

**PEMODELAN REGRESI LOGISTIK SPASIAL DENGAN
MATRIKS PEMBOBOT SPASIAL *ROOK CONTIGUITY* DAN
*QUEEN CONTIGUITY***

SKRIPSI

Sebagai salah satu syarat untuk memperoleh gelar Sarjana Statistika

oleh:

VALIDA ULFA SEPTIANA

145090501111008



**PROGRAM STUDI S1 STATISTIKA
JURUSAN MATEMATIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
UNIVERSITAS BRAWIJAYA
MALANG
2018**



LEMBAR PENGESAHAN SKRIPSI

**PEMODELAN REGRESI LOGISTIK SPASIAL
DENGAN MATRIKS PEMBOBOT SPASIAL *ROOK*
CONTIGUITY DAN *QUEEN CONTIGUITY***

oleh :

**VALIDA ULFA SEPTIANA
145090501111008**

Setelah dipertahankan di depan Majelis Penguji
pada tanggal 5 April 2018
dan dinyatakan memenuhi syarat untuk memperoleh gelar
Sarjana Statistika

Dosen Pembimbing

Nurjannah, S.Si., M.Phil., PhD
NIP. 198009212005012001

Mengetahui,
Ketua Jurusan Matematika
Fakultas MIPA Universitas Brawijaya

Ratno Bagus Edy Wibowo, S.Si., M.Si., Ph.D.
NIP. 197509082000031003



LEMBAR PERNYATAAN

Saya yang bertanda tangan di bawah ini:

Nama : Valida Ulfa Septiana
NIM : 145090501111008
Jurusan : Matematika
Program Studi : Statistika
Judul Skripsi : *Pemodelan Regresi Logistik Spasial dengan Matriks Pembobot Spasial Rook Contiguity dan Queen Contiguity*

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 yang akan saya terima.

Demikian pernyataan ini dibuat dengan segala kesadaran.

Malang, 5 April 2018
Yang menyatakan,

Valida Ulfa Septiana
145090501111008



PEMODELAN REGRESI LOGISTIK SPASIAL DENGAN MATRIKS PEMBOBOT SPASIAL *ROOK* *CONTIGUITY* DAN *QUEEN CONTIGUITY*

ABSTRAK

Regresi logistik biner merupakan analisis yang digunakan untuk mengetahui hubungan antara peubah prediktor dengan peubah respon yang memiliki dua kategori. Regresi logistik spasial adalah model regresi logistik dengan menambah efek spasial pada pemodelannya untuk mengatasi hubungan spasial. Dalam penelitian ini, digunakan dua matriks pembobot spasial sebagai efek spasial, yaitu *Rook Contiguity* dan *Queen Contiguity*. Data yang digunakan merupakan PDRB atas dasar harga konstan, tingkat partisipasi angkatan kerja (TPAK), dan inflasi yang diharapkan mempengaruhi upah minimum kabupaten/kota (UMK) di Jawa Timur. Hasil analisis menunjukkan bahwa faktor yang berpengaruh terhadap UMK di Jawa Timur pada tahun 2015 adalah PDRB atas dasar harga konstan dan efek spasial, sedangkan TPAK dan inflasi tidak mempengaruhi UMK secara nyata karena nilai- p lebih dari $\alpha = 0,05$. Pada pemodelan yang telah dilakukan, model regresi logistik spasial menggunakan matriks pembobot *Rook Contiguity* (Gabungan Order ke-1 Order ke-2) lebih baik dibandingkan dengan model regresi logistik spasial menggunakan matriks pembobot lainnya karena menghasilkan nilai AIC sebesar 31,89 yang merupakan nilai AIC paling kecil.

Kata kunci: Inflasi, PDRB, *Queen Contiguity*, Regresi Logistik Spasial, *Rook Contiguity*, TPAK, UMK



repository.ub.ac.id

SPATIAL LOGISTIC REGRESSION MODELING WITH WEIGHT MATRICES ROOK CONTIGUITY AND QUEEN CONTIGUITY

ABSTRACT

Binary logistic regression is an analysis used to determine the relationship between predictor variables with response variables that have two categories. Spatial logistic regression is a logistic regression model by adding spatial effects to its modeling to overcome spatial relationships. In this research used two spatial weighted matrix as spatial effect, these are Rook Contiguity and Queen Contiguity. The data which used in this observation are GDP based on constant prices, labor force participation rate (LFPR), and expected inflation affecting minimum wage districts/cities (MSEs) in East Java. The result of the analysis shows that factors that influence MSEs in East Java in 2015 are GDP based on constant prices and spatial effect, whereas LFPR and inflation do not significantly affect MSEs because its have p-value more than $\alpha = 0,05$. In models, the spatial logistic regression model using the weighted Rook Contiguity matrices (Combined of 1st and 2nd order) is better than the spatial logistic regression model using another weighted matrices because the AIC value is 31.89 which produces the smallest AIC value.

Keywords: Inflation, GDP, Queen Contiguity, Spatial Logistic Regression, Rook Contiguity, LFPR, MSEs



KATA PENGANTAR

Puji syukur atas kehadiran Allah SWT yang telah memberikan rahmat serta hidayahNya sehingga penulis dapat menyelesaikan skripsi dengan judul “Pemodelan Regresi Logistik Spasial dengan Matriks Pembobot Spasial *Rook Contiguity* dan *Queen Contiguity*” sebagai salah satu syarat untuk memperoleh gelar Sarjana Statistika. Penulisan skripsi ini tak lepas dari bantuan dan dukungan berbagai pihak, untuk itu penulis menyampaikan ucapan terima kasih kepada :

1. Ibu Nurjannah, S.Si, M.Sc, Ph.D selaku Dosen Pembimbing Skripsi yang telah berkenan meluangkan waktu dan tenaga serta memberikan ilmu, bimbingan, dan arahan selama penyusunan penulisan skripsi.
2. Ibu Dr. Suci Astutik, S.Si., M.Si selaku Dosen Penguji 1 dan Bapak Prof. Dr. Ir. Henny Pramodyo, MS. selaku Dosen Penguji 2 atas segala nasehat yang telah diberikan selama penyusunan skripsi.
3. Bapak Ratno Bagus Edy Wibowo, S.Si, M.Si, Ph.D selaku Ketua Jurusan Matematika FMIPA Universitas Brawijaya.
4. Ibu Rahma Fitriani, S.Si, M.Sc, Ph.D selaku Ketua Program Studi Statistika FMIPA Universitas Brawijaya
5. Semua karyawan Jurusan Matematika FMIPA Universitas Brawijaya.
6. Orang tua, keluarga, dan kakak-kakak atas kasih sayang, dukungan, motivasi, materi, serta doa yang selalu diberikan.
7. Teman-teman seperjuangan Statistika angkatan 2014 atas kerjasama dan kebersamaannya selama ini.
8. Semua pihak yang telah banyak membantu dan memberikan semangat selama penulisan skripsi ini.

Penulis menyadari bahwa masih banyak kekurangan dalam penulisan skripsi ini, untuk itu penulis mengharapkan kritik dan saran yang membangun serta bermanfaat dari pembaca untuk penulisan yang lebih baik. Semoga skripsi ini dapat memberikan manfaat untuk berbagai pihak yang membutuhkan.

Malang, 5 April 2018

Penulis



DAFTAR ISI

| | |
|---|-------------|
| HALAMAN JUDUL | i |
| LEMBAR PENGESAHAN SKRIPSI | iii |
| LEMBAR PERNYATAAN | v |
| ABSTRAK | vii |
| ABSTRACT | ix |
| KATA PENGANTAR | xi |
| DAFTAR ISI | xiii |
| DAFTAR GAMBAR | xv |
| DAFTAR TABEL | xvii |
| DAFTAR LAMPIRAN | xix |
| BAB I PENDAHULUAN | 1 |
| 1.1. Latar Belakang..... | 1 |
| 1.2. Rumusan Masalah..... | 3 |
| 1.3. Tujuan | 3 |
| 1.4. Manfaat | 4 |
| 1.5. Batasan Masalah | 4 |
| BAB II TINJAUAN PUSTAKA | 5 |
| 2.1. Tinjauan Statistika | 5 |
| 2.1.1.Data Spasial | 5 |
| 2.1.2.Regresi Logistik..... | 5 |
| 2.1.3.Model Regresi Logistik..... | 6 |
| 2.1.4.Pendugaan Parameter Model Regresi Logistik Menggunkan MLE (<i>Maximum Likelihood</i> <i>Estimator</i>)..... | 7 |
| 2.1.5.Matriks Pembobot Spasial | 10 |
| 2.1.6.Regresi Logistik Spasial | 13 |
| 2.1.7.Uji Multikolinieritas..... | 13 |
| 2.1.8.Pendugaan Parameter Model Regresi Logistik Spasial | 13 |
| 2.1.9.Uji Signifikansi Parameter | 15 |
| 2.1.10.Uji Kesesuaian Model (<i>Goodness Of Fit</i>)..... | 17 |
| 2.1.11.Interpretasi | 17 |
| 2.1.12.Pemilihan Model Terbaik | 18 |
| 2.1.13.Pemetaan | 18 |
| 2.2. Tinjauan Non Statistika..... | 18 |
| 2.2.1.Upah..... | 18 |
| 2.2.2.Upah Minimum..... | 19 |

| | |
|--|-----------|
| 2.2.2.1. Pengertian Upah Minimum..... | 19 |
| 2.2.2.2. Jenis-Jenis Upah Minimum..... | 20 |
| BAB III METODE PENELITIAN..... | 23 |
| 3.1. Sumber Data..... | 23 |
| 3.2. Peubah Penelitian..... | 23 |
| 3.3. Peta Jawa Timur..... | 24 |
| 3.4. Prosedur Analisis..... | 25 |
| BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN..... | 29 |
| 4.1. Statistik Deskriptif Tingkat UMK Jawa Timur tahun 2015 | 29 |
| 4.2. Menentukan Matriks Pembobot Spasial..... | 30 |
| 4.3. Pendeteksian Multikolinieritas..... | 32 |
| 4.4. Pendugaan dan Pengujian Signifikansi Parameter Regresi Logistik dengan Matriks Pembobot <i>Rook Contiguity</i> (Order ke-1)..... | 34 |
| 4.5. Pendugaan dan Pengujian Signifikansi Parameter Regresi Logistik dengan Matriks Pembobot <i>Rook Contiguity</i> (Order ke-2)..... | 36 |
| 4.6. Pendugaan dan Pengujian Signifikansi Parameter Regresi Logistik dengan Matriks Pembobot <i>Rook Contiguity</i> (Gabungan Order ke-1 Order ke-2)..... | 38 |
| 4.7. Pendugaan dan Pengujian Signifikansi Parameter Regresi Logistik dengan Matriks Pembobot <i>Queen Contiguity</i> (Order ke-1)..... | 40 |
| 4.8. Pendugaan dan Pengujian Signifikansi Parameter Regresi Logistik dengan Matriks Pembobot <i>Queen Contiguity</i> (Order ke-2)..... | 42 |
| 4.9. Pendugaan dan Pengujian Signifikansi Parameter Regresi Logistik dengan Matriks Pembobot <i>Queen Contiguity</i> (Gabungan Order ke-1 Order ke-2)..... | 44 |
| 4.10. Pengujian Kesesuaian Model..... | 47 |
| 4.11. Perbandingan Nilai AIC..... | 48 |
| 4.12. Pemetaan..... | 49 |
| BAB V KESIMPULAN DAN SARAN..... | 51 |
| 5.1. Kesimpulan..... | 51 |
| 5.2. Saran..... | 51 |
| DAFTAR PUSTAKA..... | 53 |
| LAMPIRAN..... | 55 |

DAFTAR GAMBAR

| | |
|--|----|
| Gambar 2.1. Ilustrasi dari <i>Contiguity</i> | 12 |
| Gambar 3.1. Peta Jawa Timur | 24 |
| Gambar 3.2. Diagram alir (<i>flowchart</i>) metode analisis | 27 |
| Gambar 4.1. Tingkat UMK Jawa Timur | 29 |
| Gambar 4.2. Peta UMK <i>Rook Contiguity</i> (Gabungan Order ke-1 Order ke-2)..... | 50 |

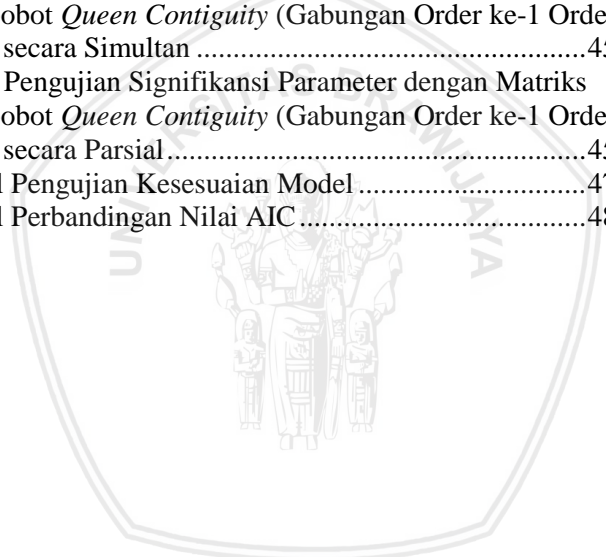




DAFTAR TABEL

| | |
|---|----|
| Tabel 3.1. Kategori Tingkat Upah Minimum Kabupaten/Kota..... | 23 |
| Tabel 4.1. Hasil Pengujian Multikolinieritas dengan Melibatkan Peubah Prediktor Berdasarkan <i>Rook Contiguity</i> (order ke-1) | 32 |
| Tabel 4.2. Hasil Pengujian Multikolinieritas dengan Melibatkan Peubah Prediktor Berdasarkan <i>Rook Contiguity</i> (order ke-2) | 32 |
| Tabel 4.3. Hasil Pengujian Multikolinieritas dengan Melibatkan Peubah Prediktor Berdasarkan <i>Rook Contiguity</i> (Gabungan order ke-1 order ke-2)..... | 33 |
| Tabel 4.4. Hasil Pengujian Multikolinieritas dengan Melibatkan Peubah Prediktor Berdasarkan <i>Queen Contiguity</i> (order ke-1)..... | 33 |
| Tabel 4.5. Hasil Pengujian Multikolinieritas dengan Melibatkan Peubah Prediktor Berdasarkan <i>Queen Contiguity</i> (order ke-2)..... | 33 |
| Tabel 4.6. Hasil Pengujian Multikolinieritas dengan Melibatkan Peubah Prediktor Berdasarkan <i>Queen Contiguity</i> (Gabungan order ke-1 order ke-2)..... | 33 |
| Tabel 4.7. Hasil Pengujian Signifikansi Parameter dengan Matriks Pembobot <i>Rook Contiguity</i> (Order ke-1) secara Simultan | 34 |
| Tabel 4.8. Hasil Pengujian Signifikansi Parameter dengan Matriks Pembobot <i>Rook Contiguity</i> (Order ke-1) secara Parsial | 35 |
| Tabel 4.9. Hasil Pengujian Signifikansi Parameter dengan Matriks Pembobot <i>Rook Contiguity</i> (Order ke-2) secara Simultan | 36 |
| Tabel 4.10. Hasil Pengujian Signifikansi Parameter dengan Matriks Pembobot <i>Rook Contiguity</i> (Order ke-2) secara Parsial | 37 |
| Tabel 4.11. Hasil Pengujian Signifikansi Parameter dengan Matriks Pembobot <i>Rook Contiguity</i> (Gabungan Order ke-1 Order ke-2) secara Simultan..... | 38 |
| Tabel 4.12. Hasil Pengujian Signifikansi Parameter dengan Matriks Pembobot <i>Rook Contiguity</i> (Gabungan Order ke-1 Order ke-2) secara Parsial | 39 |

| | |
|---|----|
| Tabel 4.13. Hasil Pengujian Signifikansi Parameter dengan Matriks Pembobot <i>Queen Contiguity</i> (Order ke-1) secara Simultan..... | 40 |
| Tabel 4.14. Hasil Pengujian Signifikansi Parameter dengan Matriks Pembobot <i>Queen Contiguity</i> (Order ke-1) secara Parsial | 41 |
| Tabel 4.15. Hasil Pengujian Signifikansi Parameter dengan Matriks Pembobot <i>Queen Contiguity</i> (Order ke-2) secara Simultan | 42 |
| Tabel 4.16. Hasil Pengujian Signifikansi Parameter dengan Matriks Pembobot <i>Queen Contiguity</i> (Order ke-2) secara Parsial | 43 |
| Tabel 4.17. Hasil Pengujian Signifikansi Parameter dengan Matriks Pembobot <i>Queen Contiguity</i> (Gabungan Order ke-1 Order ke-2) secara Simultan | 45 |
| Tabel 4.18. Hasil Pengujian Signifikansi Parameter dengan Matriks Pembobot <i>Queen Contiguity</i> (Gabungan Order ke-1 Order ke-2) secara Parsial | 45 |
| Tabel 4.19. Hasil Pengujian Kesesuaian Model | 47 |
| Tabel 4.20. Hasil Perbandingan Nilai AIC | 48 |



