PENGUJIAN AUTOKORELASI PADA MODEL REGRESI SPASIAL LAG DENGAN STATISTIK UJI *MORAN*
(Kasus Penyakit Demam Berdarah *Dengue* (DBD) di Jawa Timur Tahun 2009)

SKRIPSI

Oleh:
NITA SUGIARTI
NIM. 09610096

JURUSAN MATEMATIKA
FAKULTAS SAINS DAN TEKNOLOGI
UNIVERSITAS ISLAM NEGERI MAULANA MALIK IBRAHIM
MALANG
2013

PENGUJIAN AUTOKORELASI PADA MODEL REGRESI SPASIAL LAG DENGAN STATISTIK UJI *MORAN*
(Kasus Penyakit Demam Berdarah *Dengue* (DBD) di Jawa Timur Tahun 2009)

SKRIPSI

Diajukan kepada:
Fakultas Sains dan Teknologi
Universitas Islam Negeri (UIN) Maulana Malik Ibrahim Malang
untuk Memenuhi Salah Satu Persyaratan dalam
Memperoleh Gelar Sarjana Sains (S.Si)

Oleh:
NITA SUGIARTI
NIM. 09610096

JURUSAN MATEMATIKA
FAKULTAS SAINS DAN TEKNOLOGI
UNIVERSITAS ISLAM NEGERI MAULANA MALIK IBRAHIM
MALANG
2013

PENGUJIAN AUTOKORELASI PADA MODEL REGRESI SPASIAL LAG DENGAN STATISTIK UJI *MORAN*
(Kasus Penyakit Demam Berdarah *Dengue* (DBD) di Jawa Timur Tahun 2009)

SKRIPSI

Oleh:
NITA SUGIARTI
NIM. 09610096

Telah Diperiksa dan Disetujui untuk Diuji:
Tanggal: 11 Januari 2013

Pembimbing I	Pembimbing II
Dr. Sri Harini, M.Si	Abdussakir, M.Pd
NIP. 19731014 200112 2 002	NIP. 19751006 200312 1 001

Mengetahui,
Ketua Jurusan Matematika

Abdussakir, M.Pd
NIP. 19751006 200312 1 001

PENGUJIAN AUTOKORELASI PADA MODEL REGRESI SPASIAL LAG DENGAN STATISTIK UJI *MORAN*
(Kasus Penyakit Demam Berdarah *Dengue* (DBD) di Jawa Timur Tahun 2009)

SKRIPSI

Oleh:
NITA SUGIARTI
NIM. 09610096

Telah Dipertahankan di Dewan Penguji Skripsi
dan Dinyatakan Diterima Sebagai Salah Satu Persyaratan
untuk Memperoleh Gelar Sarjana Sains (S.Si)
Tanggal: 28 Maret 2013

Penguji Utama	:	Abdul Aziz, M.Si NIP. 19760318 200604 1 002	____________________
Ketua Penguji	:	Drs. H Turmudzi, M.Si NIP. 19571005 198203 1 006	____________________
Sekretaris Penguji	:	Dr. Sri Harini, M.Si NIP. 19731014 200112 2 002	____________________
Anggota Penguji	:	Abdussakir, M.Pd NIP. 19751006 200312 1 001	____________________

Mengetahui,
Ketua Jurusan Matematika

Abdussakir, M.Pd
NIP. 19751006 200312 1 001

PERNYATAAN KEASLIAN TULISAN

Saya yang bertanda tangan di bawah ini:

Nama	: Nita Sugiarti
NIM	: 09610096
Jurusan	: Matematika
Fakultas	: Sains dan Teknologi

Menyatakan dengan sebenarnya bahwa skripsi yang saya tulis ini benar-benar merupakan hasil karya saya sendiri, bukan merupakan pengambilalihan data, tulisan atau pikiran orang lain yang saya akui sebagai hasil tulisan atau pikiran saya sendiri, kecuali dengan mencantumkan sumber cuplikan pada daftar pustaka. Apabila di kemudian hari terbukti atau dapat dibuktikan skripsi ini hasil jiplakan, maka saya bersedia menerima sanksi atas perbuatan tersebut.

Malang, 28 Maret 2013

Yang membuat pernyataan,

Nita Sugiarti
NIM. 09610096

MOTTO

" خيرالنّاس انفعهم لنّاس"

"sebaik-baik manusia dialah yang bermanfaat bagi yang lain "(HR.Bukhori)

"Hidup untuk memberi sebanyak-banyaknya bukan menerima sebanyak-banyaknya"(penulis)

PERSEMBAHAN

Dengan Menyebut Nama Allah

Yang Maha Rahman dan Rahim,

Penulis mempersembahkan karya ini untuk:

Ayahanda Tercinta, Hadi Tolu, yang selalu memberi semangat doa dan air mata serta materiil yang tak terhitung jumlahnya,

Ibunda tercinta Sutini yang senatiasa memberikan secercah semangat buat penulis, kasih sayang serta untaian doa di setiap sujud yang sampai pada telinga penulis,

Kakak-kakak penulis Juari, Siti Juariyah, Erna Setyowati dan keponakan penulis Erri Kurniawan yang senantiasa memberikan motivasi dan dukungan selama ini

Mudah-mudahan kalian selalu dirindukan di surga-Nya kelak. Amin..

KATA PENGANTAR

Assalamu'alaikum Wr. Wb.

Alhamdulillah, puji syukur ke hadirat Allah SWT yang telah menganugerahkan rahmat dan hidayah-Nya, sehingga penulis dapat menyelesaikan skripsi berjudul "Pengujian Autokorelasi pada Model Regresi Spasial Lag dengan Statistik Uji *Moran* (Kasus Penyakit Demam Berdarah *Dengue* (DBD) di Jawa Timur Tahun 2009)" dengan baik dan lancar.

Shalawat dan salam senantiasa penulis persembahkan kepada Rasulullah Muhammad SAW, yang telah memberikan inspirasi kepada seluruh umat manusia tidak terkecuali penulis, untuk berkarya dengan penuh semangat berlandaskan keagungan moral dan spiritual.

