(u_i, v_i) + \mathbf{x}_i^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) + \mathbf{x}_i^{**T} \boldsymbol{\gamma})} \right) \quad (2.51)$$

Untuk memperoleh dugaan parameter model S-GWOLR maka dibutuhkan matriks pembobot. Matriks pembobot  $w_j(u_i, v_i)$  diberikan pada fungsi *log likelihood* atau  $\ell(\boldsymbol{\theta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i), \boldsymbol{\gamma})$  dari model S-GWOLR. Misalkan matriks pembobot untuk tiap lokasi adalah  $w_j(u_i, v_i)$  di mana  $j = 1, 2, \dots, n$  maka fungsi *log likelihood* terboboti adalah sebagai berikut:

$$\ell(\boldsymbol{\theta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i), \boldsymbol{\gamma}) = \sum_{j=1}^n \sum_{a=1}^A \left[ y_{ja} \ln \left( \frac{\exp(\alpha_a(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) + \mathbf{x}_j^{**T} \boldsymbol{\gamma})}{1 + \exp(\alpha_a(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) + \mathbf{x}_j^{**T} \boldsymbol{\gamma})} - \frac{\exp(\alpha_{a-1}(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) + \mathbf{x}_j^{**T} \boldsymbol{\gamma})}{1 + \exp(\alpha_{a-1}(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) + \mathbf{x}_j^{**T} \boldsymbol{\gamma})} \right) \right] w_j(u_i, v_i) \quad (2.52)$$

Berdasarkan persamaan 2.52, untuk peubah respon ordinal Y dengan tiga buah kategori ( $A=3$ ), maka fungsi *log likelihood* terboboti dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$\ell(\boldsymbol{\theta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i), \boldsymbol{\gamma}) = \sum_{j=1}^n \left[ y_{j1} \ln \left( \frac{\exp(\alpha_1(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) + \mathbf{x}_j^{**T} \boldsymbol{\gamma})}{1 + \exp(\alpha_1(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) + \mathbf{x}_j^{**T} \boldsymbol{\gamma})} \right) + y_{j2} \ln \left( \frac{\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) + \mathbf{x}_j^{**T} \boldsymbol{\gamma})}{1 + \exp(\alpha_2(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) + \mathbf{x}_j^{**T} \boldsymbol{\gamma})} - \frac{\exp(\alpha_1(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) + \mathbf{x}_j^{**T} \boldsymbol{\gamma})}{1 + \exp(\alpha_1(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) + \mathbf{x}_j^{**T} \boldsymbol{\gamma})} \right) + y_{j3} \ln \left( 1 - \frac{\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) + \mathbf{x}_j^{**T} \boldsymbol{\gamma})}{1 + \exp(\alpha_2(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) + \mathbf{x}_j^{**T} \boldsymbol{\gamma})} \right) \right] w_j(u_i, v_i) \quad (2.53)$$

Menurut Atkinson, dkk (2003), dugaan parameter model regresi logistik ordinal melalui metode *Maximum Likelihood Estimator* (MLE) dilakukan dengan mendifferensialkan fungsi *log likelihood* terboboti atau  $\ell(\boldsymbol{\theta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i), \boldsymbol{\gamma})$  terhadap tiap parameter  $\boldsymbol{\theta}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i), \boldsymbol{\gamma}$  dan menyamakannya dengan nol. Hasil turunan parsial pertama untuk fungsi *log likelihood* terboboti dapat dilihat pada Lampiran 6.

Hasil turunan parsial pertama dari fungsi *log likelihood* bersifat nonlinier pada parameter  $\alpha_1(u_i, v_i)$ ,  $\alpha_2(u_i, v_i)$ ,  $\beta(u_i, v_i)$ , dan  $\gamma$  sehingga dibutuhkan iterasi Newton-Raphson untuk mendapatkan nilai  $\hat{\alpha}_1(u_i, v_i)$ ,  $\hat{\alpha}_2(u_i, v_i)$ ,  $\hat{\beta}(u_i, v_i)$ , dan  $\hat{\gamma}$ . Oleh karena itu dibutuhkan turunan parsial kedua dari fungsi *log likelihood* atau  $\ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)$ . Hasil turunan parsial kedua untuk fungsi *log likelihood* terboboti dapat dilihat pada lampiran 7.

Berdasarkan Kurnia (2011), maka persamaan iterasi Newton-Raphson untuk memperoleh dugaan dari  $\theta(u_i, v_i), \gamma$  atau  $\hat{\theta}(u_i, v_i), \gamma$  adalah sebagai berikut:

$$\theta^{(m+1)}(u_i, v_i), \gamma = \theta^{(m)}(u_i, v_i), \gamma - [H(\theta^{(m)}(u_i, v_i), \gamma)]^{-1} q(\theta^{(m)}(u_i, v_i), \gamma) \quad (2.54)$$

di mana elemen dari matriks  $H(\theta(u_i, v_i), \gamma)$  dan  $q(\theta(u_i, v_i), \gamma)$  adalah sebagai berikut:

$$H(\theta(u_i, v_i), \gamma) =$$

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \alpha_1^2(u_i, v_i)} & \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \alpha_1(u_i, v_i) \partial \alpha_2(u_i, v_i)} & \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \alpha_1(u_i, v_i) \partial \beta^{*T}(u_i, v_i)} & \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \alpha_1(u_i, v_i) \partial \gamma^T} \\ \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \alpha_2(u_i, v_i) \partial \alpha_1(u_i, v_i)} & \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \alpha_2^2(u_i, v_i)} & \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \alpha_2(u_i, v_i) \partial \beta^{*T}(u_i, v_i)} & \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \alpha_2(u_i, v_i) \partial \gamma^T} \\ \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \beta^{*}(u_i, v_i) \partial \alpha_1(u_i, v_i)} & \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \beta^{*}(u_i, v_i) \partial \alpha_2(u_i, v_i)} & \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \beta^{*}(u_i, v_i) \partial \beta^{*T}(u_i, v_i)} & \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \beta^{*}(u_i, v_i) \partial \gamma^T} \\ \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \gamma \partial \alpha_1(u_i, v_i)} & \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \gamma \partial \alpha_2(u_i, v_i)} & \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \gamma \partial \beta^{*T}(u_i, v_i)} & \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \gamma \partial \gamma^T} \end{bmatrix}$$

$$q(\theta(u_i, v_i), \gamma) =$$

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \alpha_1(u_i, v_i)} & \frac{\partial \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \alpha_2(u_i, v_i)} & \frac{\partial \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \beta^{*}(u_i, v_i)} & \frac{\partial \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \gamma} \end{bmatrix}^T$$

Proses iterasi Newton-Raphson akan berhenti jika konvergen yaitu jika  $\|\theta^{(m+1)}(u_i, v_i), \gamma - \theta^{(m)}(u_i, v_i), \gamma\| \leq \varepsilon$

di mana  $\varepsilon$  adalah bilangan yang sangat kecil dan hasil dugaan yang diperoleh adalah  $\theta^{(m+1)}(u_i, v_i), \gamma$  pada proses iterasi terakhir.

Berdasarkan Agresti (1990), turunan parsial kedua fungsi *log likelihood* merupakan elemen-elemen dari matriks Hessian. Nilai ekspektasi matriks Hessian adalah matriks informasi atau  $I(\theta(u_i, v_i), \gamma)$  di mana  $I(\theta(u_i, v_i), \gamma) = -H(\theta(u_i, v_i), \gamma)$ . Matriks informasi yang diinverskan merupakan penduga dari matriks varian kovarian dan dinyatakan dengan:

$$\text{Cov}(\hat{\theta}(u_i, v_i), \gamma) = [I(\hat{\theta}(u_i, v_i), \gamma)]^{-1} = -[H(\hat{\theta}(u_i, v_i), \gamma)]^{-1} \quad (2.55)$$

### 2.5.3. Pengujian Parameter Model *Semiparametric Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression* (S-GWOLR)

Pengujian parameter model S-GWOLR dilakukan untuk menentukan apakah peubah prediktor dalam model signifikan atau berpengaruh nyata terhadap peubah respon baik secara parsial maupun simultan. Pengujian signifikansi parameter model S-GWOLR dilakukan sebagai berikut:

#### a. Pengujian Parameter Secara Parsial

Pengujian ini digunakan untuk menguji pengaruh setiap  $\beta_{p^*}$  dan  $\gamma_p$  secara individual. Hasil pengujian secara parsial akan menunjukkan apakah suatu peubah prediktor layak untuk masuk dalam model atau tidak. Berdasarkan Erdkhadifa (2012), hipotesis untuk pengujian adalah sebagai berikut:

- (i)  $H_0 : \beta_\ell(u_i, v_i) = 0$   
 $H_1 : \beta_\ell(u_i, v_i) \neq 0$
- (ii)  $H_0 : \gamma_m = 0$   
 $H_1 : \gamma_m \neq 0$

di mana  $i = 1, 2, \dots, n$  ( $n$  adalah banyaknya lokasi pengamatan),  $\ell = 1, 2, \dots, p^*$  ( $p^*$  adalah banyaknya peubah prediktor yang bersifat lokal), dan  $m = p^* + 1, p^* + 2, \dots, p$  ( $p$  adalah banyaknya peubah prediktor yang bersifat global). Statistik uji yang digunakan adalah statistik uji Wald ( $W$ ) yaitu:

$$(i) \quad Wald(W) = \frac{\hat{\beta}_\ell(u_i, v_i)}{SE(\hat{\beta}_\ell(u_i, v_i))} \quad (2.56)$$

$$(ii) \quad Wald(W) = \frac{\hat{\gamma}_m}{SE(\hat{\gamma}_m)} \quad (2.57)$$

di mana  $\hat{\beta}_\ell(u_i, v_i)$  merupakan dugaan dari parameter  $\beta_\ell(u_i, v_i)$  dan  $\hat{\gamma}_m$  merupakan dugaan dari parameter  $\gamma_m$ . Sedangkan nilai  $SE(\hat{\beta}_\ell(u_i, v_i))$  dan  $SE(\hat{\gamma}_m)$  diperoleh dari persamaan:

$$(i) \quad SE(\hat{\beta}_\ell(u_i, v_i)) = \sqrt{Var(\hat{\beta}_\ell(u_i, v_i))} \quad (2.58)$$

$$(ii) \quad SE(\hat{\gamma}_m) = \sqrt{Var(\hat{\gamma}_m)} \quad (2.59)$$

Rasio yang dihasilkan dari statistik uji di bawah hipotesis  $H_0$  akan mengikuti sebaran normal baku sehingga untuk memperoleh keputusan dilakukan perbandingan statistik uji Wald ( $W$ ) dengan distribusi normal baku atau Z. Kriteria penolakan (tolak  $H_0$ ) jika nilai  $|W| > Z_{\alpha/2}$  (Hosmer dan Lemeshow, 2000).

## b. Pengujian Parameter secara Simultan

Pengujian ini dilakukan untuk memeriksa peranan peubah prediktor terhadap peubah respon dalam model S-GWOLR secara bersama-sama. Berdasarkan Erdkhadifa (2011), hipotesis untuk pengujian adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_1(u_i, v_i) = \beta_2(u_i, v_i) = \cdots = \beta_{p^*}(u_i, v_i) = \gamma_{p^*+1} = \gamma_{p^*+2} = \cdots = \gamma_p = 0$$

$H_1$  : Paling tidak ada satu parameter yang tidak sama dengan 0 di mana  $i = 1, 2, \dots, n$  ( $n$  adalah banyaknya lokasi pengamatan),  $\ell = 1, 2, \dots, p^*$  ( $p^*$  adalah banyaknya peubah prediktor yang bersifat lokal), dan  $m = p^* + 1, p^* + 2, \dots, p$  ( $p$  adalah banyaknya peubah prediktor yang bersifat global).

Menurut Agresti (1990), statistik uji yang digunakan untuk uji parameter model GWOLR secara simultan adalah statistik uji  $G^2$  atau *likelihood ratio test* yang dinyatakan sebagai berikut:

$$G^2 = -2 \ln \left( \frac{L(\hat{\omega})}{L(\bar{\Omega})} \right) \quad (2.60)$$

di mana  $L(\hat{\omega})$  adalah fungsi *likelihood* tanpa peubah prediktor dan  $L(\bar{\Omega})$  adalah fungsi *likelihood* dengan peubah prediktor.

Berdasarkan Rifada dan Purhadi (2011), untuk peubah respon ordinal Y dengan tiga buah kategori ( $A=3$ ), maka  $L(\omega)$  adalah fungsi *likelihood* yang terdiri dari parameter  $\alpha_1(u_i, v_i)$  dan  $\alpha_2(u_i, v_i)$ . Berdasarkan persamaan 2.33 hingga 2.37, maka fungsi *likelihood*  $L(\hat{\omega})$  dinyatakan sebagai:

$$L(\hat{\omega}) = \prod_{i=1}^n \prod_{a=1}^3 \left( \frac{\sum_{j=1}^n y_{ja} w_j(u_i, v_i)}{\sum_{j=1}^n w_j(u_i, v_i)} \right)^{y_{ia}} \quad (2.61)$$

Untuk peubah respon ordinal Y dengan tiga buah kategori ( $A=3$ ), maka  $L(\Omega)$  adalah fungsi *likelihood* yang terdiri dari parameter  $\alpha_1(u_i, v_i)$ ,  $\alpha_2(u_i, v_i)$ ,  $\beta^*(u_i, v_i)$ , dan  $\gamma$ . Fungsi *likelihood*  $L(\bar{\Omega})$  didapat dengan memaksimalkan fungsi *likelihood*  $L(\Omega)$  sesuai dengan persamaan 2.39. Fungsi *likelihood*  $L(\Omega)$  dapat dinyatakan sebagai:

$$L(\Omega) = \prod_{i=1}^n \prod_{a=1}^3 \left( \frac{\exp(\alpha_a(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{**T} \boldsymbol{\gamma})}{1 + \exp(\alpha_a(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{**T} \boldsymbol{\gamma})} - \frac{\exp(\alpha_{a-1}(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{**T} \boldsymbol{\gamma})}{1 + \exp(\alpha_a(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{**T} \boldsymbol{\gamma})} \right)^{y_{ia}} \quad (2.62)$$

Berdasarkan Atkinson, dkk (2003), maksimum *log likelihood* terboboti dapat diperoleh dengan cara mendifferensialkan  $\ln L(\Omega)$  terhadap  $\alpha_1(u_i, v_i)$ ,  $\alpha_2(u_i, v_i)$ ,  $\boldsymbol{\beta}^*(u_i, v_i)$ , dan  $\boldsymbol{\gamma}$  kemudian menyamakannya dengan nol.

$$\begin{aligned} \ln L(\Omega) = & \sum_{j=1}^n \sum_{a=1}^3 \left[ y_{ja} \ln \left( \frac{\exp(\alpha_a(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) + \mathbf{x}_j^{**T} \boldsymbol{\gamma})}{1 + \exp(\alpha_a(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) + \mathbf{x}_j^{**T} \boldsymbol{\gamma})} - \right. \right. \\ & \left. \left. \frac{\exp(\alpha_{a-1}(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) + \mathbf{x}_j^{**T} \boldsymbol{\gamma})}{1 + \exp(\alpha_a(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) + \mathbf{x}_j^{**T} \boldsymbol{\gamma})} \right) \right] w_j(u_i, v_i) \end{aligned} \quad (2.63)$$

Karena turunan parsial pertama dari  $\ln L(\Omega)$  terhadap parameter  $\alpha_1(u_i, v_i)$ ,  $\alpha_2(u_i, v_i)$ ,  $\boldsymbol{\beta}^*(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i)$ , dan  $\boldsymbol{\gamma}$  bersifat nonlinier maka diperlukan iterasi Newton Raphson sehingga nilai  $L(\hat{\Omega})$  dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$L(\hat{\Omega}) = \prod_{i=1}^n \prod_{a=1}^3 \left( \frac{\exp(\hat{\alpha}_a(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) + \mathbf{x}_j^{**T} \boldsymbol{\gamma})}{1 + \exp(\hat{\alpha}_a(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) + \mathbf{x}_j^{**T} \boldsymbol{\gamma})} - \right. \\ \left. \frac{\exp(\hat{\alpha}_{a-1}(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) + \mathbf{x}_j^{**T} \boldsymbol{\gamma})}{1 + \exp(\hat{\alpha}_{a-1}(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) + \mathbf{x}_j^{**T} \boldsymbol{\gamma})} \right)^{y_{ia}} \quad (2.64)$$

di mana  $\hat{\alpha}_a(u_i, v_i)$ ,  $\hat{\alpha}_{a-1}(u_i, v_i)$ ,  $\widehat{\boldsymbol{\beta}^*}(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i)$ , dan  $\widehat{\boldsymbol{\gamma}}$  merupakan nilai dugaan parameter model S-GWOLR yang didapatkan melalui iterasi Newton-Raphson. Nilai statistik uji  $G^2$  dapat dinyatakan sebagai:

$$\begin{aligned} G^2 = & -2 \ln \left( \frac{L(\hat{\Omega})}{L(\bar{\Omega})} \right) \\ G^2 = & -2 \left[ \sum_{i=1}^n \sum_{a=1}^3 y_{ia} \ln \left( \frac{\sum_{j=1}^n y_{ja} w_j(u_i, v_i)}{\sum_{j=1}^n w_j(u_i, v_i)} \right) - \right. \\ & \sum_{i=1}^n \sum_{a=1}^3 y_{ia} \ln \left( \frac{\exp(\hat{\alpha}_a(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) + \mathbf{x}_j^{**T} \boldsymbol{\gamma})}{1 + \exp(\hat{\alpha}_a(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) + \mathbf{x}_j^{**T} \boldsymbol{\gamma})} - \right. \\ & \left. \left. \frac{\exp(\hat{\alpha}_{a-1}(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) + \mathbf{x}_j^{**T} \boldsymbol{\gamma})}{1 + \exp(\hat{\alpha}_{a-1}(u_i, v_i) + \mathbf{x}_j^{*T} \boldsymbol{\beta}^*(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i) + \mathbf{x}_j^{**T} \boldsymbol{\gamma})} \right) \right] \end{aligned} \quad (2.65)$$

Statistik uji  $G^2$  mengikuti distribusi chi-square, sehingga untuk memperoleh keputusan dilakukan perbandingan dengan titik kritis  $\chi^2_{(\alpha, db)}$  di mana derajat bebasnya adalah  $\text{trace}(\mathbf{S})$ . Kriteria penolakan (tolak  $H_0$ ) jika nilai  $G^2 > \chi^2_{(\alpha, db)}$  (Hosmer dan Lemeshow, 2000).

## 2.6. Pembobot Fungsi Kernel

Fungsi dari pembobot adalah untuk memberikan hasil pendugaan parameter yang berbeda pada lokasi yang berbeda. Pada analisis spasial, pendugaan parameter di suatu lokasi ke- $i$  akan lebih dipengaruhi oleh titik-titik yang dekat dengan lokasi tersebut dari titik-titik yang lebih jauh. Oleh karena itu pemilihan pembobot spasial yang digunakan

dalam menduga parameter menjadi sangat penting (Leung, Mei, dan Zhang, 2000).

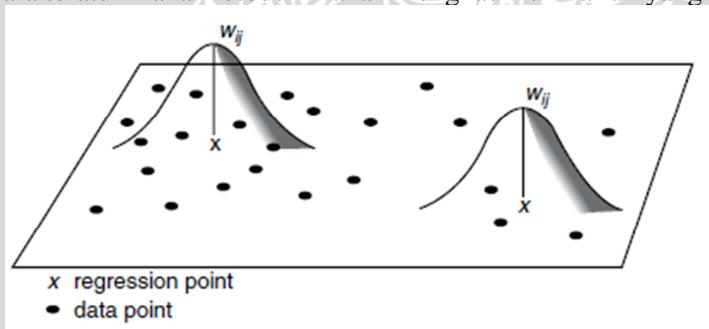
Untuk mendapatkan matriks pembobot di lokasi ke- $i$  yang terletak pada koordinat  $(x_i)$ , yaitu  $w_{ij}$ , perlu terlebih dahulu menentukan fungsi pembobot yang akan digunakan. Apabila lokasi ke- $i$  terletak pada koordinat  $x_i$  maka akan diperoleh jarak euclidean ( $d_{ij}$ ) antara lokasi ke- $i$  dan lokasi ke- $j$  dengan menggunakan persamaan:

$$(2.66)$$

Menurut Fotheringham, dkk (2002) pembobot fungsi Kernel memiliki dua tipe umum yaitu *fixed* dan *adaptive*:

#### 1. Fixed Kernel

Metode fixed Kernel memungkinkan nilai bandwidth optimal untuk tiap lokasi adalah sama atau konstan. Jika titik-titik data tersebut secara beraturan pada wilayah penelitian maka penggunaan metode *fixed* akan cocok untuk pemodelan (Fotheringham, dkk, 2002). Masalah utama dari metode *fixed* Kernel adalah ketika data dalam wilayah penelitian bersifat terkelompok atau tidak tersebar secara teratur maka metode ini akan menghasilkan varian yang besar.



Gambar 2.1. GWR dengan *Fixed* Spasial Kernel

Ada beberapa macam fungsi *fixed* Kernel yang dapat digunakan sebagai pembobot dan dirumuskan sebagai berikut:

- a. Fixed Gaussian Kernel

$$w_{ij} = \frac{1}{C} e^{-\frac{(x_i - x_j)^2}{C}} \quad (2.67)$$

Fungsi Gaussian Kernel akan memberi bobot yang semakin menurun mengikuti fungsi Gaussian ketika  $d_{ij}$  semakin besar (Lesage, 2001).

### b. Fixed Bisquare Kernel

$$\begin{aligned} &= \text{untuk} \\ &\text{untuk} \end{aligned} \quad (2.68)$$

Fungsi Bisquare Kernel akan memberikan bobot nol ketika lokasi ke- $j$  berada pada atau di luar radius  $h$  dari lokasi ke- $i$ , sedangkan apabila lokasi ke- $j$  berada dalam radius  $h$  maka akan mendapatkan bobot yang mengikuti fungsi Bisquare (Chasco, Garcia, dan Vicens, 2007).

### c. Fixed Tricube Kernel

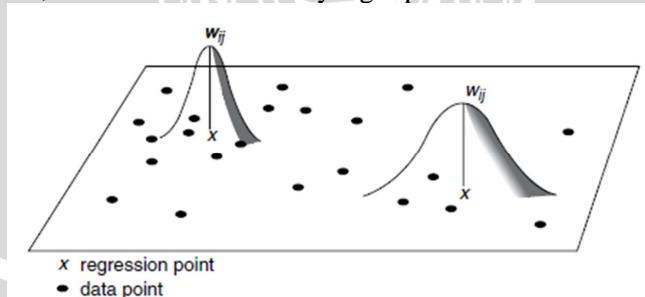
$$\begin{aligned} &= \text{untuk} \\ &\text{untuk} \end{aligned} \quad (2.69)$$

Fungsi Tricube Kernel akan memberikan bobot nol ketika lokasi ke- $j$  berada pada atau di luar radius  $h$  dari lokasi ke- $i$  (Chasco, dkk, 2007).

adalah nilai pembobot pada lokasi ke- $j$  terhadap titik poin regresi  $i$ , adalah jarak euclidean antara lokasi ke- $i$  dan lokasi ke- $j$ , dan  $h$  adalah *fixed bandwidth*.

## 2. Adaptive Kernel

Menurut Fotheringham, dkk (2002), penggunaan metode *adaptive* Kernel bagi penentuan nilai bandwidth akan cocok untuk pengamatan-pengamatan yang tersebar dengan pola yang terkelompok dan tidak beraturan. Metode *adaptive* Kernel memungkinkan untuk mendapatkan nilai bandwidth yang berbeda-beda untuk setiap pengamatan. Hal ini disebabkan karena metode *adaptive* Kernel dapat menyesuaikan dengan kondisi titik pengamatan. Bila titik pengamatan tersebar secara padat di sekitar amatan ke- $i$ , maka nilai bandwidth yang diperoleh relatif lebih kecil.



Gambar 2.2. GWR dengan *Adaptive Spasial Kernel*

Ada beberapa macam fungsi *adaptive Kernel* yang dapat digunakan sebagai pembobot dan dirumuskan sebagai berikut:

- a. Adaptive Gaussian Kernel (Lesage, 2001)

$$W_j(u_i, v_i) = \exp \left[ -\left( \frac{d_{ij}}{h_i} \right)^2 \right] \quad (2.70)$$

- b. Adaptive Bisquare Kernel (Chasco, dkk, 2007)

$$W_j(u_i, v_i) = \left[ 1 - \left( \frac{d_{ij}}{h_i} \right)^2 \right]^2 \text{ untuk } d_{ij} \leq h_i \\ W_j(u_i, v_i) = 0 \text{ untuk } d_{ij} > h_i \quad (2.71)$$

- c. Adaptive Tricube Kernel (Chasco, dkk, 2007)

$$W_j(u_i, v_i) = \left[ 1 - \left( \frac{d_{ij}}{h_i} \right)^3 \right]^3 \text{ untuk } d_{ij} \leq h_i \\ W_j(u_i, v_i) = 0 \text{ untuk } d_{ij} > h_i \quad (2.72)$$

di mana  $h_i$  adalah nilai *bandwidth* untuk lokasi ke- $i$ .

## 2.7. Penentuan Bandwidth Optimum

Penentuan bandwidth optimum adalah hal yang sangat penting karena mempengaruhi ketepatan model untuk data, yaitu mengatur varians dan bias dari model. Menurut Bailey dan Gatrell (1995), bandwidth ( $h$ ) adalah radius dari suatu lingkaran sehingga sebuah titik yang berada di dalam radius lingkaran masih dianggap memiliki pengaruh terhadap model pada lokasi tersebut. Bandwidth merupakan lingkaran dengan radius  $b$  dari titik pusat lokasi yang digunakan sebagai dasar menentukan bobot setiap pengamatan terhadap model regresi pada lokasi tersebut. Secara praktek adalah tidak mungkin untuk meminimumkan nilai varians dan bias secara bersamaan karena hubungan antara varians dan bias dari model adalah berbanding terbalik (Mertha, 2008).

Bandwidth merupakan pengontrol keseimbangan antara kesesuaian kurva terhadap data dan kemulusan data. Nilai *bandwidth* yang kecil menyebabkan varians akan semakin besar karena semakin sedikit pengamatan yang berada dalam radius  $h$  sehingga model yang diperoleh akan sangat kasar (*undersmoothing*) karena hasil dugaan dengan menggunakan sedikit pengamatan. Jika nilai *bandwidth* sangat besar maka akan semakin banyak pengamatan yang berada dalam radius  $h$  sehingga model yang diperoleh akan terlalu halus (*oversmoothing*) karena hasil dugaan dengan menggunakan banyak pengamatan (Mertha, 2008).

Metode penentuan bandwidth optimum sangat penting untuk mendapatkan taksiran fungsi Kernel yang tepat. Salah satu cara yang digunakan untuk menentukan *bandwidth* yang optimum adalah dengan menggunakan metode *Cross Validation* (CV) yang dirumuskan sebagai berikut (Mennis, 2006):

$$CV(h) = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_{\neq i}(h))^2 \quad (2.73)$$

di mana  $\hat{y}_{\neq i}(h)$  merupakan nilai penduga  $y_i$  dimana pengamatan lokasi  $(u_i, v_i)$  dihilangkan dari proses pendugaan. *Bandwidth* optimum menghasilkan nilai CV yang paling kecil/minimum.

Berdasarkan persamaan 2.73, penentuan *bandwidth* optimum untuk model GWOLR dan S-GWOLR dinyatakan sebagai berikut:

$$CV(h) = \sum_{i=1}^n \sum_{a=1}^A (y_{i,a} - \hat{\pi}_{\neq i,a}(h))^2 \quad (2.74)$$

di mana  $y_{i,a}$  adalah peubah indikator dengan  $y_{i,a} = 1$  jika  $y_{i,a}$  mempunyai kategori  $a$  dan  $y_{i,a} = 0$  untuk kategori yang lain dan  $\hat{\pi}_{\neq i,a}(h)$  merupakan nilai penduga  $y_{i,a}$  di mana pengamatan lokasi  $(u_i, v_i)$  dihilangkan dari proses pendugaan.

## 2.8. Ketepatan Fungsi Klasifikasi

Evaluasi prosedur klasifikasi adalah suatu evaluasi yang melihat peluang kesalahan klasifikasi yang dilakukan oleh suatu fungsi klasifikasi. Ukuran yang dipakai adalah *Apparent Error Rate* (APER). Nilai APER menyatakan nilai proporsi sampel yang salah diklasifikasikan oleh fungsi klasifikasi (Johnson dan Wichern, 1992).

Penentuan kesalahan pengklasifikasian dapat diketahui melalui tabel klasifikasi sebagai berikut:

**Tabel 2.1. Tabel Klasifikasi**

Actual membership	Predicted membership			
	$\pi_1$	$\pi_2$	...	$\pi_g$
$\pi_1$	$n_{11}$	$n_{12}$	...	$n_{1g}$
$\pi_2$	$n_{21}$	$n_{22}$	...	$n_{2g}$
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
$\pi_g$	$n_{g1}$	$n_{g2}$	...	$n_{gg}$

Keterangan:

$n_{11}$  = jumlah obyek dari  $\pi_1$  tepat diklasifikasikan sebagai  $\pi_1$

$n_{12}$  = jumlah obyek dari  $\pi_1$  salah diklasifikasikan sebagai  $\pi_2$

$n_{ij}$  = jumlah obyek dari  $\pi_i$  salah diklasifikasikan sebagai  $\pi_j$ ;  $i \neq j$

$n_{ij}$  = jumlah obyek dari  $\pi_i$  tepat diklasifikasikan sebagai  $\pi_j$ ;  $i = j$

di mana :  $i = j = 1, 2, \dots, g$  dan  $g$  adalah jumlah kategori.

$$\begin{aligned} APER &= \frac{n_{12} + \dots + n_{1g} + \dots + n_{g1} + \dots + n_{(g-1)g}}{n_1 + n_2 + \dots + n_g} \\ &= \frac{\text{total obyek yang salah diklasifikasikan}}{\text{total contoh}} \end{aligned} \quad (2.75)$$

## 2.9. Pendekatan Metode GWOLR dengan Metode S-GWOLR

Penentuan peubah prediktor yang bersifat global dan lokal pada metode S-GWOLR didasarkan pada hasil pendugaan parameter dan uji signifikansi model GWOLR. Model GWOLR merupakan model regresi logistik ordinal dengan mempertimbangkan faktor spasial sehingga didapatkan nilai dugaan parameter dan salah baku (*standard error*) yang berbeda untuk satu lokasi dengan lokasi lainnya. Pengertian peubah prediktor lokal adalah peubah prediktor yang dipengaruhi oleh faktor lokasi. Berdasarkan Nakaya, dkk (2005), keragaman nilai dugaan parameter lokal cukup besar dan hal ini berdampak pula pada besarnya keragaman salah baku. Oleh karena itu, ciri peubah prediktor lokal adalah berpengaruh signifikan terhadap peubah respon di suatu lokasi, namun belum tentu peubah prediktor tersebut berpengaruh signifikan di lokasi lain. Menurut Leung, Mei, dan Zhang (2000), pada beberapa situasi, tidak semua parameter dalam model GWOLR bervariasi secara spasial. Tingkat keragaman spasial pada beberapa parameter bisa saja tidak signifikan atau dapat diabaikan. Selain terdapat peubah prediktor yang bersifat lokal, terkadang pada model GWOLR didapatkan peubah prediktor yang berpengaruh signifikan untuk seluruh lokasi dan peubah prediktor yang tidak berpengaruh untuk seluruh lokasi. Dalam hal ini, keragaman nilai dugaan parameter untuk kedua kondisi tersebut kecil sehingga keragaman salah baku juga kecil. Hal inilah yang menyebabkan peubah prediktor signifikan atau tidak signifikan untuk seluruh lokasi. Dikarenakan keragaman nilai dugaan parameter yang kecil tersebut, maka nilai dugaan parameter dianggap homogen dan peubah prediktor tersebut diubah menjadi peubah prediktor yang bersifat global. Dengan adanya peubah prediktor yang bersifat global,

maka dilakukan pendekatan terhadap metode GWOLR, yaitu dengan penambahan koefisien regresi  $\gamma_m$  yang bersifat *fixed* atau konstan untuk tiap lokasi.

Pengubahan peubah prediktor lokal menjadi peubah global berdampak pada nilai salah baku dari peubah yang bersangkutan. Berdasarkan Walpole dan Myers (1986), salah baku atau *standard error* mengukur seberapa akurat suatu penduga dalam menduga parameter yang sesungguhnya. Semakin kecil nilai salah baku maka nilai dugaan semakin mendekati nilai parameter populasi yang sebenarnya. Nilai salah baku untuk peubah yang bersifat global lebih kecil dibandingkan dengan peubah yang bersifat lokal. Berdasarkan Agresti (1990), nilai salah baku merupakan akar diagonal dari matriks Hessian yang nilainya didapatkan dari hasil iterasi Newton Raphson. Turunan parsial kedua fungsi *log likelihood* terhadap parameter lokal model GWOLR  $\left(\frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i))}{\partial \beta(u_i, v_i) \partial \beta^T(u_i, v_i)}\right)$  dapat dilihat pada lampiran 5, sedangkan turunan parsial kedua fungsi *log likelihood* terhadap parameter global model S-GWOLR  $\left(\frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \gamma \partial \gamma^T}\right)$  dapat dilihat pada lampiran 7. Turunan parsial kedua fungsi *log likelihood* terhadap parameter global model S-GWOLR tidak dipengaruhi oleh nilai fungsi pembobot  $w_j(u_i, v_i)$  sedangkan turunan parsial kedua fungsi *log likelihood* terhadap parameter lokal model GWOLR dipengaruhi oleh nilai fungsi pembobot  $w_j(u_i, v_i)$ . Berdasarkan Chasco, dkk (2007), nilai fungsi pembobot *Fixed Bisquare Kernel* berkisar antara 0 hingga 1. Hal ini menyebabkan turunan parsial kedua fungsi *log likelihood* terhadap parameter global lebih besar. Berdasarkan persamaan 2.29 dan 2.55 dapat disimpulkan bahwa nilai salah baku suatu parameter berbanding terbalik dengan turunan parsial kedua fungsi *log likelihood* terhadap parameter tersebut. Oleh karena itu, nilai salah baku parameter lokal model GWOLR lebih besar dibandingkan nilai salah baku parameter tersebut jika diubah menjadi parameter berbentuk global.

Penentu efisiensi model GWOLR dibanding model S-GWOLR atau sebaliknya adalah peluang peubah respon kategori  $a$  pada  $y_i$  tertentu ( $\hat{\pi}_{i,a}$ ). Menurut Rifada dan Purhadi (2011), apabila peluang peubah respon kategori  $a$  pada  $y_i$  tertentu ( $\hat{\pi}_{i,a}$ ) memiliki nilai yang lebih besar dibandingkan peluang peubah respon kategori bukan  $a$  pada  $y_i$  tertentu ( $\hat{\pi}_{i,\neq a}$ ) maka didapatkan hasil prediksi yang sama dengan hasil aktual atau amatan. Semakin besar nilai  $\hat{\pi}_{i,a}$  maka semakin besar ketepatan klasifikasi atau hal ini menunjukkan bahwa model logit yang

diperoleh semakin baik dalam mengklasifikasikan peubah respon kategori. Berdasarkan persamaan 2.77, maka model GWOLR akan lebih baik dibandingkan model S-GWOLR jika jumlah logaritma  $\hat{\pi}_{i,a}$  model GWOLR lebih besar dibandingkan dengan jumlah logaritma  $\hat{\pi}_{i,a}$  model S-GWOLR. Begitu pula berlaku hal yang sebaliknya. Semakin besar jumlah logaritma  $\hat{\pi}_{i,a}$  menunjukkan bahwa peluang peubah respon kategori  $a$  pada  $y_i$  tertentu ( $\hat{\pi}_{i,a}$ ) adalah semakin besar.