DAFTAR LAMPIRAN

| | | |
|--------------|---|----|
| Lampiran 1. | Data UMK, PDRB, TPAK, dan Inflasi kabupaten/kota di Jawa Timur..... | 55 |
| Lampiran 2. | <i>Output</i> Uji Non Multikolinieritas | 57 |
| Lampiran 3. | Matriks <i>Rook Contiguity</i> Order ke-1 | 58 |
| Lampiran 4. | Matriks <i>Rook Contiguity</i> Order ke-2 | 71 |
| Lampiran 5. | Matriks <i>Rook Contiguity</i> Gabungan Order ke-1 Order ke-2 | 72 |
| Lampiran 6. | Matriks <i>Queen Contiguity</i> Order ke-1 | 73 |
| Lampiran 7. | Matriks <i>Queen Contiguity</i> Order ke-2 | 86 |
| Lampiran 8. | Matriks <i>Queen Contiguity</i> Gabungan Order ke-1 Order ke-2 | 87 |
| Lampiran 9. | <i>Output</i> Pendugaan dan Pengujian Parameter Regresi Logistik dengan Pengaruh Spasial Matriks <i>Rook Contiguity</i> Order ke-1 | 88 |
| Lampiran 10. | <i>Output</i> Pendugaan dan Pengujian Parameter Regresi Logistik dengan Pengaruh Spasial Matriks <i>Rook Contiguity</i> Order ke-2 | 89 |
| Lampiran 11. | <i>Output</i> Pendugaan dan Pengujian Parameter Regresi Logistik dengan Pengaruh Spasial Matriks <i>Rook Contiguity</i> Gabungan Order ke-1 Order ke-2..... | 90 |
| Lampiran 12. | <i>Output</i> Pendugaan dan Pengujian Parameter Regresi Logistik dengan Pengaruh Spasial Matriks <i>Queen Contiguity</i> Order ke-1 | 91 |
| Lampiran 13. | <i>Output</i> Pendugaan dan Pengujian Parameter Regresi Logistik dengan Pengaruh Spasial Matriks <i>Queen Contiguity</i> Order ke-2 | 92 |
| Lampiran 14. | <i>Output</i> Pendugaan dan Pengujian Parameter Regresi Logistik dengan Pengaruh Spasial Matriks <i>Queen Contiguity</i> Gabungan Order ke-1 Order ke-2..... | 93 |
| Lampiran 15. | Pengujian Kesesuaian Model | 94 |
| Lampiran 16. | Pemilihan Model Terbaik | 96 |

BAB I

PENDAHULUAN

1.1. Latar Belakang

Pengertian tenaga kerja menurut UU No. 13 Tahun 2003 adalah setiap orang yang dapat melakukan pekerjaan guna menghasilkan barang atau jasa baik untuk memenuhi suatu kebutuhan sendiri maupun untuk masyarakat, sehingga atas kerjanya tersebut, tenaga kerja memperoleh imbalan dari perusahaan berupa upah. Pekerja atau buruh dan keluarganya sangat tergantung pada upah yang mereka terima untuk dapat memenuhi kebutuhan sandang, pangan, papan, dan kebutuhan lainnya. Oleh karena itu, para pekerja selalu mengharapkan upah yang lebih besar untuk dapat memenuhi kebutuhan sehari-hari.

Bagi perusahaan, upah merupakan salah satu hal yang dipandang dapat mengurangi tingkat laba, sehingga pengusaha berusaha untuk menekan upah tersebut sampai pada tingkat paling minimum yang menyebabkan laba perusahaan dapat ditingkatkan. Di pihak lain, pekerja menganggap upah sebagai balas jasa terhadap apa yang telah mereka kerjakan, sehingga pekerja akan menuntut upah lebih untuk mencukupi kebutuhannya agar mereka dapat hidup sejahtera. Tetapi dalam kenyataannya, hanya sedikit pengusaha yang secara sadar berfikir untuk meningkatkan taraf hidup karyawan, terutama pekerja golongan paling bawah.

Upaya pemerintah untuk menghindari perbedaan kepentingan antara pengusaha dan pekerja adalah dengan mengatur masalah pengupahan yang biasa dikenal dengan menentukan upah minimum. Tujuan pengaturan ini adalah untuk menjaga agar tingkat upah tidak merosot dan mempersempit kesenjangan secara bertahap antara yang berpenghasilan tertinggi dan terendah.

Masing-masing provinsi di Indonesia menetapkan upah minimum yang berbeda-beda. Namun dalam penentuannya, masih ada provinsi yang menetapkan Upah Minimum Provinsi (UMP) di bawah nilai rata-rata UMP Nasional, khususnya di Pulau Jawa. Hampir semua provinsi di Pulau Jawa menetapkan UMP di bawah rata-rata UMP Nasional, kecuali DKI Jakarta.

Penetapan UMP tidak terlepas dari kontribusi tingkat upah minimum masing-masing kabupaten/kota. Pada penelitian ini, akan

lebih fokus pada Upah Minimum Kabupaten/Kota di Jawa Timur. Upah Minimum Kabupaten/Kota (UMK) adalah upah minimum yang berlaku di daerah kabupaten/kota di mana penetapan di setiap wilayahnya dilakukan oleh gubernur dengan saran dan pertimbangan dari dewan pengupahan. Tingkat UMK dapat digolongkan menjadi tingkat UMK di atas rata-rata dan tingkat UMK di bawah rata-rata. Status UMK setiap kabupaten/kota tidak lepas dari pengaruh status UMK di kabupaten/kota sekelilingnya, hal tersebut mengindikasikan adanya pengaruh spasial.

Salah satu analisis yang dapat digunakan untuk memodelkan permasalahan pada peubah respon yang bersifat kualitatif adalah analisis regresi logistik. Regresi logistik adalah metode regresi untuk mencari hubungan antara peubah respon yang bersifat kategorik dengan sekumpulan peubah prediktor yang bersifat kategorik atau kontinu. Regresi logistik tidak memerlukan asumsi kenormalan pada sisaan maupun asumsi kesamaan ragam sisaan, namun terdapat asumsi yang diberlakukan yaitu antar peubah prediktor harus saling bebas.

Pada permasalahan tertentu, terkadang peubah respon yang diamati memiliki keterkaitan dengan hasil pengamatan di daerah yang berbeda, terutama di daerah yang berdekatan. Untuk mengatasi permasalahan tersebut, diperlukan suatu pengembangan terhadap model regresi logistik.

Hukum pertama tentang geografi yang dikemukakan oleh Tobler menyatakan bahwa segala sesuatu saling berhubungan dengan yang lain, namun sesuatu yang lebih dekat lebih memberikan pengaruh dibandingkan yang jauh. Adanya efek spasial biasa terjadi antara satu wilayah dengan wilayah yang lain terutama wilayah yang saling berdekatan.

Terdapat cara untuk mendapatkan model pada regresi logistik dengan memasukkan efek spasial ke dalam model tersebut yaitu dengan menggunakan matriks pembobot spasial. Dengan memasukkan matriks pembobot spasial dalam melakukan pemodelan regresi logistik ini diharapkan dapat memecahkan permasalahan dalam pemodelan regresi logistik pada data spasial.

Untuk dapat memodelkan regresi logistik spasial diperlukan sebuah pendekatan matriks pembobot, yang mana menurut LeSage (1999), salah satu contoh matriks pembobot adalah dengan hubungan

Contiguity. Penelitian sebelumnya yang dilakukan oleh Ridwan (2014) telah menerapkan metode logistik spasial pada pemodelan faktor-faktor yang mempengaruhi kemiskinan di Jawa Timur dengan menggunakan matriks pembobot spasial *Queen Contiguity* dan jarak *Euclidean* serta penelitian yang telah dilakukan oleh Mahtumah (2011) tentang penerapan metode logistik spasial pada pemodelan faktor-faktor yang mempengaruhi penyebaran penyakit demam berdarah di Kota Bogor dengan menggunakan matriks pembobot spasial *Queen Contiguity* (Order ke-1, Order ke-2, dan Gabungan Order ke-1 Order ke-2). Sedangkan pada penelitian ini, metode logistik spasial diterapkan pada pemodelan faktor-faktor yang mempengaruhi upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur dengan menggunakan matriks pembobot spasial *Rook Contiguity* (Order ke-1, Order ke-2, Gabungan Order ke-1 Order ke-2), *Queen Contiguity* (Order ke-1, Order ke-2, Gabungan Order ke-1 Order ke-2).

Faktor-faktor yang mempengaruhi upah minimum pada penelitian ini berdasarkan pada Bersales (2014) berupa produk domestik regional bruto, tingkat partisipasi angkatan kerja, dan inflasi yang diukur berdasarkan IHK.

1.2. Rumusan Masalah

Dari latar belakang tersebut, maka dapat dibentuk beberapa rumusan masalah sebagai berikut:

1. Bagaimana menduga model regresi logistik spasial dengan pendekatan matriks pembobot spasial *Rook Contiguity* (Order ke-1, Order ke-2, Gabungan Order ke-1 Order ke-2), *Queen Contiguity* (Order ke-1, Order ke-2, Gabungan Order ke-1 Order ke-2)?
2. Matriks pembobot apa yang paling sesuai pada pemodelan regresi logistik spasial berdasarkan nilai AIC?

1.3. Tujuan

Tujuan dari penelitian ini adalah:

1. Mendapatkan pendugaan model regresi logistik spasial dengan pendekatan matriks pembobot spasial *Rook Contiguity* (Order ke-1, Order ke-2, Gabungan Order ke-1

Order ke-2), *Queen Contiguity* (Order ke-1, Order ke-2, Gabungan Order ke-1 Order ke-2).

2. Mengetahui matriks pembobot yang paling sesuai pada pemodelan regresi logistik spasial berdasarkan nilai AIC.

1.4. Manfaat

Manfaat yang diperoleh dari penelitian ini adalah:

1. Memberikan pengetahuan dan mengaplikasikan teori tentang regresi logistik spasial sesuai dengan permasalahan UMK di Jawa Timur.
2. Memberi informasi tentang kondisi UMK di Jawa Timur kepada instansi yang bersangkutan sehingga dapat mengatasi masalah UMK menggunakan model logistik dengan pengaruh spasial.

1.5. Batasan Masalah

Batasan masalah penelitian ini adalah sebagai berikut:

1. Matriks pembobot spasial yang digunakan adalah *Rook Contiguity* (Order ke-1, Order ke-2, Gabungan Order ke-1 Order ke-2), *Queen Contiguity* (Order ke-1, Order ke-2, Gabungan Order ke-1 Order ke-2).
2. Data yang digunakan adalah data sekunder tahun 2015 di mana peubah respon berupa data kategorik.
3. Wilayah yang diteliti adalah kabupaten dan kota di Provinsi Jawa Timur.

BAB II

TINJAUAN PUSTAKA

2.1. Tinjauan Statistika

2.1.1. Data Spasial

Data spasial merupakan data pengukuran yang memuat suatu informasi lokasi secara geografis seperti letak suatu lokasi berdasarkan garis lintang dan garis bujur. Kata spasial berasal dari kata *space* yang mempunyai arti ruang dan spasial berarti keruangan. Data spasial juga merupakan data hasil pengamatan yang memiliki acuan titik lokasi atau wilayah. Data spasial disajikan dalam posisi geografis dari suatu obyek, berkaitan dengan lokasi dalam ruang bumi.

Menurut Cressie (1993), data spasial mempunyai struktur sederhana yang bergantung terhadap lokasi yang mengindikasikan adanya keterkaitan antara pengukuran dengan lokasi. Keterkaitan tersebut akan semakin berkurang jika lokasi antar amatan semakin menyebar, karena pada data spasial, pengamatan di suatu lokasi akan bergantung pada pengamatan di lokasi lain yang berdekatan.

2.1.2. Regresi Logistik

Menurut Hosmer *et al.* (2013), data pada regresi logistik mengandung data kualitatif yang pada umumnya berasal dari data kategorik, sehingga model regresi digunakan ketika peubah respon bersifat biner atau dikotomis. Model regresi logistik mempunyai peubah prediktor kategorik maupun numerik dan peubah respon biner atau dikotomis, di mana $Y=1$ menyatakan adanya suatu karakteristik dan $Y=0$ menyatakan tidak adanya suatu karakteristik. Gambaran tersebut masih bisa berubah menjadi sebarang angka, akan tetapi dengan tujuan untuk memudahkan, maka digunakan angka 0 dan 1. Tujuan utama regresi logistik adalah menentukan model terbaik dan sederhana yang dapat menggambarkan hubungan antara peubah respon dan peubah prediktor (Hosmer dan Lemeshow, 2000).

Menurut Hosmer dan Lemeshow (2000), terdapat hal-hal yang perlu diperhatikan dalam analisis regresi logistik apabila peubah respon yang digunakan bersifat dikotomis:

1. Rata-rata peluang bersyarat pada model berada dalam kisaran 0 dan 1, dalam analisis regresi logistik dinyatakan dengan $\pi(X_i)$.
2. Peubah respon dalam regresi logistik tidak berdistribusi normal, akan tetapi berdistribusi binomial.
3. Prinsip-prinsip yang mendasari analisis regresi linier seperti tidak adanya multikolinieritas antar peubah prediktor, juga mendasari penggunaan analisis regresi logistik.

2.1.3. Model Regresi Logistik

Jika diketahui sebuah peubah respon Y dan peluang sukses bagi Y adalah π , maka $P(Y=1)=\pi$ dan $P(Y=0)=1-\pi$. Ketika banyak pengambilan n adalah 1, maka Y mengikuti sebaran Bernoulli, sedangkan jika $n \geq 2$ dan saling bebas, maka Y mengikuti sebaran Binomial (Agresti, 2007):

$$P(Y = y) = \binom{n}{y} \pi^y (1 - \pi)^{n-y}$$

Di mana: $y = 0, 1, 2, \dots, n$
 $n =$ banyak pengamatan

Untuk menganalisis hubungan antara peluang peubah respon π_i dengan k peubah prediktor $X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{ki}$ didapatkan model peluang linier (LPM) yaitu:

$$\pi(X_i) = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki}$$

Dengan:

$\pi(X_i) = E(Y|X_i) =$ nilai harapan peubah respon Y dengan syarat X_i

$X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{ki} =$ peubah prediktor ke- j pengamatan ke- i

$\beta_0 =$ *intersep*, nilai Y ketika $X=0$

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k =$ koefisien peubah prediktor

$i = 1, 2, \dots, n; n$ adalah banyak pengamatan

$j = 1, 2, \dots, k; k$ adalah banyak peubah prediktor

Model peluang linier tersebut tidak sah digunakan karena menimbulkan permasalahan:

1. Model memungkinkan menghasilkan penduga peluang respon di luar interval $[0, 1]$, di mana hal ini bertentangan dengan sifat peluang. Untuk mengatasi hal tersebut, maka dilakukan transformasi model dengan menggunakan transformasi logit sehingga interval $[-\infty, \infty]$ menjadi $[0, 1]$. Adapun model regresi logistik menurut Agresti (2007) adalah:

$$\pi(X_i) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki})}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki})} \quad (2.1)$$

Fungsi logit dari model logistik (2.1) adalah:

$$\begin{aligned} g[\pi(X_i)] &= \ln\left(\frac{\pi(X_i)}{1 - \pi(X_i)}\right) \\ &= \ln\left(\frac{\frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki})}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki})}}{1 - \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki})}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki})}}\right) \\ &= \ln[\exp(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_k X_{ki})] \\ &= \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_k X_{ki} \end{aligned}$$

(Hosmer dan Lemeshow, 2000).