Ucapan terima kasih tidak lupa disampaikan kepada seluruh pihak yang telah mendukung penyusunan skripsi, dengan hormat penulis ucapkan terima kasih kepada:

1. Prof. Dr. H. Imam Suprayogo, selaku Rektor Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang.
2. Prof. Drs. Sutiman Bambang Sumitro, SU. DSc, selaku Dekan Fakultas Sains dan Teknologi Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang.
3. Abdussakir, M.Pd, selaku Ketua Jurusan Matematika Fakultas Sains dan Teknologi Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang dan sebagai pembimbing agama.
4. Dr. Sri Harini, M.Si selaku pembimbing skripsi yang selama ini membimbing penulis dan memberi masukan sampai selesainya skripsi ini.

5. Seluruh dosen dan staf administrasi Jurusan Matematika Fakultas Sains dan Teknologi Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang yang telah memberikan ilmu pengetahuan pada penulis.
6. Kepala Dinas Kesehatan Propinsi Jawa Timur yang telah memberikan bantuan data kesehatan dan informasi terkait dengan penelitian ini.
7. Ayah dan Ibu yang senatiasa menyemangati penulis dalam derapan air mata dan doa.
8. Putri Andhanasari, S.Pd, yang telah menjadi bunda sekaligus guru inspirator penulis yang selalu memberi semangat dan doanya.
9. Ayyu Indriasari, S.Pd, Harry Setyo Wahyudi, ST, Kaila Audi Shafira dan Farzana Nabila Assyahdah sebagai orang terdekat penulis dan kakak penulis yang selalu memberikan motivasi serta dukungan kepada penulis.
10. F. Kurnia Nirmala Sari, Ernawati Effendi, Lismiati Marfoah, Ani Afifah, sahabat serta teman yang selama jihad di kampus tercinta selalu menyemangati penulis berupa apapun.
11. Seluruh teman di Jurusan Matematika angkatan 2009.
12. Saudara-saudara yang tidak dapat penulis sebutkan satu persatu.

Semoga skripsi ini dapat bermanfaat bagi semua pihak yang membacanya dan bagi penulis pada khususnya.

Wassalamu'alaikum Wr.Wb.

Malang, Maret 2013

Penulis

DAFTAR ISI

DAFTAR GAMBAR

DAFTAR SIMBOL

$L(x_1, \dots, x_n : \theta)$	: fungsi likelihood
$f_{x_1,\dots,x_n}(x_1, \dots, x_n)$	: fungsi padat peluang
E	: *expectation* (nilai harapan)
T	: transpose
y	: vektor peubah *dependent*
$\mathbf{X}$	: matriks yang berisi peubah ρ *independent*
β	: vektor koefisien parameter regresi
ρ	: koefisien autoregresif spasial lag *dependent*
λ	: koefisien autoregresif spasial *error dependent*
μ	: vektor *error* yang diasumsikan memuat autokorelasi
$\mathbf{W_1}$	: matriks bobot spasial lag peubah *dependent*
$\mathbf{W_2}$	: matriks bobot spasial *error*
$\hat{\sigma}^2$	: penduga parameter σ^2
$\hat{\rho}$	: penduga parameter ρ untuk autokorelasi spasial lag
$\hat{\beta}$	: penduga dari parameter β

DAFTAR TABEL

DAFTAR LAMPIRAN

ABSTRAK

Sugiarti, Nita. 2013. Pengujian Autokorelasi pada Model Regresi Spasial Lag dengan Statistik Uji *Moran* (Kasus Penyakit Demam Berdarah *Dengue* (DBD) di Jawa Timur Tahun 2009). Skripsi. Jurusan Matematika Fakultas Sains dan Teknologi Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang.

Pembimbing : (I) Dr. Sri Harini, M.Si.
(II) Abdussakir, M.Pd.

Kata Kunci : Regresi Spasial, Regresi Spasial Lag, Autokorelasi Spasial, *Rook Continguity*, estimasi parameter, uji *Moran*.

Autokorelasi adalah kondisi dimana terdapat korelasi atau hubungan antar pengamatan (observasi), baik itu dalam bentuk observasi deret waktu (*time series*) atau observasi *cross-section.* Autokorelasi spasial diekspresikan melalui pembobotan dalam bentuk matriks yang menggambarkan kedekatan hubungan antar pengamatan atau lebih dikenal sebagai matriks bobot spasial (*spatial weight matrix*).

Dalam penelitian ini akan dilakukan pengujian autokorelasi dari model regresi spasial lag dengan menggunakan statistik uji *Moran,* dimana Dari hasil analisis model regresi spasial lag dengan uji *Moran* jika $\mathbf{I}=\rho\mathbf{W}=0$, maka didapatkan $Z_{hitung}=0$ yang berarti tidak ada autokorelasi spasial pada model tersebut dan jika $\mathbf{I}=\rho\mathbf{W}\neq 0$, maka $Z_{hitung}\neq 0$ menunjukkan adanya autokorelasi spasial pada model.

Aplikasi dari penelitian ini didapatkan model regresi spasial lag pada kasus DBD di Jawa Timur pada tahun 2009 adalah:

$$y = 0.4962352 - 0.2249455\mathrm{W}y - 0.006402689x_1 - 0.0250686x_2 - 0.006882785x_3 + 0.0009627144x_4 - 0.00434294x_5$$

ABSTRACT

Sugiarti, Nita. 2013. Testing Autocorrelation in Regression Models with Spatial Lag Test Statistics Moran (Case of Dengue Haemorrhagic Fever (DHF) in East Java in 2009). Thesis. Department of Mathematics. Faculty of Science and Technology. The State Islamic University Maulana Malik Ibrahim Malang.
Advisor: (I) Dr. Sri Harini, M.Si
(II) Abdussakir, M.Pd

Keywords: Spatial Regression, Spatial Lag Regression, Spatial autocorrelation, Rook Continguity, Parameter Estimates, Moran test.