## 2.10. Penentuan Model Terbaik

Menurut Fotheringham, dkk (2002), dalam menentukan model terbaik antara model GWOLR dengan model GWOLR menggunakan pendekatan S-GWOLR maka digunakan kriteria AIC (*Akaike Info Criterion*). AIC merupakan kriteria yang dapat mengukur kebaikan/kesesuaian (*goodness-of-fit*) model dalam menduga model secara statistik. Nilai AIC berbanding lurus dengan nilai devians dari model. Semakin kecil nilai devians model maka semakin kecil pula nilai AIC atau tingkat kesalahan yang dihasilkan model sehingga model terbaik adalah model dengan nilai AIC terkecil. Nilai devians akan semakin kecil apabila rasio antara fungsi *likelihood* di bawah  $H_0$  dengan fungsi *likelihood* di bawah populasi semakin besar. Rasio yang besar ini menandakan bahwa parameter yang didugaan semakin mendekati nilai populasi yang sebenarnya. Kriteria AIC dapat dirumuskan sebagai berikut:

$$AIC = D(\hat{\beta}) + 2K \quad (2.76)$$

di mana

$$D(\hat{\beta}) = -2 \times \ln L(\hat{\Omega}) \quad (2.77)$$

$D(\hat{\beta})$  merupakan devians dari masing-masing model yang dihitung, yaitu meliputi devians dari model GWOLR dan model GWOLR menggunakan pendekatan S-GWOLR dengan pembobot *Fixed Bisquare Kernel* (Nakaya, dkk, 2005). Menurut McCullagh dan Nelder (1992), devians adalah indikator kelayakan atau kebaikan model terhadap data. Nilai devians yang tinggi dan nilai *p-value* yang kecil menunjukkan bahwa model mungkin tidak memodelkan data dengan baik.

## **2.11. Tinjauan Non Statistika**

### **2.11.1. Definisi IPKM (Indeks Pembangunan Kesehatan Manusia)**

Menurut Kementerian Kesehatan Republik Indonesia (2010), IPKM atau Indeks Pembangunan Kesehatan Manusia adalah indikator komposit yang dirumuskan dari 24 indikator kesehatan. Indikator kesehatan tersebut memiliki tiga tipe pengaruh terhadap IPKM, yaitu indikator kesehatan yang mutlak mempengaruhi IPKM, indikator kesehatan yang memiliki pengaruh penting terhadap IPKM, dan indikator kesehatan yang perlu ada untuk menentukan IPKM. Indikator kesehatan yang bersifat mutlak terdiri dari prevalensi balita gizi buruk dan kurang, prevalensi balita sangat pendek dan pendek, prevalensi balita sangat kurus dan kurus, akses air bersih, akses sanitasi, cakupan penimbangan balita, cakupan pemeriksaan neonatal, cakupan imunisasi lengkap, rasio dokter per puskesmas, raso bidan per desa, dan cakupan persalinan oleh nakes. Indikator kesehatan yang bersifat penting antara lain balita gemuk, diare, hipertensi, pneumonia, dan proporsi perilaku cuci tangan. Sedangkan indikator kesehatan yang bersifat perlu, yaitu prevalensi gangguan mental, proporsi merokok tiap hari, prevalensi penyakit gigi dan mulut, prevalensi asma, prevalensi disabilitas, prevalensi cedera, prevalensi penyakit sendi, dan prevalensi ISPA. Indikator-indikator kesehatan tersebut dirumuskan dari data kesehatan berbasis komunitas, yaitu:

a. Riskesdas (Riset Kesehatan Dasar)

Riset Kesehatan Dasar (Riskeidas) merupakan survei yang dirancang untuk mengumpulkan data-data dasar dalam bidang kesehatan. Riskesdas merupakan salah satu wujud pengejawantahan dari 4 (empat) *grand strategy* Kementerian Kesehatan, yaitu berfungsinya sistem informasi kesehatan yang *evidence-based* melalui pengumpulan data dasar dan indikator kesehatan.

b. Susenas (Survei Sosial Ekonomi Nasional)

Susenas adalah survei yang dikumpulkan oleh Badan Pusat Statistik (BPS). Data yang dikumpulkan yaitu mengenai pengeluaran rumah tangga, karakteristik sosial, dan beberapa yang terkait dengan kesehatan.

c. Survei Podes (Potensi Desa)

Badan Pusat Statistik (BPS) juga melakukan survei Potensi Desa (Podes) yang pendataannya dilakukan untuk seluruh desa/ kelurahan.

## **2.11.2. Tujuan IPKM (Indeks Pembangunan Kesehatan Manusia)**

Tujuan dari pengembangan IPKM diharapkan dapat dirumuskan indikator komposit dari berbagai indikator kesehatan berbasis komunitas yang menggambarkan keberhasilan pembangunan kesehatan masyarakat.

## **2.11.3. Manfaat IPKM (Indeks Pembangunan Kesehatan Manusia)**

Manfaat IPKM adalah sebagai berikut:

1. Sebagai indikator untuk menentukan peringkat Provinsi dan Kabupaten/ Kota dalam keberhasilan pembangunan kesehatan masyarakat.
2. Sebagai bahan advokasi ke Pemerintah Daerah, baik Provinsi maupun Kabupaten/ Kota agar terpacu menaikkan peringkatnya, sehingga sumber daya dan program kesehatan diprioritaskan.
3. Sebagai salah satu kriteria penentuan alokasi dana bantuan kesehatan dari pusat ke daerah (Provinsi maupun Kabupaten/ Kota) dan dari Provinsi ke Kabupaten/ Kota.

## **BAB III**

### **METODE PENELITIAN**

#### **3.1. Sumber Data**

Dalam penelitian mengenai pendekatan metode GWOLR dengan metode S-GWOLR ini, data yang digunakan adalah data mengenai faktor-faktor yang mempengaruhi IPKM atau Indeks Pembangunan Kesehatan Masyarakat di 38 Kota/Kabupaten di Jawa Timur pada tahun 2009. Data merupakan data sekunder yang bersumber dari buku “Indikator Kesejahteraan Daerah Jawa Timur” yang dihimpun oleh Tim Nasional Percepatan Penanggulangan Kemiskinan dan buku “Profil Kesehatan Provinsi Jawa Timur 2009” yang dihimpun oleh Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur berdasarkan hasil survei oleh Badan Pusat Statistik serta Kementerian Kesehatan pada tahun 2010. Peubah respon yang digunakan adalah peubah respon dengan tiga kategori yang berskala ordinal.

#### **3.2. Peubah Penelitian**

Peubah yang digunakan dalam penelitian ini terdiri dari satu peubah respon Y yang tersaji pada Lampiran 1 dan sembilan peubah prediktor (X) yang tersaji pada Lampiran 3. Peubah respon dalam penelitian ini adalah Indeks Pembangunan Kesehatan Masyarakat atau IPKM yang terdiri dari tiga kategori, yaitu kategori Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Kesehatan Tidak Miskin(1), kategori Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Kesehatan Miskin (2), dan kategori Kabupaten/Kota Bermasalah Kesehatan (3). Penentuan ketiga kategori tersebut merupakan ketetapan dari Kementerian Kesehatan pada tahun 2010. Sedangkan lima peubah prediktornya adalah faktor-faktor yang mutlak mempengaruhi IPKM di Jawa Timur, yaitu:

##### **1. Angka Kematian Bayi (AKB) Neonatal Per 1000 Kelahiran**

Kematian bayi adalah kematian yang terjadi antara saat bayi lahir sampai sebelum bayi berusia satu tahun. Dari sisi penyebabnya, kematian bayi dapat dibedakan menjadi endogen dan eksogen. Kematian bayi endogen (kematian neonatal) adalah kematian yang terjadi pada bulan pertama setelah bayi dilahirkan, umumnya disebabkan karena faktor bawaan. Sedangkan kematian eksogen (kematian *post* neonatal) adalah kematian bayi yang terjadi antara usia satu bulan sampai dengan satu tahun yang umumnya disebabkan

oleh faktor yang bertalian dengan pengaruh lingkungan luar (Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur, 2009).

Survei Demografi dan Kesehatan menunjukkan bahwa angka kematian neonatal di perkotaan telah mengalami peningkatan pada masa neonatal. Tren ini tampaknya terkait dengan urbanisasi yang cepat sehingga menyebabkan kepadatan penduduk yang berlebihan dan kondisi sanitasi yang buruk pada penduduk miskin perkotaan. Kualitas pelayanan kesehatan yang kurang optimal di daerah-daerah miskin perkotaan juga merupakan faktor penyebab tingginya angka kematian bayi neonatal (UNICEF Indonesia, 2012).

## 2. Persentase Kelahiran Ditolong oleh Tenaga Medis

Kematian ibu maternal dan bayi baru lahir sebagian besar terjadi di sekitar masa persalinan. Kondisi tersebut biasanya disebabkan karena pertolongan persalinannya tidak dilakukan oleh tenaga kesehatan dengan kompetensi kebidanan. Persentase kelahiran ditolong tenaga medis di perkotaan mengalami peningkatan tiap tahunnya. Hal ini dikarenakan kesadaran masyarakat dan fasilitas persalinan yang memadai (Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur, 2009).

## 3. Persentase Balita Kekurangan Gizi

Keadaan gizi yang baik merupakan prasyarat utama dalam mewujudkan sumber daya manusia yang sehat dan berkualitas. Periode dua tahun pertama kehidupan seorang anak merupakan masa kritis terhadap gangguan gizi karena pada masa ini terjadi pertumbuhan dan perkembangan yang sangat pesat. Oleh karena itu, gangguan gizi yang terjadi pada masa ini dapat bersifat permanen, artinya tidak dapat dipulihkan walaupun kebutuhan gizi pada masa selanjutnya terpenuhi. Semakin rendah persentase balita kekurangan gizi menunjukkan bahwa kualitas pelayanan antenatal semakin baik (Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur, 2009).

## 4. Akses Air Bersih

Seiring dengan peningkatan jumlah penduduk maka kebutuhan akan air bersih semakin bertambah. Berbagai upaya dilakukan agar akses masyarakat terhadap air bersih meningkat, salah satunya melalui pendekatan partisipatori yang mendorong masyarakat berperan aktif dalam pembangunan perpipaan air bersih di daerahnya. Air bersih yang dimiliki dan dipergunakan oleh masyarakat Jawa Timur berasal dari air ledeng, sumur pompa tangan, sumur gali, penampungan air hujan, dan lainnya. Berdasarkan Susenas pada tahun 2007 didapatkan bahwa tidak semua perkotaan

besar di Jawa Timur memiliki akses air bersih yang baik (Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur, 2009).

##### 5. Rasio Dokter Per Puskesmas

Rasio dokter per puskesmas menunjukkan jumlah dokter pada puskesmas. Rasio ini dikatakan baik jika minimal terdapat 10 dokter tiap puskesmas. Rasio dokter per puskesmas yang baik selama ini hanya berpusat di perkotaan besar (Kementerian Kesehatan Republik Indonesia, 2010).

Berikut adalah peubah-peubah yang digunakan dalam penelitian ini:

**Tabel 3.1. Peubah Penelitian**

No.	Peubah	Skala	Keterangan
1.	Y = Indeks Pembangunan Kesehatan Masyarakat (IPKM)	Ordinal	Berskala ordinal dengan ketentuan: 1 jika tergolong kategori Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Tidak Miskin 2 jika tergolong kategori Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Miskin 3 jika tergolong kategori Kabupaten/Kota Bermasalah
2.	X <sub>1</sub> = Angka Kematian Bayi (AKB) Neonatal Per 1000 Kelahiran	Rasio	Satuan jiwa
3.	X <sub>2</sub> = Persentase Kelahiran Ditolong oleh Tenaga Medis	Rasio	Satuan %
4.	X <sub>3</sub> = Persentase Balita Kekurangan Gizi	Rasio	Satuan %
5.	X <sub>4</sub> = Akses Air Bersih	Rasio	Satuan %
6.	X <sub>5</sub> = Rasio Dokter Per Puskesmas	Rasio	Satuan %

### 3.3. Metode Analisis

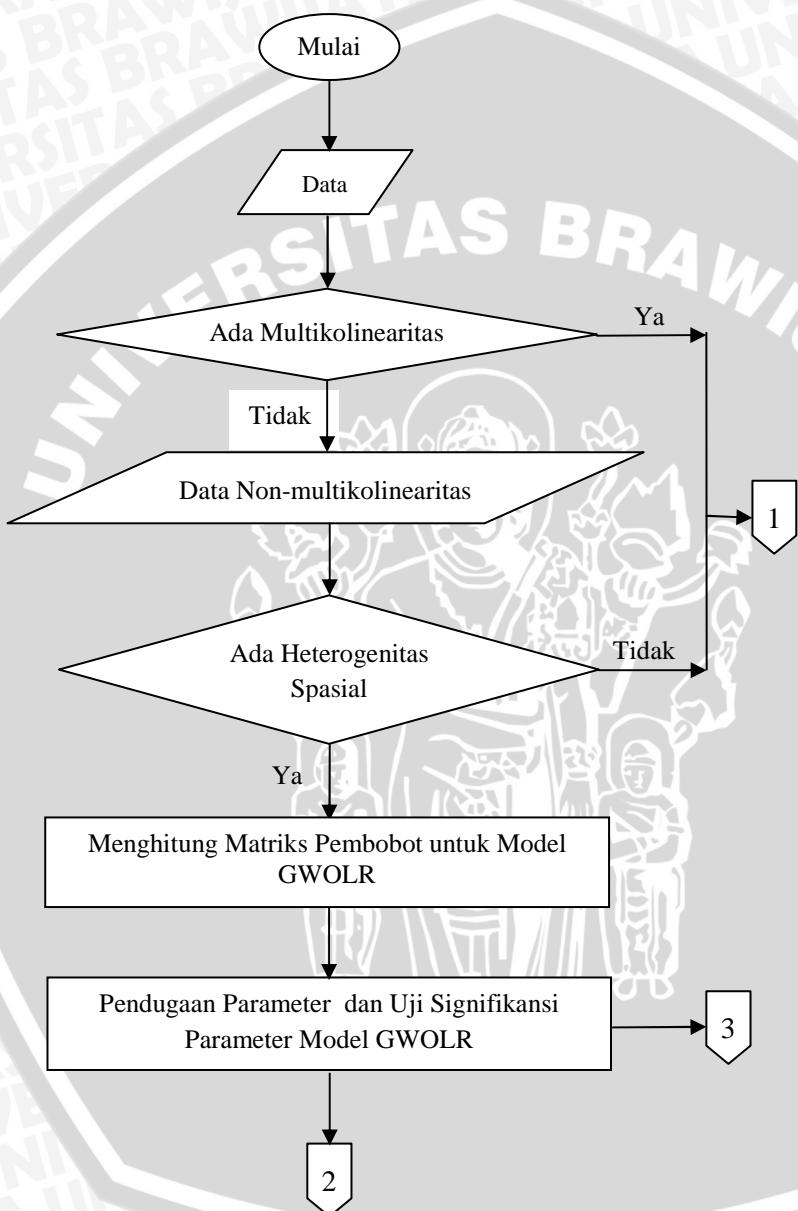
Tahapan-tahapan analisis yang dilakukan pada penelitian ini adalah sebagai berikut:

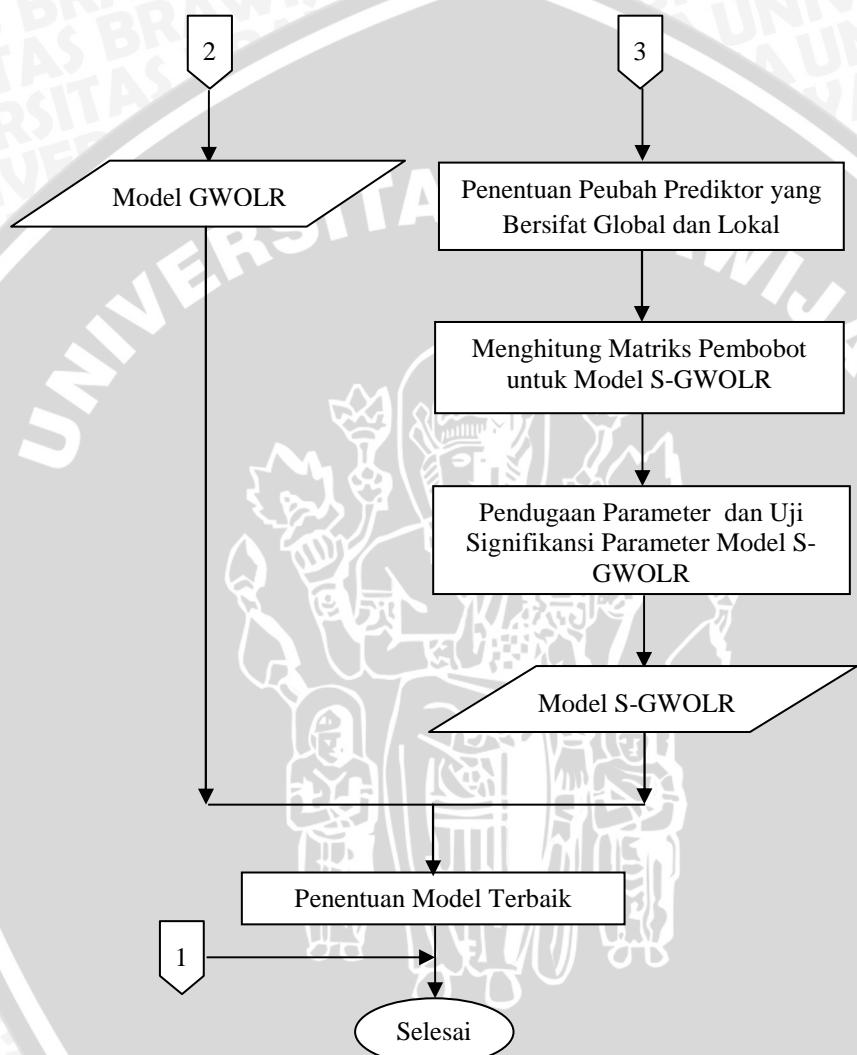
1. Mendeteksi kasus multiokolinieritas antar peubah-peubah prediktor menggunakan uji VIF berdasarkan persamaan 2.16.
2. Mendeteksi heterogenitas spasial pada data IPKM berdasarkan persamaan 2.17.
3. Mendapatkan model untuk kasus IPKM Jawa Timur tahun 2009 dengan metode GWOLR dan metode S-GWOLR.
  - a. Menentukan model GWOLR untuk kasus IPKM Jawa Timur tahun 2009 dengan langkah-langkah sebagai berikut:
    - i. Menghitung matriks pembobot  $W(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i)$  model GWOLR menggunakan fungsi pembobot *Fixed Bisquare Kernel*, yaitu dengan memasukkan jarak *euclidean* antar Kabupaten/Kota yang didapat dari persamaan 2.66 dan *bandwidth* optimum untuk seluruh Kabupaten/Kota yang didapat dari metode *Cross Validation* (CV) sesuai persamaan 2.74 ke dalam persamaan 2.68.
    - ii. Melakukan pendugaan parameter model GWOLR dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) terboboti dan melakukan pengujian signifikansi parameter model GWOLR ( $\beta(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i)$ ) secara simultan dengan menggunakan persamaan 2.43 dan secara parsial dengan menggunakan persamaan 2.30.
    - iii. Membentuk model GWOLR untuk kasus IPKM Jawa Timur tahun 2009 dan melakukan interpretasi dari model yang terbentuk.
  - b. Menentukan model S-GWOLR untuk kasus IPKM Jawa Timur tahun 2009 dengan langkah-langkah sebagai berikut:
    - i. Menentukan peubah prediktor yang bersifat global dan peubah yang bersifat lokal berdasarkan hasil pengujian signifikansi secara parsial pada model GWOLR.
    - ii. Menghitung matriks pembobot  $W(\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i)$  model S-GWOLR menggunakan fungsi pembobot *Fixed Bisquare Kernel*, yaitu dengan memasukkan jarak *euclidean* antar Kabupaten/Kota yang didapat dari persamaan 2.66 dan *bandwidth* optimum untuk seluruh Kabupaten/Kota yang didapat dari metode *Cross Validation* (CV) sesuai persamaan 2.74 ke dalam persamaan 2.68.

- iii. Melakukan pendugaan parameter model S-GWOLR dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) terboboti dan melakukan pengujian signifikansi parameter model S-GWOLR ( $\beta^*(u_i, v_i)$  dan  $\gamma$ ) secara simultan dengan menggunakan persamaan 2.65 dan secara parsial dengan menggunakan persamaan 2.56 dan 2.57.
  - iv. Membentuk model S-GWOLR untuk kasus IPKM Jawa Timur tahun 2009 dan melakukan interpretasi dari model yang terbentuk.
4. Menentukan model terbaik antara model GWOLR dan model S-GWOLR dengan cara membandingkan nilai AIC kedua model tersebut.

Diagram alir dari tahapan-tahapan analisis disajikan dalam Gambar 3.1. Langkah-langkah analisis dalam penelitian ini dikerjakan dengan bantuan *software* Minitab 14 dan MATLAB R2008a.







Gambar 3.1. Diagram Alir

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



## BAB IV

### HASIL DAN PEMBAHASAN

#### 4.1. Gambaran Umum Daerah Provinsi Jawa Timur

Provinsi Jawa Timur merupakan bagian dari Negara Kesatuan Republik Indonesia yang terletak pada  $110^{\circ}$  Bujur Timur sampai  $115^{\circ}57'$  Bujur Timur dan  $5^{\circ}37'$  Lintang Selatan sampai  $8^{\circ}48'$  Lintang Selatan. Luas wilayah daerah Jawa Timur adalah  $157.922 \text{ km}^2$  dan terbagi atas 29 Kabupaten dan 9 Kota. Batas Wilayah Provinsi Jawa Timur adalah sebagai berikut:

- a. sebelah utara berbatasan dengan Laut Jawa
- b. sebelah timur berbatasan dengan Selat Bali
- c. sebelah barat berbatasan dengan Provinsi Jawa Tengah
- d. sebelah selatan berbatasan dengan Samudra Hindia.

Pada penelitian ini metode *Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression* (GWOLR) dan metode *Semiparametric Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression* (S-GWOLR) diterapkan pada kasus IPKM (Indeks Pembangunan Kesehatan Masyarakat) Jawa Timur tahun 2009. Sebagai gambaran awal mengenai IPKM di Jawa Timur maka disajikan statistika deskriptif terhadap IPKM dan faktor-faktor yang mempengaruhi nilai IPKM tersebut. Berikut adalah hasil dari analisis deskriptif.

**Tabel 4.1. Deskripsi IPKM Jawa Timur Tahun 2009**

Kategori IPKM	N	Persentase
Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Kesehatan Tidak Miskin	23	60.53%
Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Kesehatan Miskin	10	26.31%
Kabupaten/Kota Bermasalah Kesehatan	5	13.16%

IPKM merupakan peubah respon berskala ordinal yang terdiri dari tiga kategori, yaitu Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Kesehatan Tidak Miskin, Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Kesehatan Miskin, dan Kabupaten/Kota Bermasalah Kesehatan. Berdasarkan Tabel 4.1 dapat disimpulkan bahwa 60% Kabupaten/Kota di Jawa Timur tergolong Kabupaten/Kota yang memiliki pembangunan kesehatan yang baik dan

tergolong Kabupaten/Kota yang tidak miskin berdasarkan indikator kesehatan masyarakat.

**Tabel 4.2. Statistika Deskriptif Indikator yang Mempengaruhi IPKM**

Peubah	Rata-Rata	Min	Max	Simpangan Baku
AKB Neonatal per 1000 Kelahiran	36.5790	22.00	66.00	12.6569
Persentase Kelahiran Ditolong Tenaga Medis	87.5800	51.98	100.00	14.2976
Persentase Balita Kekurangan Gizi	16.4053	6.83	31.16	6.1108
Akses Air Bersih	55.9705	3.68	178.39	35.7341
Rasio Dokter Per Puskesmas	3.0263	1.36	7.25	1.5131

Dari tabel 4.2 diketahui bahwa rata-rata Angka Kematian Bayi (AKB) neonatal per 1000 kelahiran di Jawa Timur adalah sebesar 36 jiwa di mana kasus kematian bayi neonatal tertinggi adalah pada Kabupaten Probolinggo dan kasus kematian bayi neonatal terendah adalah pada Kota Blitar. Rata-rata persentase kelahiran ditolong tenaga medis di Jawa Timur adalah sebesar 87.58% di mana Kabupaten Sidoarjo memiliki persentase kelahiran ditolong tenaga medis tertinggi sedangkan Kabupaten Sampang memiliki persentase kelahiran ditolong tenaga medis terendah. Rata-rata persentase balita kekurangan gizi di Jawa Timur adalah sebesar 16.41% di mana Kota Madiun memiliki persentase balita kekurangan gizi terendah dan Kabupaten Sampang memiliki persentase balita kekurangan gizi tertinggi. Rata-rata akses air bersih dari 38 Kabupaten/Kota di Jawa Timur adalah sebesar 55.97% di mana akses air bersih yang paling buruk adalah pada Kabupaten Trenggalek dan akses air bersih yang paling baik adalah pada Kabupaten Bangkalan. Sedangkan rata-rata rasio dokter per puskesmas di Jawa Timur adalah sebesar 3.03%. Rasio dokter per puskesmas terendah adalah pada Kabupaten Probolinggo dan rasio dokter per puskesmas tertinggi adalah pada Kota Batu.

## 4.2. Pengujian Asumsi Model GWOLR

Sebelum memodelkan data IPKM Jawa Timur tahun 2009 dengan menggunakan metode GWOLR dan metode S-GWOLR, maka dilakukan pengujian asumsi pada data, yaitu asumsi non-multikolinieritas dan asumsi heterogenitas spasial.

### 4.2.1. Uji Multikolinieritas

Uji multikolinieritas digunakan untuk mengetahui apakah terdapat korelasi antara peubah-peubah prediktor. Uji multikolinieritas terhadap data IPKM menggunakan kriteria nilai VIF (*Variance Inflation Factor*). Berikut adalah nilai VIF untuk tiap peubah prediktor.

**Tabel 4.3. Uji Multikolinieritas**

	<b>Peubah</b>	<b>VIF</b>
X <sub>1</sub>	AKB neonatal per 1000 Kelahiran	4.4
X <sub>2</sub>	Persentase Kelahiran Ditolong Tenaga Medis	5.0
X <sub>3</sub>	Persentase Balita Kekurangan Gizi	2.5
X <sub>4</sub>	Akses Air Bersih	1.2
X <sub>5</sub>	Rasio Dokter Per Puskesmas	1.3

Berdasarkan Tabel 4.3 dapat diketahui bahwa kelima peubah prediktor tersebut memiliki nilai VIF kurang dari 10. Hal ini mengindikasikan bahwa tidak terdapat korelasi antar peubah prediktor atau dengan kata lain tidak terdapat multikolinieritas pada data IPKM Jawa Timur tahun 2009. Oleh karena itu, peubah-peubah prediktor tersebut dapat digunakan untuk membentuk model GWOLR.

### 4.2.2. Uji Heterogenitas Spasial

Salah satu karakteristik data spasial khususnya analisis spasial dengan pendekatan titik adalah adanya heterogenitas spasial. Uji heterogenitas spasial dilakukan dengan menggunakan statistik uji Breusch-Pagan (BP) dengan hipotesis pengujian adalah sebagai berikut:

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_n^2 = \sigma^2$$

$$H_1: \text{minimal ada } i \text{ dimana } \sigma_i^2 \neq \sigma^2$$

Nilai statistik uji Breusch-Pagan untuk data IPKM adalah sebesar 304.6. Nilai statistik uji ini lebih besar dari titik kritis  $\chi^2_{(0.1; 5)}$  yaitu sebesar 9.236 sehingga diputuskan untuk menolak  $H_0$ . Oleh karena itu, dapat disimpulkan bahwa terdapat pengaruh heterogenitas spasial di setiap Kabupaten/Kota di Jawa Timur.

### **4.3. Pemodelan Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression (GWOLR)**

Berdasarkan informasi yang didapat dari statistika deskriptif, penggolongan nilai IPKM untuk tiap Kabupaten/Kota adalah berbeda. Hal ini tidak lain bergantung pada indikator kesehatan untuk tiap Kabupaten/Kota. Oleh karena itu, besar kemungkinan bahwa faktor yang mempengaruhi IPKM di Jawa Timur akan berbeda antara Kabupaten/Kota satu dengan Kabupaten/Kota lainnya sehingga digunakan analisis GWOLR , yaitu analisis untuk data ordinal yang memperhatikan aspek spasial atau lokasi.

#### **4.3.1. Pembobotan Fungsi Fixed Bisquare Kernel Model GWOLR**

Langkah pertama dalam pemodelan data IPKM menggunakan metode GWOLR dengan pembobot *Fixed* Bisquare Kernel adalah menentukan *bandwidth* ( $h$ ) optimum untuk keseluruhan Kabupaten/Kota di Jawa Timur. Penentuan *bandwidth* optimum dilakukan dengan menggunakan metode CV (*Cross Validation*). Dengan menggunakan metode CV didapatkan *bandwidth* optimum dengan pembobot *Fixed* Bisquare Kernel adalah sebesar 2.821. Nilai *bandwidth* optimum ini adalah sama untuk tiap Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Timur.

Nilai *bandwidth* optimum digunakan untuk mendapatkan matriks pembobot untuk setiap Kabupaten/Kota dengan fungsi pembobot *Fixed* Bisquare Kernel. Matriks pembobot di lokasi  $(u_i, v_i)$  adalah matriks diagonal  $\mathbf{W}(u_i, v_i)$ . Matriks pembobot  $\mathbf{W}(u_i, v_i)$  didapatkan dengan memasukkan jarak *euclidean* ( $d_{ij}$ ) dan nilai *bandwidth* optimum ke dalam fungsi pembobot *Fixed* Bisquare Kernel sehingga dihasilkan 38 buah matriks pembobot. Jarak euclidean dan nilai pembobot *Fixed* Bisquare Kernel  $W_j$  untuk tiap Kabupaten/Kota dapat dilihat pada lampiran 17 dan 18. Berikut adalah jarak *euclidean* dan pembobot  $W_j$  pada lokasi Kota Batu.

**Tabel 4.4. Nilai  $d_{ij}$  dan Pembobot  $W_j$  di Kota Batu dengan Pembobot Fixed Bisquare Kernel**

Kabupaten/Kota	$d_{ij}$	$W_j$
Pacitan	1.38654	0.57520
Ponorogo	0.74007	0.86709
Trenggalek	1.02577	0.75304
Tulungagung	0.93744	0.79134
Blitar	0.60539	0.91001
Kediri	0.28284	0.98000
Malang	0.10000	0.99749
Lumajang	0.99865	0.76507
Jember	1.20108	0.67031
Banyuwangi	1.98950	0.25264
Bondowoso	1.18038	0.68049
Situbondo	1.25256	0.64457
Probolinggo	0.61294	0.90781
Pasuruan	0.43186	0.95368
Sidoarjo	0.26401	0.98256
Mojokerto	0.19235	0.99072
Jombang	0.26173	0.98286
Nganjuk	0.79429	0.84773
Madiun	1.06367	0.73587
Magetan	1.12641	0.70655
Ngawi	1.08416	0.72642
Bojonegoro	0.88589	0.81249
Tuban	1.03446	0.74915
Lamongan	0.44553	0.95074
Gresik	0.42579	0.95496
Bangkalan	0.50695	0.93645
Sampang	0.92612	0.79606
Pamekasan	1.05309	0.74071
Sumenep	1.30388	0.61837
Kota Kediri	0.31064	0.97589
Kota Blitar	0.57385	0.91895
Kota Malang	0.09899	0.99754
Kota Probolinggo	0.81222	0.84108

**Tabel 4.4. Lanjutan**

<b>Kabupaten/Kota</b>	$d_{ij}$	$W_j$
Kota Pasuruan	0.26420	0.98253
Kota Mojokerto	0.23770	0.98585
Kota Madiun	1.01966	0.75577
Kota Surabaya	0.39217	0.96172
Kota Batu	0	1

Matriks pembobot yang dapat dibentuk berdasarkan Tabel 4.4 pada lokasi penelitian terakhir yaitu Kota Batu adalah sebagai berikut :

$$\mathbf{W}(\mathbf{u}_{38}, \mathbf{v}_{38}) = \text{diag} [W_1(\mathbf{u}_{38}, \mathbf{v}_{38}) W_2(\mathbf{u}_{38}, \mathbf{v}_{38}) W_3(\mathbf{u}_{38}, \mathbf{v}_{38}) \dots W_{38}(\mathbf{u}_{38}, \mathbf{v}_{38})] \\ = \text{diag} [0.57520 \ 0.86709 \ 0.75304 \dots 1]$$

Matriks pembobot tersebut digunakan untuk menduga parameter untuk lokasi ( $\mathbf{u}_{38}, \mathbf{v}_{38}$ ), yaitu Kota Batu.

#### 4.3.2. Pendugaan Parameter Model GWOLR

Pendugaan parameter model GWOLR dilakukan dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimator* (MLE) terboboti. Pendugaan parameter model GWOLR dengan fungsi *Fixed Bisquare Kernel* di tiap Kabupaten/Kota dilakukan dengan menggunakan bantuan *software Matlab R2008a* sehingga didapatkan nilai penduga parameter di tiap Kabupaten/Kota ( $\mathbf{u}_i, \mathbf{v}_i$ ) di mana  $i = 1, 2, \dots, 38$ . Berikut adalah statistik deskriptif dari nilai dugaan parameter model GWOLR dengan menggunakan pembobot *Fixed Bisquare Kernel*.

**Tabel 4.5. Statistik Deskriptif dari Nilai Dugaan Parameter Model GWOLR**

Parameter	Model GWOLR				
	Min	Max	Rata-Rata	Simpangan Baku	Kisaran
$\alpha_1$	-54.5370	-14.2965	-17.8088	6.6876	40.2405
$\alpha_2$	-52.0276	-10.3666	-15.1198	6.9292	41.6611
$\beta_1$	0.1728	0.6488	0.2020	0.0786	0.4760
$\beta_2$	0.1427	0.5355	0.1706	0.0649	0.3929
$\beta_3$	-0.4215	-0.1589	-0.2571	0.0765	0.2627
$\beta_4$	-0.1080	0.0098	-0.0119	0.0194	0.1178
$\beta_5$	-0.3862	0.3870	0.2472	0.1276	0.7332

Setelah didapatkan nilai dugaan parameter model GWOLR untuk tiap Kabupaten/Kota, maka langkah selanjutnya adalah menguji parameter model GWOLR secara simultan dan parsial untuk memperoleh model GWOLR tiap Kabupaten/Kota.