Ketika $\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_k X_{ki}$ bernilai $-\infty$, maka:

$$\pi(X_i) = \frac{\exp(-\infty)}{1 + \exp(-\infty)} = \frac{0}{1 + 0} = 0$$

dan ketika $\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_k X_{ki}$ bernilai ∞ , maka:

$$\pi(X_i) = \frac{\exp(\infty)}{1 + \exp(\infty)} = \frac{\infty}{\infty} = 1$$

Dengan demikian, maka model transformasi logit bisa menjadikan persamaan model peluang linier memenuhi kaidah peluang, yaitu berada pada rentang nilai 0 sampai 1.

2. Ragam sisaan tidak konstan, yaitu ketika $Y=1$ nilai sisaan adalah $1 - \pi(X)$ dan ketika $Y=0$ nilai sisaan adalah $-\pi(X)$, sehingga *Ordinary Least Square* (OLS) tidak layak digunakan untuk pendugaan parameter. Masalah tersebut bisa diatasi dengan menggunakan metode kemungkinan maksimum (*Maximum Likelihood Method*) (Agresti, 2007).

2.1.4. Pendugaan Parameter Model Regresi Logistik Menggunakan MLE (*Maximum Likelihood Estimator*)

Menurut Hosmer dan Lemeshow (2000), metode yang sesuai digunakan untuk pendugaan parameter dalam analisis regresi logistik

adalah MLE. MLE mempunyai beberapa kelebihan yaitu dapat digunakan untuk menduga parameter pada model nonlinier dan hasil estimasinya mendekati parameter yang diduga.

Fungsi yang akan dimaksimumkan ketika peubah respon dalam model logistik bersifat dikotomus dengan asumsi bahwa antar pengamatan saling bebas adalah:

$$f(y_i; \pi_i) = \pi(x_i)^{y_i} [1 - \pi(x_i)]^{1-y_i}$$

Fungsi kemungkinan persamaan di atas merupakan perkalian dari masing-masing fungsi peluang untuk $X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{ki}$ (Gudono, 2012), yaitu sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \ell(\boldsymbol{\beta}) &= \prod_{i=1}^n \pi(x_i)^{y_i} [1 - \pi(x_i)]^{1-y_i} \\ &= \prod_{i=1}^n \pi(x_i)^{y_i} \left[\frac{1 - \pi(x_i)}{[1 - \pi(x_i)]^{y_i}} \right] \\ &= \prod_{i=1}^n [1 - \pi(x_i)] \left[\frac{\pi(x_i)^{y_i}}{[1 - \pi(x_i)]^{y_i}} \right] \\ &= \prod_{i=1}^n [1 - \pi(x_i)] \left[\frac{\pi(x_i)}{1 - \pi(x_i)} \right]^{y_i} \end{aligned} \quad (2.2)$$

Dengan:

$$\pi(x_i) = \frac{\exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji})}{1 + \exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji})}$$

$$\text{maka } 1 - \pi(x_i) = 1 - \frac{\exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji})}{1 + \exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji})} = \frac{1}{1 + \exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji})}$$

sehingga

$$\ell(\boldsymbol{\beta}) = \prod_{i=1}^n [1 - \pi(x_i)] \left[\frac{\pi(x_i)}{1 - \pi(x_i)} \right]^{y_i}$$

menjadi:

$$\ell(\boldsymbol{\beta}) = \prod_{i=1}^n \left[\frac{1}{1 + \exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji})} \right] \left[\frac{\exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji}) / [1 + \exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji})]}{1 / [1 + \exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji})]} \right]^{y_i}$$

$$= \prod_{i=1}^n \left[\frac{1}{1 + \exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji})} \right] \left[\exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji}) \right]^{y_i} \quad (2.3)$$

di mana:

$j = 0, 1, \dots, k$

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

$k =$ banyak peubah prediktor

$n =$ banyak pengamatan

Untuk memudahkan perhitungan dalam memaksimumkan fungsi kemungkinan, maka persamaan (2.3) diubah ke dalam bentuk *log likelihood* sebagai berikut:

$$\ln \ell(\boldsymbol{\beta}) = L(\boldsymbol{\beta})$$

$$\begin{aligned} L(\boldsymbol{\beta}) &= \ln \prod_{i=1}^n \left[\frac{1}{1 + \exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji})} \right] \left[\exp \left(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji} \right) \right]^{y_i} \\ &= \ln \left[\frac{1}{1 + \exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji})} \right]^n + \ln [\exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji})]^{\sum_{i=1}^n y_i} \\ &= n [\ln 1 - \ln [1 + \exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji})]] + \sum_{i=1}^n y_i \ln [\exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji})] \\ &= \sum_{i=1}^n y_i \ln [\exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji})] + n \ln 1 - n \ln [1 + \exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji})] \\ &= \sum_{i=1}^n y_i (\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji}) - n \ln [1 + \exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji})] \\ &= \sum_{i=1}^n (\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n y_i x_{ji}) \beta_j - n \ln [1 + \exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji})] \end{aligned} \quad (2.4)$$

Untuk memaksimumkan persamaan *log likelihood*, maka persamaan (2.4) diturunkan secara parsial terhadap β_j dan disamakan dengan nol.

$$\frac{\partial L(\boldsymbol{\beta})}{\partial (\beta_j)} = \frac{\partial \left(\sum_{i=1}^n (\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n y_i x_{ji}) \beta_j - n \ln [1 + \exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji})] \right)}{\partial (\beta_j)} = 0$$

$$= \sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n y_i x_{ji} - n \sum_{i=1}^n x_{ji} \left[\frac{\exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji})}{1 + \exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji})} \right] = 0$$

$$= \sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n y_i x_{ji} - n \sum_{i=1}^n x_{ji} \pi(x_i) = 0 \quad (2.5)$$

Hasil pendugaan parameter β_j bersifat nonlinier, sehingga persamaan (2.5) tidak dapat dilakukan untuk menduga parameter β_j secara langsung dan diperlukan suatu metode iterasi untuk mengatasi permasalahan tersebut. Salah satu metode numerik untuk menghitung penduga yang memaksimalkan nilai *likelihood* bagi β_j adalah iterasi *Newton Raphson* (Agresti, 2007). Berikut adalah tahapan iterasi *Newton Raphson*:

1. Menentukan penduga awal β_t , $\beta_1=0$, t merupakan tahapan iterasi.
2. Melakukan iterasi untuk mendapatkan penduga β_t yang baru:

$$\hat{\beta}_{t+1} = \hat{\beta}_t - (\mathbf{H}(\hat{\beta}_t))^{-1}l'(\hat{\beta}_t)$$

di mana:

$\mathbf{H}(\hat{\beta}_t)$ = Matriks Hessian dari fungsi *log likelihood*
 t = tahapan iterasi

3. Iterasi selesai apabila $\hat{\beta}_{t+1} \approx \hat{\beta}_t$ atau $(\hat{\beta}_{t+1} - \hat{\beta}_t) \approx 0$

2.1.5. Matriks Pembobot Spasial

Matriks pembobot spasial menyatakan hubungan antar wilayah pengamatan. Diagonal utama matriks terdiri dari angka nol dan bobot matriks menunjukkan hubungan antara semua pengamatan, sehingga dimensinya selalu $N \times N$, di mana N adalah banyak pengamatan (Dubin, 2009).

Matriks pembobot spasial dapat diperoleh berdasarkan informasi kedekatan antara satu wilayah dengan wilayah yang lain. Bentuk matriks pembobot spasial yang disimbolkan \mathbf{W} adalah sebagai berikut (LeSage, 1999):

$$\mathbf{W} = \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} & \cdots & w_{1n} \\ w_{21} & w_{22} & \cdots & w_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1} & w_{n2} & \cdots & w_{nn} \end{bmatrix}$$

Di mana w_{ij} adalah elemen dari matriks \mathbf{W} pada baris ke- i kolom ke- j untuk $i, j = 1, 2, \dots, n$ yang merupakan lokasi di sekitar wilayah pengamatan i .

Terdapat beberapa metode untuk mendefinisikan hubungan persinggungan (*contiguity*) antar wilayah menurut LeSage (1999) antara lain sebagai berikut:

- *Linier contiguity* adalah persinggungan tepi kanan atau kiri wilayah yang menjadi perhatian. *Linier contiguity* didefinisikan:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{jika wilayah } i \text{ dan } j \text{ bersinggungan kanan atau kiri} \\ 0, & \text{lainnya} \end{cases}$$

- *Rook contiguity* adalah persinggungan sisi wilayah yang menjadi perhatian dengan sisi wilayah lain yang bertetangga. *Rook contiguity* didefinisikan:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{jika wilayah } i \text{ dan } j \text{ bersinggungan sisi} \\ 0, & \text{lainnya} \end{cases}$$

- *Bishop contiguity* adalah persinggungan titik sudut wilayah yang menjadi perhatian dengan sudut wilayah lain yang bertetangga. *Bishop contiguity* didefinisikan:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{jika wilayah } i \text{ dan } j \text{ bersinggungan sudut} \\ 0, & \text{lainnya} \end{cases}$$

- *Double linier contiguity* adalah persinggungan dua tepi. *Double linier contiguity* didefinisikan:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{jika dua wilayah berada di sisi kanan dan kiri} \\ & \text{wilayah yang menjadi perhatian} \\ 0, & \text{lainnya} \end{cases}$$

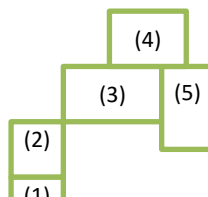
- *Double rook contiguity* adalah persinggungan dua sisi. *Double rook contiguity* didefinisikan:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{jika dua wilayah berada di kanan, kiri, utara, dan} \\ & \text{selatan wilayah yang menjadi perhatian} \\ 0, & \text{lainnya} \end{cases}$$

- *Queen contiguity* adalah persinggungan sisi atau sudut wilayah yang menjadi perhatian dengan wilayah yang lain. *Queen contiguity* merupakan gabungan dari *rook contiguity* dan *bishop contiguity* yang didefinisikan:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{jika wilayah } i \text{ dan } j \text{ bersinggungan sisi atau sudut} \\ 0, & \text{lainnya} \end{cases}$$

Ilustrasi *Contiguity* digambarkan pada Gambar 2.1.



Gambar 2.1: Ilustrasi dari *Contiguity*
Sumber : (Lesage, 1999)

Perbedaan hubungan persinggungan antara *Rook Contiguity* dan *Queen Contiguity* menurut Gambar 2.1 adalah pada hubungan *Rook Contiguity*, $W_{12} = W_{34} = W_{35} = W_{45} = 1$ dan 0 untuk lainnya, sedangkan pada hubungan *Queen Contiguity*, $W_{12} = W_{23} = W_{34} = W_{35} = W_{45} = 1$ dan 0 untuk lainnya.

Matriks pembobot spasial merupakan matriks simetris dengan kaidah bahwa diagonal utama selalu nol. Transformasi dilakukan untuk mendapatkan jumlah seluruh elemen pada setiap baris menjadi sama dengan satu menggunakan rumus:

$$w_{ij} = \frac{c_{ij}}{\sum_{j=1}^n c_{ij}}$$

di mana:

w_{ij} = Nilai matriks pembobot spasial baris ke- i kolom ke- j

c_{ij} = Nilai matriks *contiguity* pada baris ke- i kolom ke- j

$\sum_{j=1}^n c_{ij}$ = total nilai matriks *contiguity* pada baris ke- i

Dalam penelitian ini akan digunakan matriks pembobot spasial *rook contiguity* (Order ke-1, Order ke-2, Gabungan Order ke-1 Order ke-2) dan *queen contiguity* (Order ke-1, Order ke-2, Gabungan Order ke-1 Order ke-2), karena berkaitan dengan karakter pada peta Jawa Timur yang bersinggungan sisi dan sudut. Menurut LeSage (1999), matriks *contiguity* order ke-1 adalah ketika lokasi bersinggungan langsung dengan lokasi yang diamati, sedangkan matriks *contiguity* order ke-2 adalah ketika lokasi tersebut letaknya setelah lokasi yang bersinggungan langsung dengan lokasi yang diamati.

2.1.6. Regresi Logistik Spasial

Regresi logistik dengan memasukkan pengaruh spasial ke dalam model untuk mengatasi adanya hubungan spasial disebut regresi logistik spasial. Model regresi logistik spasial berdasarkan Augustin *et al.* (1996) adalah:

$$g[\pi(X_i)] = \ln\left(\frac{\pi(X_i)}{1-\pi(X_i)}\right) + \beta\Psi_i$$

dengan:

Ψ_i = peubah prediktor yang berasal dari pengaruh spasial pengamatan ke- i

$$\Psi_i = \sum_{j=1}^n w_{ij}y_j \quad (2.6)$$

Secara umum, proses pendugaan parameter model regresi logistik spasial meliputi pengujian hipotesis, penarikan kesimpulan, serta interpretasi mengikuti kaidah dalam regresi logistik.

2.1.7. Uji Multikolinieritas

Menurut Hosmer dan Lemeshow (2000), regresi logistik sensitif terhadap adanya hubungan antar peubah prediktor (multikolinieritas). Multikolinieritas muncul jika terdapat hubungan di antara peubah prediktor pada model (Gujarati, 2006). Hubungan ini dapat bersifat sempurna ataupun sebagian. Pada kasus multikolinieritas, koefisien regresi akan berbias. Multikolinieritas dapat dideteksi melalui nilai VIF (*Variance Inflation Factor*).

$$VIF_j = \frac{1}{(1-R_j^2)} \begin{cases} \geq 10, \text{ maka terdapat multikolinieritas} \\ < 10, \text{ maka tidak terdapat multikolinieritas} \end{cases} \quad (2.7)$$

di mana:

R_j^2 = koefisien determinasi dari *auxiliary regression*

$$R_j^2 = \frac{JKR}{JKT} = 1 - \frac{JKG}{JKT}$$

Auxiliary regression merupakan regresi dengan X_j sebagai peubah respon dan X selainnya sebagai peubah prediktor.

2.1.8. Pendugaan Parameter Model Regresi Logistik Spasial

Berdasarkan perkalian dari masing-masing fungsi peluang seperti yang telah disebut pada persamaan (2.2), maka pendugaan parameter model regresi logistik spasial dengan:

$$\pi(x_i) = \frac{\exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji} + \beta\psi)}{1 + \exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji} + \beta\psi)}$$

dan

$$\begin{aligned} 1 - \pi(x_i) &= 1 - \frac{\exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji} + \beta\psi)}{1 + \exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji} + \beta\psi)} \\ &= \frac{1}{1 + \exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji} + \beta\psi)} \end{aligned}$$

Sehingga persamaan (2.2) menjadi:

$$\begin{aligned} \ell(\beta) &= \prod_{i=1}^n \left[\frac{1}{1 + \exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji} + \beta\psi)} \right] \left[\frac{\exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji} + \beta\psi) / 1 + \exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji} + \beta\psi)}{1 / 1 + \exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji} + \beta\psi)} \right]^{y_i} \\ &= \prod_{i=1}^n \left[\frac{1}{1 + \exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji} + \beta\psi)} \right] \left[\exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji} + \beta\psi) \right]^{y_i} \end{aligned} \tag{2.8}$$

di mana:

$j = 0, 1, \dots, k$

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

$k =$ banyak peubah prediktor

$n =$ banyak pengamatan

Untuk memudahkan perhitungan dalam memaksimumkan fungsi kemungkinan, maka persamaan (2.8) diubah ke dalam bentuk *log likelihood* sebagai berikut:

$$\ln \ell(\beta) = L(\beta)$$

$$\begin{aligned} L(\beta) &= \ln \prod_{i=1}^n \left[\frac{1}{1 + \exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji} + \beta\psi)} \right] \left[\exp \left(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji} + \beta\psi \right) \right]^{y_i} \\ &= \ln \left[\frac{1}{1 + \exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji} + \beta\psi)} \right]^n + \ln [\exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji} + \beta\psi)]^{\sum_{i=1}^n y_i} \\ &= n \left[\ln 1 - \ln [1 + \exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji} + \beta\psi)] \right] + \\ &\quad \sum_{i=1}^n y_i \ln [\exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji} + \beta\psi)] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \sum_{i=1}^n y_i \ln[\exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji} + \beta\Psi)] + n \ln 1 - \\
&\quad n \ln[1 + \exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji} + \beta\Psi)] \\
&= \sum_{i=1}^n y_i (\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji} + \beta\Psi) - n \ln[1 + \exp(\sum_{j=0}^k \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji} + \beta\Psi)] \\
&= \sum_{i=1}^n y_i (\sum_{j=0}^{k+1} \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji}) - n \ln[1 + \exp(\sum_{j=0}^{k+1} \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji})] \\
&= \sum_{i=1}^n (\sum_{j=0}^{k+1} \sum_{i=1}^n y_i x_{ji}) \beta_j - n \ln[1 + \exp(\sum_{j=0}^{k+1} \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji})]
\end{aligned}$$

Untuk memaksimumkan persamaan *log likelihood*, maka persamaan tersebut diturunkan secara parsial terhadap β_j dan disamakan dengan nol.

$$\begin{aligned}
\frac{\partial L(\boldsymbol{\beta})}{\partial(\beta_j)} &= \frac{\partial (\sum_{i=1}^n (\sum_{j=0}^{k+1} \sum_{i=1}^n y_i x_{ji}) \beta_j - n \ln [1 + \exp (\sum_{j=0}^{k+1} \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji})])}{\partial(\beta_j)} = 0 \\
&= \sum_{j=0}^{k+1} \sum_{i=1}^n y_i x_{ji} - n \sum_{i=1}^n x_{ji} \left[\frac{\exp(\sum_{j=0}^{k+1} \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji})}{1 + \exp(\sum_{j=0}^{k+1} \sum_{i=1}^n \beta_j x_{ji})} \right] = 0 \\
&= \sum_{j=0}^{k+1} \sum_{i=1}^n y_i x_{ji} - n \sum_{i=1}^n x_{ji} \pi(x_i) = 0 \tag{2.9}
\end{aligned}$$

Hasil pendugaan parameter β_j bersifat nonlinier, sehingga persamaan (2.9) tidak dapat dilakukan secara langsung dan diperluakan suatu metode iterasi untuk mengatasi permasalahan tersebut. Salah satu metode numerik untuk menghitung penduga yang memaksimumkan nilai *likelihood* bagi β_j adalah iterasi *Newton Raphson* (Agresti, 2007).