Autocorrelation is a condition in which there is a correlation or relationship between the observations (observation), be it in the form of time series observations (time series) or the observation of cross-section. Spatial autocorrelation is expressed through a weighting in the form of a matrix that describes the closeness of the relationship between observations or better known as spatial weights matrix (spatial weight matrix).

In this research will be tested autocorrelation of spatial lag regression model using the statistic Moran test, where the results of the analysis of spatial lag regression models to Moran test if $\mathbf{I} = \rho\mathbf{W} = 0$, then obtained $Z_{hitung} = 0$ which means there is no spatial autocorrelation in the model, and if $\mathbf{I} = \rho\mathbf{W} \neq 0$, it shows the spatial autocorrelation the model.

Applications of this research, the spatial lag regression model in dengue cases in East Java in 2009 were:

$$y = 0.4962352 - 0.2249455\mathbf{W}y - 0.006402689x_1 - 0.0250686x_2 - 0.006882785x_3 + 0.0009627144x_4 - 0.00434294x_5$$

الملخص

سوكيارتى, نيتا. ٢٠١3. أختبار أوتوكورلاسى على نماذج ركرسي سفاسيل لاق بالأختبار موران.
أطروحة S1 قسم الرياضيات بكلية العلوم والتكنولوجيا جامعة الدولة الإسلامية مولانامالك إبراهيم مالانغ.
المشرفين: (١) در. سري هاريني، م س ي
(٢) عبدالشا كر، م ف د

اصل المسئلة: ركرسي سفاسيل, ركرسي سفاسيل لاق, أوتوكورلاسى سفاسيل, روك كونتنوئتي, آستماسي فارامتر, الأختبار موران.

أوتوكورلاسى هو الذي هناك كورلاسى أوعلاقة بين الملاحظات (المراقبة), سواء كان في مراقبة السلاسل الزمنية أو مراقبة كروش-سكشين. وأعرب أوتوكورلاسى سفاسيل من خلال الترجيح في شكل مصفوفة تصف التقارب في العلاقة بين الملاحظات أوعرف بإسم مصفوفة الأوزان سفاسيل (سفاسيل واإق ماتريك).

يختبر أوتوكورلاسى في هذا البحس من نماذج ركرسي سفاسيل لاق باستخدام أختبار موران. ثم من الحصول عليها بالأختبار موران, إ$I = \rho W = 0$ ذ, فكان$Z_{hitung} = 0$, وهو ما يعني عدم الوجود أوتوكورلاسى سفاسيل في ذالك النموذج. وإذ$I = \rho W \neq 0$, فكان$Z_{hitung} \neq 0$ فإنه يدل وجود أوتوكورلاسى سفاسيل في ذالك النموذج.

تطبيقات هذا البحث, كان نماذج ركرسي سفاسيل لاق في حالات حمى الضنك في جاوة الشرقية في عم ××××:

$$y = 0.4962352 - 0.2249455\mathbf{W}y - 0.006402689x_1 - 0.0250686x_2 - 0.006882785x_3 + 0.0009627144x_4 - 0.00434294x_5$$

BAB I

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Al-Qur'an merupakan sumber pengetahuan dan inspirasi umat Islam dalam segala hal. Berbagai informasi sains dan teknologi telah terkandung di dalamnya sejak ribuan tahun silam. Salah satunya adalah segala sesuatu saling berhubungan satu dengan yang lainnya, tetapi sesuatu yang berdekatan akan memiliki pengaruh yang lebih banyak daripada yang berjauhan, semuanya ini tak lepas dari ilmu dan itulah yang menjadi pilar tentang kajian sains regional. Adanya efek spasial merupakan suatu hal yang lazim terjadi antara satu wilayah dengan wilayah yang lain. Menurut pandangan Islam bahwa setiap permasalahan pasti ada jalan keluarnya, dan ini berkaitan dengan kajian penulisan skripsi bahwa permasalahan regresi spasial tidak dapat diselesaikan dengan menggunakan *Ordinary Least Square* (OLS) tetapi masih dapat diselesaikan dengan menggunakan regresi spasial dan hal ini telah menginspirasi penulisan skripsi. Dalam surat Al-Insyirah ayat 5-6 yang berbunyi:

فَإِنَّ مَعَ ٱلْعُسْرِ يُسْرًا ۝٥ إِنَّ مَعَ ٱلْعُسْرِ يُسْرًا ۝٦

Artinya:"*Sesungguhnya sesudah kesulitan itu ada kemudahan. Sesungguhnya sesudah kesulitan itu ada kemudahan*". (Q.S. Al-Insyirah:5-6).

Data spasial sendiri merupakan data pengukuran yang memuat suatu informasi lokasi. Pada data spasial, seringkali pengamatan di suatu lokasi bergantung pada pengamatan di suatu lokasi lain yang berdekatan. Cressie (1991) menyatakan bahwa data spasial merupakan salah satu jenis data terikat (*dependent*) yaitu data pada suatu lokasi dipengaruhi oleh pengukuran data pada suatu lokasi yang lain. Akibatnya, apabila data spasial diselesaikan menggunakan analisis regresi linier dengan regresi kuadrat terkecil (OLS) akan menghasilkan model yang tidak tepat, karena pada analisis regresi linier dengan OLS diasumsikan bahwa varians *error* tetap (*homoscedasticity*) dan tidak terdapat ketergantungan antar *error* (autokorelasi) di tiap lokasi pengamatan. Oleh karena itu dalam pemodelan statistik, apabila model regresi klasik digunakan sebagai alat analisis pada data spasial dapat menyebabkan kesimpulan yang kurang tepat karena asumsi *error* saling bebas dan asumsi homogenitas tidak terpenuhi.