#### 4.3.3. Pengujian Parameter Model GWOLR secara Simultan

Pengujian parameter model GWOLR secara simultan dilakukan untuk memeriksa peranan indikator kesehatan dalam mempengaruhi IPKM secara bersama-sama. Hipotesis pengujian adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_1(u_i, v_i) = \beta_2(u_i, v_i) = \cdots = \beta_5(u_i, v_i) = 0$$

$H_1$  : paling tidak ada satu  $\beta_k(u_i, v_i)$  yang tidak sama dengan 0 di mana  $i = 1, 2, \dots, 38$  dan  $k = 1, 2, \dots, 5$ .

Pengujian parameter model GWOLR secara simultan menggunakan statistik uji  $G^2$  atau *likelihood ratio test*. Kriteria pengujianya adalah tolak  $H_0$  jika nilai  $G^2 > \chi^2_{(\alpha ; \text{db})}$  di mana derajat bebas adalah jumlah parameter yang efektif dalam model ( $\text{trace}(S)$ ) dan  $\alpha = 0.1$ .

Nilai statistik uji  $G^2$  untuk model GWOLR adalah sebesar 33.738. Nilai statistik uji ini lebih besar dari titik kritis  $\chi^2_{(0.1 ; 8.867)}$ , yaitu sebesar 14.52 sehingga dapat diputuskan untuk menolak  $H_0$ . Dengan ditolaknya  $H_0$  maka dapat disimpulkan bahwa secara bersama-sama indikator kesehatan mempengaruhi IPKM di Jawa Timur tahun 2009.

#### 4.3.4. Pengujian Parameter Model GWOLR secara Parsial

Pengujian parameter model GWOLR secara parsial digunakan untuk membentuk model GWOLR. Pengujian parameter model secara parsial dimaksudkan untuk mengetahui indikator kesehatan apa saja yang mempengaruhi IPKM di setiap Kabupaten/Kota di Jawa Timur. Hipotesis pengujian adalah sebagai berikut:

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

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

di mana  $i = 1, 2, \dots, 38$  dan  $k = 1, 2, \dots, 5$ .

Tabel 4.6 merupakan hasil pengujian parameter GWOLR pada Kota Batu ( $u_{38}, v_{38}$ ). Pengujian parameter secara parsial untuk keseluruhan lokasi dengan pembobot *Fixed Bisquare Kernel* dapat dilihat pada Lampiran 20.

**Tabel 4.6. Pengujian Parameter Model GWOLR pada Kota Batu**

Parameter	Nilai Duga	Salah Baku	Wald
$\alpha_1$	-15.8980	8.6799	-1.8316*
$\alpha_2$	-13.3726	8.4999	-1.5733
$\beta_1$	0.1738	0.0798	2.1768*
$\beta_2$	0.1505	0.0730	2.0634*
$\beta_3$	-0.2217	0.1259	-1.7601*
$\beta_4$	-0.0085	0.0131	-0.6535
$\beta_5$	0.2615	0.3886	0.6730

Keterangan: \* = signifikan pada tingkat nyata sebesar 0.1

Pengujian parameter model GWOLR secara parsial menggunakan statistik uji Wald. Kriteria pengujinya adalah tolak  $H_0$  jika nilai  $|W| > Z_{\alpha/2}$  sehingga untuk  $\alpha = 0.1$  maka besar titik kritis  $Z_{0.05} = 1.64$ . Berdasarkan Tabel 4.6 dapat diketahui bahwa parameter  $\alpha_1$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ , dan  $\beta_3$  berpengaruh signifikan pada  $\alpha = 0.1$ . Hal ini menunjukkan bahwa indikator kesehatan yang mempengaruhi IPKM di Kota Batu adalah Angka Kematian Bayi neonatal per 1000 kelahiran (jiwa), persentase kelahiran ditolong oleh tenaga medis (%), dan persentase balita kekurangan gizi (%). Indikator kesehatan yang paling berpengaruh terhadap IPKM di Kota Batu adalah persentase balita kekurangan gizi karena memiliki nilai duga yang paling besar dibandingkan indikator kesehatan lainnya yang signifikan.

Indikator kesehatan yang berpengaruh signifikan di Kota Batu berdasarkan model GWOLR belum tentu berpengaruh signifikan di Kabupaten/Kota lain. Dari hasil pengujian parameter model GWOLR secara parsial dengan pembobotan fungsi *Fixed Bisquare Kernel* maka dihasilkan lima kelompok Kabupaten/Kota di Jawa Timur berdasarkan kesamaan peubah prediktor atau indikator yang berpengaruh signifikan terhadap IPKM tahun 2009. Tabel 4.7 merupakan tabel pengelompokan Kabupaten/Kota berdasarkan peubah prediktor yang signifikan di masing-masing wilayah.

**Tabel 4.7. Pengelompokan Kabupaten/Kota Berdasarkan Peubah Prediktor yang Signifikan dalam Model GWOLR**

Kabupaten/Kota	Peubah yang Signifikan
Banyuwangi	X <sub>2</sub>
Pacitan dan Magetan	X <sub>3</sub>
Lumajang, Jember, Bondowoso, Situbondo, Probolinggo, Pasuruan, Sampang, Pamekasan, Sumenep, dan Kota Blitar	X <sub>1</sub> dan X <sub>2</sub>
Trenggalek	X <sub>1</sub> dan X <sub>3</sub>
Ponorogo, Tulungagung, Blitar, Kediri, Malang, Sidoarjo, Mojokerto, Jombang, Nganjuk, Madiun, Ngawi, Bojonegoro, Tuban, Lamongan, Gresik, Bangkalan, Kota Kediri, Kota Malang, Kota Probolinggo, Kota Pasuruan, Kota Mojokerto, Kota Madiun, Kota Surabaya, dan Kota Batu	X <sub>1</sub> ,X <sub>2</sub> dan X <sub>3</sub>

#### 4.3.5. Interpretasi Model GWOLR

Berdasarkan hasil pengujian parameter secara parsial, maka didapatkan model GWOLR untuk IPKM di Kota Batu adalah sebagai berikut:

$$\text{logit } [P(Y_i \leq 1|x_i)] = -15.8980 + 0.1738X_1 + 0.1505X_2 - 0.2217X_3$$

$$\text{logit } [P(Y_i \leq 2|x_i)] = 0.1738X_1 + 0.1505X_2 - 0.2217X_3$$

Interpretasi untuk model tersebut adalah setiap peningkatan Angka Kematian Bayi neonatal per 1000 kelahiran sebesar 1 jiwa maka akan meningkatkan kecenderungan bahwa Kota Batu tergolong kategori Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Kesehatan Tidak Miskin sebesar 17% dibanding kedua kategori lainnya dan cenderung tergolong kategori Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Kesehatan Tidak Miskin atau Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Kesehatan Miskin sebesar 17% dibanding kategori Kabupaten/Kota Bermasalah Kesehatan dengan syarat indikator persentase kelahiran ditolong oleh tenaga medis dan persentase balita kekurangan gizi adalah konstan. Peningkatan persentase kelahiran ditolong tenaga medis sebesar 1% maka akan meningkatkan kecenderungan bahwa IPKM Kota Batu tergolong kategori Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Kesehatan Tidak Miskin sebesar 15% dibanding kedua kategori lainnya dan cenderung tergolong kategori Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Kesehatan Tidak Miskin

atau Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Kesehatan Miskin sebesar 15% dibanding kategori Kabupaten/Kota Bermasalah Kesehatan dengan syarat indikator Angka Kematian Bayi neonatal per 1000 kelahiran dan persentase balita kekurangan gizi adalah konstan. Sedangkan peningkatan persentase balita kekurangan gizi sebesar 1% maka akan menurunkan kecenderungan bahwa IPKM Kota Batu tergolong kategori Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Kesehatan Tidak Miskin sebesar 22% dibanding kedua kategori lainnya dan cenderung tergolong kategori Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Kesehatan Tidak Miskin atau Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Kesehatan Miskin sebesar 22% dibanding kategori Kabupaten/Kota Bermasalah Kesehatan dengan syarat indikator Angka Kematian Bayi neonatal per 1000 kelahiran dan persentase kelahiran ditolong tenaga medis adalah konstan.

**Tabel 4.8. Odd Ratio Model GWOLR pada Kota Batu**

Parameter	Nilai Duga	Odd Ratio
$\beta_1$	0.1738	1.1898
$\beta_2$	0.1505	1.1624
$\beta_3$	-0.2217	0.8012

Nilai *odd ratio* untuk peubah Angka Kematian Bayi neonatal per 1000 kelahiran dan persentase kelahiran ditolong tenaga medis adalah lebih dari 1. Oleh karena itu dapat disimpulkan bahwa semakin tinggi Angka Kematian Bayi neonatal per 1000 kelahiran dan persentase kelahiran ditolong tenaga medis maka kecenderungan Kota Batu tergolong kategori Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Kesehatan Tidak Miskin semakin tinggi. Sedangkan nilai *odd ratio* yang kurang dari 1 untuk peubah persentase balita kekurangan gizi menandakan bahwa semakin tinggi persentase balita kekurangan gizi maka kecenderungan Kota Batu tergolong Kabupaten/Kota Bermasalah Kesehatan semakin tinggi. Hal ini sesuai dengan fakta bahwa perkotaan besar memiliki fenomena kepadatan penduduk yang berlebihan dan kondisi sanitasi yang buruk. Oleh karena itu, perkotaan besar yang identik dengan status Kabupaten/Kota dengan fasilitas kesehatan yang baik cenderung memiliki Angka Kematian Bayi neonatal yang cukup tinggi. Sedangkan persentase kelahiran ditolong medis yang tinggi serta persentase balita kekurangan gizi yang rendah mengindikasikan bahwa pembangunan kesehatan, seperti ketersediaan tenaga medis dan posyandu di wilayah

tersebut adalah baik dan hal ini juga menandakan kesadaran masyarakat yang tinggi akan pentingnya kesehatan serta kemampuan masyarakat dalam segi ekonomi untuk menunjang kesehatan.

Prediksi kategori IPKM untuk tiap Kabupaten/Kota di Jawa Timur berdasarkan metode GWOLR didapatkan dengan menghitung peluang masing-masing kategori IPKM di tiap Kabupaten/Kota di mana prediksi merupakan kategori dengan peluang terbesar. Perhitungan peluang tiap kategori IPKM dapat dilihat pada Lampiran 22. Tabel 4.9 merupakan tabel prediksi kategori IPKM untuk tiap Kabupaten/Kota di Jawa Timur.

**Tabel 4.9. Prediksi Kategori IPKM Tiap Kabupaten/Kota di Jawa Timur Berdasarkan Model GWOLR**

Kabupaten/Kota	Prediksi Kategori	Kabupaten/Kota	Prediksi Kategori
Pacitan	2	Magetan	1
Ponorogo	2	Ngawi	1
Trenggalek	2	Bojonegoro	1
Tulungagung	1	Tuban	2
Blitar	1	Lamongan	1
Kediri	1	Gresik	2
Malang	2	Bangkalan	3
Lumajang	1	Sampang	3
Jember	1	Pamekasan	3
Banyuwangi	1	Sumenep	3
Bondowoso	1	Kota Kediri	1
Situbondo	1	Kota Blitar	1
Probolinggo	1	Kota Malang	1
Pasuruan	1	Kota Probolinggo	2
Sidoarjo	1	Kota Pasuruan	1
Mojokerto	1	Kota Mojokerto	1
Jombang	2	Kota Madiun	1
Nganjuk	2	Kota Surabaya	1
Madiun	1	Kota Batu	1

Berdasarkan tabel 4.9, maka dapat dibentuk tabel klasifikasi untuk mengetahui kesalahan pengklasifikasian dari model GWOLR. Berikut adalah tabel klasifikasi IPKM berdasarkan model GWOLR.

**Tabel 4.10. Tabel Klasifikasi IPKM Tiap Kabupaten/Kota di Jawa Timur Berdasarkan Model GWOLR**

Aktual	Prediksi			Ketepatan Klasifikasi
	1	2	3	
1	21	2	0	91.30%
2	4	6	0	60.00%
3	0	1	4	80.00%
<b>Total Keseluruhan</b>				<b>81.58%</b>

Nilai APER yang didapatkan berdasarkan tabel klasifikasi adalah sebesar 18.42%. Nilai tersebut menunjukkan bahwa persentase sampel yang salah diklasifikasikan oleh model GWOLR adalah sebesar 18.42% atau dengan kata lain persentase sampel yang tepat diklasifikasikan oleh model GWOLR adalah sebesar 81.58%.

#### **4.4. Pemodelan Semiparametric Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression (S-GWOLR)**

Berdasarkan pengujian model GWOLR secara parsial didapatkan tiga peubah prediktor yang bersifat lokal atau pengaruh lokasi bersifat nyata, yaitu peubah Angka Kematian Bayi neonatal per 1000 kelahiran, peubah persentase kelahiran ditolong oleh tenaga medis, dan peubah persentase balita kekurangan gizi. Ketiga peubah prediktor tersebut bersifat lokal karena memiliki pengaruh signifikan di beberapa Kabupaten/Kota namun tidak berpengaruh signifikan di Kabupaten/Kota yang lain, sedangkan kedua peubah prediktor lainnya, yaitu peubah akses air bersih dan peubah rasio dokter per puskesmas diasumsikan bersifat global atau pengaruh lokasi tidak nyata karena tidak signifikan untuk keseluruhan Kabupaten/Kota di Jawa Timur. Oleh karena terdapat dua jenis peubah prediktor, yaitu peubah prediktor yang bersifat global dan lokal, maka digunakan analisis S-GWOLR untuk memodelkan data IPKM Jawa Timur tahun 2009.

#### 4.4.1. Pembobotan Fungsi *Fixed* Bisquare Kernel Model S-GWOLR

Sama halnya dengan pemodelan menggunakan metode GWOLR, langkah pertama dalam pemodelan data IPKM menggunakan metode S-GWOLR dengan pembobot *Fixed* Bisquare Kernel adalah menentukan *bandwidth* ( $h$ ) optimum untuk keseluruhan Kabupaten/Kota di Jawa Timur. Penentuan *bandwidth* optimum dilakukan dengan menggunakan metode CV (*Cross Validation*) dan didapatkan *bandwidth* optimum dengan pembobot *Fixed* Bisquare Kernel untuk metode S-GWOLR adalah sebesar 6.337. Nilai *bandwidth* optimum ini sama untuk tiap Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Timur.

Penghitungan nilai *bandwidth* optimum digunakan untuk mendapatkan matriks pembobot untuk setiap Kabupaten/Kota dengan fungsi pembobot *Fixed* Bisquare Kernel. Matriks pembobot di lokasi  $(u_i, v_i)$  adalah matriks diagonal  $\mathbf{W}(u_i, v_i)$  yang didapatkan dengan cara memasukkan jarak *euclidean* ( $d_{ij}$ ) dan nilai *bandwidth* optimum ke dalam fungsi pembobot *Fixed* Bisquare Kernel sehingga dihasilkan 38 buah matriks pembobot untuk tiap Kabupaten/Kota. Nilai pembobot *Fixed* Bisquare Kernel  $W_j$  untuk tiap Kabupaten/Kota dapat dilihat pada lampiran 19. Berikut adalah jarak *euclidean* dan pembobot  $W_j$  pada lokasi Kota Batu.

**Tabel 4.11. Nilai  $d_{ij}$  dan Pembobot  $W_j$  di Kota Batu dengan Pembobot *Fixed* Bisquare Kernel**

Kabupaten/Kota	$d_{ij}$	$W_j$
Pacitan	1.38654	0.90654
Ponorogo	0.74007	0.97291
Trenggalek	1.02577	0.94828
Tulungagung	0.93744	0.95671
Blitar	0.60539	0.98183
Kediri	0.28284	0.99602
Malang	0.10000	0.99950
Lumajang	0.99865	0.95095
Jember	1.20108	0.92944
Banyuwangi	1.98950	0.81259
Bondowoso	1.18038	0.93181
Situbondo	1.25256	0.92339

**Tabel 4.11. Lanjutan**

Kabupaten/Kota	$d_{ij}$	$W_j$
Probolinggo	0.61294	0.98138
Pasuruan	0.43186	0.99073
Sidoarjo	0.26401	0.99653
Mojokerto	0.19235	0.99816
Jombang	0.26173	0.99659
Nganjuk	0.79429	0.96883
Madiun	1.06367	0.94445
Magetan	1.12641	0.93781
Ngawi	1.08416	0.94232
Bojonegoro	0.88589	0.96130
Tuban	1.03446	0.94742
Lamongan	0.44553	0.99014
Gresik	0.42579	0.99099
Bangkalan	0.50695	0.98724
Sampang	0.92612	0.95774
Pamekasan	1.05309	0.94553
Sumenep	1.30388	0.91712
Kota Kediri	0.31064	0.99520
Kota Blitar	0.57385	0.98367
Kota Malang	0.09899	0.99951
Kota Probolinggo	0.81222	0.96741
Kota Pasuruan	0.26420	0.99653
Kota Mojokerto	0.23770	0.99719
Kota Madiun	1.01966	0.94889
Kota Surabaya	0.39217	0.99235
Kota Batu	0	1

Berdasarkan Tabel 4.11, maka matriks pembobot yang terbentuk untuk lokasi penelitian Kota Batu adalah sebagai berikut :

$$\begin{aligned} W(u_{38}, v_{38}) &= \text{diag} [W_1(u_{38}, v_{38}) \ W_2(u_{38}, v_{38}) \ W_3(u_{38}, v_{38}) \dots \ W_{38}(u_{38}, v_{38})] \\ &= \text{diag} [0.90654 \ 0.97291 \ 0.99235 \dots \ 1] \end{aligned}$$

Matriks pembobot tersebut digunakan untuk menduga parameter model S-GWOLR pada lokasi Kota Batu.

#### 4.4.2. Pendugaan Parameter Model S-GWOLR

Pendugaan parameter model S-GWOLR dilakukan dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimator* (MLE) terboboti. Pendugaan parameter model S-GWOLR dengan fungsi *Fixed Bisquare Kernel* akan menghasilkan nilai dugaan parameter yang bersifat lokal ( $\beta$ ) untuk tiap Kabupaten/Kota ( $u_i, v_i$ ) di mana  $i = 1, 2, \dots, 38$  dan nilai dugaan parameter yang bersifat global ( $\gamma$ ), yaitu bernilai konstan atau sama untuk tiap Kabupaten/Kota di Jawa Timur. Berikut adalah tabel nilai dugaan dan salah baku (*standard error*) dari parameter global ( $\gamma$ ) untuk data IPKM Jawa Timur.

**Tabel 4.12. Nilai Dugaan dan Salah Baku Parameter Global Model S-GWOLR**

Parameter	Model S-GWOLR	
	Nilai Duga	Salah Baku
$\gamma_1$	-0.0078	0.0118
$\gamma_2$	0.2187	0.3525

Sedangkan statistika deskriptif dari nilai dugaan parameter lokal ( $\beta(u_i, v_i)$ ) model S-GWOLR dengan menggunakan pembobot *Fixed Bisquare Kernel* adalah sebagai berikut:

**Tabel 4.13. Statistik Deskriptif dari Nilai Dugaan Parameter Lokal Model S-GWOLR**

Parameter	Model S-GWOLR				
	Min	Max	Rata-Rata	Simpangan Baku	Kisaran
$\alpha_1$	-20.3031	-16.9837	-18.0202	0.7527	3.3194
$\alpha_2$	-18.0729	-14.3110	-15.5174	0.8629	3.7619
$\beta_1$	0.1746	0.1956	0.1798	0.0042	0.0211
$\beta_2$	0.1568	0.1884	0.1660	0.0069	0.0316
$\beta_3$	-0.2069	-0.1520	-0.1836	0.0141	0.0549

Setelah melakukan pendugaan parameter model S-GWOLR untuk tiap Kabupaten/Kota, maka langkah selanjutnya adalah melakukan pengujian parameter model S-GWOLR secara simultan dan parsial.

#### **4.4.3. Pengujian Parameter Model S-GWOLR secara Simultan**

Pengujian parameter model S-GWOLR secara simultan bertujuan untuk mengetahui ada tidaknya pengaruh indikator kesehatan terhadap IPKM secara bersama-sama. Hipotesis pengujian adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_1(u_i, v_i) = \beta_2(u_i, v_i) = \beta_3(u_i, v_i) = \gamma_1 = \gamma_2 = 0$$

$H_1$  : paling tidak ada satu parameter yang tidak sama dengan 0 di mana  $i = 1, 2, \dots, 38$ .

Statistik uji yang digunakan untuk menguji parameter model S-GWOLR secara simultan adalah statistik uji  $G^2$  atau *likelihood ratio test*. Kriteria pengujian adalah tolak  $H_0$  jika nilai  $G^2 > \chi^2_{(\alpha ; \text{db})}$  di mana  $\alpha = 0.1$  dan derajat bebas (db) adalah jumlah parameter yang efektif dalam model ( $\text{trace}(S)$ ).

Nilai statistik uji  $G^2$  untuk model S-GWOLR adalah sebesar 22.966. Nilai statistik uji ini lebih besar dari titik kritis  $\chi^2_{(0.1 ; 7.367)}$ , yaitu sebesar 12.51 sehingga diputuskan untuk menolak  $H_0$ . Oleh karena itu, dapat disimpulkan bahwa indikator kesehatan baik yang bersifat lokal (pengaruh lokasi nyata) maupun bersifat global (pengaruh lokasi tidak nyata) secara bersama-sama mempengaruhi IPKM di Jawa Timur tahun 2009.

#### **4.4.4. Pengujian Parameter Model S-GWOLR secara Parsial**

Pengujian parameter model S-GWOLR secara parsial digunakan untuk mengetahui indikator kesehatan apa saja yang mempengaruhi IPKM di setiap Kabupaten/Kota di Jawa Timur. Hasil pengujian parameter secara parsial ini digunakan untuk membentuk model S-GWOLR. Hipotesis pengujian adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_\ell(u_i, v_i) = 0 \text{ lawan } H_1 : \beta_\ell(u_i, v_i) \neq 0$$

dan

$$H_0 : \gamma_m = 0 \text{ lawan } H_1 : \gamma_m \neq 0$$

di mana  $i = 1, 2, \dots, 38$ ,  $\ell = 1, 2, 3$ , dan  $m = 1, 2$ .

Hasil pengujian parameter S-GWOLR pada Kota Batu ( $u_{38}, v_{38}$ ) tercantum pada tabel 4.14. Sedangkan pengujian parameter secara parsial untuk keseluruhan lokasi dengan pembobot *Fixed Bisquare Kernel* dapat dilihat pada Lampiran 21.

**Tabel 4.14. Pengujian Parameter Model S-GWOLR pada Kota Batu**

Parameter	Nilai Duga	Salah Baku	Wald
$\alpha_1$	-17.9794	8.3123	-2.1630*
$\alpha_2$	-15.4801	8.1263	-1.9049*
$\beta_1$	0.1793	0.0748	2.3966*
$\beta_2$	0.1657	0.0693	2.3922*
$\beta_3$	-0.1830	0.1086	-1.6845*
$\gamma_1$	-0.0078	0.0118	-0.6569
$\gamma_2$	0.2187	0.3525	0.6205

Keterangan: \* = signifikan pada tingkat nyata sebesar 0.1

Statistik uji yang digunakan pada pengujian parameter model S-GWOLR secara parsial adalah statistik uji Wald. Kriteria pengujian adalah tolak  $H_0$  jika nilai  $|W| > Z_{\alpha/2}$ . Nilai titik kritis untuk  $\alpha = 0.1$  adalah  $Z_{0.05} = 1.64$ . Berdasarkan Tabel 4.13 dapat diketahui bahwa parameter  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ , dan  $\beta_3$  berpengaruh signifikan pada  $\alpha = 0.1$  sehingga dapat disimpulkan bahwa indikator kesehatan yang mempengaruhi IPKM di Kota Batu adalah indikator kesehatan yang bersifat lokal, yaitu Angka Kematian Bayi neonatal per 1000 kelahiran (jiwa), persentase kelahiran ditolong oleh tenaga medis (%), dan persentase balita kekurangan gizi (%). Indikator kesehatan yang paling berpengaruh terhadap IPKM di Kota Batu adalah persentase balita kekurangan gizi karena memiliki nilai duga yang paling besar dibandingkan kedua indikator kesehatan lainnya yang signifikan. Sedangkan indikator kesehatan yang bersifat global, yaitu akses air bersih (%) dan rasio dokter per puskesmas (%) tidak mempengaruhi IPKM di Kota Batu.

Indikator kesehatan yang berpengaruh signifikan berdasarkan model S-GWOLR di Kota Batu belum tentu berpengaruh signifikan di Kabupaten/Kota lain. Berdasarkan hasil pengujian parameter model S-GWOLR secara parsial maka dihasilkan dua kelompok Kabupaten/Kota di Jawa Timur berdasarkan kesamaan peubah prediktor atau indikator kesehatan yang berpengaruh signifikan terhadap IPKM tahun 2009. Tabel 4.15 merupakan tabel pengelompokan Kabupaten/Kota di Jawa Timur berdasarkan peubah prediktor yang signifikan di masing-masing wilayah.

**Tabel 4.15. Pengelompokan Kabupaten/Kota Berdasarkan Peubah Prediktor yang Signifikan dalam Model S-GWOLR**

Kabupaten	Peubah yang Signifikan
Lumajang, Jember, Banyuwangi, Bondowoso, Situbondo, Probolinggo, Pasuruan, Sampang, Pamekasan, Sumenep, dan Kota Probolinggo.	X <sub>1</sub> dan X <sub>2</sub>
Pacitan, Ponorogo, Trenggalek, Tulungagung, Blitar, Kediri, Malang, Sidoarjo, Mojokerto, Jombang, Nganjuk, Madiun, Magetan, Ngawi, Bojonegoro, Tuban, Lamongan, Gresik, Bangkalan, Kota Kediri, Kota Blitar, Kota Malang, Kota Pasuruan, Kota Mojokerto, Kota Madiun, Kota Surabaya, dan Kota Batu	X <sub>1</sub> , X <sub>2</sub> , dan X <sub>3</sub>

#### 4.4.5. Interpretasi Model S-GWOLR

Model S-GWOLR untuk IPKM di Kota Batu adalah sebagai berikut:

$$\text{logit } [P(Y_i \leq 1|x_i)] = -17.9794 + 0.1793X_1 + 0.1657X_2 - 0.1830X_3$$

$$\text{logit } [P(Y_i \leq 2|x_i)] = -15.4801 + 0.1793X_1 + 0.1657X_2 - 0.1830X_3$$

Berdasarkan model S-GWOLR yang terbentuk, dapat disimpulkan bahwa setiap peningkatan Angka Kematian Bayi neonatal per 1000 kelahiran sebesar 1 jiwa maka akan meningkatkan kecenderungan bahwa Kota Batu tergolong kategori Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Kesehatan Tidak Miskin sebesar 18% dibanding kedua kategori lainnya dan cenderung tergolong kategori Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Kesehatan Tidak Miskin atau Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Kesehatan Miskin sebesar 18% dibanding kategori Kabupaten/Kota Bermasalah Kesehatan dengan syarat indikator persentase kelahiran ditolong oleh tenaga medis dan persentase balita kekurangan gizi adalah konstan. Peningkatan persentase kelahiran ditolong tenaga medis sebesar 1% maka akan meningkatkan kecenderungan bahwa IPKM Kota Batu tergolong kategori Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Kesehatan Tidak Miskin sebesar 17% dibanding kedua kategori lainnya dan cenderung tergolong kategori Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Kesehatan Tidak Miskin atau Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Kesehatan Miskin sebesar 17% dibanding kategori Kabupaten/Kota Bermasalah Kesehatan dengan syarat indikator Angka Kematian Bayi

neonatal per 1000 kelahiran dan persentase balita kekurangan gizi adalah konstan. Sedangkan peningkatan persentase balita kekurangan gizi sebesar 1% maka akan menurunkan kecenderungan bahwa IPKM Kota Batu tergolong kategori Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Kesehatan Tidak Miskin sebesar 18% dibanding kedua kategori lainnya dan cenderung tergolong kategori Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Kesehatan Tidak Miskin atau Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Miskin sebesar 18% dibanding kategori Kabupaten/Kota Bermasalah Kesehatan dengan syarat indikator Angka Kematian Bayi neonatal per 1000 kelahiran dan persentase kelahiran ditolong tenaga medis adalah konstan.

**Tabel 4.16. Odd Ratio Model S-GWOLR pada Kota Batu**

Parameter	Nilai Duga	Odd Ratio
$\beta_1$	0.1793	1.1964
$\beta_2$	0.1657	1.1802
$\beta_3$	-0.1830	0.8328

Sama halnya dengan model GWOLR, nilai *odd ratio* yang lebih dari 1 untuk peubah Angka Kematian Bayi neonatal per 1000 kelahiran dan peubah persentase kelahiran ditolong oleh tenaga medis mengindikasikan bahwa semakin tinggi Angka Kematian Bayi neonatal dan semakin tinggi persentase kelahiran ditolong tenaga medis di Kota Batu maka kecenderungan Kota Batu tergolong kategori Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Kesehatan Tidak Miskin semakin tinggi. Sedangkan nilai *odd ratio* untuk peubah persentase balita kekurangan gizi yang kurang dari 1 menunjukkan bahwa semakin rendah persentase balita kekurangan gizi di Kota Batu maka akan meningkatkan kecenderungan Kota Batu tergolong kategori Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Kesehatan Tidak Miskin.

Prediksi kategori IPKM untuk tiap Kabupaten/Kota di Jawa Timur berdasarkan metode S-GWOLR didapatkan dengan menghitung peluang masing-masing kategori IPKM di tiap Kabupaten/Kota dan menentukan kategori dengan peluang terbesar. Perhitungan peluang tiap kategori IPKM dapat dilihat pada Lampiran 23. Tabel 4.17 merupakan tabel prediksi kategori IPKM untuk tiap Kabupaten/Kota di Jawa Timur.

**Tabel 4.17. Prediksi Kategori IPKM Tiap Kabupaten/Kota di Jawa Timur Berdasarkan Model S-GWOLR**

Kabupaten/Kota	Prediksi Kategori	Kabupaten/Kota	Prediksi Kategori
Pacitan	2	Magetan	1
Ponorogo	2	Ngawi	1
Trenggalek	2	Bojonegoro	1
Tulungagung	1	Tuban	2
Blitar	1	Lamongan	1
Kediri	1	Gresik	1
Malang	2	Bangkalan	3
Lumajang	1	Sampang	3
Jember	2	Pamekasan	3
Banyuwangi	1	Sumenep	3
Bondowoso	1	Kota Kediri	1
Situbondo	1	Kota Blitar	1
Probolinggo	1	Kota Malang	1
Pasuruan	1	Kota Probolinggo	2
Sidoarjo	1	Kota Pasuruan	1
Mojokerto	1	Kota Mojokerto	1
Jombang	1	Kota Madiun	1
Nganjuk	1	Kota Surabaya	1
Madiun	1	Kota Batu	1

Berdasarkan tabel 4.17, maka dapat dibentuk tabel klasifikasi untuk mengetahui kesalahan pengklasifikasian oleh model S-GWOLR. Berikut adalah tabel klasifikasi IPKM berdasarkan model S-GWOLR.

**Tabel 4.18. Tabel Klasifikasi IPKM Tiap Kabupaten/Kota di Jawa Timur Berdasarkan Model S-GWOLR**

Aktual	Prediksi			Ketepatan Klasifikasi
	1	2	3	
1	20	3	0	86.96%
2	7	3	0	30.00%
3	0	1	4	80.00%
<b>Total Keseluruhan</b>				<b>71.05%</b>

Nilai APER yang didapatkan berdasarkan tabel klasifikasi adalah sebesar 28.95%. Nilai tersebut menunjukkan bahwa persentase sampel yang salah diklasifikasikan oleh model S-GWOLR adalah sebesar 28.95% atau dengan kata lain persentase sampel yang tepat diklasifikasikan oleh model GWOLR adalah sebesar 71.05%. Jika dibandingkan dengan nilai APER dari model GWOLR, maka dapat disimpulkan bahwa model GWOLR lebih baik dalam mengklasifikasikan data IPKM Jawa Timur dibandingkan dengan model S-GWOLR.

#### 4.5. Penentuan Model Terbaik

Untuk menentukan model terbaik antara model GWOLR dan model S-GWOLR maka digunakan kriteria nilai AIC (*Akaike Info Criterion*). Berdasarkan kriteria AIC, model terbaik adalah model dengan nilai AIC terkecil. Nilai AIC untuk kedua model tersebut disajikan dalam tabel 4.17.

**Tabel 4.19. Nilai AIC**

Model	AIC
GWOLR Fixed Bisquare Kernel	54.122
S-GWOLR Fixed Bisquare Kernel	61.847

Berdasarkan nilai AIC pada Tabel 4.19, model dengan nilai AIC terkecil adalah model GWOLR dengan pembobot *Fixed* Bisquare Kernel sehingga dapat disimpulkan bahwa metode GWOLR lebih baik digunakan untuk memodelkan data IPKM Jawa Timur tahun 2009 dibandingkan dengan metode S-GWOLR. Dengan kata lain, penggunaan indikator kesehatan yang seluruhnya bersifat lokal lebih baik dibandingkan penggunaan indikator kesehatan yang diasumsikan memiliki sifat global dan lokal. Hal ini dikarenakan jumlah logaritma  $\hat{\pi}_{i,a}$  model GWOLR lebih besar dibandingkan dengan jumlah logaritma  $\hat{\pi}_{i,a}$  model S-GWOLR. Semakin besar jumlah logaritma  $\hat{\pi}_{i,a}$  menunjukkan bahwa peluang peubah respon kategori  $a$  pada  $y_i$  tertentu ( $\hat{\pi}_{i,a}$ ) adalah semakin besar dan hal ini berdampak pada semakin besar ketepatan klasifikasi. Oleh karena itu, ketepatan klasifikasi model GWOLR lebih besar dibandingkan dengan model S-GWOLR. Hal ini

juga mengindikasikan bahwa model GWOLR yang terbentuk lebih baik dibandingkan dengan model S-GWOLR.

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



## BAB V

### KESIMPULAN DAN SARAN

#### 5.1. Kesimpulan

Berdasarkan hasil dan pembahasan maka dapat diambil beberapa kesimpulan yaitu sebagai berikut :

1. Pada pendugaan parameter model GWOLR untuk data IPKM Jawa Timur tahun 2009 diperoleh nilai dugaan parameter yang berbeda-beda untuk tiap Kabupaten/Kota, sedangkan pada pendugaan parameter model S-GWOLR diperoleh nilai dugaan parameter yang berbeda-beda untuk indikator kesehatan yang bersifat lokal (pengaruh lokasi nyata) dan nilai dugaan parameter yang bersifat konstan atau sama untuk keseluruhan lokasi untuk indikator yang bersifat global (pengaruh lokasi tidak nyata). Pada pemodelan data IPKM dengan menggunakan metode GWOLR dan metode S-GWOLR akan dihasilkan model yang berbeda-beda untuk tiap Kabupaten/Kota. Setiap model yang terbentuk menggambarkan pengaruh indikator kesehatan yang signifikan terhadap kategori IPKM Kabupaten/Kota di Jawa Timur.
2. Metode GWOLR dengan pembobot *Fixed Bisquare Kernel* lebih baik digunakan pada pemodelan data IPKM Jawa Timur tahun 2009 dibandingkan dengan metode S-GWOLR karena model GWOLR memiliki nilai AIC yang lebih kecil.
3. Faktor-faktor yang mempengaruhi IPKM Jawa Timur tahun 2009 berdasarkan model GWOLR dan model S-GWOLR adalah Angka Kematian Bayi (AKB) neonatal per 1000 kelahiran ( $X_1$ ), persentase kelahiran ditolong oleh tenaga medis ( $X_2$ ), dan persentase balita kekurangan gizi ( $X_3$ ).