2.1.9. Uji Signifikansi Parameter

Pengujian signifikansi parameter dilakukan secara simultan dan parsial:

1. Pengujian Signifikansi Parameter secara Simultan

Pengujian signifikansi parameter secara simultan dilakukan untuk melihat pengaruh peubah prediktor secara bersama-sama terhadap peubah respon (Hosmer dan Lemeshow, 2000) berlandaskan hipotesis:

$$H_0 : \beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$$

H_1 : paling tidak terdapat sepasang j di mana $\beta_j \neq 0$, untuk $j = 0, 1, 2, 3, \dots, k$

Uji yang digunakan adalah uji nisbah kemungkinan (*likelihood Ratio Test*) yaitu:

$$G = -2 \ln \left[\frac{l_0}{l_1} \right] \quad (2.10)$$

dengan:

$l_0 =$ *likelihood* model regresi logistik spasial tanpa peubah prediktor

$l_1 =$ *likelihood* model regresi logistik spasial dengan peubah prediktor

G secara asimtotik berdistribusi $\chi^2_{(v)}$ dengan v adalah db yang diperoleh dari selisih parameter yang diduga pada kedua model. H_0 ditolak apabila nilai peluang $P[\chi^2_{(v)} > G]$ lebih kecil dari nilai peluang yang diinginkan (α) atau $G > \chi^2_{(v, \alpha)}$. Hal ini mengindikasikan bahwa paling sedikit ada satu peubah prediktor berpengaruh terhadap peubah respon.

2. Pengujian Signifikansi Parameter secara Parsial

Uji parsial dilakukan untuk mengetahui pengaruh masing-masing peubah prediktor terhadap peubah respon. Dalam analisis regresi logistik, uji signifikansi parameter regresi secara parsial dapat dilakukan dengan menggunakan Uji Wald (Hosmer dan Lemeshow, 2000) berlandaskan hipotesis:

$$H_0 : \beta_j = 0$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0, \text{ untuk } j = 0, 1, 2, 3, \dots, k$$

Statistik Uji Wald:

$$W = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{SE(\hat{\beta}_j)} \sim Z \quad (2.11)$$

dengan:

$\hat{\beta}_j$ = penduga bagi β_j

$SE(\hat{\beta}_j)$ = salah baku dari $\hat{\beta}_j$

H_0 ditolak apabila $|W| > Z_{\alpha/2}$ atau $P(Z_{\alpha/2} > W) < \alpha/2$. Hal ini mengindikasikan bahwa β_j berpengaruh nyata terhadap peubah respon.

2.1.10. Uji Kesesuaian Model (*Goodness Of Fit*)

Pengujian kesesuaian model dilakukan untuk mengetahui apakah model yang dihasilkan sudah sesuai atau belum dalam menggambarkan data dengan berlandaskan hipotesis:

H_0 : model sesuai

H_1 : model tidak sesuai

Pengujian kesesuaian model dilakukan dengan uji *Pearson chi-square* (Hosmer dan Lemeshow, 2000):

$$\chi^2_{Pearson} = \sum_{j=1}^J \frac{(y_j - n_j \pi_j)^2}{n_j \pi_j (1 - \pi_j)} \sim \chi^2_{n-k-1} \quad (2.12)$$

di mana:

y_j : nilai peubah respon pada kategori ke- j

n_j : banyak pengamatan pada kategori ke- j

π_j : peluang Y kategori ke- j

H_0 ditolak apabila $\chi^2_{Pearson} > \chi^2_{n-k-1}$ atau $P(\chi^2_{n-k-1} > \chi^2_{Pearson}) < \alpha$, sehingga dapat disimpulkan model tidak sesuai (Hosmer dan Lemeshow, 2000).

2.1.11. Interpretasi

Interpretasi koefisien model regresi logistik dapat dilakukan dengan melihat nilai *odds ratio* (OR) setiap peubah prediktor dengan menganggap peubah lain konstan (Kutner *et al.*, 2004). *Odds Ratio* merupakan ukuran untuk mengetahui tingkat kecenderungan atau risiko hubungan antara peubah prediktor terhadap peubah respon. Nilai *odds ratio* (OR) dapat didefinisikan sebagai berikut (Hosmer *et al.*, 2013):

$$OR = \frac{odds_1}{odds_2} = \frac{\pi_1(x)/(1-\pi_1(x))}{\pi_2(x)/(1-\pi_2(x))} = \exp(\beta)$$

Odds dari suatu kejadian diartikan sebagai probabilitas hasil yang muncul dibagi dengan probabilitas suatu kejadian tidak terjadi. Bila nilai *odds ratio* mendekati nol, maka kecenderungan peubah prediktor terhadap peubah respon sangat kecil sekali.

2.1.12. Pemilihan Model Terbaik

Pemilihan model terbaik dapat dilakukan dengan metode AIC (*Akaike Information Criterion*). Metode ini didasarkan pada metode estimasi maksimum likelihood (MLE). Untuk menghitung nilai AIC digunakan rumus (Agresti, 2007):

$$AIC = -2 \ln(\ell) + 2k \quad (2.13)$$

dengan:

k = jumlah parameter yang diestimasi dalam model regresi

ℓ = nilai maksimum fungsi *likelihood*

Menurut metode AIC, regresi terbaik adalah model regresi yang mempunyai nilai AIC terkecil.

2.1.13. Pemetaan

Pemetaan dilakukan untuk melihat hasil dari pemodelan yang terbentuk berdasarkan peta secara visual. Pemetaan pada model regresi logistik berdasarkan rumus :

$$\pi(X_i) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki})}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki})} \quad (2.14)$$

di mana, kategori ketika nilai $\pi(X_i)$ lebih dari 0,5 adalah 1 dan kategori ketika nilai $\pi(X_i)$ kurang dari 0,5 adalah 0.

Pada penelitian ini, pemetaan yang dilakukan adalah terhadap model logistik spasial dengan nilai AIC paling kecil yang merupakan model terbaik.

2.2. Tinjauan Non Statistika

2.2.1. Upah

Definisi upah menurut UU No 13 tahun 2003 pada pasal 1 ayat 30 tentang ketenagakerjaan yang berbunyi upah adalah hak pekerja/buruh yang diterima dan dinyatakan dalam bentuk uang sebagai imbalan dari pengusaha atau pemberi kerja kepada pekerja/buruh yang ditetapkan dan dibayarkan menurut suatu perjanjian kerja, kesepakatan, atau peraturan perundang-undangan, termasuk tunjangan bagi pekerja/buruh dan keluarganya atas suatu pekerjaan dan/atau jasa yang telah atau akan dilakukan.

2.2.2. Upah Minimum

Upah minimum pada masing-masing daerah mempunyai nilai yang berbeda, di mana penetapan di setiap daerahnya dilakukan oleh gubernur dengan saran dan pertimbangan dari dewan pengupahan.

2.2.2.1. Pengertian Upah Minimum

Dalam pasar tenaga kerja sangat penting untuk menetapkan besarnya upah yang harus dibayarkan perusahaan kepada pekerjanya. Undang-Undang Upah Minimum telah menetapkan harga terendah tenaga kerja yang harus dibayarkan. Kebijakan upah minimum di Indonesia tertuang dalam Peraturan Menteri Tenaga Kerja Nomor 7 Tahun 2013. Upah minimum sebagaimana dimaksud dalam Peraturan Menteri Tenaga Kerja Nomor 7 Tahun 2013 adalah upah bulanan terendah yang terdiri atas upah pokok termasuk tunjangan tetap yang ditetapkan oleh gubernur sebagai jaring pengaman. Yang dimaksud dengan tunjangan tetap adalah suatu jumlah imbalan yang diterima pekerja secara tetap dan teratur pembayarannya dan tidak dikaitkan dengan pencapaian prestasi tertentu.

Penetapan kebijakan upah minimum adalah sebagai jaring pengaman agar upah tidak terus merosot akibat dari ketidakseimbangan pasar kerja. Kebijakan upah minimum tersebut perlu memperhatikan pertumbuhan ekonomi guna mewujudkan keberlangsungan usaha dan peningkatan kesejahteraan pekerja/buruh. Kebijakan penetapan upah minimum diatur dalam Peraturan Menteri Tenaga Kerja Nomor 7 Tahun 2013 diarahkan untuk mencapai Kebutuhan Hidup Layak (KHL). Program pencapaian upah minimum terhadap KHL menunjukkan perbaikan nyata yang dimaksudkan bahwa pemenuhan kebutuhan hidup akan dicapai secara bertahap.

Penetapan upah minimum perlu dilakukan sebagai salah satu bentuk perlindungan upah, dengan tujuan :

1. Menghindari atau mengurangi persaingan yang tidak sehat sesama pekerja dalam kondisi pasar kerja yang surplus, yang menyebabkan pekerja menerima upah di bawah tingkat kelayakan.

2. Menghindari atau mengurangi kemungkinan eksploitasi pekerja yang memanfaatkan kondisi pasar untuk akumulasi keuntungannya.
3. Sebagai jaring pengaman untuk menjaga tingkat upah.
4. Menghindari terjadinya kemiskinan absolut pekerja melalui pemenuhan kebutuhan dasar pekerja.

Kebijakan penetapan upah minimum dalam rangka perlindungan upah saat ini masih banyak kendala sebagai akibat dari belum terwujudnya satu keseragaman upah, baik secara regional/wilayah (provinsi atau kabupaten/kota) dan secara nasional. Kebijakan tersebut perlu diupayakan baik ditinjau dari segi makro maupun dari segi mikro seiring dengan upaya pembangunan ketenagakerjaan terutama perluasan kesempatan kerja.

2.2.2.2. Jenis-Jenis Upah Minimum

Berdasarkan Peraturan Menteri Tenaga Kerja Nomor PER-01/MEN/1999 tentang Keputusan Menteri Tenaga Kerja dan Transmigrasi Nomor KEP-226/MEN/2000, jangkauan wilayah upah minimum meliputi:

- a. Upah minimum provinsi (UMP) adalah upah minimum yang berlaku untuk seluruh kabupaten/kota di satu provinsi.
- b. Upah minimum kabupaten/kota (UMK) adalah upah minimum yang berlaku di daerah kabupaten/kota.
- c. Upah minimum sektoral provinsi (UMP Provinsi) adalah upah minimum yang berlaku secara sektoral di seluruh kabupaten/kota di satu provinsi
- d. Upah minimum sektoral kabupaten/kota (UMS Kab/kota) adalah upah minimum yang berlaku secara sektoral di daerah kabupaten/kota.

Penelitian ini lebih fokus pada upah minimum kabupaten/kota, di mana penetapan upah minimum berdasarkan Bersales (2014) di antaranya:

- 1) Indeks Harga Konsumen (IHK)

IHK menurut Mankiw *et al.* (2012) adalah ukuran biaya keseluruhan barang dan jasa yang dibeli oleh konsumen. Menurut Badan Pusat Statistik, IHK merupakan salah satu indikator ekonomi penting yang dapat memberikan informasi mengenai perkembangan harga barang/jasa yang dibayar oleh konsumen.

Perubahan IHK dari waktu ke waktu menggambarkan tingkat kenaikan (inflasi) atau tingkat penurunan (deflasi) dari barang/jasa kebutuhan rumah tangga sehari-hari. Kenaikan atau penurunan harga barang/jasa mempunyai hubungan yang erat dengan kemampuan daya beli dari uang yang dimiliki masyarakat, terutama mereka yang berpenghasilan tetap. Tingkat perubahan IHK yang terjadi mencerminkan daya beli dari uang yang digunakan masyarakat untuk memenuhi kebutuhan sehari-hari. Semakin tinggi inflasi maka semakin rendah nilai uang dan semakin rendah daya belinya.

Rumus dalam perhitungan inflasi adalah:

$$\text{inflasi} = \frac{IHK_t - IHK_{t-1}}{IHK_{t-1}} \times 100$$

Menurut Badan Pusat Statistik, inflasi tahun kalender menurut tahun kalender dihitung dengan cara menghitung presentase IHK bulan terakhir terhadap bulan tahun sebelumnya.

2) Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK)

Menurut Mankiw *et al.* (2012), angkatan kerja (*labor force*) didefinisikan sebagai jumlah orang yang bekerja dan tidak bekerja, sedangkan tingkat pengangguran (*unemployment rate*) didefinisikan sebagai persentase dari angkatan kerja yang tidak bekerja. Tingkat partisipasi angkatan kerja mengukur persentase jumlah angkatan kerja terhadap penduduk usia kerja.

TPAK adalah indikator yang biasa digunakan untuk menganalisa partisipasi angkatan kerja. Rumus perhitungan TPAK adalah:

$$TPAK = \frac{\text{Jumlah Angkatan Kerja}}{\text{Jumlah Penduduk Usia Kerja}} \times 100\%$$

Terjadinya penurunan permintaan tenaga kerja mula-mula akan menciptakan penawaran tenaga kerja berlebih, akibatnya upah akan turun.

3) Produk Domestik Regional Bruto (PDRB)

Menurut Mankiw *et al.* (2012), Produk Domestik Regional Bruto adalah nilai pasar dari seluruh barang dan jasa jadi yang diproduksi di suatu daerah pada periode tertentu. Data PDRB dalam praktiknya digunakan tidak hanya untuk mengukur seberapa banyak *output* yang diproduksi, tetapi juga sebagai pengukuran

kesejahteraan penduduk di suatu daerah. Kenaikan PDRB akan menyebabkan pendapatan daerah dari sektor pajak dan retribusi meningkat. Hal ini akan berdampak pada peningkatan Pendapatan Asli Daerah (PAD) pada daerah tersebut.



BAB III METODE PENELITIAN

3.1. Sumber Data

Data dalam penelitian diperoleh dari Dinas Tenaga Kerja dan Transmigrasi serta Badan Pusat Statistik (2017) berupa faktor-faktor yang mempengaruhi upah minimum dari 38 kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur pada tahun 2015.

3.2. Peubah Penelitian

Peubah penelitian yang digunakan adalah satu peubah respon yang bersifat biner berupa upah minimum yang terjadi pada kabupaten/kota di Jawa Timur yang dikategorikan menurut Tabel 3.1. Menurut Dinas Tenaga Kerja dan Transmigrasi (2015), penentuan kategori tingkat upah minimum berdasarkan penetapan rata-rata upah minimum di Provinsi Jawa Timur yaitu sebesar 1.547.596,053 rupiah.