Cara menganalisis data spasial merupakan masalah penting dalam ilmu statistik. Literatur-literatur yang berkaitan dengan masalah spasial, terutama untuk data spasial yang tidak stationer banyak dikembangkan oleh para ahli statistik, antara lain LeSage (1994) mencari penaksir koefisien autokorelasi dari regresi spasial univariat dengan menggunakan regresi kuadrat terkecil (OLS). Seperti pada model regresi klasik, dalam mendeteksi autokorelasi pada data tidak dapat dilihat secara langsung. Namun perlu dilakukan melalui prosedur pendugaan parameter, salah satunya dengan metode kuadrat terkecil atau *Ordinary Least Square* (OLS). Metode penaksir ini menggunakan prinsip meminimumkan jumlah kuadrat simpangan antara nilai prediksi dan nilai sebenarnya. Metode kuadrat terkecil umumnya digunakan untuk menaksir nilai-nilai numerik dari suatu parameter untuk menentukan fungsi yang tepat untuk sekumpulan data dan untuk menggolongkan sifat-sifat dari taksiran tersebut.

Dalam pengujian autokorelasi terdapat beberapa uji yang digunakan untuk mendeteksi adanya dependensi spasial dalam model yaitu, uji *Wald*, uji Moran *I*, dan uji *Lagrange Multiplier* (LM). Pada awalnya, literatur maupun tulisan mengenai pengujian dalam regresi spasial didominasi oleh pengujian menggunakan uji *Wald* dan uji *Moran I*. Tenkorang dan Bridges (1999) menggunakan uji *Wald* dan uji Moran *I* pada penelitian mengenai produksi ethanol di Amerika Serikat. Pengujian *Moran I* digunakan untuk autokorelasi spasial global untuk data yang kontinu. Baumount, Ertur, dan Gallo (2000) melakukan penelitian mengenai pertumbuhan ekonomi menurut wilayah di Eropa menggunakan uji *Moran I* dalam mendeteksi adanya efek spasial. Namun dalam perkembangannya uji LM disadari memberikan kemudahan karena hanya memerlukan estimasi di bawah hipotesis nol dimana yang lainnya memerlukan estimasi di bawah hipotesis alternatif (Anselin, 2003).

Melanjutkan penelitian tahun 1994, LeSage (2004) mencari penaksir model regresi spasial dengan metode *maximum likelihood estimation* (MLE) dan mendapatkan statistik uji dengan mencari rasio antara fungsi maksimum likelhood di bawah H_0 dan fungsi *maximum likelihood* di bawah populasi. Selain itu pengujian *Moran I* dikembangkan untuk meneliti ada tidaknya hubungan spasial pada suatu variabel.

Mennis dan Jordan (2005) dan Mennis (2006) membandingkan hasil penaksir parameter model regresi klasik dan GWR untuk menduga kasus pencemaran udara di New Jersey, USA. Hasil GWR menunjukkan adanya pengaruh yang signifikan antara kepadatan penduduk, banyaknya industri, kepadatan transportasi dan kondisi lingkungan terhadap peningkatan pencemaran udara di daerah tersebut. Zhang dan Gove (2005) mencari autokorelasi spasial menggunakan metode OLS, *Linear Mixed Model* (LMM), *Generalized Additive Model* (GAM) dan *Geographically Weighted Regression* (GWR). Apabila dalam model analisis regresi spasial menunjukkan adanya autokorelasi maka dapat diindikasikan bahwa parameter model regresi tersebut dipengaruhi oleh lokasi.

Autokorelasi spasial terjadi karena adanya dependensi (korelasi antar spasial) dalam *cross section*. Sedangkan spasial *heterogenity* terjadi karena adanya perbedaan antara satu wilayah lainnya. Dependensi dalam data regional dapat disebabkan oleh adanya variabel laten yaitu variabel yang keberadaannya berpengaruh tetapi tidak dapat diukur secara langsung.

Regresi spasial dapat diterapkan dalam berbagai bidang, misalnya bidang ekonomi, geografi, geologi dan lainnya. Dalam hal ini penelitian diterapkan dalam bidang geografi. Jumlah penyakit Demam Berdarah *Dengue* (DBD) merupakan indikator yang penting untuk mengukur keadaan tingkat kesehatan di suatu masyarakat, karena faktor-faktor yang mempengaruhi tejadinya penyakit DBD sangat banyak seperti faktor lingkungan yang kumuh, kepadatan penduduk, cuaca dan lain sebagainya. Dengan demikian upaya untuk mengetahui tingkat kecenderungan jumlah penyakit DBD menjadi prioritas untuk meningkatkan perkembangan pembangunan di bidang kesehatan dari waktu ke waktu yang bertujuan menurunkan jumlah penderita DBD dengan mengetahui faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah penderita di Indonesia di Jawa Timur khususnya.

Dalam skripsi ini, penulis menguji adanya autokorelasi pada regresi spasial lag dan penulis menggunakan data penyakit DBD se Jawa Timur pada tahun 2009 untuk mempermudah pengujian. Oleh karena itu, peneliti merancang penelitian yang terdiri dari penetapan model regresi spasial lag, mengasumsikan *error*, menetapkan matriks pembobot dengan menggunakan fungsi kernel, memeriksa dari model regresi klasik untuk mengetahui adanya autokorelasi, mencari penaksir, dan uji signifikasi.

Penelitian ini penting dilakukan dalam rangka menyiapkan prosedur penelitian di lapangan yang lebih representatif. Oleh karena itu, penulis tertarik untuk melakukan penelitian tersebut dan menyajikannya dalam judul "Pengujian Autokorelasi pada Model Regresi Spasial Lag dengan Statistik Uji *Moran* (Kasus Penyakit Demam Berdarah *Dengue* (DBD) di Jawa Timur Tahun 2009)".

1.2 Rumusan Masalah

Berdasarkan latar belakang di atas maka masalah yang dibahas dalam skripsi adalah:

1. Bagaimana analisis uji autokorelasi pada model regresi spasial lag dengan statistik uji *Moran*?
2. Bagaimana model regresi spasial lag sebagai representasi adanya autokorelasi yang terjadi pada data penyakit Demam Berdarah *Dengue* (DBD) di Jawa Timur tahun 2009?