#### 5.2. Saran

Saran yang dapat direkomendasikan untuk penelitian selanjutnya adalah sebagai berikut :

1. Penggunaan pembobot lain untuk memodelkan data seperti penggunaan pembobot *Adaptive Bisquare Kernel* ataupun pembobot Gaussian Kernel dan Tricube Kernel baik yang bersifat *Fixed* maupun *Adaptive*.

2. Penggunaan *link function* selain logit, yaitu *link function* probit maupun gompit untuk memperoleh model GWOLR dan model S-GWOLR.
3. Pemodelan data untuk variabel respon kategorik yang berskala nominal, yaitu menggunakan metode *Geographically Weighted Multinomial Logistic Regression* (GWMLR) atau untuk kasus semiparametrik dengan metode *Semiparametric Geographically Weighted Multinomial Logistic Regression* (S-GWMLR).
4. Metode terbaik yang diperoleh tergantung pada data yang digunakan.



## DAFTAR PUSTAKA

- Agresti, A. 1990. *Categorical Data Analysis*. John Willey and Sons, New York.
- Anselin, L. 1988. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer Academic Publishers, Netherlands.
- Atkinson, P.M., S.E. German, D.A. Sear, and M.J. Clark. 2003. *Exploring the Relations Between Riverbank Erosion and Geomorphological Controls Using Geographically Weighted Logistic Regression*. Geographical Analysis: 35.
- Bailey, T.C. and A.C. Gatrell. 1995. *Interactive Spatial Data Analysis*. Harlow, Longman.
- Chasco, C., I. Garcia, dan J. Vicens. 2007. *Modelling Spatial Variation in Household Disposable Income with Geographically Weighted Regression*. Munich Personal RePEc Arkhive (MPRA) Working Paper No.1682
- Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur. 2009. *Profil Kesehatan Provinsi Jawa Timur 2009*. Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur, Surabaya.
- Erdkhadifa, R. 2011. *Perbandingan Geographically Weighted Poisson Regression dan Geographically Weighted Poisson Regression Semiparametric (Studi Kasus: Kematioan Demam Berdarah Dengue di Jawa Timur)*. Program Sarjana Institut Teknologi Sepuluh Nopember, Surabaya.
- Fotheringham, A.S, C. Brunsdon, and M.E. Charlton. 1998. *Geographically Weighted Regression : A Natural Evolution of The Expansion Method for Spatial Data Analysis*. Environment and Planning A 30: 1905–27.
- \_\_\_\_\_. 2002. *Geographically Weighted Regression : The Analysis of Spatially Varying Relationship*. John Willey and Sons, New York.

Hosmer, D. W and S. Lemeshow. 2000. *Applied Logistic Regression*. John Willey and Sons, New York.

Johnson, R.A. and D.W. Wichern. 2002. *Applied Multivariate Statistical Analysis. Fifth Edition*. Prentice Hall, Inc., United States of America.

Kementerian Kesehatan Republik Indonesia. 2010. *Indeks Pembangunan Kesehatan Masyarakat 2010*. Kementerian Kesehatan Republik Indonesia, Jakarta.

Kurnia, A. 2011. *Perbandingan Analisis Regresi Logistik dan Geographically Weighted Logistic Regression Semiparametric (Studi Kasus: Pemodelan Indeks Pembangunan Manusia Provinsi Jawa Timur Tahun 2008)*. Program Sarjana Institut Teknologi Sepuluh Nopember, Surabaya.

LeSage, J.P. 2001. *A Family of Geographically Weighted Regression*. Departement of Economics University of Toledo, Toledo.

Leung, Y., C.C.I. Mei, and W.X. Zhang. 2000. *Statistical Test for Spatial Non-Stationarity Based on The GWR Model*. Environment and Planning A 32 9-32

McCullagh, P and J.A. Nelder. 1992. *Generalized Linear Model*. Chapman & Hall, New York.

Mennis, J. 2006. *Mapping The Results of Geographically Weighted Regression*. Journal 43(2):171–179.

Mertha, W. P. 2008. *Analisis Hubungan Kondisi Sektor Ekonomi dan Penelitian terhadap Angka Kemiskinan di Jawa Timur Menggunakan Metode GWR*. Program Sarjana Institut Teknologi Sepuluh Nopember, Surabaya.

Nakaya, T., A.S. Fotheringham, C. Brunsdon, and M. Charlton. 2005. *Geographically Weighted Poisson Regression for Disease Association Mapping*. Statistics in medicine 2005, 24 : 2695 - 2717.

Rifada, M dan Purhadi. 2011. *Pemodelan Tingkat Kerawanan Demam Berdarah Dengue di Kabupaten Lamongan dengan Pendekatan Geographically Weighted Ordinal Logistic Regression*. Jurnal Sewindu Statistika FMIPA UNDIP: 114-126.

Tim Nasional Percepatan Penanggulangan Kemiskinan, 2011. *Indikator Kesejahteraan Daerah Provinsi Jawa Timur*. Tim Nasional Percepatan Penanggulangan Kemiskinan, Jakarta.

UNICEF Indonesia, 2012. *Kesehatan Ibu dan Anak*. Ringkasan Kajian UNICEF Indonesia Oktober 2012.

Walpole, R.E. 1992. *Pengantar Statistika*. Edisi 3. PT. Gramedia Pustaka Utama, Jakarta.



UNIVERSITAS BRAWIJAYA



## Lampiran 1. IPKM Jawa Timur Tahun 2009 (Peubah Respon)

Kabupaten	Y	Kabupaten	Y
Pacitan	2	Magetan	1
Ponorogo	1	Ngawi	2
Trenggalek	2	Bojonegoro	2
Tulungagung	1	Tuban	2
Blitar	1	Lamongan	2
Kediri	1	Gresik	2
Malang	1	Bangkalan	3
Lumajang	1	Sampang	3
Jember	1	Pamekasan	3
Banyuwangi	1	Sumenep	3
Bondowoso	2	Kota Kediri	1
Situbondo	1	Kota Blitar	1
Probolinggo	1	Kota Malang	1
Pasuruan	1	Kota Probolinggo	3
Sidoarjo	1	Kota Pasuruan	1
Mojokerto	1	Kota Mojokerto	1
Jombang	2	Kota Madiun	1
Nganjuk	2	Kota Surabaya	1
Madiun	1	Kota Batu	1

### Keterangan:

- Y : IPKM (Indeks Pembangunan Kesehatan Manusia) Jawa Timur 2009  
1 : Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Kesehatan Tidak Miskin  
2 : Kabupaten/Kota Tidak Bermasalah Kesehatan Miskin  
3 : Kabupaten/Kota Bermasalah Kesehatan

**Lampiran 2. Lintang Selatan ( $u_i$ ) dan Bujur Timur ( $v_i$ )  
Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Timur**

Kabupaten/Kota	$u_i$	$v_i$	Kabupaten/Kota	$u_i$	$v_i$
Pacitan	8.11	111.06	Magetan	7.39	111.19
Ponorogo	7.52	111.57	Ngawi	7.24	111.26
Trenggalek	8.02	111.42	Bojonegoro	7.09	111.53
Tulungagung	8.03	111.53	Tuban	6.52	112.01
Blitar	8.03	112.00	Lamongan	7.07	112.24
Kediri	7.47	112.03	Gresik	7.09	112.24
Malang	7.59	112.37	Bangkalan	7.02	112.44
Lumajang	8.08	113.13	Sampang	7.12	113.15
Jember	8.16	113.32	Pamekasan	7.10	113.28
Banyuwangi	8.10	114.21	Sumenep	7.00	113.51
Bondowoso	7.54	113.49	Kota Kediri	7.49	112.00
Situbondo	7.43	113.56	Kota Blitar	8.04	112.09
Probolinggo	7.57	112.92	Kota Malang	7.58	112.38
Pasuruan	7.47	112.74	Kota Probolinggo	7.45	113.12
Sidoarjo	7.27	112.42	Kota Pasuruan	7.38	112.54
Mojokerto	7.32	112.28	Kota Mojokerto	7.28	112.25
Jombang	7.32	112.13	Kota Madiun	7.37	111.30
Nganjuk	7.36	111.53	Kota Surabaya	7.14	112.44
Madiun	7.34	111.26	Kota Batu	7.51	112.31

### Lampiran 3. IPKM Jawa Timur Tahun 2009 (Peubah Prediktor)

Kabupaten	X <sub>1</sub>	X <sub>2</sub>	X <sub>3</sub>	X <sub>4</sub>	X <sub>5</sub>
Pacitan	25	90.24	13.01	9.97	1.92
Ponorogo	30	89.51	14.94	51.77	1.61
Trenggalek	24	92.44	13.45	3.68	2.27
Tulungagung	24	97.67	10.45	72.11	2
Blitar	26	92.33	10.84	56.59	2.33
Kediri	31	99.1	12.29	61.12	2.24
Malang	33	81.66	12.58	30.59	2.21
Lumajang	41	84.86	18.1	67.99	3.12
Jember	58	67.16	30.42	51.65	1.8
Banyuwangi	39	87.92	17.01	59.08	2
Bondowoso	57	68.32	8.7	146.16	2.44
Situbondo	57	67.37	19.31	59.64	2.82
Probolinggo	66	71.99	24.61	8.88	1.36
Pasuruan	54	85.58	19.34	56.6	2.45
Sidoarjo	27	100	15.88	50.91	3.69
Mojokerto	29	94.58	13.78	90.04	2.56
Jombang	29	98.98	19.42	68.94	2.94
Nganjuk	33	95.51	20.99	9.16	3
Madiun	33	98.13	15.65	66.78	2.48
Magetan	25	98.61	9.65	85.96	2.41
Ngawi	30	96.98	12.9	49.81	2.67
Bojonegoro	40	86.61	13.23	11.59	1.83
Tuban	38	81.52	18.69	28.16	1.42
Lamongan	36	95.54	16.01	35.51	2.39
Gresik	26	97.56	15.99	68.06	2.91
Bangkalan	56	55.54	24.42	178.39	2.09

### Lampiran 3. Lanjutan

Kabupaten	X <sub>1</sub>	X <sub>2</sub>	X <sub>3</sub>	X <sub>4</sub>	X <sub>5</sub>
Sampang	60	51.98	31.16	82.42	1.86
Pamekasan	54	58.44	27.06	47.16	1.85
Sumenep	50	61.24	29.38	61.91	1.7
Kota Kediri	28	100	10.19	56.38	4.44
Kota Blitar	22	98.95	11.11	4.12	6.33
Kota Malang	29	99.26	11.57	68.2	4.33
Kota Probolinggo	29	90.26	17.21	72.68	4.83
Kota Pasuruan	43	96.67	19.74	73.74	4.57
Kota Mojokerto	24	100	11.05	86.89	5.4
Kota Madiun	26	100	6.83	6.31	4.67
Kota Surabaya	26	99.41	13.5	38.58	6.81
Kota Batu	32	96.12	12.94	49.35	7.25

#### Keterangan:

X<sub>1</sub> : Angka Kematian Bayi (AKB) Per 1000 Kelahiran (jiwa)

X<sub>2</sub> : Persentase Kelahiran Ditolong oleh Tenaga Medis (%)

X<sub>3</sub> : Persentase Balita Kekurangan Gizi (%)

X<sub>4</sub> : Akses Air Bersih (%)

X<sub>5</sub> : Rasio Dokter Per Puskesmas (%)

#### Lampiran 4. Turunan Parsial Pertama Fungsi *Log Likelihood* Model GWOLR

$$\frac{\partial \ell(\theta(u_i, v_i))}{\partial \alpha_1(u_i, v_i)} = \sum_{j=1}^n \left[ y_{j1} - (y_{j1} + y_{j2}) \left( \frac{\exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i))}{1 + \exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i))} \right) \right. \\ \left. - y_{j2} \left( \frac{\exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i))}{\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i)) - \exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i))} \right) \right] w_j(u_i, v_i)$$
$$\frac{\partial \ell(\theta(u_i, v_i))}{\partial \alpha_2(u_i, v_i)} = \sum_{j=1}^n \left[ y_{j2} \left( \frac{\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i))}{\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i)) - \exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i))} \right) + (y_{j1} \right. \\ \left. - 1) \left( \frac{\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i))}{1 + \exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i))} \right) \right] w_j(u_i, v_i)$$
$$\frac{\partial \ell(\theta(u_i, v_i))}{\partial \beta(u_i, v_i)} = \sum_{j=1}^n \left[ (y_{j1} + y_{j2}) x_j^T \frac{1}{\left( 1 + \exp \left( \alpha_1(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i) \right) \right)} + (y_{j1} \right. \\ \left. - 1) x_j^T \frac{\exp \left( \alpha_2(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i) \right)}{1 + \exp \left( \alpha_2(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i) \right)} \right] w_j(u_i, v_i)$$

## Lampiran 5. Turunan Parsial Kedua Fungsi *Log Likelihood* Model GWOLR

$$\frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i))}{\partial \alpha_1^2(u_i, v_i)} = \sum_{j=1}^n \left[ -(y_{j1} + y_{j2}) \left( \frac{[\exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i))]}{[1 + \exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i))]^2} \right) \right. \\ \left. - y_{j2} \left( \frac{[\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i))] [\exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i))] }{[\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i)) - \exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i))]^2} \right) \right] w_j(u_i, v_i)$$

$$\frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i))}{\partial \alpha_1(u_i, v_i) \partial \alpha_2(u_i, v_i)} = \sum_{j=1}^n \left[ y_{j2} \left( \left( \frac{[\exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i))] [\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i))] }{[\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i)) - \exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i))]^2} \right) \right) \right] w_j(u_i, v_i)$$

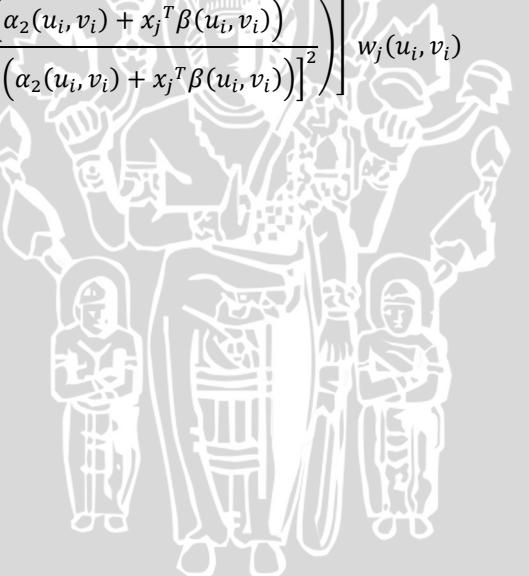
$$\frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i))}{\partial \alpha_2^2(u_i, v_i)} = \sum_{j=1}^n \left[ -y_{j2} \left( \frac{[\exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i))] [\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i))] }{[\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i)) - \exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i))]^2} \right) + (y_{j1} \right. \\ \left. - 1) \left( \frac{[\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i))] }{[1 + \exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i))]^2} \right) \right] w_j(u_i, v_i)$$

$$\frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i))}{\partial \alpha_1(u_i, v_i) \partial \beta(u_i, v_i)} = \sum_{j=1}^n \left[ -(y_{j1} + y_{j2}) x_j^T \left( \frac{[\exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i))] }{[1 + \exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i))]^2} \right) \right] w_j(u_i, v_i)$$

$$\frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i))}{\partial \alpha_2(u_i, v_i) \partial \beta(u_i, v_i)} = \sum_{j=1}^n \left[ (y_{j1} - 1) x_j^T \left( \frac{[\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i))] }{[1 + \exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i))]^2} \right) \right] w_j(u_i, v_i)$$

## Lampiran 5. Lanjutan

$$\begin{aligned} & \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i))}{\partial \beta(u_i, v_i) \partial \beta^T(u_i, v_i)} \\ &= \sum_{j=1}^n \left[ -(y_{j1} + y_{j2}) x_j^T x_j \left( \frac{\exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i))}{[1 + \exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i))]^2} \right) \right. \\ & \quad \left. + (y_{j1} - 1) x_j^T x_j \left( \frac{(\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i)))}{[1 + \exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^T \beta(u_i, v_i))]^2} \right) \right] w_j(u_i, v_i) \end{aligned}$$



## Lampiran 6. Turunan Parsial Pertama Fungsi *Log Likelihood* Model S-GWOLR

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \alpha_1(u_i, v_i)} &= \sum_{j=1}^n \left[ y_{j1} - (y_{j1} + y_{j2}) \left( \frac{\exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)}{1 + \exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)} \right) \right. \\ &\quad \left. - y_{j2} \left( \frac{\exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)}{\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma) - \exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)} \right) \right] w_j(u_i, v_i) \\ &= 0 \\ \frac{\partial \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \alpha_2(u_i, v_i)} &= \sum_{j=1}^n \left[ y_{j2} \left( \frac{\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)}{\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma) - \exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)} \right) + (y_{j1} \right. \\ &\quad \left. - 1) \left( \frac{\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)}{1 + \exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)} \right) \right] w_j(u_i, v_i) = 0 \\ \frac{\partial \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \beta^*(u_i, v_i)} &= \sum_{j=1}^n \left[ (y_{j1} + y_{j2}) x_j^{*T} \frac{1}{(1 + \exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma))} + (y_{j1} \right. \\ &\quad \left. - 1) x_j^{*T} \frac{\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)}{1 + \exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)} \right] w_j(u_i, v_i) = 0 \\ \frac{\partial \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \gamma} &= \sum_{j=1}^n \left[ (y_{j1} + y_{j2}) x_j^{**T} \frac{1}{(1 + \exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma))} + (y_{j1} \right. \\ &\quad \left. - 1) x_j^{**T} \frac{\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)}{1 + \exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)} \right] = 0 \end{aligned}$$

## Lampiran 7. Turunan Parsial Kedua Fungsi Log Likelihood Model S-GWOLR

$$\frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \alpha_1^2(u_i, v_i)} = \sum_{j=1}^n \left[ -(y_{j1} + y_{j2}) \left( \frac{[\exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)]}{[1 + \exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)]^2} \right) \right.$$

$$\left. - y_{j2} \left( \frac{[\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)][\exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)]}{[\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i)) - \exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)]^2} \right) \right] w_j(u_i, v_i)$$

$$\frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \alpha_1(u_i, v_i) \partial \alpha_2(u_i, v_i)} = \sum_{j=1}^n y_{j2} \left( \left( \frac{[\exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)][\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)]}{[\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma) - \exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)]^2} \right) \right) w_j(u_i, v_i)$$

$$\frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i))}{\partial \alpha_2^2(u_i, v_i)} = \sum_{j=1}^n \left[ -y_{j2} \left( \frac{[\exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)][\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)]}{[\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma) - \exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)]^2} \right) \right.$$

$$\left. + (y_{j1} - 1) \left( \frac{[\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)]}{[1 + \exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)]^2} \right) \right] w_j(u_i, v_i)$$

$$\frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \alpha_1(u_i, v_i) \partial \beta^*(u_i, v_i)} = \sum_{j=1}^n \left[ -(y_{j1} + y_{j2}) x_j^{*T} \left( \frac{[\exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)]}{[1 + \exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)]^2} \right) \right] w_j(u_i, v_i)$$

$$\frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \alpha_2(u_i, v_i) \partial \beta^*(u_i, v_i)} = \sum_{j=1}^n \left[ (y_{j1} - 1) x_j^{*T} \left( \frac{[\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)]}{[1 + \exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)]^2} \right) \right] w_j(u_i, v_i)$$

## Lampiran 7. Lanjutan

$$\begin{aligned}
 & \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i))}{\partial \beta^*(u_i, v_i) \partial \beta^{*T}(u_i, v_i)} \\
 &= \sum_{j=1}^n \left[ -(y_{j1} + y_{j2}) x_j^{*T} x_j^* \left( \frac{\exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)}{[1 + \exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)]^2} \right) + (y_{j1} \right. \\
 &\quad \left. - 1) x_j^{*T} x_j^* \left( \frac{(\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)}{[1 + \exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)]^2} \right) \right] w_j(u_i, v_i) \\
 & \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i))}{\partial \alpha_1(u_i, v_i) \partial \gamma} = \sum_{j=1}^n \left[ -(y_{j1} + y_{j2}) x_j^{**T} \left( \frac{[\exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)]}{[1 + \exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)]^2} \right) \right] w_j(u_i, v_i) \\
 & \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \alpha_2(u_i, v_i) \partial \gamma} = \sum_{j=1}^n \left[ (y_{j1} - 1) x_j^{*T} \left( \frac{[\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)]}{[1 + \exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)]^2} \right) \right] w_j(u_i, v_i) \\
 & \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i), \gamma)}{\partial \beta^*(u_i, v_i) \partial \gamma} = \sum_{j=1}^n \left[ -(y_{j1} + y_{j2}) x_j^{*T} x_j^{**T} \left( \frac{\exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)}{[1 + \exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)]^2} \right) + (y_{j1} \right. \\
 &\quad \left. - 1) x_j^{*T} x_j^{**T} \left( \frac{(\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)}{[1 + \exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)]^2} \right) \right] w_j(u_i, v_i) \\
 & \frac{\partial^2 \ell(\theta(u_i, v_i))}{\partial \gamma \partial \gamma^T} = \sum_{j=1}^n \left[ -(y_{j1} + y_{j2}) x_j^{**T} x_j^{**} \left( \frac{\exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)}{[1 + \exp(\alpha_1(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)]^2} \right) + (y_{j1} \right. \\
 &\quad \left. - 1) x_j^{**T} x_j^{**} \left( \frac{(\exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)}{[1 + \exp(\alpha_2(u_i, v_i) + x_j^{*T} \beta^*(u_i, v_i) + x_j^{**T} \gamma)]^2} \right) \right]
 \end{aligned}$$

## Lampiran 8. *Source Code m-file* (scoreCV\_GWOLR.m) untuk Pencarian *Bandwidth Optimum* pada Metode GWOLR

```
function score = scoreCV_GWOLR(bdwt,y,x,lattitude,longitude,flag)
% variabel indikator dari y
[nobs nvar] = size(x);
ymin = min(y);
ymax = max(y);
nrange = ymax - ymin;
d0 = ( y*ones(1,nrange+1) ) == ( ones(nobs,1)*(ymin:ymax) );
yd = ( y*ones(1,nrange) ) == ( ones(nobs,1)*(ymin:(ymax-1)) );
ydl = ( y*ones(1,nrange) ) == ( ones(nobs,1)*((ymin+1):ymax) );
yd = yd(:,any(yd));
ydl = ydl(:,any(ydl));
[ryd cyd] = size(yd);
[rd0 cd0] = size(d0);
wt = zeros(nobs,1);
for i = 1:nobs;
    dx = lattitude - lattitude(i,1);
    dy = longitude - longitude(i,1);
    d = (dx.*dx + dy.*dy);
    sd = std(sqrt(d));
    d = (dx.*dx + dy.*dy);
    d = sqrt(d);
    sd = std(d);
    if flag == 1, % pembobot Bisquare
        wt = zeros(nobs,1);
        nzip = find(d <= bdwt);
        wt(nzip,1) = (1-(d(nzip,1)/bdwt).^2).^2;
    end;
    wt(i,1) = 0.0;
    % nilai awal untuk theta nol
    betanol = zeros(nvar,1);
    ydwt = dmult(wt,yd);
    g0 = cumsum(sum(ydwt)')./sum(wt);
    alfanol = log(g0./(1-g0));
    thetanol = [alfanol;betanol];
    % mendapatkan vektor q dan matriks H untuk theta nol
    e = exp( [yd x]*thetanol );
    e1 = exp( [ydl x]*thetanol );
    g = e./(1+e);
    g1 = e1./(1+e1);
    g = max( y==max(y),g );
    g1 = min( y>min(y),g1 );
    p = g-g1;
    % derivatif satu (vektor q)
    v = g.*(1-g)./p;
    v1 = g1.*(1-g1)./p;
    dlogp = [dmult(v,yd)-dmult(v1,ydl) dmult(v-v1,x)];
    dlogpwt = dmult(wt,dlogp);
    q = sum(dlogpwt)';
end;
```

## Lampiran 8. Lanjutan

```
% derivatif kedua (matriks H)
w = v.* (1-2*g);
wl = v1.* (1-2*g1);
s = dmult(w,[yd x]);
t = dmult(wl,[ydl x]);
H = [yd x]'{dmult(wt,s)-[ydl x]}{dmult(wt,t)}-dlog'*dlogpwt;
% newton raphson
iter = 0;
theta = thetanol;
tol=le-1;
while abs(q'*(H\q)/length(q)) > tol
    iter = iter+1;
    thetalama = theta;
    theta = thetalama - H\q;
    % mendapatkan vektor q dan matriks H untuk theta nol
    e = exp( [yd x]*theta );
    e1 = exp( [ydl x]*theta );
    g = e./(1+e);
    g1 = e1./(1+e1);
    g = max( y==max(y),g );
    g1 = min( y>min(y),g1 );
    p = g-g1;
    % derivatif pertama (vektor q)
    v = g.* (1-g)./p;
    v1 = g1.* (1-g1)./p;
    dlogp = [dmult(v,yd)-dmult(v1,ydl) dmult(v-v1,x)];
    dlogpwt = dmult(wt,dlogp);
    q = sum(dlogpwt)';
    % derivatif kedua (H)
    w = v.* (1-2*g);
    wl = v1.* (1-2*g1);
    s = dmult(w,[yd x]);
    t = dmult(wl,[ydl x]);
    H = [yd x]'{dmult(wt,s)-[ydl x]}{dmult(wt,t)}-
        dlogp'*dlogpwt;
end;
% menghitung estimasi peluang
alfa = theta(1:cyd,1);
beta = theta((cyd+1):(cyd+nvar),1);
etopi = ((x(i,:)*beta)*ones(1, cyd))+alfa';
p1(i,:) = [0 exp(etopi)./(1+exp(etopi)) 1];
end;
% menghitung score CV
p = diff(p1)';
residual = d0 - p;
score = sum(sum(residual.^2));
result.meth = 'scoreCV_GWOLR';
```

## Lampiran 9. *Source Code m-file* (GWOLR.m) untuk Pemodelan GWOLR

```
function result = GWOLR(y,x,lattitude,longitude,pembobot,beta,
theta);
% memeriksa data input
if nargin == 5 % option pengguna
if ~issstruct(pembobot)
    error('GWOLR : Option Argumen Harus Sesuai dengan Struktur
Variabel');
else
fields = fieldnames(pembobot);
nf = length(fields);
[nobs nvar] = size(x);
[nobs2 satu] = size(y);
[nobs3 satu] = size(lattitude);
[nobs4 satu] = size(longitude);
result.lattitude = lattitude;
result.longitude = longitude;
if nobs ~= nobs2
    error('GWOLR : Jumlah Observasi x dan y Harus Sama');
elseif nobs3 ~= nobs
    error('GWOLR : Jumlah Lattitude Harus Sama dengan Jumlah
Observasi');
elseif nobs3 ~= nobs4
    error('GWOLR : Jumlah Longitude Harus Sama dengan Jumlah
Lattitude');
end;
stdx = ones(nobs,1)*std(x);
xmean = ones(nobs,1)*mean(x);
ymin = min(y);
ymax = max(y);
G = ymax;
nrange = ymax - ymin;
d0 = ( y*ones(1,nrange+1) ) == (ones(nobs,1)*(ymin:ymax) );
yd = ( y*ones(1,nrange) ) == (ones(nobs,1)*(ymin:(ymax-1)) );
yd1= ( y*ones(1,nrange) ) == (ones(nobs,1)*((ymin+1):ymax) );
yd = yd(:,any(yd));
yd1 = yd1(:,any(yd1));
[ryd cyd] = size(yd);
[rd0 cd0] = size(d0);
% nilai batasan untuk bandwidth
bwidht = 0; dtype = 1;
bmin = 0.1; bmax = 20;
for i=1:nf
if strcmp(fields{i},'bwidht')
    bwidth = pembobot.bwidht;
elseif strcmp(fields{i}, 'dtype')
    dstring = pembobot.dtype;
    if strcmp(dstring,'bisquare')
        dtype = 1;
```

## Lampiran 9. Lanjutan

```
    end;
elseif strcmp(fields{i},'bmin');
    bmin = prior.bmin;
elseif strcmp(fields{i},'bmax');
    bmax = prior.bmax;
end;
end;
elseif nargin == 4
bwidht = 0;
dtype = 1;
dstring = 'bisquare';
bmin = 0.1;
bmax = 20.0;
else
error('Kesalahan Jumlah Argumen untuk GWOLR');
end;
% penentuan bandwidth optimum dengan metode CV
if bwidht == 0
options = optimset('fminbnd');
optimset('MaxIter',500);
if dtype == 1 % pembobot Bisquare
[bdwt,satu,exitflag,output] =
fminbnd('scoreCV_GWOLR',bmin,bmax,options,y,x,lattitude,
dtype);
end;
if output.iterations == 500,
fprintf(1,'GWOLR : Konvergensi CV Tidak Dapat Dicapai Pada
Iterasi %4d',output.iterations);
else
result.iter = output.iterations;
end;
else
bdwt = bwidht*bwidth; % bandwidth yang tersedia untuk pengguna
end;
% penaksiran parameter model GWOLR
for i = 1:nobs;
    dx = lattitude - lattitude(i,1);
    dy = longitude - longitude(i,1);
    d = (dx.*dx + dy.*dy);
    d = sqrt(d);
    sd = std(d);
    if dtype == 1, % pembobot Bisquare
        wt = zeros(nobs,1);
        nzip = find(d <= bdwt);
        wt(nzip,1) = (1-(d(nzip,1)/bdwt).^2).^2;
    end;
    wt(:,i) = wt;
    % nilai awal untuk theta nol
    betanol = zeros(nvar,1);
    ydwt = dmult(wt(:,i),yd);
```

## Lampiran 9. Lanjutan

```
g0 = cumsum(sum(ydwt))'./sum(wt(:,i));
alfanol = log(g0./(1-g0));
thetanol = [alfanol;betanol];
% mendapatkan vektor q dan matriks H untuk theta nol
e = exp( [yd x]*thetanol );
el = exp( [ydl x]*thetanol );
g = e./(1+e);
g1 = el./(1+el);
g = max( y==max(y),g );
g1 = min( y>min(y),g1 );
p = g-g1;
% derivatif pertama (vektor q)
v = g.*(1-g)./p;
v1 = g1.*(1-g1)./p;
dlogp = [dmult(v,yd)-dmult(v1,ydl) dmult(v-v1,x)];
dlogpwt = dmult(wt(:,i),dlogp);
q = sum(dlogpwt)';
% derivatif kedua (matriks H)
w = v.*(1-2*g);
w1 = v1.*(1-2*g1);
s = dmult(w,[yd x]);
t = dmult(w1,[ydl x]);
H = [yd x]'.*dmult(wt(:,i),s)-[ydl x]'.*dmult(wt(:,i),t)-
dlogp'*dlogpwt;
% newton raphson
iter = 0;
theta = thetanol;
tol=1e-6;
while abs(q'*(H\q)/length(q)) > tol
    iter = iter+1;
    thetalama = theta;
    theta = thetalama - H\q;
    % mendapatkan vektor q dan matriks H untuk theta nol
    e = exp( [yd x]*theta );
    el = exp( [ydl x]*theta );
    g = e./(1+e);
    g1 = el./(1+el);
    g = max( y==max(y),g );
    g1 = min( y>min(y),g1 );
    p = g-g1;
    % derivatif pertama (vektor q)
    v = g.*(1-g)./p;
    v1 = g1.*(1-g1)./p;
    dlogp = [dmult(v,yd)-dmult(v1,ydl) dmult(v-v1,x)];
    dlogpwt = dmult(wt(:,i),dlogp);
    q = sum(dlogpwt)';
    % derivatif kedua (matriks H)
    w = v.*(1-2*g);
    w1 = v1.*(1-2*g1);
    s = dmult(w,[yd x]);
    t = dmult(w1,[ydl x]);
```

## Lampiran 9. Lanjutan

```
H = [yd x]''*dmult(wt(:,i),s)-[ydl x]''*dmult(wt(:,i),t)-
dlogp'*dlogpwt;
end;
thetatopi(i,:)=theta';
alfatopi(i,:)=thetatopi(i,1:cyd);
betatopi(i,:)=thetatopi(i,(cyd+1):(cyd+nvar));
% penentuan derajat bebas model GWOLR
X=[yd x];
for j=1:nobs;
    W(j,j)=wt(j,i); % matriks W
    nuu(j,:)=((x(j,:)*(betatopi(i,:))))*ones(1,cyd))+
    alfatopi(i,:);
    p2(j,:)=[0 exp(nuu(j,:))/(1+exp(nuu(j,:))) 1];
    pi(j,:)=diff(p2(j,:)');
    if y(j,:)==1;
        phiji(j,i)=pi(j,1);
        z(j,i)=(1-phiji(j,i))/sqrt(phiji(j,i)*(1-
        phiji(j,i)));
    elseif y(j,:)==2;
        phiji(j,i)=pi(j,2);
        z(j,i)=(1-phiji(j,i))/sqrt(phiji(j,i)*(1-
        phiji(j,i)));
    elseif y(j,:)==3;
        phiji(j,i)=pi(j,3);
        z(j,i)=(1-phiji(j,i))/sqrt(phiji(j,i)*(1-
        phiji(j,i)));
    end;
    A(j,j)=phiji(j,i)*(1-phiji(j,i)); % matriks A
end;
R(i,:)=X(i,:)*inv(X'*W*A*X)*X'*W*A; % matriks R
nu(i,:)=((x(i,:)*(betatopi(i,:))))*ones(1,cyd))+
alfatopi(i,:);
pl(i,:)=[0 exp(nu(i,:))/(1+exp(nu(i,:))) 1];
etopi=exp([yd(i,:)*x(i,:)]*thetatopi(i,:)');
eltopi=exp([ydl(i,:)*x(i,:)]*thetatopi(i,:)');
gtopi=etopi/(1+etopi);
gltopi=eltopi/(1+eltopi);
gtopi=max(y(i,:)==max(y),gtopi);
gltopi=min(y(i,:)>min(y),gltopi);
phitopi(i,:)=gtopi-gltopi;
AA(i,i)=phitopi(i,:)*(1-phitopi(i,:));
% uji parameter model GWOLR secara parsial
se(i,:)=sqrt(diag(inv(-H)));
zstat(i,:)=thetatopi(i,:)/se(i,:);
end;
for i=1:nobs;
    for j=1:nobs;
        S(i,j)=R(i,j)*z(i,j)/z(j,j); % matriks S
    end;
end;
```