Tabel 3.1. Kategori Tingkat Upah Minimum Kabupaten/Kota

| Tingkat Upah Minimum | Notasi |
|--|-------------------------------------|
| Kabupaten/Kota dengan upah minimum $\geq 1.547.596,053$ rupiah | 0 = upah minimum di atas rata-rata |
| Kabupaten/Kota dengan upah minimum $< 1.547.596,053$ rupiah | 1 = upah minimum di bawah rata-rata |

Sedangkan peubah prediktor yang digunakan pada penelitian ini berupa:

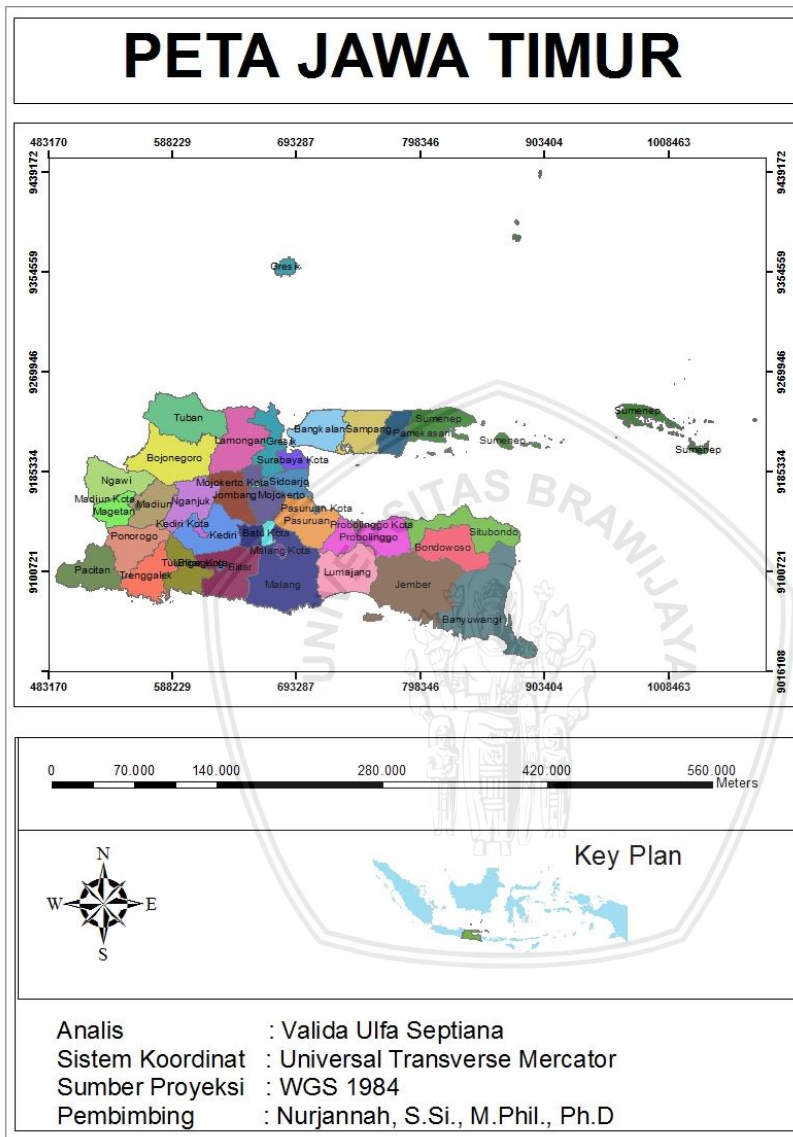
X_1 = Produk Domestik Regional Bruto Atas Dasar Harga Konstan 2010 Menurut Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Timur (miliar rupiah)

X_2 = Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK) Menurut Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Timur (%)

X_3 = Inflasi Menurut Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Timur (%)

Pemetaan kabupaten/kota di Jawa Timur secara rinci disajikan pada Gambar 3.1.

3.3. Peta Jawa Timur



Gambar 3.1. Peta Jawa Timur

3.4. Prosedur Analisis

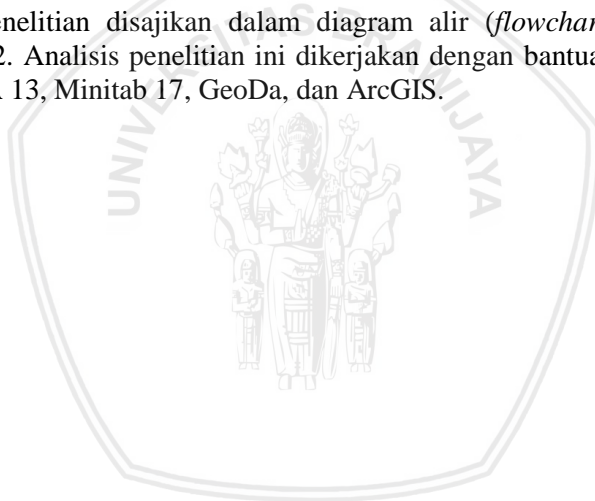
Prosedur analisis pada penelitian ini adalah:

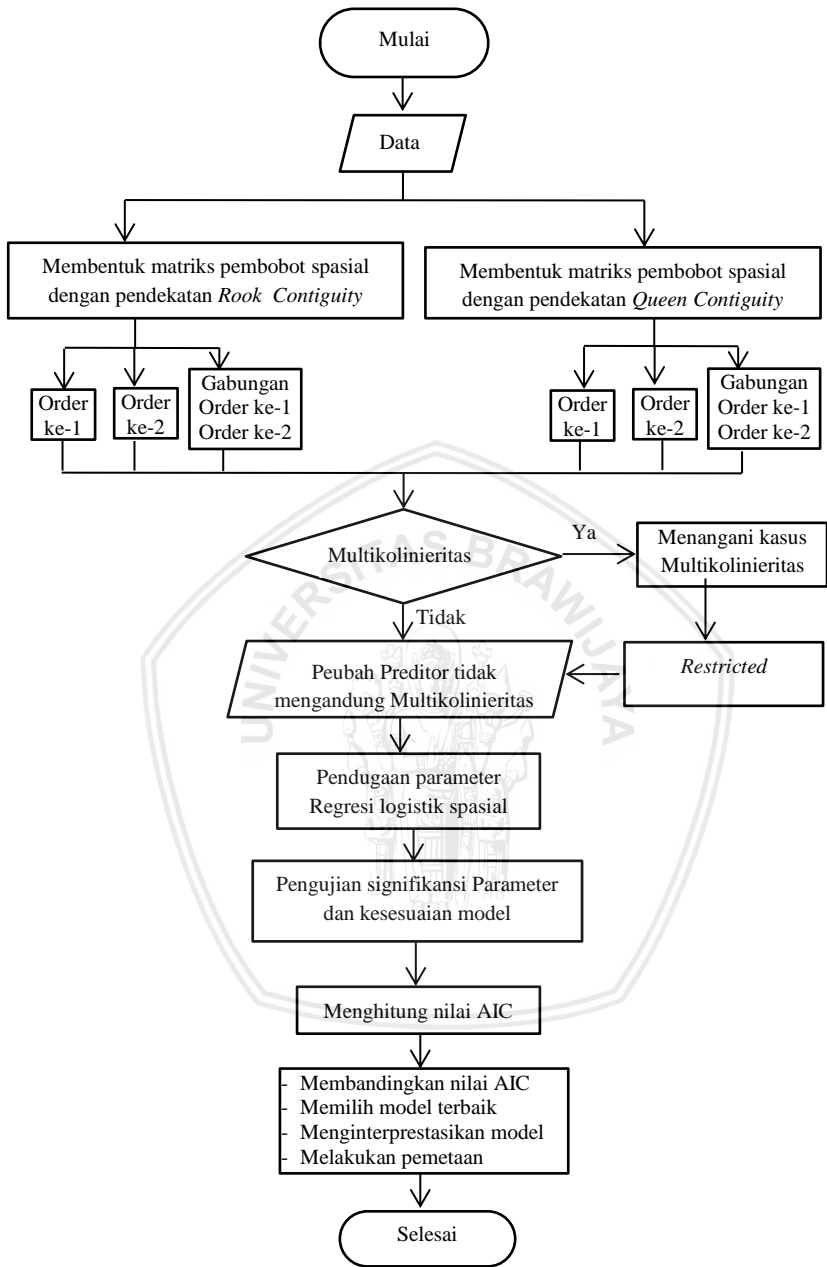
1. Mendapatkan peubah prediktor dengan efek spasial dengan cara:
 - a. Menentukan kedekatan antar lokasi dengan membentuk matriks *Rook Contiguity* (Order ke-1, Order ke-2, dan Gabungan Order ke-1 Order ke-2).
 1. Matriks untuk Order ke-1 menggunakan matriks *contiguity* berdasarkan hubungan ketetanggaan yang bergerak berdasarkan langkah *rook contiguity*. Berisi 1 jika berdekatan langsung dan 0 untuk selainnya.
 2. Matriks untuk Order ke-2 menggunakan matriks *contiguity* berdasarkan hubungan ketetanggaan yang bergerak berdasarkan langkah *rook contiguity*. Berisi 1 jika letaknya setelah wilayah yang berdekatan langsung dan 0 untuk selainnya.
 - b. Membentuk matriks pembobot spasial (W).
 - c. Membentuk peubah prediktor dengan efek spasial sesuai persamaan (2.6).
 - d. Menentukan kedekatan antar lokasi dengan membentuk matriks *Queen Contiguity* (Order ke-1, Order ke-2, dan Gabungan Order ke-1 Order ke-2).
 1. Matriks untuk Order ke-1 menggunakan matriks *contiguity* berdasarkan hubungan ketetanggaan yang bergerak berdasarkan langkah *queen contiguity*. Berisi 1 jika berdekatan langsung dan 0 untuk selainnya.
 2. Matriks untuk Order ke-2 menggunakan matriks *contiguity* berdasarkan hubungan ketetanggaan yang bergerak berdasarkan langkah *queen contiguity*. Berisi 1 jika letaknya setelah wilayah yang berdekatan langsung dan 0 untuk selainnya.
 - e. Membentuk matriks pembobot spasial (W).
 - f. Membentuk peubah prediktor dengan efek spasial sesuai persamaan (2.6).
2. Mendeteksi multikolinieritas dengan melihat nilai VIF seperti yang dijelaskan pada persamaan (2.7). Jika terdapat peubah prediktor dengan nilai $VIF \geq 10$ yang menunjukkan

adanya hubungan antar peubah prediktor, maka peubah prediktor tersebut dieliminasi dari model.

3. Melakukan pendugaan parameter model regresi logistik spasial dengan *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) sesuai persamaan (2.9).
4. Melakukan pengujian parameter secara simultan dan parsial sesuai persamaan (2.10) dan (2.11).
5. Melakukan pengujian kesesuaian model sesuai persamaan (2.12).
6. Menentukan nilai AIC minimum sesuai persamaan (2.13) untuk mengetahui hasil analisis terbaik.
7. Melakukan pemetaan dari model terbaik berdasarkan nilai AIC dengan memasukkan nilai peubah prediktor ke dalam model yang telah dibentuk.

Tahapan penelitian disajikan dalam diagram alir (*flowchart*) pada Gambar 3.2. Analisis penelitian ini dikerjakan dengan bantuan *software* STATA 13, Minitab 17, GeoDa, dan ArcGIS.



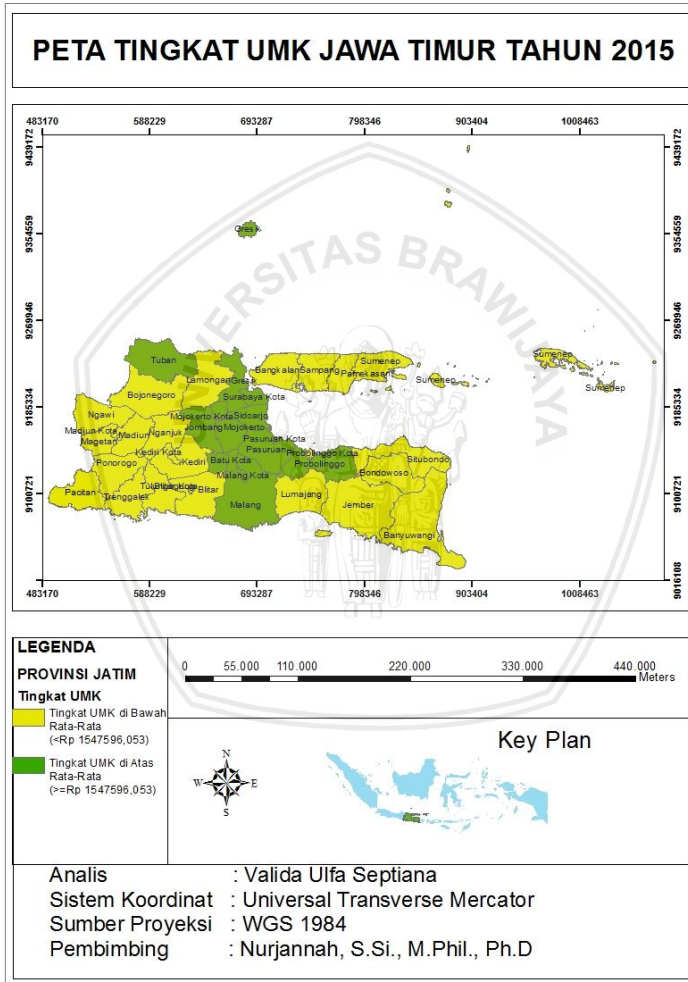


Gambar 3.2. Diagram alir (*flowchart*) metode analisis

BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1. Statistik Deskriptif Tingkat UMK Jawa Timur Tahun 2015

Gambaran awal kondisi UMK di Jawa Timur disajikan pada Gambar 4.1 yaitu berupa deskripsi mengenai kategori UMK di Provinsi Jawa Timur pada tahun 2015.



Gambar 4.1. Tingkat UMK Jawa Timur

Pada Gambar 4.1 dapat dilihat bahwa penyebaran tingkat upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur dikategorikan menjadi 2 kategori, di mana perbedaan warna pada peta menunjukkan perbedaan kategori. Warna hijau menunjukkan kategori tingkat UMK yang tinggi dan warna kuning menunjukkan kategori tingkat UMK yang rendah. Gambar 4.1 dapat mendeskripsikan bahwa penyebaran tingkat UMK tampak mengelompok, di mana kabupaten/kota yang memiliki tingkat UMK dalam kategori tinggi adalah Malang Kota, Batu Kota, Malang, Jombang, Mojokerto, Sidoarjo, Gresik, Surabaya Kota, Pasuruan, Pasuruan Kota, Probolinggo, Tuban, sedangkan kabupaten/kota yang memiliki tingkat UMK dalam kategori rendah adalah kabupaten/kota lainnya di Jawa Timur.