1.3 Tujuan Penelitian

Tujuan penulisan skripsi ini adalah:

1. Untuk mendapatkan ada atau tidaknya autokorelasi pada model spasial lag dengan statistik uji *Moran*.
2. Untuk menggambarkan model regresi spasial lag yang terjadi pada data penyakit DBD tahun 2009.

1.4 Batasan Masalah

Batasan masalah dalam penulisan skripsi ini adalah:

1. Untuk mendapatkan model terbaik penelitian ini diasumsikan bahwa *error* berdistribusi normal dengan mean nol dan varians pada setiap lokasi pengamatan, serta dengan menggunakan matriks pembobot *Rook Continguity* (persinggungan sisi).
2. Dalam aplikasi data yang digunakan adalah data penyakit DBD di Jawa Timur tahun 2009.
3. Variabel *dependent* yaitu jumlah penderita DBD tahun 2009, dan variabel *independent* adalah kepadatan penduduk, jumlah puskesmas, akses air bersih, akses sanitasi dan indikator kemiskinan di Jawa Timur.

1.5 Manfaat Penelitian

1. Bagi peneliti
   a. Untuk menambah wawasan dan pengetahuan tentang pengaplikasian model regresi spasial dalam pengujian autokorelasi.
   b. Pengembangan metode statistik dengan pengujian adanya autokorelasi pada model regresi spasial lag dengan menggunakan statistik uji *Moran*.

2. Bagi pembaca dan peneliti lain

   a. Sebagai tambahan wawasan dan memperdalam pengetahuan terutama dalam bidang peramalan khususnya pada pengujian autokorelasi pada model ini.

   b. Sebagai bahan pertimbangan dalam mengambil suatu keputusan sehingga dapat digunakan sebagai bahan analisis.

   c. Sebagai bahan referensi atau tolak ukur jika ingin meneliti lebih lanjut tentang permasalahan ini.

1.6 Metode Penelitian

1.6.1 Pendekatan Penelitian

Penelitian ini menggunakan pendekatan deskriptif kuantitatif dan studi literatur. Pada deskriptif kuantitatif adalah menggambarkan data yang sudah ada dan disusun kembali untuk dijelaskan dan dianalisis sesuai dengan kebutuhan. Kajian literaturnya yaitu mencari dan menggunakan bahan pustaka sebagai alat untuk mempermudah penyelesaian penelitian sedangkan alat pendukungnya yaitu dengan menggunakan program ArcView 3.3 dan Geoda 0.9.5-*i*.

Dalam penelitian ini, penulis menggunakan data sekunder yang telah didapat dari Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur tentang penderita penyakit DBD tahun 2009 se-Jawa Timur untuk kabupaten dan kota beserta faktor-faktor yang mempengaruhinya yaitu kepadatan penduduk, jumlah puskesmas, akses air bersih, akses sanitasi dan indikator kemiskinan.

1.6.2 Tahap Penelitian

Tahapan ini adalah langkah-langkah untuk menguji autokorelasi pada model regresi spasial dan untuk mengetahui adanya autokorelasi spasial pada penyakit DBD se-Jawa Timur dan pada penelitian ini dibagi menjadi 2 tahapan yaitu:

1.6.2.1 Uji Autokorelasi Model Spasial Lag dengan langkah sebagai berikut:

1. Menetapkan model regresi spasial lag

$$y = \rho \mathbf{W_1} y + \mathbf{X}\beta + \varepsilon$$

2. Mengasumsikan *error* $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2(u_i, v_i))$
3. Memeriksa dari model regresi klasik yang akan digunakan untuk mendeteksi adanya autokorelasi spasial di antaranya uji normalitas, uji multikolinieritas dan uji homoskedastisitas.
4. Menguji adanya autokorelasi spasial dengan cara membentuk matriks pembobot (*weighted*) dahulu yaitu menggunakan *Rook Continguity* (persinggungan sisi).
5. Mencari penaksir parameter model regresi spasial lag dengan Metode *Maximum Likelihood Estimator* (MLE).
6. Uji signifikasi parameter regresi spasial lag.
7. Pengujian autokorelasi spasial lag dengan statistik uji *Moran*.

1.6.2.2 Uji Autokorelasi pada DBD dengan langkah sebagai berikut:

1. Mendefinisikan atribut peta dengan cara memasukkan data penyakit demam berdarah beserta penyebab terjadinya penyakit demam berdarah serta ID

sebagai variabel kunci untuk mengidentifikasikan atribut suatu area pada masing-masing penyebab penyakit ke dalam basis data peta hasil digitasi.

2. Melakukan pendugaan parameter regresi linier menggunakan *Maximum Likelihood Estimator* (MLE) dengan jumlah penderita penyakit DBD sebagai peubah *dependent* serta kepadatan penduduk, jumlah puskesmas, akses air bersih, akses sanitasi dan indikator kemiskinan sebagai peubah *independent*.
3. Melakukan pengujian asumsi klasik regresi OLS di antaranya adalah normalitas dengan uji *Jarque Bera*, Multikolinieritas melalui bilangan kondisi (CI) dan homoskedastisitas melalui uji *Breush Pagan*.
4. Menguji adanya autokorelasi spasial denagan cara membentuk matriks pembobot (*weighted*) dahulu yaitu menggunakan *Rook Continguity* (persinggungan sisi) dengan format .gal.
5. Mendeteksi adanya autokorelasi spasial (*spatial dependence*) melalui statistik uji *Moran*, dalam hal ini peneliti menyajikan *Lagrange Multiplier* Lag (LM-Lag), *Lagrange Multiplier Error* (LM-*Error*) dan *Lagrange Multiplier* SARMA (LM-SARMA) dimana dalam penelitian ini *Lagrange Multiplier* tidak dilakukan.
6. Kemudian setelah didapatkan model regresi kemudian uji signifikasi parameter regresi spasial lag dengan uji *Moran.*

1.7 Sistematika Penulisan

Penulisan skripsi ini menggunakan sistematika penulisan yang terdiri dari empat bab masing-masing sebagai berikut:

Bab I Pendahuluan, meliputi latar belakang masalah, rumusan masalah, tujuan penelitian, batasan masalah, manfaat penelitian, metode penelitian, dan sistematika penulisan.