## Lampiran 9. Lanjutan

```
K = trace(S); % jumlah parameter model
Kvar = trace(S'*AA*S*inv(AA));
df0 = nobs - trace(S); % df model GWOLR
df = nobs - trace(2*S-S'*AA*S*inv(AA)); %df residual
% uji parameter model GWOLR secara serentak
for i = 1:nobs;
    enol = exp( yd(i,:)*alfanol );
    elnol = exp( yd1(i,:)*alfanol );
    gnol = enol/(1+enol);
    glnol = elnol/(1+elnol);
    gnol = max( y(i,:)==max(y),gnol );
    glnol = min( y(i,:)>min(y),glnol );
    phi_nol(i,:) = gnol-glnol;
end;
like0 = sum(log(phi_nol)); %maximumm likelihood dibawah Ho
like1 = sum(log(photopi)); %maximumm likelihood dibawah H1
G2 = -2*(like0-like1);
%ukuran kebaikan model
devians = -2*like1;
AIC = devians + 2*K;
% nilai phi masing-masing kategori
pp = diff(pl)');
%ringkasan statistik koordinat
minkoord(1,:) = min(latitude);
minkoord(2,:) = min(longitude);
maxkoord(1,:) = max(latitude);
maxkoord(2,:) = max(longitude);
rangekoord(1,:) = max(latitude) - min(latitude);
rangekoord(2,:) = max(longitude) - min(longitude);
%ringkasan statistik parameter
for i = 1:nvar+cyd;
    mintheta(i,:) = min(thetaтопи(:,i));
    maxtheta(i,:) = max(thetaтопи(:,i));
    meantheta(i,:) = mean(thetaтопи(:,i));
    rangetheta(i,:) = max(thetaтопи(:,i))-min(thetaтопи(:,i));
    stdevththeta(i,:) = std(thetaтопи(:,i));
end;
%menampilkan output
disp('=====-----')
disp('-----Output GWOLR-----')
disp('=====-----')
fprintf('\nbandwidth optimum =%8.3f\n\n',bdwt);
disp('Ringkasan Koordinat');
disp('-----')
disp(' Min      Max      Range');
disp('-----')
disp([minkoord    maxkoord    rangekoord]);
```

## Lampiran 9. Lanjutan

```
fprintf('nEffective Number of Parameters(model:trace(S)
= %8.3f', K);
fprintf('nEffective Number of Parameters(variance:trace(S`ASA^-
1))= %8.3f',Kvar);
fprintf('nDegree of Freedom (model: n-trace(S))
= %8.3f',df0);
fprintf('nDegree of Freedom(residual:n-trace(2S-S`ASA^-1)
= %8.3f',df);
fprintf('nStatistik uji G2
= %8.3f',G2);
fprintf('ndf Statistik Uji G2
= %8.3f',K);
fprintf('nDeviance Deviance
= %8.3f',devians);
fprintf('ndf
= %8.3f',df);
fprintf('nAIC
= %8.3f\nn',AIC);
disp('Ringkasan Statistik Parameter Model GWOLR');
disp('-----');
disp(' Min Max Range Mean Stdev ');
disp('-----');
disp([mintheta maxtheta rangetheta meantheta
stdevtheta]);
disp(' alpha1 alpha2 betal beta2 beta3 beta4
beta5 ');
disp('-----');
disp([thetatopi]);
disp(' sealphal sealpha2 sebeta1 sebeta2 sebeta3
sebeta4 sebeta5');
disp('-----');
disp([sel]);
disp(' Zalpha1 Zalpha2 Zbeta1 Zbeta2 Zbeta3 Zbeta4
Zbeta5');
disp('-----');
disp([zstat]);
disp(' phi1 phi2 phi3 ');
disp('-----');
disp([pp]);
```

## Lampiran 10. Source Code m-file (scoreCV-SGWOLR.m) untuk Metode Cross Validation

```
function score = scoreCV_SGWOLR(bdwt,y,xl,xg,lattitude,longitude,
flag)
% variabel indikator dari y
[nobs nxg] = size(xg);
[nobs nxl] = size(xl);
ymin = min(y);
ymax = max(y);
nrange = ymax - ymin;
d0 = ( y*ones(1,nrange+1) ) == ( ones(nobs,1)*(ymin:ymax) );
yd = ( y*ones(1,nrange) ) == ( ones(nobs,1)*(ymin:(ymax-1)) );
yd1 = ( y*ones(1,nrange) ) == ( ones(nobs,1)*((ymin+1):ymax) );
yd = yd(:,any(yd));
yd1 = yd1(:,any(yd1));
[ryd cyd] = size(yd);
[rd0 cd0] = size(d0);
wt = zeros(nobs,1);
for i = 1:nobs;
    dx = lattitude - lattitude(i,1);
    dy = longitude - longitude(i,1);
    d = (dx.*dx + dy.*dy);
    sd = std(sqrt(d));
    d = (dx.*dx + dy.*dy);
    d = sqrt(d);
    sd = std(d);
    if flag == 1, %pembobot Bisquare
        wt = zeros(nobs,1);
        nzip = find(d <= bdwt);
        wt(nzip,1) = (1-(d(nzip,1)/bdwt).^2).^2;
    end;
    wt(i,1) = 0.0;
    % nilai awal untuk theta nol
    betanol = zeros(nxl,1);
    gammanol = zeros(nxg,1);
    ydwt = dmult(wt,yd);
    g0 = cumsum(sum(ydwt))./sum(wt);
    alfanol = log(g0./(1-g0));
    thetanol = [alfanol;betanol;gammanol];
    % mendapatkan vektor q dan matriks H untuk theta nol
    e = exp( [yd xl xg]*thetanol );
    e1 = exp( [yd1 xl xg]*thetanol );
    g = e./(1+e);
    g1 = e1./(1+e1);
    g = max( y==max(y),g );
    g1 = min( y>min(y),g1 );
    p = g-g1;
    % derivatif pertama (vektor q)
    v = g.*(1-g)./p;
    v1 = g1.*(1-g1)./p;
    dlogplokal = [dmult(v,yd)-dmult(v1,yd1) dmult(v-v1,[xl])];
```

## Lampiran 10. Lanjutan

```
dlogpglobal = [dmult(v-v1,[xg])];
dlogpwt1 = dmult(wt,dlogplokal);
dlogpwt2 = dmult(ones(nobs,1),dlogpglobal);
dlogp=[dlogplokal dlogpglobal];
dlogpwt = [dlogpwt1 dlogpwt2];
q = sum(dlogpwt)';
% derivatif kedua (matriks H)
w = v.*(1-2*g);
w1 = v1.*(1-2*g1);
s = dmult(w,[yd xl xg]);
t = dmult(w1,[ydl xl xg]);
H = [[dmult(wt,yd) dmult(wt,xl) xg]'*s]-[[dmult(wt,yd1)
dmult(wt,xl) xg]'*t]-[dlogp'*dlogpwt];
% newton raphson
iter = 0;
theta = thetanol;
tol=le-6;
while abs(q'*(H\q)/length(q)) > tol
    iter = iter+1;
    thetalama = theta;
    theta = thetalama - H\q;
    % mendapatkan vektor q dan matriks H untuk theta nol
    e = exp( [yd xl xg]*theta );
    e1 = exp( [ydl xl xg]*theta );
    g = e./(1+e);
    g1 = e1./(1+e1);
    g = max( y==max(y),g );
    g1 = min( y>min(y),g1 );
    p = g-g1;
    % derivatif pertama (vektor q)
    v = g.*(1-g)./p;
    v1 = g1.*(1-g1)./p;
    dlogplokal = [dmult(v,yd)-dmult(v1,yd1) dmult(v-
v1,[xl])];
    dlogpglobal = [dmult(v-v1,[xg])];
    dlogpwt1 = dmult(wt,dlogplokal);
    dlogpwt2 = dmult(ones(nobs,1),dlogpglobal);
    dlogp=[dlogplokal dlogpglobal];
    dlogpwt = [dlogpwt1 dlogpwt2];
    q = sum(dlogpwt)';
    % derivatif kedua (matriks H)
    w = v.*(1-2*g);
    w1 = v1.*(1-2*g1);
    s = dmult(w,[yd xl xg]);
    t = dmult(w1,[ydl xl xg]);
    H = [[dmult(wt,yd) dmult(wt,xl) xg]'*s]-
[[dmult(wt,yd1) dmult(wt,xl) xg]'*t]-[dlogp'*dlogpwt];
end;
% menghitung estimasi peluang
alfa = theta(1:cyd,1);
beta = theta((cyd+1):(cyd+nxl),1);
```

## Lampiran 10. Lanjutan

```
gamma = theta((cyd+nxl+1):(cyd+nxg+nxl),1);
etopi =((xl(i,:)*beta)*ones(1,cyd))+ ((xg(i,:)*gamma)
*ones(1,cyd))+alfa';
p1(i,:) = [0 exp(etopi)./(1+exp(etopi)) 1];
end;
% menghitung score CV
p = diff(p1');
residual = d0 - p;
score = sum(sum(residual.^2));
result.meth = 'scoreCV_SGWOLR';
```



## Lampiran 11. Source Code m-file (bdwt\_SGWOLR.m) untuk Penentuan Bandwidth Optimum Metode S-GWOLR

```
function result = bdwt_SGWOLR(y,xl,xg,lattitude,longitude,
pembobot,beta,gamma,theta);
% memeriksa data input
if nargin == 6 % option pengguna
if ~isstruct(pembobot)
    error('S-GWOLR : Option Argumen Harus Sesuai dengan Struktur Variabel');
else
    fields = fieldnames(pembobot);
    nf = length(fields);
    [nobs1 nxl] = size(xl);
    [nobs2 nxg] = size(xg);
    [nobs3 satu] = size(y);
    [nobs4 satu] = size(lattitude);
    [nobs5 satu] = size(longitude);
    result.lattitude = lattitude;
    result.longitude = longitude;
    if nobs1 ~= nobs3
        error('S-GWOLR : Jumlah Observasi xl dan y Harus Sama');
    elseif nobs2 ~=nobs3
        error('S-GWOLR : Jumlah Observasi xl dan xg Harus Sama');
    elseif nobs2 ~=nobs1
        error('S-GWOLR : Jumlah Observasi xg dan xl Harus Sama');
    elseif nobs4 ~= nobs1
        error('S-GWOLR : Jumlah Lattitude Harus Sama dengan Jumlah Observasi');
    elseif nobs4 ~= nobs5
        error('S-GWOLR : Jumlah Longitude Harus Sama dengan Jumlah Lattitude');
    end;
    stdx = ones(nobs1,1)*std([xl xg]);
    xmean = ones(nobs1,1)*mean([xl xg]);
    ymin = min(y);
    ymax = max(y);
    G = ymax;
    nrange = ymax - ymin;
    d0 = ( y*ones(1,nrange+1) ) == (ones(nobs1,1)*(ymin:ymax) );
    yd = ( y*ones(1,nrange) ) == (ones(nobs1,1)*(ymin:(ymax-1)) );
    yd1= ( y*ones(1,nrange) ) == (ones(nobs1,1)*((ymin+1):ymax) );
    yd = yd(:,any(yd));
    yd1 = yd1(:,any(yd1));
    [ryd cyd] = size(yd);
    [rd0 cd0] = size(d0);
% nilai batasan untuk bandwidth
    bwidth = 0; dtype = 1;
    bmin = 0.1; bmax = 20.0;
```

## Lampiran 11. Lanjutan

```
for i=1:nf
    if strcmp(fields{i}, 'bwidht')
        bwidth = pembobot.bwidth;
    elseif strcmp(fields{i}, 'dtype')
        dstring = pembobot.dtype;
    if strcmp(dstring, 'bisquare')
        dtype = 1;
    end;
    elseif strcmp(fields{i}, 'bmin')
        bmin = prior.bmin;
    elseif strcmp(fields{i}, 'bmax')
        bmax = prior.bmax;
    end;
    end;
end;
elseif nargin == 5
    bwidth = 0;
    dtype = 1;
    dstring = 'bisquare';
    bmin = 0.1;
    bmax = 20.0;
else
    error('Kesalahan Jumlah Argumen untuk S-GWOLR');
end;
% penentuan bandwidth optimum dengan metode CV
if bwidth == 0
options = optimset('fminbnd');
optimset('MaxIter', 500);
if dtype == 1 % pembobot Bisquare
[bdwt, satu, exitflag, output] =
fminbnd('scoreCV_SGWOLR', bmin, bmax, options, y, xl, xg, latitude, longitude, dtype);
end;
if output.iterations == 500,
fprintf(1, 'S-GWOLR : Konvergensi CV Tidak Dapat Dicapai Pada Iterasi %4d', output.iterations);
else
    result.iter = output.iterations;
end;
else
    bdwt = bwidth*bwidth; % bandwidth yang tersedia untuk pengguna
end;
%menampilkan output
disp('=====')
disp('-----Output S-GWOLR-----')
disp('=====')
fprintf('\nbandwidth optimum =%8.3f\n\n', bdwt);
```

## Lampiran 12. Source Code m-file (SGWOLR.m) untuk Pemodelan S-GWOLR

```
function result = SGWOLR(y,xl,xg,lattitude,longitude,bdwt,
pembobot,beta,gamma,theta);
% memeriksa data input
if nargin == 7 % option pengguna
if ~isstruct(pembobot)
    error('S-GWOLR : Option Argumen Harus Sesuai dengan Struktur Variabel');
else
    fields = fieldnames(pembobot);
    nf = length(fields);
    [nobs1 nxl] = size(xl);
    [nobs2 nxg] = size(xg);
    [nobs3 satu] = size(y);
    [nobs4 satu] = size(lattitude);
    [nobs5 satu] = size(longitude);
    result.lattitude = lattitude;
    result.longitude = longitude;
    if nobs1 ~= nobs3
        error('S-GWOLR : Jumlah Observasi xl dan y Harus Sama');
    elseif nobs2 ~=nobs3
        error('S-GWOLR : Jumlah Observasi xl dan xg Harus Sama');
    elseif nobs2 ~=nobs1
        error('S-GWOLR : Jumlah Observasi xg dan xl Harus Sama');
    elseif nobs4 ~= nobs1
        error('S-GWOLR : Jumlah Lattitude Harus Sama dengan Jumlah Observasi');
    elseif nobs4 ~= nobs5
        error('S-GWOLR : Jumlah Longitude Harus Sama dengan Jumlah Lattitude');
    end;
    stdx = ones(nobs1,1)*std([xl xg]);
    xmean = ones(nobs1,1)*mean([xl xg]);
    ymin = min(y);
    ymax = max(y);
    G = ymax;
    nrange = ymax - ymin;
    d0 = ( y*ones(1,nrange+1) ) == (ones(nobs1,1)*(ymin:ymax) );
    yd = ( y*ones(1,nrange) ) == (ones(nobs1,1)*(ymin:(ymax-1)) );
    yd1= ( y*ones(1,nrange) ) == (ones(nobs1,1)*((ymin+1):ymax) );
    yd = yd(:,any(yd));
    yd1 = yd1(:,any(yd1));
    [ryd cyd] = size(yd);
    [rd0 cd0] = size(d0);
% nilai batasan untuk bandwidth
bdwidth = 0; dtype = 1;
bmin = 0.1; bmax = 20.0;
```

## Lampiran 12. Lanjutan

```
for i=1:nf
    if strcmp(fields{i}, 'bwidth')
        bwidth = pembobot.bwidth;
    elseif strcmp(fields{i}, 'dtype')
        dstring = pembobot.dtype;
    if strcmp(dstring, 'bisquare')
        dtype = 1;
    end;
    elseif strcmp(fields{i}, 'bmin')
        bmin = prior.bmin;
    elseif strcmp(fields{i}, 'bmax')
        bmax = prior.bmax;
    end;
    end;
end;
elseif nargin == 6
    bwidth = 0;
    dtype = 1;
    dstring = 'bisquare';
    bmin = 0.1;
    bmax = 20.0;
else
    error('Kesalahan Jumlah Argumen untuk S-GWOLR');
end;
% penaksiran parameter model S-GWOLR
for i = 1:nobs1;
    dx = latitude - latitude(i,1);
    dy = longitude - longitude(i,1);
    d = (dx.*dx + dy.*dy);
    d = sqrt(d);
    sd = std(d);
    if dtype == 1,           % pembobot Bisquare
        wt = zeros(nobs1,1);
        nzip = find(d <= bdwt);
        wt(nzip,1) = (1-(d(nzip,1)/bdwt).^2).^2;
    end;
    wt(:,i) = wt;
    % nilai awal untuk theta nol
    betanol = zeros(nx1,1);
    gammanol = zeros(nxg,1);
    ydwt = dmult(wt(:,i),yd);
    g0 = cumsum(sum(ydwt))'./sum(wt(:,i));
    alfanol = log(g0./(1-g0));
    thetanol = [alfanol;betalanol;gammanol];
    % mendapatkan vektor q dan matriks H untuk theta nol
    e = exp( [yd xl xg]*thetanol );
    e1 = exp( [ydl xl xg]*thetanol );
    g = e./(1+e);
    g1 = e1./(1+e1);
    g = max( y==max(y),g );
    g1 = min( y>min(y),g1 );
```

## Lampiran 12. Lanjutan

```
p = g-g1;
% derivatif pertama (vektor q)
v = g.*(1-g)./p;
v1 = g1.*(1-g1)./p;
dlogplokal = [dmult(v,yd)-dmult(v1,yd1) dmult(v-v1,[xl])];
dlogpglobal = [dmult(v-v1,[xg])];
dlogpwt1 = dmult(wt(:,i),dlogplokal);
dlogpwt2 = dmult(ones(nobs1,1),dlogpglobal);
dlogp=[dlogplokal dlogpglobal];
dlogpwt = [dlogpwt1 dlogpwt2];
q = sum(dlogpwt)';
% derivatif kedua (matriks H)
w = v.*(1-2*g);
w1 = v1.*(1-2*g1);
s = dmult(w,[yd xl xg]);
t = dmult(w1,[ydl xl xg]);
H = [[dmult(wt(:,i),yd) dmult(wt(:,i),xl) xg]'*s]-
[[dmult(wt(:,i),ydl) dmult(wt(:,i),xl) xg]'*t]-
[dlogp'*dlogpwt];
% newton raphson
iter = 0;
theta = thetanol;
tol=1e-6;
while abs(q'* (H\q)/length(q)) > tol
    iter = iter+1;
    thetalama = theta;
    theta = thetalama - H\q;
    % mendapatkan vektor q dan matriks H untuk theta nol
    e = exp( [yd xl xg]*theta );
    e1 = exp( [ydl xl xg]*theta );
    g = e./(1+e);
    g1 = e1./(1+e1);
    g = max( y==max(y),g );
    g1 = min( y>min(y),g1 );
    p = g-g1;
    % derivatif pertama (vektor q)
    v = g.*(1-g)./p;
    v1 = g1.*(1-g1)./p;
    dlogplokal = [dmult(v,yd)-dmult(v1,yd1) dmult(v-v1,[xl])];
    dlogpglobal = [dmult(v-v1,[xg])];
    dlogpwt1 = dmult(wt(:,i),dlogplokal);
    dlogpwt2 = dmult(ones(nobs1,1),dlogpglobal);
    dlogpwt = [dlogpwt1 dlogpwt2];
    q = sum(dlogpwt)';
    % derivatif kedua (matriks H)
    w = v.*(1-2*g);
    w1 = v1.*(1-2*g1);
    s = dmult(w,[yd xl xg]);
    t = dmult(w1,[ydl xl xg]);
```

## Lampiran 12. Lanjutan

```
H = [[dmult(wt(:,i),yd) dmult(wt(:,i),xl) xg]']*s]-  
[[dmult(wt(:,i),ydl) dmult(wt(:,i),xl) xg]']*t]-  
[dlogp'*dlogpwt];  
end;  
thetatop(i,:)=theta';  
alfatop(i,:)=thetatop(i,1:cyd);  
betatop(i,:)=thetatop(i,(cyd+1):(cyd+nxl));  
gammaglobal=theta(cyd+nxl+1:nxl+nxg+cyd);  
gammatop(i)=gammaglobal';  
gammatop(i)=ones(nobs1,1)*gammatop(i);  
% penentuan derajat bebas model S-GWOLR  
X=[yd xl xg];  
for j=1:nobs1;  
W(j,j)=wt(j,i); % matriks W  
nuu(j,:)=([xl(j,:)*xg(j,:)]*[betatop(i,:))]*ones(1,cyd))+alfatop(i,:);  
p2(j,:)=[0 exp(nuu(j,:))./(1+exp(nuu(j,:))) 1];  
pi(j,:)=diff(p2(j,:))';  
if y(j,:)==1;  
phiji(j,i)=pi(j,1);  
z(j,i)=(1-phiji(j,i))/sqrt(phiji(j,i)*(1-phiji(j,i)));  
elseif y(j,:)==2;  
phiji(j,i)=pi(j,2);  
z(j,i)=(1-phiji(j,i))/sqrt(phiji(j,i)*(1-phiji(j,i)));  
elseif y(j,:)==3;  
phiji(j,i)=pi(j,3);  
z(j,i)=(1-phiji(j,i))/sqrt(phiji(j,i)*(1-phiji(j,i)));  
end;  
A(j,j)=phiji(j,i)*(1-phiji(j,i)); % matriks A  
end;  
R(i,:)=X(i,:)*inv(([([yd xl]'*W);xg']*A*X)*[([yd xl]'*W)  
;xg']*A; % matriks R  
nu(i,:)=(([xl(i,:)*xg(i,:)]*[betatop(i,:))]*ones(1,cyd))+alfatop(i,:));  
pl(i,:)=[0 exp(nu(i,:))./(1+exp(nu(i,:))) 1];  
etopi=exp([yd(i,:)*xl(i,:)*xg(i,:)]*[alfatop(i,:))]  
betatop(i,:)*gammatop(i,:))';  
eltopi=exp([ydl(i,:)*xl(i,:)*xg(i,:)]*[alfatop(i,:))]  
betatop(i,:)*gammatop(i,:))';  
gtopi=etopi/(1+etopi);  
gltopi=eltopi/(1+eltopi);  
gtopi=max(y(i,:)==max(y),gtopi);  
gltopi=min(y(i,:)>min(y),gltopi);  
phitop(i,:)=gtopi-gltopi;  
AA(i,i)=phitop(i,:)*(1-phitop(i,:));  
% uji parameter model S-GWOLR secara parsial  
se(i,:)=sqrt(diag(inv(-H)));  
selokal(i,:)=se(i,1:cyd+nxl);
```

## Lampiran 12. Lanjutan

```
zstat(i,:)=[alfatopi(i,:)*betatopi(i,:)]./selokal(i,:);
seglobal=sqrt(diag(inv(-H)));
seglobal=seglobal(cyd+nxl+1:nxl+nxg+cyd);
segloball=seglobal';
segloball=ones(nobs1,1)*segloball;
zglobal=gammaglobal./seglobal;
zglobal=zglobal';
zglobal=ones(nobs1,1)*zglobal';
end;
for i = 1:nobs1;
    for j = 1:nobs1;
        S(i,j) = R(i,j)*z(i,j)/z(j,j); % matriks S
    end;
end;
K = trace(S); % jumlah parameter model
Kvar = trace(S'*AA*S*inv(AA));
df0 = nobs1 - trace(S); % df model S-GWOLR
df = nobs1 - trace(2*S-S'*AA*S*inv(AA)); %df residual
% uji parameter model S-GWOLR secara serentak
for i = 1:nobs1;
    enol = exp( yd(i,:)*alfanol );
    elnol = exp( yd1(i,:)*alfanol );
    gnol = enol/(1+enol);
    glnol = elnol/(1+elnol);
    gnol = max( y(i,:)==max(y),gnol );
    glnol = min( y(i,:)>min(y),glnol );
    phi_nol(i,:) = gnol-glnol;
end;
like0 = sum(log(phi_nol)); %maximumm likelihodd dibawah Ho
likel = sum(log(phitopi)); %maximumm likelihodd dibawah H1
G2 = -2*(like0-likel);
%ukuran kebaikan model
devians = -2*likel;
AIC = devians + 2*K;
% nilai phi masing-masing kategori
pp = diff(p1)';
%ringkasan statistik koordinat
minkoord(1,:) = min(lattitude);
minkoord(2,:) = min(longitude);
maxkoord(1,:) = max(lattitude);
maxkoord(2,:) = max(longitude);
rangekoord(1,:) = max(lattitude) - min(lattitude) ;
rangekoord(2,:) = max(longitude) - min(longitude);
%ringkasan statistik parameter
for i = 1:cyd;
    minalfa(i,:) = min(alfatopi(:,i));
    maxalfa(i,:) = max(alfatopi(:,i));
    meanalfa(i,:) = mean(alfatopi(:,i));
    rangealfa(i,:) = max(alfatopi(:,i))-min(alfatopi(:,i));
    stdevalfa(i,:) = std(alfatopi(:,i));
end;
```

## Lampiran 12. Lanjutan

## Lampiran 12. Lanjutan

```
disp(' alpha1      alpha2      betal      beta2      beta3      gammal  
gamma2');  
disp('-----');  
disp([alfatopi betatopi gammamatopi]);  
disp('  sealpha1    sealpha2    sebeta1     sebeta2    sebeta3  
segammal   segamma2');  
disp('-----');  
disp([selokal seglobal1]);  
disp('  Zalpha1     Zalpha2     Zbeta1     Zbeta2     Zbeta3  
Zgammal   Zgamma2');  
disp('-----');  
disp([zstat zglobal1]);  
disp('  phil       phi2       phi3   ');  
disp('-----');  
disp([pp]);
```



## Lampiran 13. Output Regresi Logistik Ordinal

Ordinal Logistic Regression: Y versus X1, X2, X3, X4, X5

Link Function: Logit

Response Information

Variable	Value	Count
Y	1	23
	2	10
	3	5
	Total	38

Logistic Regression Table

Predictor	Coef	SE Coef	Z	P	Odds Ratio	95% CI Lower	95% CI Upper
Const(1)	-18.5015	8.2634	-2.24	0.025			
Const(2)	-16.0049	8.0887	-1.98	0.048			
X1	0.1815	0.0729	2.49	0.013	1.20	1.04	1.38
X2	0.1695	0.0685	2.47	0.013	1.18	1.04	1.35
X3	-0.1752	0.1035	-1.69	0.091	0.84	0.69	1.03
X4	-0.0077	0.0121	-0.64	0.523	0.99	0.97	1.02
X5	0.2141	0.3345	0.64	0.522	1.24	0.64	2.39

Log-Likelihood = -24.774

Test that all slopes are zero: G = 20.530, DF = 5, P-Value = 0.001

Goodness-of-Fit Tests

Method	Chi-Square	DF	P
Pearson	53.2852	69	0.919
Deviance	49.5475	69	0.963

Measures of Association:

(Between the Response Variable and Predicted Probabilities)

Pairs	Number	Percent	Summary Measures	
Concordant	314	79.5	Somers' D	0.59
Discordant	80	20.3	Goodman-Kruskal Gamma	0.59
Ties	1	0.3	Kendall's Tau-a	0.33
Total	395	100.0		

## Lampiran 14. Residual Devians Model Regresi Logistik Ordinal

Kabupaten/Kota	DRES	Kabupaten/Kota	DRES
Pacitan	1.14909	Magetan	0.82197
Ponorogo	1.42133	Ngawi	1.81964
Trenggalek	1.20161	Bojonegoro	1.86810
Tulungagung	0.99333	Tuban	1.09868
Blitar	1.16475	Lamongan	1.96712
Kediri	0.55914	Gresik	1.32641
Malang	1.45737	Bangkalan	0.59704
Lumajang	1.05462	Sampang	0.50369
Jember	2.03381	Pamekasan	0.78934
Banyuwangi	0.98485	Sumenep	0.55045
Bondowoso	1.81392	Kota Kediri	0.44551
Situbondo	1.16714	Kota Blitar	0.59545
Probolinggo	0.60875	Kota Malang	0.51345
Pasuruan	0.39626	Kota Probolinggo	2.06898
Sidoarjo	0.80403	Kota Pasuruan	0.37141
Mojokerto	1.08074	Kota Mojokerto	0.67796
Jombang	1.38987	Kota Madiun	0.32386
Nganjuk	1.51674	Kota Surabaya	0.53740
Madiun	0.66564	Kota Batu	0.39668

## Lampiran 15. Output Program (GWOLR.m) untuk Pemodelan GWOLR

```
=====
-----Output GWOLR-----
=====
```

bandwidth optimum = 2.821

Ringkasan Koordinat

Min	Max	Range
6.5200	8.1600	1.6400
111.0600	114.2100	3.1500

Effective Number of Parameters(model:trace(S) = 8.867  
Effective Number of Parameters(variance:trace(S`ASA^-1))= 57.653  
Degree of Freedom (model: n-trace(S)) = 29.133  
Degree of Freedom(residual:n-trace(2S-S`ASA^-1) = 77.920  
Statistik uji G2 = 33.738  
df Statistik Uji G2 = 8.867  
Deviance = 36.389  
df Deviance = 77.920  
AIC = 54.122

Ringkasan Statistik Parameter Model GWOLR

Min	Max	Range	Mean	Stdev
-54.5370	-14.2965	40.2405	-17.8088	6.6876
-52.0276	-10.3666	41.6611	-15.1198	6.9292
0.1728	0.6488	0.4760	0.2020	0.0786
0.1427	0.5355	0.3929	0.1706	0.0649
-0.4215	-0.1589	0.2627	-0.2571	0.0765
-0.1080	0.0098	0.1178	-0.0119	0.0194
-0.3862	0.3870	0.7732	0.2472	0.1276

## Lampiran 16. Output Program (bdwt\_SGWOLR.m) untuk Penentuan Bandwidth Optimum Metode S-GWOLR dan Output Program (SGWOLR.m) untuk Pemodelan S-GWOLR

```
=====
-----Output S-GWOLR-----
=====
```

bandwidth optimum = 6.337

### Ringkasan Koordinat

Min	Max	Range
6.5200	8.1600	1.6400
111.0600	114.2100	3.1500

### >>>>>>>>>>>>>>Fixed Coefficients<<<<<<<<<

Estimate	StdError	Wald(Estimate/StdError)
-0.0078	0.0118	-0.6569
0.2187	0.3525	0.6205

### >>>>>>>>>Geographically Varying Coefficients<<<<<<

Effective Number of Parameters(model:trace(S))	= 7.367
Effective Number of Parameters(variance:trace(S`ASA^-1))	= 27.449
Degree of Freedom (model: n-trace(S))	= 30.633
Degree of Freedom(residual:n-trace(2S-S`ASA^-1))	= 50.715
Statistik uji G2	= 22.966
df Statistik Uji G2	= 7.367
Deviance	= 47.113
df Deviance	= 50.715
AIC	= 61.847

### Ringkasan Statistik Parameter Model S-GWOLR

Min	Max	Range	Mean	Stdev
-20.3031	-16.9837	3.3194	-18.0202	0.7527
-18.0729	-14.3110	3.7619	-15.5174	0.8629
0.1746	0.1956	0.0211	0.1798	0.0042
0.1568	0.1884	0.0316	0.1660	0.0069
-0.2069	-0.1520	0.0549	-0.1836	0.0141

## Lampiran 17. Jarak Euclidean Tiap Kabupaten/Kota

Kabupaten/Kota	Pacitan	Ponorogo	Trenggalek	Tulungagung	Blitar	Kediri	Malang	Lumajang
Pacitan	0	0.77987	0.37108	0.47676	0.94340	1.16211	1.40943	2.07022
Ponorogo	0.77987	0	0.52202	0.51157	0.66708	0.46271	0.80306	1.65747
Trenggalek	0.37108	0.52202	0	0.11045	0.58009	0.82134	1.04278	1.71105
Tulungagung	0.47676	0.51157	0.11045	0	0.47000	0.75073	0.94826	1.60078
Blitar	0.94340	0.66708	0.58009	0.47000	0	0.56080	0.57489	1.13111
Kediri	1.16211	0.46271	0.82134	0.75073	0.56080	0	0.36056	1.25782
Malang	1.40943	0.80306	1.04278	0.94826	0.57489	0.36056	0	0.90427
Lumajang	2.07022	1.65747	1.71105	1.60078	1.13111	1.25782	0.90427	0
Jember	2.26055	1.86336	1.90515	1.79471	1.32639	1.46294	1.10788	0.20616
Banyuwangi	3.15002	2.70296	2.79115	2.68091	2.21111	2.26921	1.90937	1.08019
Bondowoso	2.49596	1.92010	2.12492	2.02032	1.56850	1.46168	1.12112	0.64900
Situbondo	2.59083	1.99203	2.21984	2.11681	1.67141	1.53052	1.20071	0.77936
Probolinggo	1.93680	1.35093	1.56605	1.46414	1.02859	0.89560	0.55036	0.55154
Pasuruan	1.79778	1.17107	1.43000	1.33330	0.92801	0.71000	0.38897	0.72402
Sidoarjo	1.59850	0.88600	1.25000	1.17034	0.86833	0.43829	0.32388	1.07713
Mojokerto	1.45344	0.73763	1.10887	1.03276	0.76322	0.29155	0.28460	1.14022
Jombang	1.33004	0.59464	0.99705	0.92957	0.72180	0.18028	0.36125	1.25603
Nganjuk	0.88510	0.16492	0.66910	0.67000	0.81841	0.51196	0.87092	1.75454
Madiun	0.79555	0.35847	0.69857	0.74095	1.01178	0.78090	1.13780	2.01109
Magetan	0.73164	0.40162	0.67067	0.72471	1.03233	0.84380	1.19683	2.05905
Ngawi	0.89269	0.41773	0.79624	0.83487	1.08245	0.80362	1.16387	2.05000
Bojonegoro	1.12308	0.43186	0.93648	0.94000	1.05095	0.62801	0.97755	1.88152
Tuban	1.85219	1.09252	1.61186	1.58446	1.51003	0.95021	1.12894	1.92042

## Lampiran 17. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Pacitan	Ponorogo	Trenggalek	Tulungagung	Blitar	Kediri	Malang	Lumajang
Lamongan	1.57290	0.80709	1.25495	1.19403	0.98955	0.45177	0.53600	1.34618
Gresik	1.55974	0.79612	1.23988	1.17801	0.97015	0.43417	0.51662	1.33124
Bangkalan	1.75855	1.00344	1.42843	1.35949	1.10168	0.60877	0.57428	1.26479
Sampang	2.31262	1.62985	1.95010	1.85809	1.46649	1.17341	0.91066	0.96021
Pamekasan	2.43895	1.76082	2.07509	1.98177	1.58218	1.30361	1.03354	0.99141
Sumenep	2.68972	2.00848	2.32562	2.23188	1.82784	1.55284	1.28363	1.14490
Kota Kediri	1.12606	0.43105	0.78568	0.71589	0.54000	0.03606	0.38328	1.27475
Kota Blitar	1.03238	0.73539	0.67030	0.56009	0.09055	0.57315	0.53000	1.04077
Kota Malang	1.42243	0.81222	1.05603	0.96177	0.58898	0.36688	0.01414	0.90139
Kota Probolinggo	2.16315	1.55158	1.79301	1.69248	1.26127	1.09018	0.76295	0.63008
Kota Pasuruan	1.65024	0.98005	1.28996	1.20108	0.84504	0.51788	0.27019	0.91548
Kota Mojokerto	1.45086	0.72111	1.11198	1.03966	0.79057	0.29069	0.33242	1.18929
Kota Madiun	0.77795	0.30887	0.66098	0.69893	0.96208	0.73682	1.09238	1.96291
Kota Surabaya	1.68680	0.94937	1.34715	1.27287	0.99282	0.52631	0.45541	1.16606
Kota Batu	1.38654	0.74007	1.02577	0.93744	0.60539	0.28284	0.10000	0.99865