4.2. Menentukan Matriks Pembobot Spasial

Penggunaan matriks pembobot pada penelitian ini diperlukan karena diasumsikan terdapat pengaruh spasial dari daerah penelitian terhadap model regresi logistik yang terbentuk. Matriks pembobot spasial yang digunakan adalah matriks *Rook Contiguity* (order ke-1, order ke-2, dan Gabungan order ke-1 order ke-2), *Queen Contiguity* (order ke-1, order ke-2, dan Gabungan order ke-1 order ke-2). Dalam penelitian ini ingin dibandingkan hasil analisis dengan menggunakan *Rook Contiguity* (order ke-1, order ke-2, dan Gabungan order ke-1 order ke-2), *Queen Contiguity* (order ke-1, order ke-2, dan Gabungan order ke-1 order ke-2) pada regresi logistik, di mana penentuan masing-masing matriks pembobot berdasarkan matriks *contiguity* disajikan pada Lampiran 3,4,5,6,7 dan 8.

a) *Rook Contiguity* (order ke-1)

$$\begin{bmatrix} 0 & 0,5 & 0,5 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0,167 & 0 & 0,167 & 0,167 & 0 & \dots & 0 \\ 0,333 & 0,333 & 0 & 0,333 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0,2 & 0,2 & 0 & 0,2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \end{bmatrix}$$

b) *Rook Contiguity* (order ke-2)

$$\begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0,25 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0,167 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0,2 & \dots & 0 \\ 0,125 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0,091 & \dots & 0 \end{bmatrix}$$

c) *Rook Contiguity* (Gabungan order ke-1 order ke-2)

$$\begin{bmatrix} 0 & 0,167 & 0,167 & 0,167 & 0 & \dots & 0 \\ 0,083 & 0 & 0,083 & 0,083 & 0,083 & \dots & 0 \\ 0,125 & 0,125 & 0 & 0,125 & 0,125 & \dots & 0 \\ 0,077 & 0,077 & 0,077 & 0 & 0,077 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0,071 & \dots & 0 \end{bmatrix}$$

d) *Queen Contiguity* (order ke-1)

$$\begin{bmatrix} 0 & 0,5 & 0,5 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0,167 & 0 & 0,167 & 0,167 & 0 & \dots & 0 \\ 0,333 & 0,333 & 0 & 0,333 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0,2 & 0,2 & 0 & 0,2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \end{bmatrix}$$

e) *Queen Contiguity* (order ke-2)

$$\begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0,25 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0,167 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0,2 & \dots & 0 \\ 0,125 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0,091 & \dots & 0 \end{bmatrix}$$

f) *Queen Contiguity* (Gabungan order ke-1 order ke-2)

$$\begin{bmatrix} 0 & 0,167 & 0,167 & 0,167 & 0 & \dots & 0 \\ 0,083 & 0 & 0,083 & 0,083 & 0,083 & \dots & 0 \\ 0,125 & 0,125 & 0 & 0,125 & 0,125 & \dots & 0 \\ 0,077 & 0,077 & 0,077 & 0 & 0,077 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0,071 & \dots & 0 \end{bmatrix}$$

4.3. Pendeteksian Multikolinieritas

Setelah terbentuk peubah prediktor dengan efek spasial berdasarkan persamaan (2.6), maka diperlukan pendeteksian multikolinieritas pada masing-masing peubah prediktor. Pada regresi logistik diasumsikan bahwa antar peubah prediktor tidak terdapat multikolinieritas. Pendeteksian asumsi non multikolinieritas dilakukan dengan melihat nilai *Variance Inflation Factor* (VIF) (Lampiran 2).

Tabel 4.1. Hasil Pengujian Multikolinieritas dengan Melibatkan Peubah Prediktor Berdasarkan *Rook Contiguity* (order ke-1)

| Peubah Prediktor | VIF |
|------------------|------|
| PDRB | 1,43 |
| TPAK | 1,35 |
| Inflasi | 1,39 |
| <i>Rook1Y</i> | 1,37 |

Tabel 4.2. Hasil Pengujian Multikolinieritas dengan Melibatkan Peubah Prediktor Berdasarkan *Rook Contiguity* (order ke-2)

| Peubah Prediktor | VIF |
|------------------|------|
| PDRB | 1,41 |
| TPAK | 1,33 |
| Inflasi | 1,46 |
| <i>Rook2Y</i> | 1,31 |

Tabel 4.3. Hasil Pengujian Multikolinieritas dengan Melibatkan Peubah Prediktor Berdasarkan *Rook Contiguity* (Gabungan order ke-1 order ke-2)

| Peubah Prediktor | VIF |
|------------------|------|
| PDRB | 1,58 |
| TPAK | 1,41 |
| Inflasi | 1,53 |
| <i>RookGabY</i> | 1,54 |

Tabel 4.4. Hasil Pengujian Multikolinieritas dengan Melibatkan Peubah Prediktor Berdasarkan *Queen Contiguity* (order ke-1)

| Peubah Prediktor | VIF |
|------------------|------|
| PDRB | 1,44 |
| TPAK | 1,35 |
| Inflasi | 1,40 |
| <i>Queen1Y</i> | 1,37 |

Tabel 4.5. Hasil Pengujian Multikolinieritas dengan Melibatkan Peubah Prediktor Berdasarkan *Queen Contiguity* (order ke-2)

| Peubah Prediktor | VIF |
|------------------|------|
| PDRB | 1,38 |
| TPAK | 1,35 |
| Inflasi | 1,43 |
| <i>Queen2Y</i> | 1,30 |

Tabel 4.6. Hasil Pengujian Multikolinieritas dengan Melibatkan Peubah Prediktor Berdasarkan *Queen Contiguity* (Gabungan order ke-1 order ke-2)

| Peubah Prediktor | VIF |
|------------------|------|
| PDRB | 1,56 |
| TPAK | 1,43 |
| Inflasi | 1,50 |
| <i>QueenGabY</i> | 1,54 |

]

VIF semua peubah prediktor < 10 , maka dapat disimpulkan bahwa tidak ada multikolinieritas antar peubah prediktor, sehingga pada penelitian ini menggunakan peubah prediktor yaitu PDRB, TPAK, inflasi, serta peubah prediktor baru yang berasal dari pengaruh spasial dalam pemodelan regresi logistik spasial.

4.4. Pendugaan dan Pengujian Signifikansi Parameter Regresi Logistik dengan Matriks Pembobot *Rook Contiguity* (Order ke-1)

Pendugaan parameter dilakukan dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood* dengan prinsip iterasi *Newton Raphson*. Hasil pendugaan dan pengujian signifikansi parameter regresi logistik dengan pengaruh spasial menggunakan matriks *Rook Contiguity* (Order ke-1) secara lengkap disajikan pada Lampiran 9.

1. Pengujian secara Simultan

Hipotesis yang melandasi pengujian signifikansi parameter regresi secara simultan adalah:

$$H_0 : \beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$$

$$H_1 : \text{paling tidak terdapat sepasang } j \text{ di mana } \beta_j \neq 0, \text{ untuk } j = 0,1,2,3,4$$

Pengujian signifikansi parameter regresi untuk setiap peubah prediktor secara simultan terhadap upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur ditunjukkan oleh Tabel 4.7.

Tabel 4.7. Hasil Pengujian Signifikansi Parameter dengan Matriks Pembobot *Rook Contiguity* (Order ke-1) secara Simultan

| Statistik Uji <i>G</i> | Nilai- <i>p</i> |
|------------------------|-----------------|
| 21,97 | 0,0002 |

Tabel 4.7 menunjukkan bahwa statistik uji *G* sebesar 21,97 memiliki nilai-*p* $0,0002 < 0,05$ maka H_0 ditolak sehingga dapat disimpulkan bahwa peubah prediktor dan letak daerah berdasarkan matriks pembobot *Rook Contiguity* (Order ke-1) secara bersama-sama mempengaruhi upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur.

2. Pengujian secara Parsial

Hipotesis yang melandasi pengujian signifikansi parameter regresi secara parsial adalah:

$$H_0 : \beta_j = 0$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0, \text{ untuk } j = 0,1,2,3,4$$

Pengujian signifikansi parameter regresi untuk setiap peubah prediktor secara parsial terhadap upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur ditunjukkan oleh Tabel 4.8.

Tabel 4.8. Hasil Pengujian Signifikansi Parameter dengan Matriks Pembobot *Rook Contiguity* (Order ke-1) secara Parsial

| Penduga | Nilai Duga | Statistik Uji <i>Wald</i> | Salah Baku | Nilai- <i>p</i> |
|-----------------|------------|---------------------------|------------|-----------------|
| $\hat{\beta}_0$ | -7,914467 | -0,40 | 19,773118 | 0,689 |
| $\hat{\beta}_1$ | -0,0000597 | -1,88 | 0,0000317 | 0,060 |
| $\hat{\beta}_2$ | 0,1187109 | 0,41 | 0,289913 | 0,682 |
| $\hat{\beta}_3$ | 0,9118566 | 1,20 | 0,760434 | 0,230 |
| $\hat{\beta}_4$ | 3,562025 | 2,42 | 1,470308 | 0,015 |

Nilai-*p* pada peubah PDRB dan letak daerah berdasarkan matriks pembobot *Rook Contiguity* (Order ke-1) lebih kecil dari 0,10 maka H_0 ditolak sehingga peubah PDRB dan letak daerah berdasarkan matriks pembobot *Rook Contiguity* (Order ke-1) secara parsial memberi pengaruh nyata terhadap upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur sedangkan peubah TPAK dan inflasi tidak mempengaruhi upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur secara nyata. Model yang terbentuk adalah sebagai berikut:

$$g[\pi(X_i)] = -7,914467 - 0,0000597X_{1i} + 0,1187109X_{2i} + 0,9118566X_{3i} + 3,562025 \sum_{j=1}^n w_{ij}y_j$$

Bentuk *odds ratio* (OR) model dengan peubah yang berpengaruh adalah sebagai berikut:

- Peubah PDRB (X_1)

$$OR(X_1) = \text{Exp}(\hat{\beta}_1) = \text{Exp}(-0,0000597) = 0,99994$$

Setiap kenaikan 1 miliar rupiah PDRB di suatu kabupaten/kota, akan menaikkan peluang daerah tersebut untuk memiliki kategori UMK rendah sebesar 0,99994 kali.

- Peubah Pengaruh Daerah dengan Matriks *Rook Contiguity* (Order ke-1)

$$OR(X_4) = \text{Exp}(\hat{\beta}_4) = \text{Exp}(3,562025) = 35,23447$$

Jika suatu kabupaten/kota berdekatan langsung dengan kabupaten/kota lain yang berkategori mempunyai tingkat UMK rendah, maka akan meningkatkan peluang daerah tersebut untuk memiliki kategori UMK rendah sebesar 35,23447 kali, misalkan Kabupaten Tulungagung berdekatan langsung dengan Kabupaten Trenggalek yang mempunyai tingkat UMK rendah, sehingga akan meningkatkan peluang Kabupaten Tulungagung untuk memiliki tingkat UMK rendah sebesar 35,23447 kali.

4.5. Pendugaan dan Pengujian Signifikansi Parameter Regresi Logistik dengan Matriks Pembobot *Rook Contiguity* (Order ke-2)

Pendugaan parameter dilakukan dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood* dengan prinsip iterasi *Newton Raphson*. Hasil pendugaan parameter regresi logistik dengan pengaruh spasial menggunakan matriks *Rook Contiguity* (Order ke-2) secara lengkap disajikan pada Lampiran 10.

1. Pengujian secara Simultan

Hipotesis yang melandasi pengujian signifikansi parameter regresi secara simultan adalah:

$$H_0: \beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$$

H_1 : paling tidak terdapat sepasang j di mana $\beta_j \neq 0$, untuk $j = 0,1,2,3,4$

Pengujian signifikansi parameter regresi untuk setiap peubah prediktor secara simultan terhadap upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur ditunjukkan oleh Tabel 4.9.

Tabel 4.9. Hasil Pengujian Signifikansi Parameter dengan Matriks Pembobot *Rook Contiguity* (Order ke-2) secara Simultan

| Statistik Uji G | Nilai- p |
|-------------------|------------|
| 25,44 | 0,0000 |

Tabel 4.9 menunjukkan bahwa statistik uji G sebesar 25,44 memiliki nilai- p $0,0000 < 0,05$ maka H_0 ditolak sehingga dapat disimpulkan bahwa peubah prediktor dan letak daerah berdasarkan matriks pembobot *Rook Contiguity* (Order ke-2) secara bersama-sama mempengaruhi upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur.

2. Pengujian secara Parsial

Hipotesis yang melandasi pengujian signifikansi parameter regresi secara parsial adalah:

$$H_0: \beta_j = 0$$

$H_1: \beta_j \neq 0$, untuk $j = 0,1,2,3,4$

Pengujian signifikansi parameter regresi untuk setiap peubah prediktor secara parsial terhadap upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur ditunjukkan oleh Tabel 4.10.

Tabel 4.10. Hasil Pengujian Signifikansi Parameter dengan Matriks Pembobot *Rook Contiguity* (Order ke-2) secara Parsial

| Penduga | Nilai Duga | Statistik Uji <i>Wald</i> | Salah Baku | Nilai- <i>p</i> |
|-----------------|------------|---------------------------|------------|-----------------|
| $\hat{\beta}_0$ | -25,94452 | -0,99 | 26,33737 | 0,325 |
| $\hat{\beta}_1$ | -0,0000665 | -2,12 | 0,0000314 | 0,034 |
| $\hat{\beta}_2$ | 0,3455954 | 0,92 | 0,3757685 | 0,358 |
| $\hat{\beta}_3$ | 1,235633 | 1,33 | 0,9273391 | 0,183 |
| $\hat{\beta}_4$ | 9,241798 | 2,19 | 4,219397 | 0,029 |

Nilai-*p* pada peubah PDRB dan letak daerah berdasarkan matriks pembobot *Rook Contiguity* (Order ke-2) lebih kecil dari 0,10 maka H_0 ditolak sehingga peubah PDRB dan letak daerah berdasarkan matriks pembobot *Rook Contiguity* (Order ke-2) secara parsial memberi pengaruh nyata terhadap upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur sedangkan peubah TPAK dan inflasi tidak mempengaruhi upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur secara nyata. Model yang terbentuk adalah sebagai berikut:

$$g[\pi(X_i)] = -25,94452 - 0,0000665X_{1i} + 0,3455954X_{2i} + 1,235633X_{3i} + 9,241798 \sum_{j=1}^n w_{ij}y_j$$

Bentuk *odds ratio* (OR) model dengan peubah yang berpengaruh adalah sebagai berikut:

- Peubah PDRB (X_1)

$$OR(X_1) = \text{Exp}(\hat{\beta}_1) = \text{Exp}(-0,0000665) = 0,99993$$

Setiap kenaikan 1 miliar rupiah PDRB di suatu kabupaten/kota, akan menaikkan peluang daerah tersebut untuk memiliki kategori UMK rendah sebesar 0,99993 kali.

- Peubah Pengaruh Daerah dengan Matriks *Rook Contiguity* (Order ke-2)

$$OR(X_4) = \text{Exp}(\hat{\beta}_4) = \text{Exp}(9,241798) = 10319,57649$$

Jika suatu kabupaten/kota letaknya setelah wilayah yang berdekatan langsung dengan kabupaten/kota lain yang berkategori mempunyai tingkat UMK rendah, maka akan meningkatkan peluang daerah tersebut untuk memiliki kategori UMK rendah sebesar 10319,57649 kali, misalkan Kabupaten Tulungagung letaknya setelah Kabupaten Trenggalek yang berdekatan langsung dengan Kabupaten Pacitan yang mempunyai tingkat UMK rendah, sehingga akan meningkatkan

peluang Kabupaten Tulungagung untuk memiliki tingkat UMK rendah sebesar 10319,57649 kali.

4.6. Pendugaan dan Pengujian Signifikansi Parameter Regresi Logistik dengan Matriks Pembobot *Rook Contiguity* (Gabungan Order ke-1 dan Order ke-2)

Pendugaan parameter dilakukan dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood* dengan prinsip iterasi *Newton Raphson*. Hasil pendugaan parameter regresi logistik dengan pengaruh spasial menggunakan matriks *Rook Contiguity* (Gabungan Order ke-1 dan Order ke-2) secara lengkap disajikan pada Lampiran 11.

1. Pengujian secara Simultan

Hipotesis yang melandasi pengujian signifikansi parameter regresi secara simultan adalah:

$$H_0 : \beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$$

H_1 : paling tidak terdapat sepasang j di mana $\beta_j \neq 0$, untuk $j = 0,1,2,3,4$

Pengujian signifikansi parameter regresi untuk setiap peubah prediktor secara simultan terhadap upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur ditunjukkan oleh Tabel 4.11.

Tabel 4.11. Hasil Pengujian Signifikansi Parameter Matriks Pembobot *Rook Contiguity* (Gabungan Order ke-1 Order ke-2) secara Simultan

| Statistik Uji G | Nilai- p |
|-------------------|------------|
| 25,51 | 0,0000 |

Tabel 4.11 menunjukkan bahwa statistik uji G sebesar 25,51 memiliki nilai- p $0,0000 < 0,05$ maka H_0 ditolak sehingga dapat disimpulkan bahwa peubah prediktor dan letak daerah berdasarkan matriks pembobot *Rook Contiguity* (Gabungan Order ke-1 dan Order ke-2) secara bersama-sama mempengaruhi upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur.

2. Pengujian secara Parsial

Hipotesis yang melandasi pengujian signifikansi parameter regresi secara parsial adalah:

$$H_0 : \beta_j = 0$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0, \text{ untuk } j = 0,1,2,3,4$$

Pengujian signifikansi parameter regresi untuk setiap peubah prediktor secara parsial terhadap upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur ditunjukkan oleh Tabel 4.12.