Bab II Tinjauan Pustaka, yang terdiri atas analisis regresi spasial lag, model regresi spasial, pemilihan pembobot, statistik uji *Moran*, korelasi dan autokorelasi, estimasi parameter regresi spasial lag, dan signifikasi parameter regresi spasial lag.

Bab III Pembahasan, bab ini menguraikan keseluruhan langkah yang disebutkan dalam metode penelitian.

Bab IV Penutup, bab ini memaparkan kesimpulan dan saran untuk penelitian selanjutnya.

BAB II

TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Analisis Regresi

Analisis regresi (*regression*) adalah suatu metode yang berguna untuk menentukan pola hubungan suatu variabel yang disebut sebagai *dependent*, dengan satu atau lebih variabel yang menerangkan atau yang sering disebut sebagai variabel *independent*. Tujuan dari analisis regresi adalah untuk memperkirakan nilai rata-rata dari variabel *dependent* apabila nilai variabel yang menerangkan sudah diketahui (Sudjana, 2005:311).

Menurut Supangat (2007), misalkan y_i adalah observasi dari variabel-variabel dependen untuk pengamatan ke-*i*, x_i adalah nilai observasi *independent* untuk pengamatan ke-*i* dan ε_i merupakan *error* pengamatan ke-*i*. Misalkan terdapat *k* variabel *independent* dan n pengamatan maka model regresi dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\begin{aligned}
y_1 &= \beta_1 + \mathbf{X}_{12}\beta_2 + \ldots + \mathbf{X}_{1k}\beta_k + \varepsilon_1 \\
y_2 &= \beta_1 + \mathbf{X}_{22}\beta_2 + \ldots + \mathbf{X}_{2k}\beta_k + \varepsilon_2 \\
\vdots \quad & \quad \vdots \qquad \vdots \quad \cdots \quad \vdots \qquad \vdots \\
y_n &= \beta_1 + \mathbf{X}_{n2}\beta_2 + \ldots + \mathbf{X}_{nk}\beta_k + \varepsilon_n
\end{aligned}$$

Atau dapat ditampilkan dalam bentuk matriks sebagai berikut:

$$y = \mathbf{X}\beta + \varepsilon \tag{2.1}$$

dimana:

y = vektor observasi variabel *dependent* berukuran *n* x 1

X = matriks k variabel *independent* atau variabel regresi berukuran *n* x *k*

β = vektor parameter berukuran k x 1

ε = vektor *error* n x 1

Atau dapat dituliskan dengan cara lain untuk lebih jelasnya sebagai berikut:

$$y = \mathbf{X}\beta + \varepsilon \qquad (2.2)$$

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & x_{12} & \cdots & x_{1k} \\ 1 & x_{22} & \cdots & x_{2k} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ 1 & x_{n2} & \cdots & x_{nk} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

Menurut teorema GAUSS-MARKOV, setiap estimator OLS harus memenuhi kriteria BLUE, yaitu:

1. *Best* = yang terbaik
2. *Linear* = merupakan kombinasi *linear* dari data sampel
3. *Unbiased* = nilai harapan harus sama dengan nilai sebenarnya
4. *Efficient* = memiliki varians yang minimal di antara pemerkira lain yang tak bias (Gujarati, 1995:72-73).

Penaksir-penaksir yang bersifat BLUE (*Best Linear Unbiased Efficient*) yang diperoleh dari penaksir linier kuadrat terkecil (*ordinary least square*) maka harus memenuhi seluruh asumsi-asumsi klasik.

2.2 Asumsi Regresi Linier Klasik

2.2.1 Normalitas

Salah satu asumsi klasik yang harus dipenuhi dalam analisis regresi linier yaitu *error* harus menyebar normal atau $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$. Uji normalitas dapat dilakukan dengan beberapa cara salah satunya yaitu dengan melalui uji *Jarque Bera*.

Uji normalitas yang kini menjadi sangat popular dan tercakup di dalam beberapa paket komputer statistik adalah uji *Jarque Bera* (JB). Ini merupakan uji asimtotis atau sampel besar dan didasarkan atas residu OLS. Uji ini mula-mula menghitung koefisien kemencengan (*skewness*) dan peruncingan K (*kurtosis*) (Gujarati, 2006:165).

Jarque dan *Bera* telah mengembangkan statistik uji berikut ini:

$$JB = n\left(\frac{S^2}{6} + \frac{(k-3)^2}{24}\right) \tag{2.3}$$

dengan:

$$s = \frac{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^3}{\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^2\right)^{3/2}}$$

$$k = \frac{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^4}{\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^2\right)^2}$$

dimana *n* merupakan ukuran sampel, s merupakan kemencengan (*skewness*) dan k menyatakan peruncingan (*kurtosis*). Apabila statistik uji JB > ${x_2}^2$ atau *p-value* $< \alpha$ maka H_0 ditolak artinya *error* tidak berdistribusi normal.

2.2.2 Multikolinieritas

Uji multikolinieritas yaitu untuk mengetahui adanya hubungan beberapa atau semua variabel yang menerangkan dalam model regresi. Jika dalam model tersebut memiliki kesalahan standart yang besar sehingga koefisien tidak dapat ditaksir dengan ketepatan yang tinggi. Salah satu cara mendeteksi ada tidaknya multikolinieritas adalah dengan Uji *Farrar-Glauber* yaitu perhitungan ratio-F untuk menguji lokasi multikolinieritas.