## Lampiran 17. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Jember	Banyuwangi	Bondowoso	Situbondo	Probolinggo	Pasuruan	Sidoarjo	Mojokerto
Pacitan	2.26055	3.15002	2.49596	2.59083	1.93680	1.79778	1.59850	1.45344
Ponorogo	1.86336	2.70296	1.92010	1.99203	1.35093	1.17107	0.88600	0.73763
Trenggalek	1.90515	2.79115	2.12492	2.21984	1.56605	1.43000	1.25000	1.10887
Tulungagung	1.79471	2.68091	2.02032	2.11681	1.46414	1.33330	1.17034	1.03276
Blitar	1.32639	2.21111	1.56850	1.67141	1.02859	0.92801	0.86833	0.76322
Kediri	1.46294	2.26921	1.46168	1.53052	0.89560	0.71000	0.43829	0.29155
Malang	1.10788	1.90937	1.12112	1.20071	0.55036	0.38897	0.32388	0.28460
Lumajang	0.20616	1.08019	0.64900	0.77936	0.55154	0.72402	1.07713	1.14022
Jember	0	0.89202	0.64288	0.76844	0.71281	0.90139	1.26574	1.33686
Banyuwangi	0.89202	0	0.91214	0.93349	1.39463	1.59931	1.97307	2.08166
Bondowoso	0.64288	0.91214	0	0.13038	0.57079	0.75326	1.10354	1.22984
Situbondo	0.76844	0.93349	0.13038	0	0.65513	0.82098	1.15117	1.28472
Probolinggo	0.71281	1.39463	0.57079	0.65513	0	0.20591	0.58310	0.68710
Pasuruan	0.90139	1.59931	0.75326	0.82098	0.20591	0	0.37736	0.48384
Sidoarjo	1.26574	1.97307	1.10354	1.15117	0.58310	0.37736	0	0.14866
Mojokerto	1.33686	2.08166	1.22984	1.28472	0.68710	0.48384	0.14866	0
Jombang	1.45661	2.22144	1.37768	1.43422	0.82861	0.62817	0.29428	0.15000
Nganjuk	1.96064	2.78029	1.96825	2.03121	1.40577	1.21499	0.89454	0.75107
Madiun	2.21721	3.04633	2.23895	2.30176	1.67586	1.48570	1.16211	1.02020
Magetan	2.26491	3.10234	2.30489	2.37034	1.73934	1.55206	1.23584	1.09225
Ngawi	2.25610	3.07280	2.25009	2.30783	1.69248	1.49777	1.16039	1.02313
Bojonegoro	2.08543	2.86400	2.01099	2.05828	1.47054	1.26827	0.90802	0.78447
Tuban	2.09898	2.70858	1.79744	1.79739	1.38946	1.19808	0.85475	0.84433

## Lampiran 17. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Jember	Banyuwangi	Bondowoso	Situbondo	Probolinggo	Pasuruan	Sidoarjo	Mojokerto
Lamongan	1.53444	2.22302	1.33544	1.36821	0.84404	0.64031	0.26907	0.25318
Gresik	1.52030	2.21382	1.32853	1.36308	0.83235	0.62801	0.25456	0.23345
Bangkalan	1.44014	2.07348	1.17171	1.19269	0.73000	0.54083	0.25080	0.34000
Sampang	1.05380	1.44361	0.54037	0.51400	0.50537	0.53907	0.74525	0.89269
Pamekasan	1.06075	1.36561	0.48754	0.43278	0.59203	0.65460	0.87664	1.02391
Sumenep	1.17546	1.30384	0.54037	0.43290	0.82037	0.90211	1.12294	1.27094
Kota Kediri	1.48030	2.29264	1.49084	1.56115	0.92347	0.74027	0.47413	0.32757
Kota Blitar	1.23584	2.12085	1.48661	1.59154	0.95383	0.86452	0.83774	0.74465
Kota Malang	1.10454	1.90245	1.11072	1.18950	0.54009	0.37643	0.31257	0.27857
Kota Probolinggo	0.73763	1.26909	0.38079	0.44045	0.23324	0.38053	0.72277	0.85000
Kota Pasuruan	1.10309	1.81860	0.96338	1.02122	0.42485	0.21932	0.16279	0.26683
Kota Mojokerto	1.38539	2.12462	1.26696	1.31856	0.73007	0.52555	0.17029	0.05000
Kota Madiun	2.16899	3.00017	2.19659	2.26080	1.63230	1.44347	1.12446	0.98127
Kota Surabaya	1.34715	2.01358	1.12361	1.15694	0.64444	0.44598	0.13153	0.24083
Kota Batu	1.20108	1.98950	1.18038	1.25256	0.61294	0.43186	0.26401	0.19235



## Lampiran 17. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Jombang	Nganjuk	Madiun	Magetan	Ngawi	Bojonegoro	Tuban	Lamongan
Pacitan	1.33004	0.88510	0.79555	0.73164	0.89269	1.12308	1.85219	1.57290
Ponorogo	0.59464	0.16492	0.35847	0.40162	0.41773	0.43186	1.09252	0.80709
Trenggalek	0.99705	0.66910	0.69857	0.67067	0.79624	0.93648	1.61186	1.25495
Tulungagung	0.92957	0.67000	0.74095	0.72471	0.83487	0.94000	1.58446	1.19403
Blitar	0.72180	0.81841	1.01178	1.03233	1.08245	1.05095	1.51003	0.98955
Kediri	0.18028	0.51196	0.78090	0.84380	0.80362	0.62801	0.95021	0.45177
Malang	0.36125	0.87092	1.13780	1.19683	1.16387	0.97755	1.12894	0.53600
Lumajang	1.25603	1.75454	2.01109	2.05905	2.05000	1.88152	1.92042	1.34618
Jember	1.45661	1.96064	2.21721	2.26491	2.25610	2.08543	2.09898	1.53444
Banyuwangi	2.22144	2.78029	3.04633	3.10234	3.07280	2.86400	2.70858	2.22302
Bondowoso	1.37768	1.96825	2.23895	2.30489	2.25009	2.01099	1.79744	1.33544
Situbondo	1.43422	2.03121	2.30176	2.37034	2.30783	2.05828	1.79739	1.36821
Probolinggo	0.82861	1.40577	1.67586	1.73934	1.69248	1.47054	1.38946	0.84404
Pasuruan	0.62817	1.21499	1.48570	1.55206	1.49777	1.26827	1.19808	0.64031
Sidoarjo	0.29428	0.89454	1.16211	1.23584	1.16039	0.90802	0.85475	0.26907
Mojokerto	0.15000	0.75107	1.02020	1.09225	1.02313	0.78447	0.84433	0.25318
Jombang	0	0.60133	0.87023	0.94260	0.87367	0.64257	0.80895	0.27313
Nganjuk	0.60133	0	0.27074	0.34132	0.29547	0.27000	0.96747	0.76694
Madiun	0.87023	0.27074	0	0.08602	0.10000	0.36797	1.11126	1.01651
Magetan	0.94260	0.34132	0.08602	0	0.16553	0.45343	1.19553	1.09768
Ngawi	0.87367	0.29547	0.10000	0.16553	0	0.30887	1.03966	0.99464
Bojonegoro	0.64257	0.27000	0.36797	0.45343	0.30887	0	0.74518	0.71028
Tuban	0.80895	0.96747	1.11126	1.19553	1.03966	0.74518	0	0.59615

## Lampiran 17. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Jombang	Nganjuk	Madiun	Magetan	Ngawi	Bojonegoro	Tuban	Lamongan
Lamongan	0.27313	0.76694	1.01651	1.09768	0.99464	0.71028	0.59615	0
Gresik	0.25495	0.75961	1.01139	1.09202	0.99141	0.71000	0.61465	0.02000
Bangkalan	0.43139	0.97144	1.22262	1.30361	1.20033	0.91269	0.65947	0.20616
Sampang	1.03942	1.63768	1.90276	1.97851	1.89381	1.62028	1.28825	0.91137
Pamekasan	1.17085	1.76921	2.03421	2.11002	2.02485	1.75003	1.39617	1.04043
Sumenep	1.41662	2.01246	2.27554	2.35255	2.26276	1.98204	1.57493	1.27193
Kota Kediri	0.21401	0.48765	0.75505	0.81615	0.78109	0.61717	0.97005	0.48374
Kota Blitar	0.72111	0.88091	1.08577	1.11018	1.15278	1.10277	1.52210	0.98153
Kota Malang	0.36069	0.87801	1.14543	1.20507	1.17047	0.98112	1.12272	0.52887
Kota Probolinggo	0.99850	1.59255	1.86325	1.93093	1.87182	1.63025	1.44810	0.95854
Kota Pasuruan	0.41437	1.01020	1.28062	1.35004	1.28763	1.05081	1.01020	0.43139
Kota Mojokerto	0.12649	0.72443	0.99182	1.06569	0.99081	0.74465	0.79699	0.21024
Kota Madiun	0.83150	0.23022	0.05000	0.11180	0.13601	0.36235	1.10752	0.98671
Kota Surabaya	0.35847	0.93622	1.19683	1.27475	1.18423	0.91137	0.75452	0.21190
Kota Batu	0.26173	0.79429	1.06367	1.12641	1.08416	0.88589	1.03446	0.44553

## Lampiran 17. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Gresik	Bangkalan	Sampang	Pamekasan	Sumenep	Kota Kediri	Kota Blitar	Kota Malang
Pacitan	1.55974	1.75855	2.31262	2.43895	2.68972	1.12606	1.03238	1.42243
Ponorogo	0.79612	1.00344	1.62985	1.76082	2.00848	0.43105	0.73539	0.81222
Trenggalek	1.23988	1.42843	1.95010	2.07509	2.32562	0.78568	0.67030	1.05603
Tulungagung	1.17801	1.35949	1.85809	1.98177	2.23188	0.71589	0.56009	0.96177
Blitar	0.97015	1.10168	1.46649	1.58218	1.82784	0.54000	0.09055	0.58898
Kediri	0.43417	0.60877	1.17341	1.30361	1.55284	0.03606	0.57315	0.36688
Malang	0.51662	0.57428	0.91066	1.03354	1.28363	0.38328	0.53000	0.01414
Lumajang	1.33124	1.26479	0.96021	0.99141	1.14490	1.27475	1.04077	0.90139
Jember	1.52030	1.44014	1.05380	1.06075	1.17546	1.48030	1.23584	1.10454
Banyuwangi	2.21382	2.07348	1.44361	1.36561	1.30384	2.29264	2.12085	1.90245
Bondowoso	1.32853	1.17171	0.54037	0.48754	0.54037	1.49084	1.48661	1.11072
Situbondo	1.36308	1.19269	0.51400	0.43278	0.43290	1.56115	1.59154	1.18950
Probolinggo	0.83235	0.73000	0.50537	0.59203	0.82037	0.92347	0.95383	0.54009
Pasuruan	0.62801	0.54083	0.53907	0.65460	0.90211	0.74027	0.86452	0.37643
Sidoarjo	0.25456	0.25080	0.74525	0.87664	1.12294	0.47413	0.83774	0.31257
Mojokerto	0.23345	0.34000	0.89269	1.02391	1.27094	0.32757	0.74465	0.27857
Jombang	0.25495	0.43139	1.03942	1.17085	1.41662	0.21401	0.72111	0.36069
Nganjuk	0.75961	0.97144	1.63768	1.76921	2.01246	0.48765	0.88091	0.87801
Madiun	1.01139	1.22262	1.90276	2.03421	2.27554	0.75505	1.08577	1.14543
Magetan	1.09202	1.30361	1.97851	2.11002	2.35255	0.81615	1.11018	1.20507
Ngawi	0.99141	1.20033	1.89381	2.02485	2.26276	0.78109	1.15278	1.17047
Bojonegoro	0.71000	0.91269	1.62028	1.75003	1.98204	0.61717	1.10277	0.98112

## Lampiran 17. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Gresik	Bangkalan	Sampang	Pamekasan	Sumenep	Kota Kediri	Kota Blitar	Kota Malang
Tuban	0.61465	0.65947	1.28825	1.39617	1.57493	0.97005	1.52210	1.12272
Lamongan	0.02000	0.20616	0.91137	1.04043	1.27193	0.48374	0.98153	0.52887
Gresik	0	0.21190	0.91049	1.04005	1.27318	0.46648	0.96177	0.50961
Bangkalan	0.21190	0	0.71701	0.84380	1.07019	0.64382	1.07838	0.56321
Sampang	0.91049	0.71701	0	0.13153	0.37947	1.20806	1.40357	0.89694
Pamekasan	1.04005	0.84380	0.13153	0	0.25080	1.33810	1.51648	1.02000
Sumenep	1.27318	1.07019	0.37947	0.25080	0	1.58751	1.76011	1.27016
Kota Kediri	0.46648	0.64382	1.20806	1.33810	1.58751	0	0.55731	0.39051
Kota Blitar	0.96177	1.07838	1.40357	1.51648	1.76011	0.55731	0	0.54378
Kota Malang	0.50961	0.56321	0.89694	1.02000	1.27016	0.39051	0.54378	0
Kota Probolinggo	0.95079	0.80455	0.33136	0.38484	0.59548	1.12071	1.18701	0.75133
Kota Pasuruan	0.41725	0.37363	0.66310	0.79120	1.04178	0.55109	0.79881	0.25612
Kota Mojokerto	0.19026	0.32202	0.91411	1.04561	1.29074	0.32650	0.77666	0.32696
Kota Madiun	0.98082	1.19252	1.86682	1.99832	2.24076	0.71021	1.03586	1.10023
Kota Surabaya	0.20616	0.12000	0.71028	0.84095	1.07912	0.56223	0.96566	0.44407
Kota Batu	0.42579	0.50695	0.92612	1.05309	1.30388	0.31064	0.57385	0.09899

## Lampiran 17. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Kota Probolinggo	Kota Pasuruan	Kota Mojokerto	Kota Madiun	Kota Surabaya	Kota Batu
Pacitan	2.16315	1.65024	1.45086	0.77795	1.68680	1.38654
Ponorogo	1.55158	0.98005	0.72111	0.30887	0.94937	0.74007
Trenggalek	1.79301	1.28996	1.11198	0.66098	1.34715	1.02577
Tulungagung	1.69248	1.20108	1.03966	0.69893	1.27287	0.93744
Blitar	1.26127	0.84504	0.79057	0.96208	0.99282	0.60539
Kediri	1.09018	0.51788	0.29069	0.73682	0.52631	0.28284
Malang	0.76295	0.27019	0.33242	1.09238	0.45541	0.10000
Lumajang	0.63008	0.91548	1.18929	1.96291	1.16606	0.99865
Jember	0.73763	1.10309	1.38539	2.16899	1.34715	1.20108
Banyuwangi	1.26909	1.81860	2.12462	3.00017	2.01358	1.98950
Bondowoso	0.38079	0.96338	1.26696	2.19659	1.12361	1.18038
Situbondo	0.44045	1.02122	1.31856	2.26080	1.15694	1.25256
Probolinggo	0.23324	0.42485	0.73007	1.63230	0.64444	0.61294
Pasuruan	0.38053	0.21932	0.52555	1.44347	0.44598	0.43186
Sidoarjo	0.72277	0.16279	0.17029	1.12446	0.13153	0.26401
Mojokerto	0.85000	0.26683	0.05000	0.98127	0.24083	0.19235
Jombang	0.99850	0.41437	0.12649	0.83150	0.35847	0.26173
Nganjuk	1.59255	1.01020	0.72443	0.23022	0.93622	0.79429
Madiun	1.86325	1.28062	0.99182	0.05000	1.19683	1.06367
Magetan	1.93093	1.35004	1.06569	0.11180	1.27475	1.12641
Ngawi	1.87182	1.28763	0.99081	0.13601	1.18423	1.08416
Bojonegoro	1.63025	1.05081	0.74465	0.36235	0.91137	0.88589

## Lampiran 17. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Kota Probolinggo	Kota Pasuruan	Kota Mojokerto	Kota Madiun	Kota Surabaya	Kota Batu
Tuban	1.44810	1.01020	0.79699	1.10752	0.75452	1.03446
Lamongan	0.95854	0.43139	0.21024	0.98671	0.21190	0.44553
Gresik	0.95079	0.41725	0.19026	0.98082	0.20616	0.42579
Bangkalan	0.80455	0.37363	0.32202	1.19252	0.12000	0.50695
Sampang	0.33136	0.66310	0.91411	1.86682	0.71028	0.92612
Pamekasan	0.38484	0.79120	1.04561	1.99832	0.84095	1.05309
Sumenep	0.59548	1.04178	1.29074	2.24076	1.07912	1.30388
Kota Kediri	1.12071	0.55109	0.32650	0.71021	0.56223	0.31064
Kota Blitar	1.18701	0.79881	0.77666	1.03586	0.96566	0.57385
Kota Malang	0.75133	0.25612	0.32696	1.10023	0.44407	0.09899
Kota Probolinggo	0	0.58421	0.88645	1.82176	0.74733	0.81222
Kota Pasuruan	0.58421	0	0.30676	1.24004	0.26000	0.26420
Kota Mojokerto	0.88645	0.30676	0	0.95425	0.23601	0.23770
Kota Madiun	1.82176	1.24004	0.95425	0	1.16297	1.01966
Kota Surabaya	0.74733	0.26000	0.23601	1.16297	0	0.39217
Kota Batu	0.81222	0.26420	0.23770	1.01966	0.39217	0

## Lampiran 18. $W_j$ dengan Pembobot *Fixed Bisquare Kernel* untuk Model GWOLR

Kabupaten/Kota	Pacitan	Ponorogo	Trenggalek	Tulungagung	Blitar	Kediri	Malang	Lumajang
Pacitan	1	0.85299	0.96569	0.94369	0.78883	0.68939	0.56307	0.21294
Ponorogo	0.85299	1	0.93269	0.93531	0.89129	0.94692	0.84449	0.42875
Trenggalek	0.96569	0.93269	1	0.99694	0.91722	0.83765	0.74539	0.39956
Tulungagung	0.94369	0.93531	0.99694	1	0.94525	0.86337	0.78678	0.45968
Blitar	0.78883	0.89129	0.91722	0.94525	1	0.92252	0.91866	0.70431
Kediri	0.68939	0.94692	0.83765	0.86337	0.92252	1	0.96760	0.64191
Malang	0.56307	0.84449	0.74539	0.78678	0.91866	0.96760	1	0.80506
Lumajang	0.21294	0.42875	0.39956	0.45968	0.70431	0.64191	0.80506	1
Jember	0.12807	0.31776	0.29584	0.35433	0.60673	0.53446	0.71532	0.98935
Banyuwangi	0	0.00671	0.00044	0.00938	0.14873	0.12457	0.29364	0.72826
Bondowoso	0.04716	0.28807	0.18715	0.23726	0.47728	0.53514	0.70906	0.89695
Situbondo	0.02450	0.25136	0.14500	0.19091	0.42115	0.49793	0.67049	0.85317
Probolinggo	0.27945	0.59394	0.47862	0.53381	0.75178	0.80858	0.92532	0.92501
Pasuruan	0.35268	0.68504	0.55211	0.60313	0.79528	0.87732	0.96234	0.87260
Sidoarjo	0.46093	0.81245	0.64587	0.68539	0.81948	0.95230	0.97381	0.72968
Mojokerto	0.53956	0.86793	0.71485	0.74991	0.85896	0.97875	0.97975	0.69995
Jombang	0.60483	0.91311	0.76577	0.79463	0.87335	0.99185	0.96747	0.64282
Nganjuk	0.81281	0.99318	0.89065	0.89037	0.83875	0.93521	0.81846	0.37598
Madiun	0.84727	0.96797	0.88112	0.86679	0.75927	0.85262	0.70111	0.24184
Magetan	0.86999	0.95987	0.89015	0.87236	0.75010	0.82907	0.67241	0.21832
Ngawi	0.80975	0.95663	0.84701	0.83250	0.72721	0.84428	0.68854	0.22271
Bojonegoro	0.70813	0.95368	0.79174	0.79026	0.74168	0.90334	0.77426	0.30820
Tuban	0.32366	0.72252	0.45364	0.46859	0.50904	0.78596	0.70534	0.28791

## Lampiran 18. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Pacitan	Ponorogo	Trenggalek	Tulungagung	Blitar	Kediri	Malang	Lumajang
Lamongan	0.47489	0.84299	0.64336	0.67379	0.76905	0.94936	0.92910	0.59642
Gresik	0.48205	0.84706	0.65097	0.68165	0.77745	0.95319	0.93405	0.60421
Bangkalan	0.37381	0.76296	0.55295	0.58945	0.71824	0.90903	0.91883	0.63837
Sampang	0.10755	0.44382	0.27262	0.32054	0.53255	0.68390	0.80244	0.78171
Pamekasan	0.06376	0.37258	0.21060	0.25653	0.46982	0.61851	0.74956	0.76823
Sumenep	0.00826	0.24314	0.10264	0.13992	0.33660	0.48581	0.62877	0.69770
Kota Kediri	0.70672	0.95385	0.85088	0.87535	0.92806	0.99967	0.96342	0.63330
Kota Blitar	0.75008	0.86871	0.89027	0.92272	0.99794	0.91915	0.93065	0.74630
Kota Malang	0.55615	0.84108	0.73937	0.78104	0.91472	0.96646	0.99995	0.80623
Kota Probolinggo	0.16976	0.48649	0.35524	0.40966	0.64016	0.72361	0.85906	0.90272
Kota Pasuruan	0.43269	0.77318	0.62553	0.67031	0.82859	0.93373	0.98174	0.80046
Kota Mojokerto	0.54094	0.87358	0.71339	0.74680	0.84909	0.97888	0.97242	0.67612
Kota Madiun	0.85369	0.97617	0.89321	0.88100	0.78091	0.86821	0.72259	0.26609
Kota Surabaya	0.41276	0.78631	0.59591	0.63426	0.76762	0.93160	0.94856	0.68748
Kota Batu	0.57520	0.86709	0.75304	0.79134	0.91001	0.98000	0.99749	0.76507

## Lampiran 18. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Jember	Banyuwangi	Bondowoso	Situbondo	Probolinggo	Pasuruan	Sidoarjo	Mojokerto
Pacitan	0.12807	0	0.04716	0.02450	0.27945	0.35268	0.46093	0.53956
Ponorogo	0.31776	0.00671	0.28807	0.25136	0.59394	0.68504	0.81245	0.86793
Trenggalek	0.29584	0.00044	0.18715	0.14500	0.47862	0.55211	0.64587	0.71485
Tulungagung	0.35433	0.00938	0.23726	0.19091	0.53381	0.60313	0.68539	0.74991
Blitar	0.60673	0.14873	0.47728	0.42115	0.75178	0.79528	0.81948	0.85896
Kediri	0.53446	0.12457	0.53514	0.49793	0.80858	0.87732	0.95230	0.97875
Malang	0.71532	0.29364	0.70906	0.67049	0.92532	0.96234	0.97381	0.97975
Lumajang	0.98935	0.72826	0.89695	0.85317	0.92501	0.87260	0.72968	0.69995
Jember	1	0.81002	0.89883	0.85710	0.87638	0.80623	0.63789	0.60128
Banyuwangi	0.81002	1	0.80183	0.79299	0.57092	0.46048	0.26093	0.20746
Bondowoso	0.89883	0.80183	1	0.99573	0.91980	0.86249	0.71736	0.65600
Situbondo	0.85710	0.79299	0.99573	1	0.89504	0.83778	0.69468	0.62821
Probolinggo	0.87638	0.57092	0.91980	0.89504	1	0.98937	0.91638	0.88487
Pasuruan	0.80623	0.46048	0.86249	0.83778	0.98937	1	0.96453	0.94203
Sidoarjo	0.63789	0.26093	0.71736	0.69468	0.91638	0.96453	1	0.99445
Mojokerto	0.60128	0.20746	0.65600	0.62821	0.88487	0.94203	0.99445	1
Jombang	0.53786	0.14432	0.57988	0.54985	0.83489	0.90329	0.97835	0.99435
Nganjuk	0.26724	0.00082	0.26337	0.23190	0.56501	0.66341	0.80901	0.86326
Madiun	0.14612	0	0.13696	0.11172	0.41872	0.52220	0.68939	0.75553
Magetan	0.12630	0	0.11051	0.08643	0.38421	0.48623	0.65299	0.72265
Ngawi	0.12988	0	0.13235	0.10938	0.40966	0.51568	0.69023	0.75422
Bojonegoro	0.20567	0	0.24189	0.21869	0.53037	0.63661	0.80352	0.85132
Tuban	0.19926	0.00610	0.35286	0.35289	0.57366	0.67179	0.82482	0.82886

## Lampiran 18. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Jember	Banyuwangi	Bondowoso	Situbondo	Probolinggo	Pasuruan	Sidoarjo	Mojokerto
Lamongan	0.49581	0.14365	0.60202	0.58487	0.82897	0.89961	0.98189	0.98396
Gresik	0.50348	0.14757	0.60561	0.58756	0.83347	0.90334	0.98378	0.98635
Bangkalan	0.54669	0.21137	0.68473	0.67445	0.87056	0.92784	0.98425	0.97116
Sampang	0.74038	0.54483	0.92796	0.93470	0.93684	0.92830	0.86529	0.80975
Pamekasan	0.73721	0.58623	0.94115	0.95348	0.91385	0.89521	0.81619	0.75387
Sumenep	0.68290	0.61839	0.92796	0.95346	0.83801	0.80593	0.70820	0.63525
Kota Kediri	0.52511	0.11527	0.51942	0.48128	0.79716	0.86702	0.94430	0.97322
Kota Blitar	0.65299	0.18904	0.52171	0.46472	0.78442	0.82099	0.83140	0.86550
Kota Malang	0.71689	0.29725	0.71398	0.67602	0.92803	0.96471	0.97560	0.98059
Kota Probolinggo	0.86793	0.63619	0.96389	0.95184	0.98638	0.96394	0.87302	0.82667
Kota Pasuruan	0.71758	0.34153	0.78035	0.75507	0.95515	0.98795	0.99335	0.98219
Kota Mojokerto	0.57581	0.18729	0.63727	0.61079	0.87053	0.93179	0.99273	0.99937
Kota Madiun	0.16715	0	0.15500	0.12797	0.44248	0.54490	0.70748	0.77265
Kota Surabaya	0.59591	0.24061	0.70788	0.69190	0.89835	0.95064	0.99566	0.98548
Kota Batu	0.67031	0.25264	0.68049	0.64457	0.90781	0.95368	0.98256	0.99072

## Lampiran 18. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Jombang	Nganjuk	Madiun	Magetan	Ngawi	Bojonegoro	Tuban	Lamongan
Pacitan	0.60483	0.81281	0.84727	0.86999	0.80975	0.70813	0.32366	0.47489
Ponorogo	0.91311	0.99318	0.96797	0.95987	0.95663	0.95368	0.72252	0.84299
Trenggalek	0.76577	0.89065	0.88112	0.89015	0.84701	0.79174	0.45364	0.64336
Tulungagung	0.79463	0.89037	0.86679	0.87236	0.83250	0.79026	0.46859	0.67379
Blitar	0.87335	0.83875	0.75927	0.75010	0.72721	0.74168	0.50904	0.76905
Kediri	0.99185	0.93521	0.85262	0.82907	0.84428	0.90334	0.78596	0.94936
Malang	0.96747	0.81846	0.70111	0.67241	0.68854	0.77426	0.70534	0.92910
Lumajang	0.64282	0.37598	0.24184	0.21832	0.22271	0.30820	0.28791	0.59642
Jember	0.53786	0.26724	0.14612	0.12630	0.12988	0.20567	0.19926	0.49581
Banyuwangi	0.14432	0.00082	0	0	0	0	0.00610	0.14365
Bondowoso	0.57988	0.26337	0.13696	0.11051	0.13235	0.24189	0.35286	0.60202
Situbondo	0.54985	0.23190	0.11172	0.08643	0.10938	0.21869	0.35289	0.58487
Probolinggo	0.83489	0.56501	0.41872	0.38421	0.40966	0.53037	0.57366	0.82897
Pasuruan	0.90329	0.66341	0.52220	0.48623	0.51568	0.63661	0.67179	0.89961
Sidoarjo	0.97835	0.80901	0.68939	0.65299	0.69023	0.80352	0.82482	0.98189
Mojokerto	0.99435	0.86326	0.75553	0.72265	0.75422	0.85132	0.82886	0.98396
Jombang	1	0.91119	0.81873	0.78917	0.81737	0.89892	0.84230	0.98134
Nganjuk	0.91119	1	0.98166	0.97094	0.97818	0.98176	0.77860	0.85764
Madiun	0.81873	0.98166	1	0.99814	0.99749	0.96626	0.71373	0.75717
Magetan	0.78917	0.97094	0.99814	1	0.99313	0.94900	0.67305	0.72011
Ngawi	0.81737	0.97818	0.99749	0.99313	1	0.97617	0.74680	0.76683
Bojonegoro	0.89892	0.98176	0.96626	0.94900	0.97617	1	0.86531	0.87723
Tuban	0.84230	0.77860	0.71373	0.67305	0.74680	0.86531	1	0.91268

## Lampiran 18. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Jombang	Nganjuk	Madiun	Magetan	Ngawi	Bojonegoro	Tuban	Lamongan
Lamongan	0.98134	0.85764	0.75717	0.72011	0.76683	0.87723	0.91268	1
Gresik	0.98373	0.86025	0.75945	0.72276	0.76823	0.87732	0.90731	0.99990
Bangkalan	0.95378	0.77689	0.65961	0.61851	0.67068	0.80161	0.89369	0.98935
Sampang	0.74691	0.43955	0.29708	0.25817	0.30176	0.44904	0.62640	0.80215
Pamekasan	0.68514	0.36805	0.23042	0.19408	0.23503	0.37842	0.57010	0.74645
Sumenep	0.55925	0.24116	0.12203	0.09274	0.12717	0.25639	0.47378	0.63474
Kota Kediri	0.98852	0.94113	0.86186	0.83960	0.85255	0.90656	0.77749	0.94206
Kota Blitar	0.87358	0.81449	0.72567	0.71424	0.69391	0.71772	0.50250	0.77254
Kota Malang	0.96757	0.81564	0.69745	0.66834	0.68533	0.77271	0.70830	0.93094
Kota Probolinggo	0.76513	0.46417	0.31781	0.28247	0.31330	0.44360	0.54242	0.78242
Kota Pasuruan	0.95731	0.75997	0.63031	0.59440	0.62672	0.74175	0.75997	0.95378
Kota Mojokerto	0.99598	0.87246	0.76806	0.73494	0.76850	0.86550	0.84673	0.98892
Kota Madiun	0.83379	0.98672	0.99937	0.99686	0.99536	0.96727	0.71549	0.77028
Kota Surabaya	0.96797	0.79185	0.67241	0.63330	0.67861	0.80215	0.86204	0.98875
Kota Batu	0.98286	0.84773	0.73587	0.70655	0.72642	0.81249	0.74915	0.95074

## Lampiran 18. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Gresik	Bangkalan	Sampang	Pamekasan	Sumenep	Kota Kediri	Kota Blitar	Kota Malang
Pacitan	0.48205	0.37381	0.10755	0.06376	0.00826	0.70672	0.75008	0.55615
Ponorogo	0.84706	0.76296	0.44382	0.37258	0.24314	0.95385	0.86871	0.84108
Trenggalek	0.65097	0.55295	0.27262	0.21060	0.10264	0.85088	0.89027	0.73937
Tulungagung	0.68165	0.58945	0.32054	0.25653	0.13992	0.87535	0.92272	0.78104
Blitar	0.77745	0.71824	0.53255	0.46982	0.33660	0.92806	0.99794	0.91472
Kediri	0.95319	0.90903	0.68390	0.61851	0.48581	0.99967	0.91915	0.96646
Malang	0.93405	0.91883	0.80244	0.74956	0.62877	0.96342	0.93065	0.99995
Lumajang	0.60421	0.63837	0.78171	0.76823	0.69770	0.63330	0.74630	0.80623
Jember	0.50348	0.54669	0.74038	0.73721	0.68290	0.52511	0.65299	0.71689
Banyuwangi	0.14757	0.21137	0.54483	0.58623	0.61839	0.11527	0.18904	0.29725
Bondowoso	0.60561	0.68473	0.92796	0.94115	0.92796	0.51942	0.52171	0.71398
Situbondo	0.58756	0.67445	0.93470	0.95348	0.95346	0.48128	0.46472	0.67602
Probolinggo	0.83347	0.87056	0.93684	0.91385	0.83801	0.79716	0.78442	0.92803
Pasuruan	0.90334	0.92784	0.92830	0.89521	0.80593	0.86702	0.82099	0.96471
Sidoarjo	0.98378	0.98425	0.86529	0.81619	0.70820	0.94430	0.83140	0.97560
Mojokerto	0.98635	0.97116	0.80975	0.75387	0.63525	0.97322	0.86550	0.98059
Jombang	0.98373	0.95378	0.74691	0.68514	0.55925	0.98852	0.87358	0.96757
Nganjuk	0.86025	0.77689	0.43955	0.36805	0.24116	0.94113	0.81449	0.81564
Madiun	0.75945	0.65961	0.29708	0.23042	0.12203	0.86186	0.72567	0.69745
Magetan	0.72276	0.61851	0.25817	0.19408	0.09274	0.83960	0.71424	0.66834
Ngawi	0.76823	0.67068	0.30176	0.23503	0.12717	0.85255	0.69391	0.68533
Bojonegoro	0.87732	0.80161	0.44904	0.37842	0.25639	0.90656	0.71772	0.77271

## Lampiran 18. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Gresik	Bangkalan	Sampang	Pamekasan	Sumenep	Kota Kediri	Kota Blitar	Kota Malang
Tuban	0.90731	0.89369	0.62640	0.57010	0.47378	0.77749	0.50250	0.70830
Lamongan	0.99990	0.98935	0.80215	0.74645	0.63474	0.94206	0.77254	0.93094
Gresik	1	0.98875	0.80251	0.74662	0.63410	0.94606	0.78104	0.93580
Bangkalan	0.98875	1	0.87497	0.82907	0.73288	0.89854	0.72910	0.92187
Sampang	0.80251	0.87497	1	0.99566	0.96414	0.66686	0.56618	0.80803
Pamekasan	0.74662	0.82907	0.99566	1	0.98425	0.60064	0.50555	0.75562
Sumenep	0.63410	0.73288	0.96414	0.98425	1	0.46692	0.37296	0.63565
Kota Kediri	0.94606	0.89854	0.66686	0.60064	0.46692	1	0.92346	0.96204
Kota Blitar	0.78104	0.72910	0.56618	0.50555	0.37296	0.92346	1	0.92707
Kota Malang	0.93580	0.92187	0.80803	0.75562	0.63565	0.96204	0.92707	1
Kota Probolinggo	0.78571	0.84394	0.97260	0.96313	0.91287	0.70925	0.67724	0.86316
Kota Pasuruan	0.95672	0.96522	0.89255	0.84886	0.74584	0.92513	0.84606	0.98358
Kota Mojokerto	0.99092	0.97411	0.80102	0.74411	0.62513	0.97339	0.85415	0.97331
Kota Madiun	0.77284	0.67453	0.31593	0.24821	0.13621	0.87725	0.74852	0.71892
Kota Surabaya	0.98935	0.99638	0.87723	0.83016	0.72875	0.92214	0.77938	0.95105
Kota Batu	0.95496	0.93645	0.79606	0.74071	0.61837	0.97589	0.91895	0.99754