Tabel 4.12. Hasil Pengujian Signifikansi Parameter Matriks Pembobot *Rook Contiguity* (Gabungan Order ke-1 Order ke-2) secara Parsial

| Penduga | Nilai Duga | Statistik Uji Wald | Salah Baku | Nilai-p |
|-----------------|------------|--------------------|------------|---------|
| $\hat{\beta}_0$ | -16,34086 | -0,62 | 26,51831 | 0,538 |
| $\hat{\beta}_1$ | -0,0000542 | -1,70 | 0,0000319 | 0,089 |
| $\hat{\beta}_2$ | 0,2066586 | 0,54 | 0,3838311 | 0,590 |
| $\hat{\beta}_3$ | 0,8277243 | 0,89 | 0,9269059 | 0,372 |
| $\hat{\beta}_4$ | 8,021949 | 2,41 | 3,334376 | 0,016 |

Nilai-p pada peubah PDRB dan letak daerah berdasarkan matriks pembobot *Rook Contiguity* (Gabungan Order ke-1 dan Order ke-2) lebih kecil dari 0,10 maka H_0 ditolak sehingga peubah PDRB dan letak daerah berdasarkan matriks pembobot *Rook Contiguity* (Gabungan Order ke-1 dan Order ke-2) secara parsial memberi pengaruh nyata terhadap upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur sedangkan peubah TPAK dan inflasi tidak mempengaruhi upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur secara nyata. Model yang terbentuk adalah sebagai berikut:

$$g[\pi(X_i)] = -16,34086 - 0,0000542X_{1i} + 0,2066586X_{2i} + 0,8277243X_{3i} + 8,021949 \sum_{j=1}^n w_{ij}y_j$$

Bentuk *odds ratio* (OR) model dengan peubah yang berpengaruh adalah sebagai berikut:

- Peubah PDRB (X_1)

$$OR(X_1) = \text{Exp}(\hat{\beta}_1) = \text{Exp}(-0,0000542) = 0,99995$$

Setiap kenaikan 1 miliar rupiah PDRB di suatu kabupaten/kota, akan menaikkan peluang daerah tersebut untuk memiliki kategori UMK rendah sebesar 0,99995 kali.

- Peubah Pengaruh Daerah dengan Matriks *Rook Contiguity* (Gabungan Order ke-1 dan Order ke-2)

$$OR(X_4) = \text{Exp}(\hat{\beta}_4) = \text{Exp}(8,021949) = 3047,11037$$

Jika suatu kabupaten/kota berdekatan langsung maupun letaknya setelah wilayah yang berdekatan langsung dengan kabupaten/kota lain yang berkategori mempunyai tingkat UMK rendah, maka akan meningkatkan peluang daerah tersebut untuk memiliki kategori UMK rendah sebesar 3047,11037 kali, misalkan Kabupaten Trenggalek berdekatan langsung dengan Kabupaten Pacitan, serta Kabupaten Tulungagung letaknya setelah Kabupaten Trenggalek yang berdekatan langsung dengan Kabupaten Pacitan yang mempunyai tingkat UMK rendah, sehingga akan meningkatkan peluang Kabupaten Trenggalek dan Kabupaten Tulungagung untuk memiliki tingkat UMK rendah sebesar 3047,11037 kali.

4.7. Pendugaan dan Pengujian Signifikansi Parameter Regresi Logistik dengan Matriks Pembobot *Queen Contiguity* (Order ke-1)

Pendugaan parameter dilakukan dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood* dengan prinsip iterasi *Newton Raphson*. Hasil pendugaan parameter regresi logistik dengan pengaruh spasial menggunakan matriks *Queen Contiguity* (Order ke-1) secara lengkap disajikan pada Lampiran 12.

1. Pengujian secara Simultan

Hipotesis yang melandasi pengujian signifikansi parameter regresi secara simultan adalah:

$$H_0 : \beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$$

$$H_1 : \text{paling tidak terdapat sepasang } j \text{ di mana } \beta_j \neq 0, \text{ untuk } j = 0,1,2,3,4$$

Pengujian signifikansi parameter regresi untuk setiap peubah prediktor secara simultan terhadap upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur ditunjukkan oleh Tabel 4.13.

Tabel 4.13. Hasil Pengujian Signifikansi Parameter Matriks Pembobot *Queen Contiguity* (Order ke-1) secara Simultan

| Statistik Uji <i>G</i> | Nilai- <i>p</i> |
|------------------------|-----------------|
| 22,76 | 0,0001 |

Tabel 4.13 menunjukkan bahwa statistik uji *G* sebesar 22,76 memiliki nilai-*p* $0,0001 < 0,05$ maka H_0 ditolak sehingga dapat disimpulkan bahwa peubah prediktor dan letak daerah berdasarkan

matriks pembobot *Queen Contiguity* (Order ke-1) secara bersama-sama mempengaruhi upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur.

2. Pengujian secara Parsial

Hipotesis yang melandasi pengujian signifikansi parameter regresi secara parsial adalah:

$$H_0 : \beta_j = 0$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0, \text{ untuk } j = 0,1,2,3,4$$

Pengujian signifikansi parameter regresi untuk setiap peubah prediktor secara parsial terhadap upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur ditunjukkan oleh Tabel 4.14.

Tabel 4.14. Hasil Pengujian Signifikansi Parameter Matriks Pembobot *Queen Contiguity* (Order ke-1) secara Parsial

| Penduga | Nilai Duga | Statistik Uji Wald | Salah Baku | Nilai- <i>p</i> |
|-----------------|------------|--------------------|------------|-----------------|
| $\hat{\beta}_0$ | -7,486373 | -0,36 | 20,54437 | 0,716 |
| $\hat{\beta}_1$ | -0,0000619 | -1,87 | 0,0000331 | 0,061 |
| $\hat{\beta}_2$ | 0,111526 | 0,37 | 0,3011536 | 0,711 |
| $\hat{\beta}_3$ | 0,9233563 | 1,18 | 0,7857468 | 0,240 |
| $\hat{\beta}_4$ | 3,819957 | 2,49 | 1,535549 | 0,013 |

Nilai-*p* pada peubah PDRB dan letak daerah berdasarkan matriks pembobot *Queen Contiguity* (Order ke-1) lebih kecil dari 0,10 maka H_0 ditolak sehingga peubah PDRB dan letak daerah berdasarkan matriks pembobot *Queen Contiguity* (Order ke-1) secara parsial memberi pengaruh nyata terhadap upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur sedangkan peubah TPAK dan inflasi tidak mempengaruhi upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur secara nyata. Model yang terbentuk adalah sebagai berikut:

$$g[\pi(X_i)] = -7,486373 - 0,0000619X_{1i} + 0,111526X_{2i} + 0,9233563X_{3i} + 3,819957 \sum_{j=1}^n w_{ij}y_j$$

Bentuk *odds ratio* (OR) model dengan peubah yang berpengaruh adalah sebagai berikut:

- Peubah PDRB (X_1)

$$OR(X_1) = \text{Exp}(\hat{\beta}_1) = \text{Exp}(-0,0000619) = 0,99993$$

Setiap kenaikan 1 miliar rupiah PDRB di suatu kabupaten/kota, akan menaikkan peluang daerah tersebut untuk memiliki kategori UMK rendah sebesar 0,99993 kali.

- Peubah Pengaruh Daerah dengan Matriks *Queen Contiguity* (Order ke-1)

$$OR(X_4) = \text{Exp}(\hat{\beta}_4) = \text{Exp}(3,819957) = 45,60225$$

Jika suatu kabupaten/kota berdekatan langsung dengan kabupaten/kota lain yang berkategori mempunyai tingkat UMK rendah, maka akan meningkatkan peluang daerah tersebut untuk memiliki kategori UMK rendah sebesar 45,60225 kali, misalkan Kabupaten Tulungagung berdekatan langsung dengan Kabupaten Trenggalek yang mempunyai tingkat UMK rendah, sehingga akan meningkatkan peluang Kabupaten Tulungagung untuk memiliki tingkat UMK rendah sebesar 45,60225 kali.

4.8. Pendugaan dan Pengujian Signifikansi Parameter Regresi Logistik dengan Matriks Pembobot *Queen Contiguity* (Order ke-2)

Pendugaan parameter dilakukan dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood* dengan prinsip iterasi *Newton Raphson*. Hasil pendugaan parameter regresi logistik dengan pengaruh spasial menggunakan matriks *Queen Contiguity* (Order ke-2) secara lengkap disajikan pada Lampiran 13.

1. Pengujian secara Simultan

Hipotesis yang melandasi pengujian signifikansi parameter regresi secara simultan adalah:

$$H_0 : \beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$$

$$H_1 : \text{paling tidak terdapat sepasang } j \text{ di mana } \beta_j \neq 0, \text{ untuk } j = 0, 1, 2, 3, 4$$

Pengujian signifikansi parameter regresi untuk setiap peubah prediktor secara simultan terhadap upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur ditunjukkan oleh Tabel 4.15.

Tabel 4.15. Hasil Pengujian Signifikansi Parameter Matriks Pembobot *Queen Contiguity* (Order ke-2) secara Simultan

| Statistik Uji <i>G</i> | Nilai- <i>p</i> |
|------------------------|-----------------|
| 23,40 | 0,0001 |

Tabel 4.15 menunjukkan bahwa statistik uji *G* sebesar 23,40 memiliki nilai-*p* $0,0001 < 0,05$ maka H_0 ditolak sehingga dapat disimpulkan bahwa peubah prediktor dan letak daerah berdasarkan

matriks pembobot *Queen Contiguity* (Order ke-2) secara bersama-sama mempengaruhi upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur.

2. Pengujian secara Parsial

Hipotesis yang melandasi pengujian signifikansi parameter regresi secara parsial adalah:

$$H_0: \beta_j = 0$$

$$H_1: \beta_j \neq 0, \text{ untuk } j = 0,1,2,3,4$$

Pengujian signifikansi parameter regresi untuk setiap peubah prediktor secara parsial terhadap upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur ditunjukkan oleh Tabel 4.16.

Tabel 4.16. Hasil Pengujian Signifikansi Parameter Matriks Pembobot *Queen Contiguity* (Order ke-2) secara Parsial

| Penduga | Nilai Duga | Statistik Uji Wald | Salah Baku | Nilai-p |
|-----------------|------------|--------------------|------------|---------|
| $\hat{\beta}_0$ | -26,95561 | -1,04 | 25,80736 | 0,296 |
| $\hat{\beta}_1$ | -0,0000713 | -2,08 | 0,0000342 | 0,037 |
| $\hat{\beta}_2$ | 0,3602611 | 0,98 | 0,368101 | 0,328 |
| $\hat{\beta}_3$ | 1,427184 | 1,46 | 0,9755378 | 0,143 |
| $\hat{\beta}_4$ | 9,364175 | 2,18 | 4,304096 | 0,030 |

Nilai-p pada peubah PDRB dan letak daerah berdasarkan matriks pembobot *Queen Contiguity* (Order ke-2) lebih kecil dari 0,10 maka H_0 ditolak sehingga peubah PDRB dan letak daerah berdasarkan matriks pembobot *Queen Contiguity* (Order ke-2) secara parsial memberi pengaruh nyata terhadap upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur sedangkan peubah TPAK dan inflasi tidak mempengaruhi upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur secara nyata. Model yang terbentuk adalah sebagai berikut:

$$g[\pi(X_i)] = -26,95561 - 0,0000713X_{1i} + 0,3602611X_{2i} + 1,427184X_{3i} + 9,364175 \sum_{j=1}^n w_{ij}y_j$$

Bentuk *odds ratio* (OR) model dengan peubah yang berpengaruh adalah sebagai berikut:

- Peubah PDRB (X_1)

$$OR(X_1) = \text{Exp}(\hat{\beta}_1) = \text{Exp}(-0,0000713) = 0,99993$$

Setiap kenaikan 1 miliar rupiah PDRB di suatu kabupaten/kota, akan menaikkan peluang daerah tersebut untuk memiliki kategori UMK rendah sebesar 0,99993 kali.

- Peubah Pengaruh Daerah dengan Matriks *Queen Contiguity* (Order ke-2)

$$OR(X_4) = \text{Exp}(\beta_4) = \text{Exp}(9,364175) = 11662,97998$$

Jika suatu kabupaten/kota letaknya setelah wilayah yang berdekatan langsung dengan kabupaten/kota lain yang berkategori mempunyai tingkat UMK rendah, maka akan meningkatkan peluang daerah tersebut untuk memiliki kategori UMK rendah sebesar 11662,97998 kali, misalkan Kabupaten Tulungagung letaknya setelah Kabupaten Trenggalek yang berdekatan langsung dengan Kabupaten Pacitan yang mempunyai tingkat UMK rendah, sehingga akan meningkatkan peluang Kabupaten Tulungagung untuk memiliki tingkat UMK rendah sebesar 11662,97998 kali.

4.9. Pendugaan dan Pengujian Signifikansi Parameter Regresi Logistik dengan Matriks Pembobot *Queen Contiguity* (Gabungan Order ke-1 dan Order ke-2)

Pendugaan parameter dilakukan dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood* dengan prinsip iterasi *Newton Raphson*. Hasil pendugaan parameter regresi logistik dengan pengaruh spasial menggunakan matriks *Queen Contiguity* (Gabungan Order ke-1 dan Order ke-2) secara lengkap disajikan pada Lampiran 14.

1. Pengujian secara Simultan

Hipotesis yang melandasi pengujian signifikansi parameter regresi secara simultan adalah:

$$H_0 : \beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$$

H_1 : paling tidak terdapat sepasang j di mana $\beta_j \neq 0$, untuk $j = 0, 1, 2, 3, 4$

Pengujian signifikansi parameter regresi untuk setiap peubah prediktor secara simultan terhadap upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur ditunjukkan oleh Tabel 4.17.

Tabel 4.17. Hasil Pengujian Signifikansi Parameter Matriks Pembobot *Queen Contiguity* (Gabungan Order ke-1 Order ke-2) secara Simultan

| Statistik Uji G | Nilai- p |
|-------------------|------------|
| 24,97 | 0,0001 |

Tabel 4.17 menunjukkan bahwa statistik uji G sebesar 24,97 memiliki nilai- p $0,0001 < 0,05$ maka H_0 ditolak sehingga dapat disimpulkan bahwa peubah prediktor dan letak daerah berdasarkan matriks pembobot *Queen Contiguity* (Gabungan Order ke-1 dan Order ke-2) secara bersama-sama mempengaruhi upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur.

2. Pengujian secara Parsial

Hipotesis yang melandasi pengujian signifikansi parameter regresi secara parsial adalah:

$$H_0 : \beta_j = 0$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0, \text{ untuk } j = 0,1,2,3,4$$

Pengujian signifikansi parameter regresi untuk setiap peubah prediktor secara parsial terhadap upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur ditunjukkan oleh Tabel 4.18.

Tabel 4.18. Hasil Pengujian Signifikansi Parameter Matriks Pembobot *Queen Contiguity* (Gabungan Order ke-1 Order ke-2) secara Parsial

| Penduga | Nilai Duga | Statistik Uji $Wald$ | Salah Baku | Nilai- p |
|-----------------|------------|----------------------|------------|------------|
| $\hat{\beta}_0$ | -18,50668 | -0,68 | 27,32449 | 0,498 |
| $\hat{\beta}_1$ | -0,0000591 | -1,76 | 0,0000335 | 0,078 |
| $\hat{\beta}_2$ | 0,2375615 | 0,60 | 0,3957497 | 0,548 |
| $\hat{\beta}_3$ | 0,9964506 | 1,03 | 0,9699733 | 0,304 |
| $\hat{\beta}_4$ | 8,451212 | 2,37 | 3,561746 | 0,018 |

Nilai- p pada peubah PDRB dan letak daerah berdasarkan matriks pembobot *Queen Contiguity* (Gabungan Order ke-1 dan Order ke-2) lebih kecil dari 0,10 maka H_0 ditolak sehingga peubah PDRB dan letak daerah berdasarkan matriks pembobot *Queen Contiguity* (Gabungan Order ke-1 dan Order ke-2) secara parsial memberi pengaruh nyata terhadap upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur sedangkan peubah TPAK dan inflasi tidak

mempengaruhi upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur secara nyata. Model yang terbentuk adalah sebagai berikut:

$$g[\pi(X_i)] = -18,50668 - 0,0000591X_{1i} + 0,2375615X_{2i} + 0,9964506X_{3i} + 8,451212 \sum_{j=1}^n w_{ij}y_j$$

Bentuk *odds ratio* (OR) model dengan peubah yang berpengaruh adalah sebagai berikut:

- Peubah PDRB (X_1)

$$OR(X_1) = \text{Exp}(\hat{\beta}_1) = \text{Exp}(-0,0000591) = 0,99994$$

Setiap kenaikan 1 miliar rupiah PDRB di suatu kabupaten/kota, akan menaikkan peluang daerah tersebut untuk memiliki kategori UMK rendah sebesar 0,99994 kali.