Pemeriksaan multikolinieritas dapat dilakukan dengan perhitungan bilangan kondisi atau *condition index* (CI). Nilai ini diperoleh berdasarkan nilai *eigen* dari matriks (x'x). Apabila λ maks dan λ min masing-masing menyatakan nilai *eigen* terbesar dan terkecil dari matriks (x'x) maka CI dapat didefinisikan sebagai berikut:

$$CI = \sqrt{\frac{\rho_{maks}}{\rho_{min}}} \tag{2.4}$$

Multikolinieritas terjadi dengan ketentuan sebagai berikut:

$CI < 10$: multikolinieritas rendah

$10 \leq CI \leq 30$: multikolinieritas sedang

$CI > 30$: multikolinieritas tinggi

(Sembiring, 1995)

2.2.3 Homoskedastisitas

Satu asumsi yang penting dalam regresi linier klasik ialah bahwa kesalahan pengganggu mempunyai ε_i dan varian sama artinya var$(\varepsilon_i) = E({\varepsilon_i}^2) = \sigma^2$ untuk semua i dengan i = 1,2,3,…,n. Asumsi ini disebut homoskedastisitas (Suprapto, 2004:46).

Menurut Kurniawan (2008) untuk menguji apakah *error* pada regresi linier bersifat homoskedastik dapat dilakukan melalui uji *Breush Pagan*. Hipotesis yang berlaku dalam uji homoskedastisitas ragam *error* adalah:

H_0: ragam *error* bersifat homoskedastik

H_1: ragam *error* bersifat heteroskedastik

Sedangkan statistik uji *Breusch Pagan* yaitu:

$$F = \frac{R^2_{\varepsilon^2}/k}{1-R^2_{\varepsilon^2}/(n-k-1)} \sim F_{\alpha,(k,n-k-1)} \quad (2.5)$$

dimana k menyatakan banyaknya peubah bebas.

$R^2_{\varepsilon^2}$ diperoleh dengan cara meregresikan *error* ε terhadap k peubah bebas yang dilibatkan termasuk *intersep*. *R-square* dari regresi tersebut yang dinamakan $R^2_{\varepsilon^2}$. Apabila statistik uji $F > F_{\alpha,(k,n-k-1)}$ atau $P - value > \alpha$ maka H_0 ditolak artinya ragam *error* tidak homogen.

2.3 Model Regresi Spasial

Menurut Anselin (1988) bahwa model spasial yang melibatkan pengaruh spasial disebut dengan model regresi spasial. Analisis data spasial merupakan suatu analisis data untuk mendapatkan informasi pengamatan yang dipengaruhi efek ruang atau lokasi. Pengaruh efek ruang tersebut disajikan dalam bentuk koordinat lokasi (*longitude*, *latitude*) atau pembobotan. Salah satu pengaruh spasial yaitu autokorelasi spasial. Adanya unsur autokorelasi spasial menyebabkan terbentuknya parameter spasial *autoregresif* dan *moving average*, sehingga bentuk proses spasial yang terjadi sebagai berikut:

$$y = \rho \mathbf{W}_1 y + \mathbf{X}\beta + \mu \quad (2.6)$$

dan

$$\mu_t = \lambda \mathbf{W}_2 \mu_{t-1} + \varepsilon \quad (2.7)$$

dimana $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$ tidak ada autokorelasi.

Akibatnya model umum yang terbentuk adalah:

$$y = \rho \mathbf{W}_1 y + \mathbf{X}\beta + \lambda \mathbf{W}_2 \mu + \varepsilon \quad (2.8)$$

dimana:

y = vektor peubah *dependent*

$\mathbf{X}$ = matriks yang berisi ρ peubah *independent*

β = vektor koefisien parameter regresi

ρ = koefisien autoregresif spasial lag *dependent*

λ = koefisien autoregresif spasial *error dependent*

μ = vektor *error* yang diasumsikan memuat autokorelasi

$\mathbf{W_1}$ = matriks bobot spasial lag peubah *dependent*

$\mathbf{W_2}$ = matriks bobot spasial *error*

Hordijk dan Bivand dalam Anselin (2003) mengemukakan bahwa secara umum parameter-parameter pada model regresi spasial dapat ditulis dalam bentuk:

$$\theta = [\rho\ \beta\ \lambda\ \sigma^2]^T \tag{2.9}$$

σ^2 merupakan varians dan vektor *error*.

Menurut Anselin (2003), terdapat pula model regresi spasial yang memperhitungkan pengaruh spasial lag dan spasial *error* atau disebut Regresi Spasial Gabungan Lag dan *Error*. Model regresi spasial ini dapat digunakan dalam data *cross-section* dan *space-time*. Data *cross-section* adalah data yang hanya melibatkan unit-unit spasial pada satu titik waktu dan data *space-time* yaitu data yang melibatkan unit-unit spasial pada deret waktu tertentu.

Berdasarkan parameter-parameter pada persamaan (2.7), maka model regresi linier spasial dapat dibedakan menjadi 2 yaitu Model Regresi Spasial Lag dan Model Regresi Spasial *Error*.

2.3.1 Model Regresi Spasial Lag

Jika pada persamaan (2.6) memperhitungkan pengaruh spasial lag pada peubah *dependent* dinyatakan $\lambda = 0$, maka akan diperoleh bentuk:

$$y = \rho \mathbf{W}_1 y + \mathbf{X}\beta + \varepsilon \qquad (2.10)$$

Sehingga apabila ditulis dalam bentuk matriks, lebih jelasnya sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} W_{11} & W_{12} & \cdots & W_{1n} \\ W_{21} & W_{22} & \cdots & W_{2n} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ W_{n1} & W_{n2} & \cdots & W_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1k} \\ x_{12} & x_{22} & \cdots & x_{2k} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ x_{n1} & x_{n2} & \cdots & x_{nk} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

$$y = \rho \mathbf{W} y + \mathbf{X}\beta + \varepsilon$$

dimana ρ adalah koefisien spasial autoregresif spasial lag *dependent*, W_1 matriks bobot spasial peubah *dependent* dan ε adalah vektor *error* dengan konstanta variansi σ^2 (Anselin, 1988).