## Lampiran 18. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Kota Probolinggo	Kota Pasuruan	Kota Mojokerto	Kota Madiun	Kota Surabaya	Kota Batu
Pacitan	0.16976	0.43269	0.54094	0.85369	0.41276	0.57520
Ponorogo	0.48649	0.77318	0.87358	0.97617	0.78631	0.86709
Trenggalek	0.35524	0.62553	0.71339	0.89321	0.59591	0.75304
Tulungagung	0.40966	0.67031	0.74680	0.88100	0.63426	0.79134
Blitar	0.64016	0.82859	0.84909	0.78091	0.76762	0.91001
Kediri	0.72361	0.93373	0.97888	0.86821	0.93160	0.98000
Malang	0.85906	0.98174	0.97242	0.72259	0.94856	0.99749
Lumajang	0.90272	0.80046	0.67612	0.26609	0.68748	0.76507
Jember	0.86793	0.71758	0.57581	0.16715	0.59591	0.67031
Banyuwangi	0.63619	0.34153	0.18729	0	0.24061	0.25264
Bondowoso	0.96389	0.78035	0.63727	0.15500	0.70788	0.68049
Situbondo	0.95184	0.75507	0.61079	0.12797	0.69190	0.64457
Probolinggo	0.98638	0.95515	0.87053	0.44248	0.89835	0.90781
Pasuruan	0.96394	0.98795	0.93179	0.54490	0.95064	0.95368
Sidoarjo	0.87302	0.99335	0.99273	0.70748	0.99566	0.98256
Mojokerto	0.82667	0.98219	0.99937	0.77265	0.98548	0.99072
Jombang	0.76513	0.95731	0.99598	0.83379	0.96797	0.98286
Nganjuk	0.46417	0.75997	0.87246	0.98672	0.79185	0.84773
Madiun	0.31781	0.63031	0.76806	0.99937	0.67241	0.73587
Magetan	0.28247	0.59440	0.73494	0.99686	0.63330	0.70655
Ngawi	0.31330	0.62672	0.76850	0.99536	0.67861	0.72642
Bojonegoro	0.44360	0.74175	0.86550	0.96727	0.80215	0.81249

## Lampiran 18. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Kota Probolinggo	Kota Pasuruan	Kota Mojokerto	Kota Madiun	Kota Surabaya	Kota Batu
Tuban	0.54242	0.75997	0.84673	0.71549	0.86204	0.74915
Lamongan	0.78242	0.95378	0.98892	0.77028	0.98875	0.95074
Gresik	0.78571	0.95672	0.99092	0.77284	0.98935	0.95496
Bangkalan	0.84394	0.96522	0.97411	0.67453	0.99638	0.93645
Sampang	0.97260	0.89255	0.80102	0.31593	0.87723	0.79606
Pamekasan	0.96313	0.84886	0.74411	0.24821	0.83016	0.74071
Sumenep	0.91287	0.74584	0.62513	0.13621	0.72875	0.61837
Kota Kediri	0.70925	0.92513	0.97339	0.87725	0.92214	0.97589
Kota Blitar	0.67724	0.84606	0.85415	0.74852	0.77938	0.91895
Kota Malang	0.86316	0.98358	0.97331	0.71892	0.95105	0.99754
Kota Probolinggo	1	0.91606	0.81226	0.33985	0.86456	0.84108
Kota Pasuruan	0.91606	1	0.97649	0.65088	0.98308	0.98253
Kota Mojokerto	0.81226	0.97649	1	0.78424	0.98605	0.98585
Kota Madiun	0.33985	0.65088	0.78424	1	0.68898	0.75577
Kota Surabaya	0.86456	0.98308	0.98605	0.68898	1	0.96172
Kota Batu	0.84108	0.98253	0.98585	0.75577	0.96172	1

## Lampiran 19. $W_j$ dengan Pembobot *Fixed Bisquare Kernel* untuk Model S-GWOLR

Kabupaten/Kota	Pacitan	Ponorogo	Trenggalek	Tulungagung	Blitar	Kediri	Malang	Lumajang
Pacitan	1	0.96994	0.99315	0.98871	0.95617	0.93387	0.90351	0.79794
Ponorogo	0.96994	1	0.98647	0.98701	0.97796	0.98937	0.96814	0.86786
Trenggalek	0.99315	0.98647	1	0.99939	0.98331	0.96668	0.94658	0.85950
Tulungagung	0.98871	0.98701	0.99939	1	0.98903	0.97213	0.95572	0.87645
Blitar	0.95617	0.97796	0.98331	0.98903	1	0.98440	0.98361	0.93730
Kediri	0.93387	0.98937	0.96668	0.97213	0.98440	1	0.99354	0.92276
Malang	0.90351	0.96814	0.94658	0.95572	0.98361	0.99354	1	0.95969
Lumajang	0.79794	0.86786	0.85950	0.87645	0.93730	0.92276	0.95969	1
Jember	0.76169	0.83455	0.82740	0.84602	0.91430	0.89625	0.93980	0.99788
Banyuwangi	0.56687	0.66923	0.64964	0.67408	0.77133	0.75999	0.82667	0.94273
Bondowoso	0.71380	0.82481	0.78776	0.80705	0.88123	0.89642	0.93838	0.97913
Situbondo	0.69364	0.81213	0.76964	0.78928	0.86571	0.88674	0.92949	0.96998
Probolinggo	0.82190	0.91117	0.88159	0.89609	0.94800	0.96045	0.98497	0.98491
Pasuruan	0.84551	0.93287	0.90075	0.91342	0.95757	0.97505	0.99248	0.97406
Sidoarjo	0.87679	0.96129	0.92370	0.93295	0.96280	0.99046	0.99478	0.94305
Mojokerto	0.89756	0.97309	0.93970	0.94758	0.97120	0.99577	0.99597	0.93630
Jombang	0.91384	0.98247	0.95110	0.95743	0.97422	0.99838	0.99351	0.92297
Nganjuk	0.96136	0.99865	0.97783	0.97777	0.96692	0.98699	0.96258	0.85256
Madiun	0.96873	0.99361	0.97584	0.97284	0.94967	0.96986	0.93656	0.80871
Magetan	0.97352	0.99198	0.97772	0.97401	0.94763	0.96485	0.92993	0.79999
Ngawi	0.96071	0.99133	0.96867	0.96559	0.94250	0.96810	0.93367	0.80165
Bojonegoro	0.93817	0.99073	0.95680	0.95648	0.94575	0.98045	0.95297	0.83146
Tuban	0.83644	0.94144	0.87479	0.87888	0.88966	0.95554	0.93753	0.82476

## Lampiran 19. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Pacitan	Ponorogo	Trenggalek	Tulungagung	Blitar	Kediri	Malang	Lumajang
Lamongan	0.88058	0.96782	0.92310	0.93026	0.95183	0.98986	0.98574	0.91178
Gresik	0.88251	0.96868	0.92490	0.93208	0.95367	0.99063	0.98675	0.91369
Bangkalan	0.85191	0.95048	0.90096	0.91007	0.94047	0.98163	0.98364	0.92192
Sampang	0.75138	0.87208	0.81957	0.83544	0.89576	0.93260	0.95912	0.95461
Pamekasan	0.72568	0.85154	0.79704	0.81397	0.87921	0.91715	0.94751	0.95165
Sumenep	0.67215	0.80918	0.74878	0.76730	0.84053	0.88351	0.91962	0.93578
Kota Kediri	0.93785	0.99077	0.96949	0.97464	0.98553	0.99994	0.99270	0.92071
Kota Blitar	0.94762	0.97325	0.97775	0.98444	0.99959	0.98371	0.98606	0.94678
Kota Malang	0.90177	0.96741	0.94523	0.95446	0.98280	0.99331	0.99999	0.95994
Kota Probolinggo	0.78054	0.88370	0.84629	0.86243	0.92234	0.94168	0.97122	0.98033
Kota Pasuruan	0.86897	0.95274	0.91884	0.92944	0.96475	0.98669	0.99637	0.95869
Kota Mojokerto	0.89791	0.97427	0.93937	0.94689	0.96911	0.99580	0.99450	0.93080
Kota Madiun	0.97009	0.99525	0.97836	0.97582	0.95443	0.97314	0.94145	0.81731
Kota Surabaya	0.86331	0.95562	0.91166	0.92094	0.95151	0.98625	0.98970	0.93343
Kota Batu	0.90654	0.97291	0.94828	0.95671	0.98183	0.99602	0.99950	0.95095

## Lampiran 19. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Jember	Banyuwangi	Bondowoso	Situbondo	Probolinggo	Pasuruan	Sidoarjo	Mojokerto
Pacitan	0.76169	0.56687	0.71380	0.69364	0.82190	0.84551	0.87679	0.89756
Ponorogo	0.83455	0.66923	0.82481	0.81213	0.91117	0.93287	0.96129	0.97309
Trenggalek	0.82740	0.64964	0.78776	0.76964	0.88159	0.90075	0.92370	0.93970
Tulungagung	0.84602	0.67408	0.80705	0.78928	0.89609	0.91342	0.93295	0.94758
Blitar	0.91430	0.77133	0.88123	0.86571	0.94800	0.95757	0.96280	0.97120
Kediri	0.89625	0.75999	0.89642	0.88674	0.96045	0.97505	0.99046	0.99577
Malang	0.93980	0.82667	0.93838	0.92949	0.98497	0.99248	0.99478	0.99597
Lumajang	0.99788	0.94273	0.97913	0.96998	0.98491	0.97406	0.94305	0.93630
Jember	1	0.96076	0.97952	0.97081	0.97485	0.95994	0.92180	0.91297
Banyuwangi	0.96076	1	0.95899	0.95707	0.90548	0.87667	0.81551	0.79583
Bondowoso	0.97952	0.95899	1	0.99915	0.98384	0.97194	0.94027	0.92609
Situbondo	0.97081	0.95707	0.99915	1	0.97874	0.96671	0.93509	0.91949
Probolinggo	0.97485	0.90548	0.98384	0.97874	1	0.99789	0.98314	0.97663
Pasuruan	0.95994	0.87667	0.97194	0.96671	0.99789	1	0.99292	0.98837
Sidoarjo	0.92180	0.81551	0.94027	0.93509	0.98314	0.99292	1	0.99890
Mojokerto	0.91297	0.79583	0.92609	0.91949	0.97663	0.98837	0.99890	1
Jombang	0.89712	0.76933	0.90771	0.90018	0.96610	0.98044	0.99569	0.99888
Nganjuk	0.81771	0.65207	0.81637	0.80507	0.90400	0.92783	0.96054	0.97210
Madiun	0.77015	0.59122	0.76592	0.75354	0.86502	0.89309	0.93387	0.94884
Magetan	0.76083	0.57810	0.75292	0.73975	0.85500	0.88363	0.92538	0.94147
Ngawi	0.76256	0.58503	0.76374	0.75233	0.86243	0.89140	0.93406	0.94854
Bojonegoro	0.79513	0.63321	0.80873	0.80014	0.89520	0.92149	0.95936	0.96959
Tuban	0.79262	0.66800	0.84557	0.84558	0.90616	0.92979	0.96394	0.96481

## Lampiran 19. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Jember	Banyuwangi	Bondowoso	Situbondo	Probolinggo	Pasuruan	Sidoarjo	Mojokerto
Lamongan	0.88617	0.76902	0.91315	0.90894	0.96483	0.97968	0.99640	0.99681
Gresik	0.88820	0.77081	0.91403	0.90961	0.96579	0.98045	0.99678	0.99729
Bangkalan	0.89937	0.79734	0.93279	0.93041	0.97364	0.98549	0.99687	0.99425
Sampang	0.94546	0.89890	0.98551	0.98689	0.98732	0.98558	0.97253	0.96071
Pamekasan	0.94475	0.90928	0.98820	0.99069	0.98262	0.97877	0.96209	0.94847
Sumenep	0.93237	0.91713	0.98551	0.99069	0.96676	0.95988	0.93818	0.92117
Kota Kediri	0.89384	0.75535	0.89237	0.88230	0.95798	0.97289	0.98884	0.99466
Kota Blitar	0.92538	0.78853	0.89296	0.87783	0.95520	0.96312	0.96535	0.97257
Kota Malang	0.94016	0.82787	0.93950	0.93077	0.98552	0.99296	0.99514	0.99614
Kota Probolinggo	0.97309	0.92139	0.99279	0.99036	0.99729	0.99280	0.97415	0.96434
Kota Pasuruan	0.94032	0.84207	0.95431	0.94873	0.99103	0.99761	0.99868	0.99646
Kota Mojokerto	0.90670	0.78782	0.92165	0.91529	0.97363	0.98629	0.99856	0.99988
Kota Madiun	0.77942	0.60196	0.77413	0.76164	0.87170	0.89892	0.93802	0.95262
Kota Surabaya	0.91166	0.80826	0.93811	0.93445	0.97942	0.99012	0.99914	0.99711
Kota Batu	0.92944	0.81259	0.93181	0.92339	0.98138	0.99073	0.99653	0.99816

## Lampiran 19. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Jombang	Nganjuk	Madiun	Magetan	Ngawi	Bojonegoro	Tuban	Lamongan
Pacitan	0.91384	0.96136	0.96873	0.97352	0.96071	0.93817	0.83644	0.91384
Ponorogo	0.98247	0.99865	0.99361	0.99198	0.99133	0.99073	0.94144	0.98247
Trenggalek	0.95110	0.97783	0.97584	0.97772	0.96867	0.95680	0.87479	0.95110
Tulungagung	0.95743	0.97777	0.97284	0.97401	0.96559	0.95648	0.87888	0.95743
Blitar	0.97422	0.96692	0.94967	0.94763	0.94250	0.94575	0.88966	0.97422
Kediri	0.99838	0.98699	0.96986	0.96485	0.96810	0.98045	0.95554	0.99838
Malang	0.99351	0.96258	0.93656	0.92993	0.93367	0.95297	0.93753	0.99351
Lumajang	0.92297	0.85256	0.80871	0.79999	0.80165	0.83146	0.82476	0.92297
Jember	0.89712	0.81771	0.77015	0.76083	0.76256	0.79513	0.79262	0.89712
Banyuwangi	0.76933	0.65207	0.59122	0.57810	0.58503	0.63321	0.66800	0.76933
Bondowoso	0.90771	0.81637	0.76592	0.75292	0.76374	0.80873	0.84557	0.90771
Situbondo	0.90018	0.80507	0.75354	0.73975	0.75233	0.80014	0.84558	0.90018
Probolinggo	0.96610	0.90400	0.86502	0.85500	0.86243	0.89520	0.90616	0.96610
Pasuruan	0.98044	0.92783	0.89309	0.88363	0.89140	0.92149	0.92979	0.98044
Sidoarjo	0.99569	0.96054	0.93387	0.92538	0.93406	0.95936	0.96394	0.99569
Mojokerto	0.99888	0.97210	0.94884	0.94147	0.94854	0.96959	0.96481	0.99888
Jombang	1	0.98207	0.96264	0.95624	0.96235	0.97954	0.96767	1
Nganjuk	0.98207	1	0.99635	0.99421	0.99566	0.99637	0.95393	0.98207
Madiun	0.96264	0.99635	1	0.99963	0.99950	0.99327	0.93944	0.96264
Magetan	0.95624	0.99421	0.99963	1	0.99864	0.98979	0.93008	0.95624
Ngawi	0.96235	0.99566	0.99950	0.99864	1	0.99525	0.94689	0.96235
Bojonegoro	0.97954	0.99637	0.99327	0.98979	0.99525	1	0.97254	0.97954
Tuban	0.96767	0.95393	0.93944	0.93008	0.94689	0.97254	1	0.96767

## Lampiran 19. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Jombang	Nganjuk	Madiun	Magetan	Ngawi	Bojonegoro	Tuban	Lamongan
Lamongan	0.99629	0.97092	0.94920	0.94089	0.95134	0.97503	0.98238	0.99629
Gresik	0.99677	0.97147	0.94970	0.94149	0.95165	0.97505	0.98127	0.99677
Bangkalan	0.99075	0.95355	0.92694	0.91715	0.92953	0.95894	0.97846	0.99075
Sampang	0.94692	0.87089	0.82781	0.81455	0.82936	0.87352	0.91905	0.94692
Pamekasan	0.93289	0.85018	0.80453	0.79056	0.80623	0.85329	0.90527	0.93289
Sumenep	0.90255	0.80847	0.75874	0.74336	0.76126	0.81392	0.88028	0.90255
Kota Kediri	0.99772	0.98819	0.97181	0.96710	0.96985	0.98112	0.95368	0.99772
Kota Blitar	0.97427	0.96173	0.94215	0.93956	0.93491	0.94035	0.88794	0.97427
Kota Malang	0.99353	0.96197	0.93572	0.92898	0.93293	0.95263	0.93821	0.99353
Kota Probolinggo	0.95096	0.87768	0.83457	0.82293	0.83311	0.87202	0.89829	0.95096
Kota Pasuruan	0.99147	0.94982	0.91999	0.91129	0.91913	0.94576	0.94982	0.99147
Kota Mojokerto	0.99920	0.97403	0.95161	0.94424	0.95171	0.97257	0.96861	0.99920
Kota Madiun	0.96586	0.99736	0.99988	0.99938	0.99908	0.99347	0.93984	0.96586
Kota Surabaya	0.99361	0.95682	0.92993	0.92071	0.93137	0.95906	0.97185	0.99361
Kota Batu	0.99659	0.96883	0.94445	0.93781	0.94232	0.96130	0.94742	0.99659

## Lampiran 19. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Gresik	Bangkalan	Sampang	Pamekasan	Sumenep	Kota Kediri	Kota Blitar	Kota Malang
Pacitan	0.88058	0.88251	0.85191	0.75138	0.72568	0.67215	0.93785	0.94762
Ponorogo	0.96782	0.96868	0.95048	0.87208	0.85154	0.80918	0.99077	0.97325
Trenggalek	0.92310	0.92490	0.90096	0.81957	0.79704	0.74878	0.96949	0.97775
Tulungagung	0.93026	0.93208	0.91007	0.83544	0.81397	0.76730	0.97464	0.98444
Blitar	0.95183	0.95367	0.94047	0.89576	0.87921	0.84053	0.98553	0.99959
Kediri	0.98986	0.99063	0.98163	0.93260	0.91715	0.88351	0.99994	0.98371
Malang	0.98574	0.98675	0.98364	0.95912	0.94751	0.91962	0.99270	0.98606
Lumajang	0.91178	0.91369	0.92192	0.95461	0.95165	0.93578	0.92071	0.94678
Jember	0.88617	0.88820	0.89937	0.94546	0.94475	0.93237	0.89384	0.92538
Banyuwangi	0.76902	0.77081	0.79734	0.89890	0.90928	0.91713	0.75535	0.78853
Bondowoso	0.91315	0.91403	0.93279	0.98551	0.98820	0.98551	0.89237	0.89296
Situbondo	0.90894	0.90961	0.93041	0.98689	0.99069	0.99069	0.88230	0.87783
Probolinggo	0.96483	0.96579	0.97364	0.98732	0.98262	0.96676	0.95798	0.95520
Pasuruan	0.97968	0.98045	0.98549	0.98558	0.97877	0.95988	0.97289	0.96312
Sidoarjo	0.99640	0.99678	0.99687	0.97253	0.96209	0.93818	0.98884	0.96535
Mojokerto	0.99681	0.99729	0.99425	0.96071	0.94847	0.92117	0.99466	0.97257
Jombang	0.99629	0.99677	0.99075	0.94692	0.93289	0.90255	0.99772	0.97427
Nganjuk	0.97092	0.97147	0.95355	0.87089	0.85018	0.80847	0.98819	0.96173
Madiun	0.94920	0.94970	0.92694	0.82781	0.80453	0.75874	0.97181	0.94215
Magetan	0.94089	0.94149	0.91715	0.81455	0.79056	0.74336	0.96710	0.93956
Ngawi	0.95134	0.95165	0.92953	0.82936	0.80623	0.76126	0.96985	0.93491
Bojonegoro	0.97503	0.97505	0.95894	0.87352	0.85329	0.81392	0.98112	0.94035

## Lampiran 19. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Gresik	Bangkalan	Sampang	Pamekasan	Sumenep	Kota Kediri	Kota Blitar	Kota Malang
Tuban	0.98238	0.98127	0.97846	0.91905	0.90527	0.88028	0.95368	0.88794
Lamongan	1	0.99998	0.99788	0.95906	0.94681	0.92105	0.98838	0.95259
Gresik	0.99998	1	0.99777	0.95914	0.94685	0.92090	0.98919	0.95446
Bangkalan	0.99788	0.99777	1	0.97456	0.96485	0.94377	0.97946	0.94292
Sampang	0.95906	0.95914	0.97456	1	0.99914	0.99284	0.92864	0.90429
Pamekasan	0.94681	0.94685	0.96485	0.99914	1	0.99687	0.91281	0.88875
Sumenep	0.92105	0.92090	0.94377	0.99284	0.99687	1	0.87842	0.85166
Kota Kediri	0.98838	0.98919	0.97946	0.92864	0.91281	0.87842	1	0.98459
Kota Blitar	0.95259	0.95446	0.94292	0.90429	0.88875	0.85166	0.98459	1
Kota Malang	0.98612	0.98711	0.98426	0.96033	0.94886	0.92127	0.99242	0.98533
Kota Probolinggo	0.95476	0.95548	0.96802	0.99454	0.99264	0.98242	0.93842	0.93106
Kota Pasuruan	0.99075	0.99135	0.99306	0.97822	0.96907	0.94668	0.98493	0.96847
Kota Mojokerto	0.99780	0.99820	0.99484	0.95882	0.94629	0.91875	0.99470	0.97018
Kota Madiun	0.95210	0.95266	0.93043	0.83397	0.81101	0.76557	0.97504	0.94727
Kota Surabaya	0.99777	0.99788	0.99928	0.97503	0.96509	0.94284	0.98432	0.95410
Kota Batu	0.99014	0.99099	0.98724	0.95774	0.94553	0.91712	0.99520	0.98367

## Lampiran 19. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Kota Probolinggo	Kota Pasuruan	Kota Mojokerto	Kota Madiun	Kota Surabaya	Kota Batu
Pacitan	0.90177	0.78054	0.86897	0.89791	0.97009	0.86331
Ponorogo	0.96741	0.88370	0.95274	0.97427	0.99525	0.95562
Trenggalek	0.94523	0.84629	0.91884	0.93937	0.97836	0.91166
Tulungagung	0.95446	0.86243	0.92944	0.94689	0.97582	0.92094
Blitar	0.98280	0.92234	0.96475	0.96911	0.95443	0.95151
Kediri	0.99331	0.94168	0.98669	0.99580	0.97314	0.98625
Malang	0.99999	0.97122	0.99637	0.99450	0.94145	0.98970
Lumajang	0.95994	0.98033	0.95869	0.93080	0.81731	0.93343
Jember	0.94016	0.97309	0.94032	0.90670	0.77942	0.91166
Banyuwangi	0.82787	0.92139	0.84207	0.78782	0.60196	0.80826
Bondowoso	0.93950	0.99279	0.95431	0.92165	0.77413	0.93811
Situbondo	0.93077	0.99036	0.94873	0.91529	0.76164	0.93445
Probolinggo	0.98552	0.99729	0.99103	0.97363	0.87170	0.97942
Pasuruan	0.99296	0.99280	0.99761	0.98629	0.89892	0.99012
Sidoarjo	0.99514	0.97415	0.99868	0.99856	0.93802	0.99914
Mojokerto	0.99614	0.96434	0.99646	0.99988	0.95262	0.99711
Jombang	0.99353	0.95096	0.99147	0.99920	0.96586	0.99361
Nganjuk	0.96197	0.87768	0.94982	0.97403	0.99736	0.95682
Madiun	0.93572	0.83457	0.91999	0.95161	0.99988	0.92993
Magetan	0.92898	0.82293	0.91129	0.94424	0.99938	0.92071
Ngawi	0.93293	0.83311	0.91913	0.95171	0.99908	0.93137
Bojonegoro	0.95263	0.87202	0.94576	0.97257	0.99347	0.95906

## Lampiran 19. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Kota Probolinggo	Kota Pasuruan	Kota Mojokerto	Kota Madiun	Kota Surabaya	Kota Batu
Tuban	0.93821	0.89829	0.94982	0.96861	0.93984	0.97185
Lamongan	0.98612	0.95476	0.99075	0.99780	0.95210	0.99777
Gresik	0.98711	0.95548	0.99135	0.99820	0.95266	0.99788
Bangkalan	0.98426	0.96802	0.99306	0.99484	0.93043	0.99928
Sampang	0.96033	0.99454	0.97822	0.95882	0.83397	0.97503
Pamekasan	0.94886	0.99264	0.96907	0.94629	0.81101	0.96509
Sumenep	0.92127	0.98242	0.94668	0.91875	0.76557	0.94284
Kota Kediri	0.99242	0.93842	0.98493	0.99470	0.97504	0.98432
Kota Blitar	0.98533	0.93106	0.96847	0.97018	0.94727	0.95410
Kota Malang	1	0.97208	0.99674	0.99468	0.94062	0.99020
Kota Probolinggo	0.97208	1	0.98307	0.96125	0.84154	0.97238
Kota Pasuruan	0.99674	0.98307	1	0.99532	0.92488	0.99664
Kota Mojokerto	0.99468	0.96125	0.99532	1	0.95516	0.99723
Kota Madiun	0.94062	0.84154	0.92488	0.95516	1	0.93377
Kota Surabaya	0.99020	0.97238	0.99664	0.99723	0.93377	1
Kota Batu	0.99951	0.96741	0.99653	0.99719	0.94889	0.99235

## Lampiran 20. Nilai Dugaan, Salah Baku, dan Uji Wald untuk Parameter Model GWOLR

Kabupaten/Kota	Est $\widehat{\alpha}_1$	SE $\widehat{\alpha}_1$	Z $\widehat{\alpha}_1$	Est $\widehat{\alpha}_2$	SE $\widehat{\alpha}_2$	Z $\widehat{\alpha}_2$	Est $\widehat{\beta}_1$	SE $\widehat{\beta}_1$	Z $\widehat{\beta}_1$
Pacitan	-14.2965	11.8816	-1.2033	-10.3666	11.5244	-0.8995	0.1912	0.1266	1.5106
Ponorogo	-14.8910	9.2096	-1.6169	-11.6726	8.9485	-1.3044	0.1800	0.0919	1.9595
Trenggalek	-14.6313	9.9964	-1.4637	-11.3185	9.7076	-1.1659	0.1864	0.1031	1.8077
Tulungagung	-14.7056	9.6956	-1.5167	-11.5395	9.4251	-1.2243	0.1839	0.0991	1.8555
Blitar	-15.3686	9.0351	-1.7010	-12.7007	8.8254	-1.4391	0.1757	0.0879	1.9980
Kediri	-15.3649	8.6403	-1.7783	-12.6009	8.4367	-1.4936	0.1737	0.0817	2.1263
Malang	-16.0776	8.7493	-1.8376	-13.6158	8.5734	-1.5882	0.1746	0.0803	2.1738
Lumajang	-20.8672	12.2083	-1.7093	-18.9761	12.0069	-1.5804	0.2221	0.1148	1.9352
Jember	-23.7061	14.2592	-1.6625	-21.8939	14.0120	-1.5625	0.2569	0.1364	1.8838
Banyuwangi	-54.5370	36.9274	-1.4769	-52.0276	35.9235	-1.4483	0.6488	0.3982	1.6293
Bondowoso	-23.2686	13.8858	-1.6757	-21.4178	13.6626	-1.5676	0.2543	0.1295	1.9633
Situbondo	-24.0080	14.5331	-1.6520	-22.1567	14.2987	-1.5496	0.2641	0.1355	1.9491
Probolinggo	-18.0780	9.9925	-1.8092	-15.9763	9.8309	-1.6251	0.1914	0.0901	2.1234
Pasuruan	-17.1392	9.3516	-1.8328	-14.9057	9.1909	-1.6218	0.1822	0.0839	2.1718
Sidoarjo	-16.0288	8.8031	-1.8208	-13.5277	8.6275	-1.5680	0.1741	0.0795	2.1884
Mojokerto	-15.7581	8.6825	-1.8149	-13.1628	8.4980	-1.5489	0.1732	0.0795	2.1770
Jombang	-15.4910	8.6533	-1.7902	-12.7737	8.4564	-1.5105	0.1730	0.0805	2.1495
Nganjuk	-14.9074	9.3457	-1.5951	-11.5933	9.0736	-1.2777	0.1803	0.0933	1.9333
Madiun	-14.8545	10.1856	-1.4584	-11.1499	9.8588	-1.1310	0.1834	0.1047	1.7509
Magetan	-14.8243	10.4340	-1.4208	-11.0191	10.0934	-1.0917	0.1837	0.1182	1.5541
Ngawi	-14.8843	10.2713	-1.4491	-11.1386	9.9380	-1.1208	0.1826	0.1054	1.7317
Bojonegoro	-14.9660	9.6052	-1.5581	-11.5509	9.3183	-1.2396	0.1799	0.0954	1.8855

## Lampiran 20. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Est $\widehat{\alpha}_1$	SE $\widehat{\alpha}_1$	Z $\widehat{\alpha}_1$	Est $\widehat{\alpha}_2$	SE $\widehat{\alpha}_2$	Z $\widehat{\alpha}_2$	Est $\widehat{\beta}_1$	SE $\widehat{\beta}_1$	Z $\widehat{\beta}_1$
Tuban	-15.2398	10.0902	-1.5104	-12.0989	9.8251	-1.2314	0.1752	0.0938	1.8678
Lamongan	-15.5963	8.8437	-1.7636	-12.8990	8.6490	-1.4914	0.1728	0.0807	2.1404
Gresik	-15.6030	8.8231	-1.7684	-12.9117	8.6291	-1.4963	0.1728	0.0806	2.1443
Bangkalan	-15.9458	9.0179	-1.7682	-13.3925	8.8371	-1.5155	0.1738	0.0807	2.1545
Sampang	-18.7768	11.0670	-1.6966	-16.7139	10.9041	-1.5328	0.2011	0.0982	2.0483
Pamekasan	-19.7518	11.9464	-1.6534	-17.7512	11.7745	-1.5076	0.2128	0.1067	1.9950
Sumenep	-22.2274	14.2149	-1.5637	-20.2975	14.0086	-1.4489	0.2435	0.1287	1.8920
Kota Kediri	-15.3229	8.6524	-1.7710	-12.5375	8.4460	-1.4844	0.1739	0.0821	2.1175
Kota Blitar	-15.5633	9.0364	-1.7223	-12.9763	8.8347	-1.4688	0.1753	0.0871	2.0123
Kota Malang	-16.0977	8.7551	-1.8387	-13.6410	8.5797	-1.5899	0.1746	0.0803	2.1758
Kota Probolinggo	-19.1094	10.8634	-1.7591	-17.0952	10.6971	-1.5981	0.2034	0.0981	2.0736
Kota Pasuruan	-16.4020	8.9273	-1.8373	-14.0140	8.7596	-1.5998	0.1763	0.0803	2.1937
Kota Mojokerto	-15.6861	8.6868	-1.8057	-13.0566	8.4993	-1.5362	0.1730	0.0797	2.1703
Kota Madiun	-14.8529	10.0210	-1.4822	-11.2232	9.7047	-1.1565	0.1834	0.1026	1.7872
Kota Surabaya	-16.0071	8.9026	-1.7980	-13.4871	8.7254	-1.5457	0.1740	0.0800	2.1762
Kota Batu	-15.8980	8.6799	-1.8316	-13.3726	8.4999	-1.5733	0.1738	0.0798	2.1768

## Lampiran 20. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Est $\widehat{\beta}_2$	SE $\widehat{\beta}_2$	Z $\widehat{\beta}_2$	Est $\widehat{\beta}_3$	SE $\widehat{\beta}_3$	Z $\widehat{\beta}_3$	Est $\widehat{\beta}_4$	SE $\widehat{\beta}_4$	Z $\widehat{\beta}_4$
Pacitan	0.1445	0.1082	1.3356	-0.4215	0.2337	-1.8035	0.0098	0.0172	0.5696
Ponorogo	0.1457	0.0800	1.8211	-0.3209	0.1648	-1.9473	0.0000	0.0132	0.0008
Trenggalek	0.1430	0.0883	1.6197	-0.3419	0.1862	-1.8362	0.0028	0.0142	0.1978
Tulungagung	0.1427	0.0851	1.6770	-0.3202	0.1770	-1.8094	0.0012	0.0139	0.0898
Blitar	0.1458	0.0773	1.8851	-0.2426	0.1455	-1.6670	-0.0047	0.0132	-0.3572
Kediri	0.1471	0.0735	2.0018	-0.2542	0.1376	-1.8470	-0.0054	0.0127	-0.4255
Malang	0.1518	0.0734	2.0671	-0.2133	0.1239	-1.7215	-0.0092	0.0132	-0.6976
Lumajang	0.1944	0.1022	1.9018	-0.1589	0.1202	-1.3220	-0.0232	0.0197	-1.1764
Jember	0.2220	0.1205	1.8423	-0.1634	0.1291	-1.2660	-0.0307	0.0237	-1.2973
Banyuwangi	0.5355	0.3260	1.6426	-0.3753	0.3385	-1.1087	-0.1080	0.0779	-1.3859
Bondowoso	0.2170	0.1146	1.8941	-0.1746	0.1282	-1.3623	-0.0316	0.0232	-1.3618
Situbondo	0.2239	0.1196	1.8716	-0.1795	0.1328	-1.3515	-0.0338	0.0244	-1.3838
Probolinggo	0.1687	0.0824	2.0476	-0.1764	0.1144	-1.5428	-0.0167	0.0157	-1.0624
Pasuruan	0.1606	0.0773	2.0767	-0.1889	0.1159	-1.6302	-0.0139	0.0145	-0.9536
Sidoarjo	0.1519	0.0735	2.0659	-0.2198	0.1240	-1.7725	-0.0098	0.0134	-0.7338
Mojokerto	0.1498	0.0730	2.0538	-0.2314	0.1280	-1.8070	-0.0082	0.0131	-0.6305
Jombang	0.1481	0.0732	2.0239	-0.2476	0.1339	-1.8482	-0.0066	0.0129	-0.5107
Nganjuk	0.1469	0.0812	1.8080	-0.3326	0.1682	-1.9772	0.0005	0.0133	0.0358
Madiun	0.1498	0.0897	1.6704	-0.3826	0.1921	-1.9921	0.0044	0.0144	0.3076
Magetan	0.1504	0.0923	1.6303	-0.3949	0.1991	-1.9831	0.0056	0.0148	0.3800
Ngawi	0.1506	0.0903	1.6676	-0.3858	0.1935	-1.9942	0.0045	0.0145	0.3084
Bojonegoro	0.1486	0.0833	1.7839	-0.3433	0.1726	-1.9886	0.0006	0.0136	0.0411