- Peubah Pengaruh Daerah dengan Matriks *Queen Contiguity* (Gabungan Order ke-1 dan Order ke-2)

$$OR(X_4) = \text{Exp}(\hat{\beta}_4) = \text{Exp}(8,451212) = 4680,74236$$

Jika suatu kabupaten/kota berdekatan langsung maupun letaknya setelah wilayah yang berdekatan langsung dengan kabupaten/kota lain yang berkategori mempunyai tingkat UMK rendah, maka akan meningkatkan peluang daerah tersebut untuk memiliki kategori UMK rendah sebesar 4680,74236 kali, misalkan Kabupaten Trenggalek berdekatan langsung dengan Kabupaten Pacitan, serta Kabupaten Tulungagung letaknya setelah Kabupaten Trenggalek yang berdekatan langsung dengan Kabupaten Pacitan yang mempunyai tingkat UMK rendah, sehingga akan meningkatkan peluang Kabupaten Trenggalek dan Kabupaten Tulungagung untuk memiliki tingkat UMK rendah sebesar 4680,74236 kali.

Hasil analisis menunjukkan bahwa PDRB secara parsial mempunyai pengaruh nyata terhadap UMK di Jawa Timur. Koefisien regresi yang bernilai negatif menunjukkan bahwa apabila terjadi kenaikan PDRB akan menyebabkan penurunan UMK di Jawa Timur pada tahun 2015. Secara teoritis, PDRB berpengaruh nyata secara positif terhadap UMK. Ketika PDRB meningkat, UMK juga akan meningkat. Namun, dalam penelitian ini memiliki kasus yang berbeda. Nilai PDRB naik, tetapi tingkat upah akan turun, dan sebaliknya. Hal ini disebabkan karena penelitian ini hanya menggunakan jangka waktu yang pendek yaitu satu tahun. Hal ini dibuktikan pada penelitian Nurtiyas (2016) yang menunjukkan bahwa ketika penelitian hanya menggunakan jangka waktu 2010-2014, PDRB berpengaruh nyata secara negatif, namun saat

menggunakan periode waktu selama tujuh tahun, PDRB berpengaruh positif meskipun tidak nyata. Penelitian ini berbeda dengan penelitian yang dilakukan oleh Bersales (2014) yang menggunakan jangka waktu 22 tahun (1990-2012), dan Ilham Kristanto (2011) dalam Nurtiyas (2016) yang menggunakan jangka waktu 21 tahun (1990-2011) menunjukkan bahwa PDRB memiliki pengaruh positif terhadap nilai upah minimum.

Hasil analisis juga menunjukkan bahwa secara parsial TPAK dan inflasi tidak berpengaruh terhadap UMK di Jawa Timur. Artinya, tinggi dan rendahnya TPAK dan inflasi tidak mempunyai pengaruh terhadap penetapan UMK. Hal ini disebabkan karena pemerintah menggunakan kebutuhan hidup layak daripada menggunakan Indeks Harga Konsumen yang merupakan komponen dari inflasi sebagai standar upah minimum. Kasus ini sama dengan penelitian yang dilakukan oleh Tamada (2009) dalam Nurtiyas (2016) yang menunjukkan bahwa tingkat kenaikan rata-rata biaya hidup tidak mempunyai pengaruh nyata terhadap nilai upah minimum di Jepang, tetapi penelitian yang dilakukan oleh Bersales menunjukkan bahwa IHK memiliki pengaruh yang signifikan terhadap penentuan upah minimum di Filipina.

4.10. Pengujian Kesesuaian Model

Pada penelitian ini, pengujian kesesuaian model yang terbentuk dari matriks pembobot *Rook Contiguity* dan *Queen Contiguity* dilakukan menggunakan statistik *Pearson Chi-Square Goodness of Fit* yang disajikan pada Tabel 4.19 (Lampiran 15).

Tabel 4.19. Hasil Pengujian Kesesuaian Model

| Matriks Pembobot | Statistik Uji <i>Pearson Chi-Square</i> | Nilai-p |
|---|--|---------|
| <i>Rook Contiguity</i> (Order ke-1) | 25,73 | 0,812 |
| <i>Rook Contiguity</i> (Order ke-2) | 19,77 | 0,967 |
| <i>Rook Contiguity</i> (Gabungan Order ke-1 dan Order ke-2) | 19,04 | 0,975 |
| <i>Queen Contiguity</i> (Order ke-1) | 23,76 | 0,881 |
| <i>Queen Contiguity</i> (Order ke-2) | 20,35 | 0,958 |
| <i>Queen Contiguity</i> (Gabungan Order ke-1 dan Order ke-2) | 19,14 | 0,974 |

Tabel 4.19 menunjukkan bahwa nilai- p untuk model dengan pengaruh spasial menggunakan matriks pembobot *Rook Contiguity* (Order ke-1, Order ke-2, dan Gabungan Order ke-1 Order ke-2), *Queen Contiguity* (Order ke-1, Order ke-2, dan Gabungan Order ke-1 Order ke-2) adalah masing-masing sebesar 0,812, 0,967, 0,975, 0,881, 0,958, dan 0,974 yang lebih dari $\alpha = 0,05$, sehingga H_0 diterima dan dapat disimpulkan bahwa model layak digunakan. Model yang terbentuk dapat digunakan untuk keperluan prediksi dengan mempertimbangkan metode matriks pembobot yang dipilih. Namun demikian, karena semua model sesuai maka dilanjutkan dengan membandingkan nilai AIC untuk mengetahui model yang paling baik.

4.11. Perbandingan Nilai AIC

Nilai AIC digunakan sebagai acuan dalam penentuan model terbaik antar matriks pembobot *Rook Contiguity* (Order ke-1, Order ke-2, dan Gabungan Order ke-1 Order ke-2), *Queen Contiguity* (Order ke-1, Order ke-2, dan Gabungan Order ke-1 Order ke-2). Perbandingan nilai AIC pada penelitian ini secara ringkas dapat dilihat pada Tabel 4.20. Nilai AIC terkecil menunjukkan model terbaik. Hasil secara lengkap tertera pada Lampiran 16.

Tabel 4.20. Hasil Perbandingan Nilai AIC

| Matriks Pembobot | Nilai AIC |
|--|-----------|
| <i>Rook Contiguity</i> (Order ke-1) | 35,43 |
| <i>Rook Contiguity</i> (Order ke-2) | 31,96 |
| <i>Rook Contiguity</i> (Gabungan Order ke-1 dan Order ke-2) | 31,89 |
| <i>Queen Contiguity</i> (Order ke-1) | 34,63 |
| <i>Queen Contiguity</i> (Order ke-2) | 34,00 |
| <i>Queen Contiguity</i> (Gabungan Order ke-1 dan Order ke-2) | 32,43 |

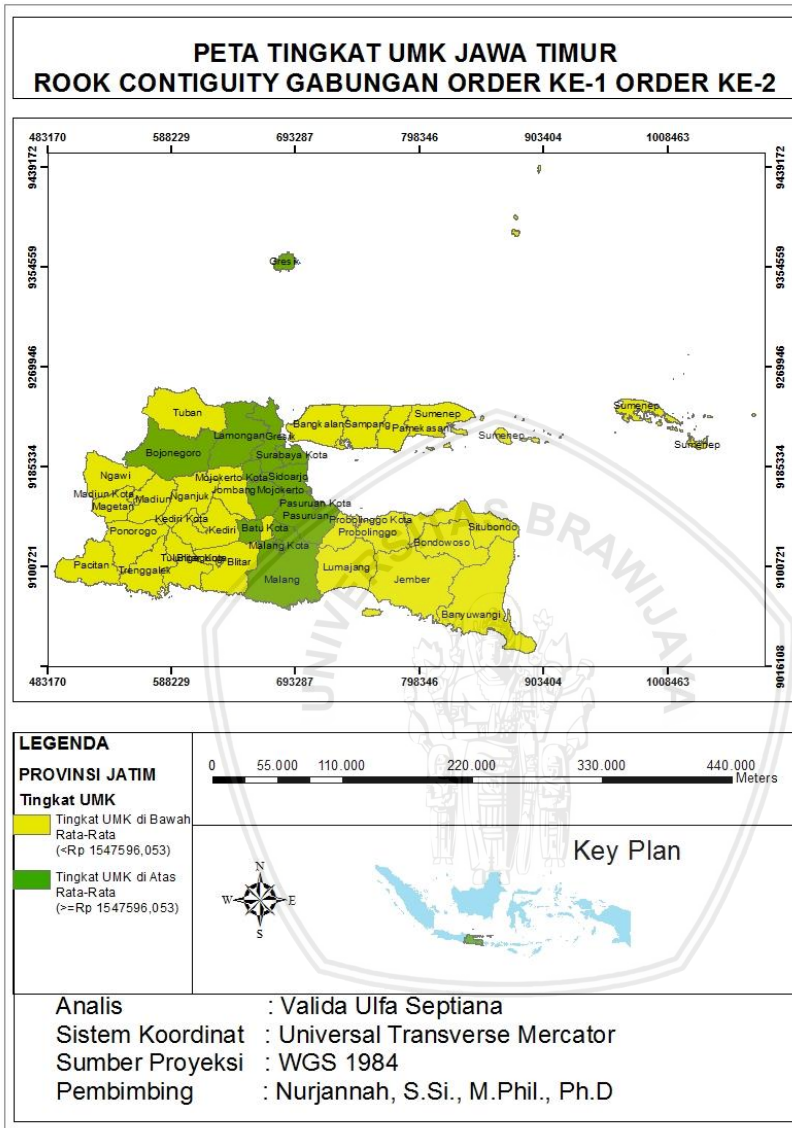
Tabel 4.20 menunjukkan bahwa model regresi logistik dengan pembobot *Rook Contiguity* (Gabungan Order ke-1 dan Order ke-2) memiliki nilai AIC yang paling kecil dari model regresi logistik dengan pembobot lainnya, sehingga dapat disimpulkan bahwa matriks pembobot *Rook Contiguity* (Gabungan Order ke-1

dan Order ke-2) lebih baik untuk digunakan dalam pemodelan regresi logistik spasial pada kasus UMK di Jawa Timur.

4.12. Pemetaan

Pemetaan yang dilakukan adalah terhadap model logistik dengan matriks pembobot spasial *Rook Contiguity* (Gabungan Order ke-1 dan Order ke-2) yang merupakan model terbaik berdasarkan nilai AIC paling kecil, di mana penentuan penyebaran tingkat UMK berdasarkan hasil pendugaan dari model yang diperoleh dari persamaan (2.14). Kategori ketika nilai $\pi(X_i)$ lebih dari 0,5 adalah tingkat UMK di atas rata-rata dan kategori ketika nilai $\pi(X_i)$ kurang dari 0,5 adalah tingkat UMK di bawah rata-rata, sehingga terbentuk peta sebagai berikut:





Gambar 4.2. Peta UMK *Rook Contiguity* (Gabungan Order ke-1 Order ke-2)

BAB V KESIMPULAN DAN SARAN

5.1. Kesimpulan

Berdasarkan hasil analisis dan pembahasan dapat diambil kesimpulan bahwa:

1. Pada pemodelan regresi logistik dengan efek spasial pada kasus tingkat upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur, PDRB mempengaruhi UMK secara signifikan, sedangkan TPAK dan inflasi tidak mempengaruhi UMK secara signifikan. Di mana, matriks pembobot spasial yaitu berupa *Rook Contiguity* (Order ke-1, Order ke-2, Gabungan Order ke-1 Order ke-2) dan *Queen Contiguity* (Order ke-1, Order ke-2, Gabungan Order ke-1 Order ke-2) juga mempengaruhi upah minimum kabupaten/kota di Jawa Timur pada tahun 2015.
2. Matriks pembobot spasial *Rook Contiguity* (Gabungan Order ke-1 Order ke-2) lebih sesuai dalam memodelkan kasus UMK di Jawa Timur dibandingkan dengan matriks pembobot spasial lainnya. Hal ini dapat dilihat dari nilai AIC pada pemodelan dengan matriks pembobot spasial *Rook Contiguity* (Gabungan Order ke-1 Order ke-2) lebih kecil daripada nilai AIC pada pemodelan dengan matriks pembobot spasial lainnya.

5.2. Saran

Berdasarkan hasil pembahasan dan kesimpulan, dapat diberikan saran bagi peneliti lain dan instansi:

1. Peneliti lain diharapkan dapat meneliti sistem kebijakan lain yang dapat mempengaruhi UMK secara nyata.
2. Pemerintah diharapkan untuk memperhatikan pemerataan tingkat ekonomi antar kabupaten/kota dengan cara memperhatikan tingkat konsumsi, pengeluaran pemerintah, serta ekspor impor yang dapat memicu pertumbuhan PDRB yang mempengaruhi tingkat UMK secara nyata.

DAFTAR PUSTAKA

- Agresti, A. (2007). *An Introduction to Categorical Data Analysis. Second Edition*. Hoboken. New Jersey: A John Wiley and Sons, Inc.
- Augustin N. H., M. A. Muggleston, & S. T. Buckland. (1996). "An Autologistics Model for The Spatial Distribution of Wildlife". *Journal of Applied Ecology*. Vol. 33.
- Badan Pusat Statistik. 2017. *Provinsi Jawa Timur Dalam Angka 2017*. Surabaya: Badan Pusat Statistik.
- Bersales, L. G. 2014. Determinant of Regional Minimum Wage in the Philippines. *Statistics Journal: Philippines*. School of Statistics, University of the Philippines Diliman.
- Cressie, N. A. (1993). *Statistics for Spatial Data. Revised Edition*. New York. John Wiley and Sons, Inc.
- Dinas Tenaga Kerja dan Transmigrasi. 2015. *Upah Minimum Jawa Timur*. Surabaya: Dinas Tenaga Kerja dan Transmigrasi
- Dubin R. (2009). *Spatial Weight*. in A. Stewart Fotheringham and Peter A. Rogerson. *Spatial Analysis*. Sage publications Inc. California.
- Gudono, P. C. (2012). *Analisis Data Multivariat. Edisi Dua*. Yogyakarta: BPFE UGM.
- Gujarati, D. N. (2006). *Dasar-Dasar Ekonometrika*. Erlangga. Jakarta.
- Hosmer D. W., & Stanley Lemeshow. (2000). *Applied Logistic Regression. Second Edition*. New York: John Wiley and Sons, Inc.

- repository.ub.ac.id
- Hosmer D. W., JR., Stanley Lemeshow, & Rodney X. Sturdivant. (2013). *Applied Logistic Regression*. New York: John Wiley and Sons, Inc.
- Kutner, M. H., Christopher J. Nachtsheim, John Neter, & William Li. (2004). *Applied Linear Statistical Models. Fifth Edition*. New York: McGraw-Hill Companies, Inc.
- LeSage, J. P. (1999). *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*. Department of Econometrics. University of Toledo.
- Mahtumah, U. (2011). Penerapan Model Regresi Logistik Spasial. Skripsi Institut Pertanian Bogor. Bogor.
- Mankiw N. G., Euston Quah, & Peter Wilson. (2012). *Pengantar Ekonomi Makro*. Jakarta: Salemba Empat.
- Nurtiyas, F. (2016). Analisis Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Upah Minimum Propinsi di Pulau Jawa. Skripsi Universitas Negeri Yogyakarta. Yogyakarta.
- Ridwan, Y. L. (2014). Pemodelan Regresi Logistik Spasial dengan Matriks Pembobot Spasial *Queen Contiguity* dan Matriks Jarak *Euclidean*. Skripsi Universitas Brawijaya. Malang.
- 