## Lampiran 20. Lanjutan

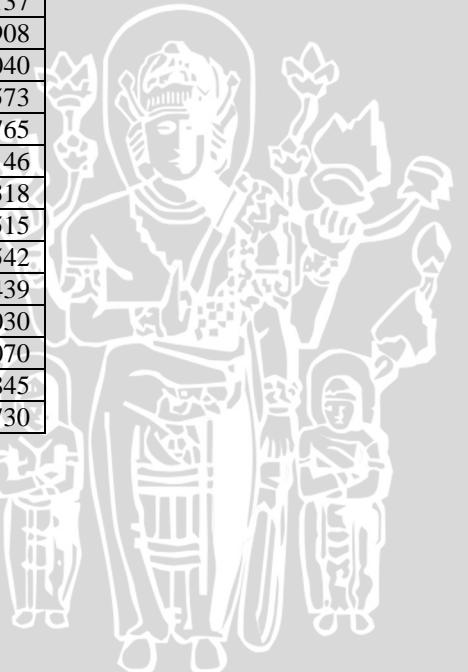
Kabupaten/Kota	Est $\widehat{\beta}_2$	SE $\widehat{\beta}_2$	Z $\widehat{\beta}_2$	Est $\widehat{\beta}_3$	SE $\widehat{\beta}_3$	Z $\widehat{\beta}_3$	Est $\widehat{\beta}_4$	SE $\widehat{\beta}_4$	Z $\widehat{\beta}_4$
Tuban	0.1494	0.0854	1.7503	-0.3031	0.1647	-1.8402	-0.0051	0.0148	-0.3414
Lamongan	0.1492	0.0743	2.0081	-0.2454	0.1331	-1.8433	-0.0079	0.0133	-0.5903
Gresik	0.1492	0.0741	2.0126	-0.2445	0.1327	-1.8424	-0.0078	0.0133	-0.5915
Bangkalan	0.1516	0.0751	2.0199	-0.2279	0.1275	-1.7865	-0.0102	0.0138	-0.7351
Sampang	0.1752	0.0898	1.9517	-0.1821	0.1208	-1.5070	-0.0206	0.0179	-1.1549
Pamekasan	0.1839	0.0966	1.9035	-0.1803	0.1243	-1.4506	-0.0235	0.0195	-1.2103
Sumenep	0.2061	0.1146	1.7991	-0.1845	0.1370	-1.3471	-0.0302	0.0235	-1.2867
Kota Kediri	0.1468	0.0737	1.9923	-0.2574	0.1391	-1.8506	-0.0051	0.0127	-0.3990
Kota Blitar	0.1471	0.0770	1.9096	-0.2304	0.1409	-1.6347	-0.0058	0.0133	-0.4357
Kota Malang	0.1519	0.0734	2.0691	-0.2127	0.1236	-1.7213	-0.0093	0.0132	-0.7054
Kota Probolinggo	0.1781	0.0890	2.0004	-0.1732	0.1161	-1.4918	-0.0203	0.0174	-1.1673
Kota Pasuruan	0.1546	0.0743	2.0817	-0.2059	0.1199	-1.7167	-0.0112	0.0137	-0.8211
Kota Mojokerto	0.1494	0.0731	2.0450	-0.2359	0.1295	-1.8215	-0.0079	0.0130	-0.6065
Kota Madiun	0.1490	0.0881	1.6920	-0.3741	0.1878	-1.9920	0.0038	0.0142	0.2670
Kota Surabaya	0.1519	0.0742	2.0474	-0.2230	0.1253	-1.7804	-0.0101	0.0136	-0.7428
Kota Batu	0.1505	0.0730	2.0634	-0.2217	0.1259	-1.7601	-0.0085	0.0131	-0.6535

## Lampiran 20. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Est $\widehat{\beta}_5$	SE $\widehat{\beta}_5$	Z $\widehat{\beta}_5$
Pacitan	0.3870	0.5946	0.6508
Ponorogo	0.3192	0.4400	0.7254
Trenggalek	0.3308	0.4835	0.6841
Tulungagung	0.3175	0.4641	0.6841
Blitar	0.2669	0.4121	0.6476
Kediri	0.2837	0.3977	0.7135
Malang	0.2530	0.3880	0.6521
Lumajang	0.1222	0.4526	0.2700
Jember	0.0617	0.4996	0.1235
Banyuwangi	-0.3862	1.3826	-0.2793
Bondowoso	0.1228	0.4978	0.2467
Situbondo	0.1242	0.5175	0.2400
Probolinggo	0.2063	0.4078	0.5059
Pasuruan	0.2307	0.3966	0.5816
Sidoarjo	0.2662	0.3925	0.6783
Mojokerto	0.2728	0.3920	0.6960
Jombang	0.2829	0.3960	0.7143
Nganjuk	0.3260	0.4479	0.7278
Madiun	0.3498	0.4985	0.7017
Magetan	0.3561	0.5141	0.6926
Ngawi	0.3513	0.5024	0.6993
Bojonegoro	0.3330	0.4600	0.7238

## Lampiran 20. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Est $\widehat{\beta}_5$	SE $\widehat{\beta}_5$	Z $\widehat{\beta}_5$
Tuban	0.3307	0.4692	0.7048
Lamongan	0.2879	0.4030	0.7143
Gresik	0.2868	0.4019	0.7137
Bangkalan	0.2793	0.4043	0.6908
Sampang	0.2231	0.4427	0.5040
Pamekasan	0.2120	0.4635	0.4573
Sumenep	0.1965	0.5219	0.3765
Kota Kediri	0.2852	0.3992	0.7146
Kota Blitar	0.2576	0.4078	0.6318
Kota Malang	0.2528	0.3880	0.6515
Kota Probolinggo	0.1945	0.4282	0.4542
Kota Pasuruan	0.2518	0.3910	0.6439
Kota Mojokerto	0.2767	0.3937	0.7030
Kota Madiun	0.3456	0.4888	0.7070
Kota Surabaya	0.2722	0.3977	0.6845
Kota Batu	0.2615	0.3886	0.6730



## Lampiran 21. Nilai Dugaan, Salah Baku, dan Uji Wald untuk Parameter Model S-GWOLR

Kabupaten/Kota	Est $\widehat{\alpha}_1$	SE $\widehat{\alpha}_1$	Z $\widehat{\alpha}_1$	Est $\widehat{\alpha}_2$	SE $\widehat{\alpha}_2$	Z $\widehat{\alpha}_2$	Est $\widehat{\beta}_1$	SE $\widehat{\beta}_1$	Z $\widehat{\beta}_1$
Pacitan	-17.0146	8.6081	-1.9766	-14.3363	8.4043	-1.7058	0.1780	0.0773	2.3015
Ponorogo	-17.3401	8.3242	-2.0831	-14.7330	8.1300	-1.8122	0.1768	0.0751	2.3549
Trenggalek	-17.3153	8.4585	-2.0471	-14.6952	8.2626	-1.7785	0.1786	0.0766	2.3324
Tulungagung	-17.4152	8.4373	-2.0641	-14.8128	8.2432	-1.7970	0.1790	0.0765	2.3394
Blitar	-17.8318	8.3985	-2.1232	-15.2993	8.2103	-1.8634	0.1806	0.0763	2.3677
Kediri	-17.7261	8.2844	-2.1397	-15.1864	8.0961	-1.8758	0.1781	0.0747	2.3850
Malang	-18.0511	8.3317	-2.1666	-15.5619	8.1462	-1.9103	0.1799	0.0750	2.3976
Lumajang	-18.9285	8.7579	-2.1613	-16.5507	8.5701	-1.9312	0.1864	0.0788	2.3655
Jember	-19.1670	8.9198	-2.1488	-16.8159	8.7289	-1.9265	0.1882	0.0802	2.3470
Banyuwangi	-20.3031	9.7966	-2.0725	-18.0729	9.5751	-1.8875	0.1956	0.0872	2.2445
Bondowoso	-19.1301	8.8389	-2.1643	-16.7912	8.6492	-1.9414	0.1853	0.0785	2.3598
Situbondo	-19.1753	8.8789	-2.1597	-16.8445	8.6882	-1.9388	0.1850	0.0786	2.3528
Probolinggo	-18.5551	8.5004	-2.1829	-16.1404	8.3156	-1.9410	0.1823	0.0761	2.3960
Pasuruan	-18.3596	8.4161	-2.1815	-15.9185	8.2313	-1.9339	0.1809	0.0754	2.4006
Sidoarjo	-18.0257	8.3208	-2.1663	-15.5364	8.1344	-1.9100	0.1787	0.0746	2.3969
Mojokerto	-17.9124	8.2980	-2.1586	-15.4046	8.1110	-1.8992	0.1784	0.0745	2.3942
Jombang	-17.7813	8.2835	-2.1466	-15.2522	8.0954	-1.8841	0.1779	0.0745	2.3884
Nganjuk	-17.2749	8.3243	-2.0752	-14.6574	8.1285	-1.8032	0.1761	0.0749	2.3504
Madiun	-17.0343	8.3968	-2.0287	-14.3720	8.1956	-1.7536	0.1754	0.0753	2.3289
Magetan	-16.9837	8.4206	-2.0169	-14.3110	8.2181	-1.7414	0.1754	0.0755	2.3234
Ngawi	-17.0171	8.3991	-2.0261	-14.3519	8.1970	-1.7509	0.1750	0.0752	2.3259
Bojonegoro	-17.2232	8.3397	-2.0652	-14.5978	8.1417	-1.7930	0.1752	0.0748	2.3429

## Lampiran 21. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Est $\widehat{\alpha}_1$	SE $\widehat{\alpha}_1$	Z $\widehat{\alpha}_1$	Est $\widehat{\alpha}_2$	SE $\widehat{\alpha}_2$	Z $\widehat{\alpha}_2$	Est $\widehat{\beta}_1$	SE $\widehat{\beta}_1$	Z $\widehat{\beta}_1$
Tuban	-17.5426	8.4292	-2.0812	-14.9729	8.2310	-1.8191	0.1746	0.0749	2.3321
Lamongan	-17.8294	8.3062	-2.1465	-15.3097	8.1172	-1.8861	0.1772	0.0743	2.3847
Gresik	-17.8330	8.3041	-2.1475	-15.3138	8.1152	-1.887	0.1773	0.0743	2.3856
Bangkalan	-17.9961	8.3427	-2.1571	-15.5034	8.1544	-1.9012	0.1778	0.0744	2.3876
Sampang	-18.6747	8.5962	-2.1724	-16.2822	8.4087	-1.9363	0.1812	0.0762	2.3790
Pamekasan	-18.8003	8.6739	-2.1674	-16.4252	8.4854	-1.9357	0.1817	0.0767	2.3697
Sumenep	-19.0209	8.8440	-2.1507	-16.6761	8.6523	-1.9274	0.1825	0.0778	2.3448
Kota Kediri	-17.7043	8.2854	-2.1368	-15.1607	8.0968	-1.8724	0.1781	0.0747	2.3834
Kota Blitar	-17.9151	8.4063	-2.1312	-15.3957	8.2188	-1.8732	0.1810	0.0763	2.3713
Kota Malang	-18.0577	8.3322	-2.1672	-15.5696	8.1467	-1.9112	0.1799	0.0750	2.3979
Kota Probolinggo	-18.7203	8.5849	-2.1806	-16.3302	8.3990	-1.9443	0.1827	0.0765	2.3879
Kota Pasuruan	-18.1560	8.3494	-2.1745	-15.6858	8.1639	-1.9213	0.1796	0.0748	2.4005
Kota Mojokerto	-17.8781	8.2944	-2.1554	-15.3651	8.1069	-1.8953	0.1781	0.0744	2.3924
Kota Madiun	-17.0755	8.3840	-2.0367	-14.4207	8.1838	-1.7621	0.1756	0.0753	2.3326
Kota Surabaya	-18.0181	8.3304	-2.1629	-15.5284	8.1431	-1.9069	0.1782	0.0745	2.3932
Kota Batu	-17.9794	8.3123	-2.1630	-15.4801	8.1263	-1.9049	0.1793	0.0748	2.3966

## Lampiran 21. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Est $\widehat{\beta}_2$	SE $\widehat{\beta}_2$	Z $\widehat{\beta}_2$	Est $\widehat{\beta}_3$	SE $\widehat{\beta}_3$	Z $\widehat{\beta}_3$	Est $\widehat{\gamma}_1$	SE $\widehat{\gamma}_1$	Z $\widehat{\gamma}_1$
Pacitan	0.1587	0.0724	2.1922	-0.2069	0.1150	-1.7987	-0.0078	0.0118	-0.6569
Ponorogo	0.1602	0.0696	2.3002	-0.1970	0.1124	-1.7520	-0.0078	0.0118	-0.6569
Trenggalek	0.1611	0.0710	2.2696	-0.1993	0.1132	-1.7599	-0.0078	0.0118	-0.6569
Tulungagung	0.1620	0.0708	2.2888	-0.1969	0.1127	-1.7479	-0.0078	0.0118	-0.6569
Blitar	0.1656	0.0703	2.3561	-0.1879	0.1102	-1.7046	-0.0078	0.0118	-0.6569
Kediri	0.1634	0.0691	2.3641	-0.1881	0.1100	-1.7106	-0.0078	0.0118	-0.6569
Malang	0.1665	0.0695	2.3979	-0.1818	0.1083	-1.6783	-0.0078	0.0118	-0.6569
Lumajang	0.1756	0.0730	2.4045	-0.1689	0.1071	-1.5765	-0.0078	0.0118	-0.6569
Jember	0.1779	0.0744	2.3927	-0.1658	0.1073	-1.5451	-0.0078	0.0118	-0.6569
Banyuwangi	0.1884	0.0814	2.3144	-0.1520	0.1098	-1.3846	-0.0078	0.0118	-0.6569
Bondowoso	0.1759	0.0733	2.4010	-0.1630	0.1068	-1.5256	-0.0078	0.0118	-0.6569
Situbondo	0.1760	0.0735	2.3941	-0.1617	0.1070	-1.5110	-0.0078	0.0118	-0.6569
Probolinggo	0.1709	0.0707	2.4187	-0.1724	0.1068	-1.6139	-0.0078	0.0118	-0.6569
Pasuruan	0.1689	0.0700	2.4143	-0.1755	0.1073	-1.6366	-0.0078	0.0118	-0.6569
Sidoarjo	0.1655	0.0692	2.3919	-0.1814	0.1086	-1.6707	-0.0078	0.0118	-0.6569
Mojokerto	0.1647	0.0691	2.3836	-0.1838	0.1090	-1.6861	-0.0078	0.0118	-0.6569
Jombang	0.1636	0.0690	2.3696	-0.1866	0.1097	-1.7009	-0.0078	0.0118	-0.6569
Nganjuk	0.1592	0.0696	2.2881	-0.1981	0.1129	-1.7556	-0.0078	0.0118	-0.6569
Madiun	0.1572	0.0703	2.2357	-0.2043	0.1144	-1.7864	-0.0078	0.0118	-0.6569
Magetan	0.1569	0.0705	2.2235	-0.2056	0.1146	-1.7938	-0.0078	0.0118	-0.6569
Ngawi	0.1568	0.0703	2.2307	-0.2045	0.1145	-1.7852	-0.0078	0.0118	-0.6569
Bojonegoro	0.1582	0.0696	2.2716	-0.1991	0.1135	-1.7543	-0.0078	0.0118	-0.6569

## Lampiran 21. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Est $\widehat{\beta}_2$	SE $\widehat{\beta}_2$	Z $\widehat{\beta}_2$	Est $\widehat{\beta}_3$	SE $\widehat{\beta}_3$	Z $\widehat{\beta}_3$	Est $\widehat{\gamma}_1$	SE $\widehat{\gamma}_1$	Z $\widehat{\gamma}_1$
Tuban	0.1594	0.0700	2.2791	-0.1910	0.1134	-1.6844	-0.0078	0.0118	-0.6569
Lamongan	0.1633	0.0691	2.3651	-0.1851	0.1098	-1.6848	-0.0078	0.0118	-0.6569
Gresik	0.1634	0.0691	2.3666	-0.1850	0.1098	-1.6854	-0.0078	0.0118	-0.6569
Bangkalan	0.1646	0.0693	2.3769	-0.1814	0.1092	-1.6617	-0.0078	0.0118	-0.6569
Sampang	0.1708	0.0711	2.4003	-0.1688	0.1074	-1.5717	-0.0078	0.0118	-0.6569
Pamekasan	0.1718	0.0717	2.3949	-0.1665	0.1074	-1.5496	-0.0078	0.0118	-0.6569
Sumenep	0.1734	0.0730	2.3758	-0.1625	0.1080	-1.5044	-0.0078	0.0118	-0.6569
Kota Kediri	0.1633	0.0691	2.3611	-0.1887	0.1101	-1.7134	-0.0078	0.0118	-0.6569
Kota Blitar	0.1664	0.0703	2.3654	-0.1863	0.1098	-1.6961	-0.0078	0.0118	-0.6569
Kota Malang	0.1666	0.0694	2.3985	-0.1817	0.1083	-1.6773	-0.0078	0.0118	-0.6569
Kota Probolinggo	0.1721	0.0712	2.4153	-0.1691	0.1067	-1.5847	-0.0078	0.0118	-0.6569
Kota Pasuruan	0.1669	0.0694	2.4037	-0.1791	0.1079	-1.6593	-0.0078	0.0118	-0.6569
Kota Mojokerto	0.1643	0.0691	2.3791	-0.1845	0.1092	-1.6885	-0.0078	0.0118	-0.6569
Kota Madiun	0.1576	0.0702	2.2452	-0.2033	0.1141	-1.7814	-0.0078	0.0118	-0.6569
Kota Surabaya	0.1651	0.0692	2.3857	-0.1812	0.1088	-1.6655	-0.0078	0.0118	-0.6569
Kota Batu	0.1657	0.0693	2.3922	-0.1830	0.1086	-1.6845	-0.0078	0.0118	-0.6569

## Lampiran 21. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Est $\hat{\gamma}_2$	SE $\hat{\gamma}_2$	Z $\hat{\gamma}_2$
Pacitan	0.2187	0.3525	0.6205
Ponorogo	0.2187	0.3525	0.6205
Trenggalek	0.2187	0.3525	0.6205
Tulungagung	0.2187	0.3525	0.6205
Blitar	0.2187	0.3525	0.6205
Kediri	0.2187	0.3525	0.6205
Malang	0.2187	0.3525	0.6205
Lumajang	0.2187	0.3525	0.6205
Jember	0.2187	0.3525	0.6205
Banyuwangi	0.2187	0.3525	0.6205
Bondowoso	0.2187	0.3525	0.6205
Situbondo	0.2187	0.3525	0.6205
Probolinggo	0.2187	0.3525	0.6205
Pasuruan	0.2187	0.3525	0.6205
Sidoarjo	0.2187	0.3525	0.6205
Mojokerto	0.2187	0.3525	0.6205
Jombang	0.2187	0.3525	0.6205
Nganjuk	0.2187	0.3525	0.6205
Madiun	0.2187	0.3525	0.6205
Magetan	0.2187	0.3525	0.6205
Ngawi	0.2187	0.3525	0.6205
Bojonegoro	0.2187	0.3525	0.6205



## Lampiran 21. Lanjutan

Kabupaten/Kota	Est $\hat{\gamma}_2$	SE $\hat{\gamma}_2$	Z $\hat{\gamma}_2$
Tuban	0.2187	0.3525	0.6205
Lamongan	0.2187	0.3525	0.6205
Gresik	0.2187	0.3525	0.6205
Bangkalan	0.2187	0.3525	0.6205
Sampang	0.2187	0.3525	0.6205
Pamekasan	0.2187	0.3525	0.6205
Sumenep	0.2187	0.3525	0.6205
Kota Kediri	0.2187	0.3525	0.6205
Kota Blitar	0.2187	0.3525	0.6205
Kota Malang	0.2187	0.3525	0.6205
Kota Probolinggo	0.2187	0.3525	0.6205
Kota Pasuruan	0.2187	0.3525	0.6205
Kota Mojokerto	0.2187	0.3525	0.6205
Kota Madiun	0.2187	0.3525	0.6205
Kota Surabaya	0.2187	0.3525	0.6205
Kota Batu	0.2187	0.3525	0.6205

## Lampiran 22. Peluang Tiap Kategori IPKM Berdasarkan Model GWOLR

Kabupaten/Kota	$\widehat{\pi}_1$	$\widehat{\pi}_2$	$\widehat{\pi}_3$	Kabupaten/Kota	$\widehat{\pi}_1$	$\widehat{\pi}_2$	$\widehat{\pi}_3$
Pacitan	0.2455	0.6976	0.0569	Tuban	0.1490	0.6529	0.1980
Ponorogo	0.3265	0.5972	0.0762	Lamongan	0.7961	0.1869	0.0170
Trenggalek	0.3159	0.6110	0.0731	Gresik	0.4599	0.4663	0.0737
Tulungagung	0.7353	0.2497	0.0150	Bangkalan	0.0101	0.1061	0.8838
Blitar	0.5944	0.3604	0.0452	Sampang	0.0103	0.0655	0.9242
Kediri	0.8547	0.1347	0.0106	Pamekasan	0.0428	0.2055	0.7517
Malang	0.4185	0.4755	0.1059	Sumenep	0.0122	0.0664	0.9214
Lumajang	0.6605	0.2675	0.0720	Kota Kediri	0.9297	0.0656	0.0046
Jember	0.4159	0.3975	0.1865	Kota Blitar	0.8695	0.1193	0.0112
Banyuwangi	0.9868	0.0121	0.0011	Kota Malang	0.8855	0.1035	0.0110
Bondowoso	0.5543	0.3335	0.1122	Kota Probolinggo	0.3413	0.4539	0.2048
Situbondo	0.7298	0.2152	0.0549	Kota Pasuruan	0.9153	0.0763	0.0084
Probolinggo	0.9234	0.0666	0.0100	Kota Mojokerto	0.8331	0.1527	0.0142
Pasuruan	0.9288	0.0630	0.0081	Kota Madiun	0.9802	0.0193	0.0005
Sidoarjo	0.7000	0.2660	0.0339	Kota Surabaya	0.8880	0.1020	0.0100
Mojokerto	0.5509	0.3918	0.0573	Kota Batu	0.9393	0.0556	0.0051
Jombang	0.4397	0.4826	0.0776				
Nganjuk	0.2831	0.6326	0.0843				
Madiun	0.7448	0.2469	0.0084				
Magetan	0.8938	0.1036	0.0026				
Ngawi	0.7994	0.1947	0.0059				
Bojonegoro	0.7632	0.2267	0.0101				

### Lampiran 23. Peluang Tiap Kategori IPKM Berdasarkan Model S-GWOLR

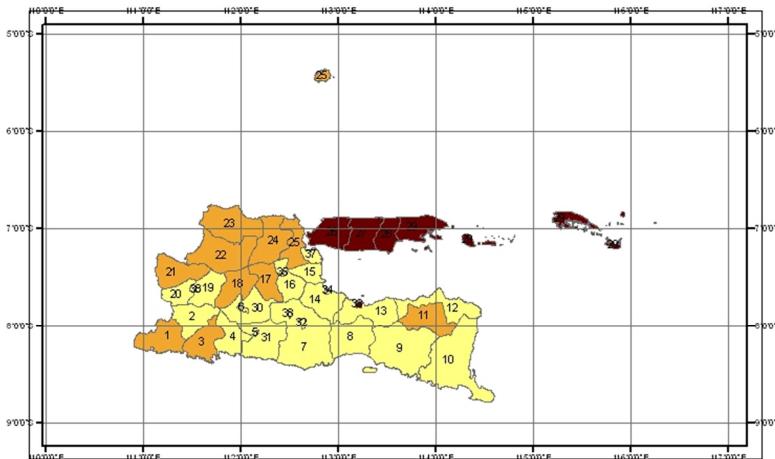
Kabupaten/Kota	$\widehat{\pi}_1$	$\widehat{\pi}_2$	$\widehat{\pi}_3$	Kabupaten/Kota	$\widehat{\pi}_1$	$\widehat{\pi}_2$	$\widehat{\pi}_3$
Pacitan	0.3656	0.5279	0.1066	Tuban	0.2311	0.5658	0.2031
Ponorogo	0.3525	0.5282	0.1194	Lamongan	0.8262	0.1572	0.0167
Trenggalek	0.4188	0.4894	0.0918	Gresik	0.5061	0.4210	0.0729
Tulungagung	0.6215	0.3353	0.0432	Bangkalan	0.0170	0.1558	0.8272
Blitar	0.5245	0.4083	0.0672	Sampang	0.0119	0.1042	0.8839
Kediri	0.8514	0.1350	0.0136	Pamekasan	0.0312	0.2259	0.7430
Malang	0.3586	0.5122	0.1292	Sumenep	0.0151	0.1227	0.8622
Lumajang	0.5813	0.3561	0.0626	Kota Kediri	0.9097	0.0825	0.0077
Jember	0.1619	0.5080	0.3301	Kota Blitar	0.8367	0.1478	0.0155
Banyuwangi	0.6864	0.2669	0.0468	Kota Malang	0.8765	0.1119	0.0116
Bondowoso	0.7609	0.2097	0.0294	Kota Probolinggo	0.3734	0.4934	0.1332
Situbondo	0.5142	0.4017	0.0841	Kota Pasuruan	0.9307	0.0630	0.0063
Probolinggo	0.8468	0.1373	0.0159	Kota Mojokerto	0.8084	0.1727	0.0188
Pasuruan	0.9251	0.0679	0.0070	Kota Madiun	0.9586	0.0384	0.0030
Sidoarjo	0.7209	0.2480	0.0311	Kota Surabaya	0.8752	0.1132	0.0117
Mojokerto	0.5582	0.3812	0.0606	Kota Batu	0.9257	0.0678	0.0066
Jombang	0.5363	0.3992	0.0645				
Nganjuk	0.5838	0.3667	0.0495				
Madiun	0.7736	0.2064	0.0200				
Magetan	0.7257	0.2488	0.0255				
Ngawi	0.7775	0.2030	0.0195				
Bojonegoro	0.7873	0.1935	0.0192				

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



## Lampiran 24. Peta IPKM Jawa Timur 2009

### PETA IPKM JAWA TIMUR 2009

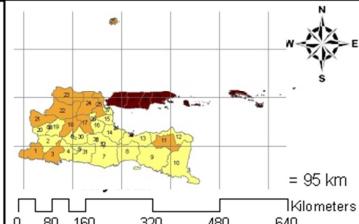


#### Legenda

#### KB\_JATIM

#### Categori2

- [Yellow] Tidak Bermasalah Kesehatan Tidak Miskin
- [Orange] Tidak Bermasalah Kesehatan Miskin
- [Dark Red] Bermasalah Kesehatan



PENDEKATAN METODE  
GEOGRAPHICALLY WEIGHTED ORDINAL LOGISTIC REGRESSION (GWOLR)  
MENGGUNAKAN METODE SEMIPARAMETRIC (S-GWOLR)  
(Studi Kasus Data IPKM Jawa Timur Tahun 2009)

oleh :  
OKKY ARiska AMELIA

Pembimbing 1 : Prof. Dr. Ir. Henny Pramoedyo, MS  
Pembimbing 2 : Dr. Ir. Ni Wayan Surya Wardhani, MS

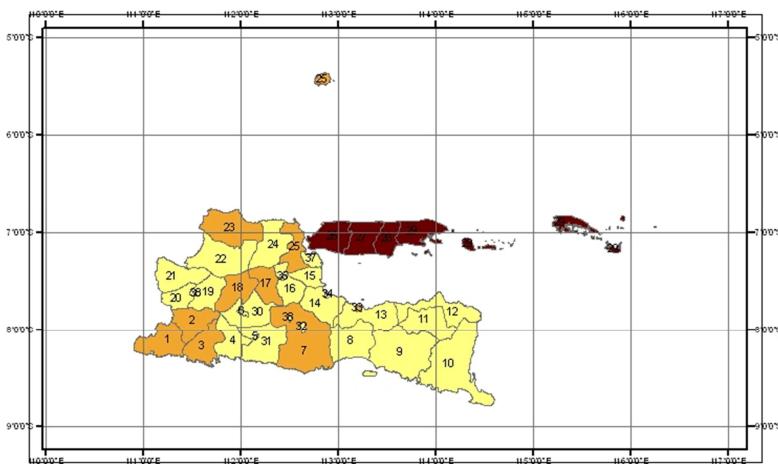
## Lampiran 24. Lanjutan

Keterangan:

ID	Kabupaten	Y	ID	Kabupaten	Y
1	Pacitan	2	20	Magetan	1
2	Ponorogo	1	21	Ngawi	2
3	Trenggalek	2	22	Bojonegoro	2
4	Tulungagung	1	23	Tuban	2
5	Blitar	1	24	Lamongan	2
6	Kediri	1	25	Gresik	2
7	Malang	1	26	Bangkalan	3
8	Lumajang	1	27	Sampang	3
9	Jember	1	28	Pamekasan	3
10	Banyuwangi	1	29	Sumenep	3
11	Bondowoso	2	30	Kota Kediri	1
12	Situbondo	1	31	Kota Blitar	1
13	Probolinggo	1	32	Kota Malang	1
14	Pasuruan	1	33	Kota Probolinggo	3
15	Sidoarjo	1	34	Kota Pasuruan	1
16	Mojokerto	1	35	Kota Mojokerto	1
17	Jombang	2	36	Kota Madiun	1
18	Nganjuk	2	37	Kota Surabaya	1
19	Madiun	1	38	Kota Batu	1

## Lampiran 25. Peta IPKM Jawa Timur 2009 Berdasarkan Metode GWOLR

### PETA IPKM JAWA TIMUR 2009 BERDASARKAN METODE GWOLR

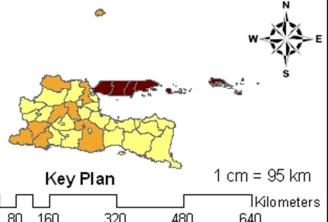


#### Legenda

##### KB\_JATIM

##### category

- [Yellow] Tidak Bermasalah kesehatan Tidak Miskin
- [Orange] Tidak Bermasalah Kesehatan Miskin
- [Dark Red] Bermasalah Kesehatan



PENDEKATAN METODE  
GEOGRAPHICALLY WEIGHTED ORDINAL LOGISTIC REGRESSION (GWOLR)  
MENGGUNAKAN METODE SEMIPARAMETRIC (S-GWOLR)  
(Studi Kasus Data IPKM Jawa Timur Tahun 2009)

oleh :  
OKKY ARISKA AMELIA

Pembimbing 1 : Prof. Dr. Ir. Henny Pramoedyo, MS  
Pembimbing 2 : Dr. Ir. Ni Wayan Surya Wardhani, MS

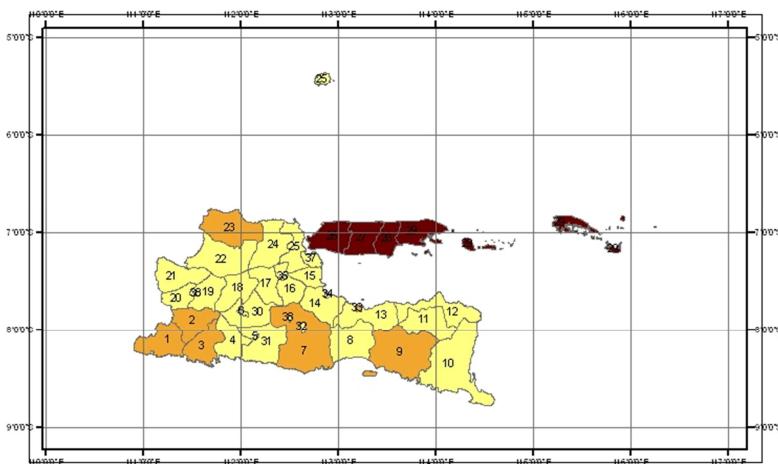
## Lampiran 25. Lanjutan

Keterangan:

ID	Kabupaten	Y	ID	Kabupaten	Y
1	Pacitan	2	20	Magetan	1
2	Ponorogo	2	21	Ngawi	1
3	Trenggalek	2	22	Bojonegoro	1
4	Tulungagung	1	23	Tuban	2
5	Blitar	1	24	Lamongan	1
6	Kediri	1	25	Gresik	2
7	Malang	2	26	Bangkalan	3
8	Lumajang	1	27	Sampang	3
9	Jember	1	28	Pamekasan	3
10	Banyuwangi	1	29	Sumenep	3
11	Bondowoso	1	30	Kota Kediri	1
12	Situbondo	1	31	Kota Blitar	1
13	Probolinggo	1	32	Kota Malang	1
14	Pasuruan	1	33	Kota Probolinggo	2
15	Sidoarjo	1	34	Kota Pasuruan	1
16	Mojokerto	1	35	Kota Mojokerto	1
17	Jombang	2	36	Kota Madiun	1
18	Nganjuk	2	37	Kota Surabaya	1
19	Madiun	1	38	Kota Batu	1

## Lampiran 26. Peta IPKM Jawa Timur 2009 Berdasarkan Metode S-GWOLR

### PETA IPKM JAWA TIMUR 2009 BERDASARKAN METODE S-GWOLR



#### Legenda

#### KB\_JATIM

#### Category3

- [Yellow] Tidak Bermasalah Kesehatan Tidak Miskin
- [Orange] Tidak Bermasalah Kesehatan Miskin
- [Dark Red] Bermasalah Kesehatan



PENDEKATAN METODE  
GEOGRAPHICALLY WEIGHTED ORDINAL LOGISTIC REGRESSION (GWOLR)  
MENGGUNAKAN METODE SEMIPARAMETRIC (S-GWOLR)  
(Studi Kasus Data IPKM Jawa Timur Tahun 2009)

oleh :  
OKKY ARISKA AMELIA

Pembimbing 1 : Prof. Dr. Ir. Henny Pramoedyo, MS  
Pembimbing 2 : Dr. Ir. Ni Wayan Surya Wardhani, MS

## Lampiran 26. Lanjutan

Keterangan:

ID	Kabupaten	Y	ID	Kabupaten	Y
1	Pacitan	2	20	Magetan	1
2	Ponorogo	2	21	Ngawi	1
3	Trenggalek	2	22	Bojonegoro	1
4	Tulungagung	1	23	Tuban	2
5	Blitar	1	24	Lamongan	1
6	Kediri	1	25	Gresik	1
7	Malang	2	26	Bangkalan	3
8	Lumajang	1	27	Sampang	3
9	Jember	2	28	Pamekasan	3
10	Banyuwangi	1	29	Sumenep	3
11	Bondowoso	1	30	Kota Kediri	1
12	Situbondo	1	31	Kota Blitar	1
13	Probolinggo	1	32	Kota Malang	1
14	Pasuruan	1	33	Kota Probolinggo	2
15	Sidoarjo	1	34	Kota Pasuruan	1
16	Mojokerto	1	35	Kota Mojokerto	1
17	Jombang	1	36	Kota Madiun	1
18	Nganjuk	1	37	Kota Surabaya	1
19	Madiun	1	38	Kota Batu	1