2.3.2 Model Regresi Spasial *Error*

Model regresi linier dengan memperhitungkan pengaruh spasial pada *error* ($\rho = 0$) dinyatakan dengan:

$$y = X\beta + (I - \lambda W_2)^{-1} \qquad (2.11)$$

Menurut Anselin (1988) jika persamaan (2.4) dan (2.5) dinyatakan $\rho = 0$, maka akan diperoleh bentuk persamaan sebagai berikut:

$$y = \mathbf{X}\beta + \mu$$

dimana:

$$\mu_t = \lambda \mathbf{W}_{2^{\mu_{t-1}}} + \varepsilon$$

atau dapat ditulis:

$$y = \mathbf{X}\beta + \lambda \mathbf{W}_{2^u} + \varepsilon$$

$$y = \mathbf{X}\beta + (1 - \lambda \mathbf{W}_2)^{-1} + \varepsilon \qquad (2.12)$$

Sehingga apabila ditulis dalam bentuk matriks, lebih jelasnya sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1k} \\ x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2k} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ x_{n1} & x_{n2} & \cdots & x_{nk} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix} + \lambda \begin{bmatrix} W_{11} & W_{12} & \cdots & W_{1n} \\ W_{12} & W_{22} & \cdots & W_{2n} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ W_{n1} & W_{n2} & \cdots & W_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

$$y = \mathbf{X}\beta + \lambda \mathbf{W}\mu + \varepsilon \qquad (2.13)$$

dimana λ adalah koefisien spasial autoregresif, $\mathbf{W}_2$ matriks bobot spasial *error* dan ε adalah vektor *error* dengan konstanta variansi σ^2.

2.4 Autokorelasi Spasial

Autokorelasi adalah kondisi dimana terdapat korelasi atau hubungan antar pengamatan (observasi), baik itu dalam bentuk observasi deret waktu (*time series*) atau observasi *cross-section*. Menurut Suprapto (2004) autokorelasi adalah korelasi antara anggota seri observasi yang disusun menurut urutan waktu (seperti data *cross-section*), atau korelasi pada dirinya sendiri. Autokorelasi yang terjadi pada data spasial disebut dengan autokorelasi spasial (*spatial autocorrelation*) yang merupakan salah satu pengaruh spasial (*spatial effects*).

Autokorelasi spasial diekspresikan melalui pembobotan dalam bentuk matriks yang menggambarkan kedekatan hubungan antar pengamatan atau lebih dikenal sebagai matriks bobot spasial (*spatial weight matrix*). Salah satu kriteria penentuan matriks bobot spasial yang dapat digunakan yaitu *Rook Contiguity Criterion*.

Seperti pada model regresi klasik, dalam mendeteksi autokorelasi pada data tidak dapat dilihat secara langsung. Namun perlu dilakukan melalui prosedur pendugaan parameter dengan Metode Kuadrat Terkecil atau *Ordinary Least Square* (OLS). Keberadaan autokorelasi pada OLS memiliki konsekuensi yaitu estimasi OL masih linier dan tidak bias, serta konsisten dan secara asimtotis berdistribusi secara normal. Statistik uji yang digunakan dalam menguji autokorelasi spasial dengan menggunakan statistik uji *Moran*.

2.5 Uji *Moran* (*Moran I*)

Pengujian *Moran I* digunakan untuk autokorelasi spasial global untuk data yang kontinu. Pengujian *Moran I* adalah menguji residual dari model regresi untuk melihat ada atau tidaknya dependensi spasial.

Koefisien *Moran I* digunakan untuk uji dependensi spasial atau autokorelasi antar amatan atau lokasi. Sebelum melakukan pengujian adanya autokorelasi pada setiap amatan terlebih dahulu mencari koefisien/parameter *Moran I* dengan menggunakan *maximum likelihood estimator*. Hipotesis yang digunakan dalam menguji autokorelasi adalah:

H_0: I = 0 (tidak ada autokorelasi antar lokasi)

H_1: I ≠ 0 (ada autokorelasi antar lokasi)

Statistik uji yang digunakan adalah:

$$Z_{\text{Hitung}} = \frac{\mathrm{I} - \mathrm{I}_0}{\sqrt{\mathrm{var}\ (\mathrm{I})}}$$

Moran I variabel Respon yaitu digunakan untuk mengidentifikasi awal adanya dependensi spasial. Statistik *Moran I* juga digunakan sebagai indeks untuk mengidentifikasi bentuk persebaran dari observasi di setiap lokasi apakah pengelompokan (*cluster pattern*), *random pattern*, atau *uniform* (*dispersion*) dengan rumus:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} j w_{ij}(x_i - \bar{\bar{x}})(x_j - \bar{x})}{\sum i (x_i - \bar{x})^2} \tag{2.14}$$

dengan:

$$S_0 = \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}$$

$$I_0 = -\frac{1}{n-1}$$

$$\mathrm{var}(I_{Ms}) = \frac{n\left[(n^2-3n+3)S_1 - nS_2 + 2S_0{}^2\right]}{(n-1)(n-2)(n-3)S_0{}^2} - \frac{k\left[(n^2-n)S_1 - nS_2 + 2S_0{}^2\right]}{(n-1)(n-2)(n-3)S_0{}^2} - \frac{-1}{n-1}$$

dimana:

$$k = \sum_{i=1}^{n}(x_i + \bar{x})^4$$

$$S_1 = \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}(w_{ij} + w_{ij})^2 \text{ , } S_2 = \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}(wo + w_{0j})^2$$

$$w_{i0} = \sum_{j=1}^{n} w_{ij}$$

dengan x_i adalah data ke-*i*, x_j data ke-*j*, $\bar{x}$ rata-rata data, var(I) varians *Moran* ***I***, dan E(I) adalah *expected value*. Pengambilan keputusan H_0 ditolak jika $|z_{\text{hitung}}| > \frac{\alpha}{2}$. Nilai dari indeks I adalah antara -1 dan 1. Apabila $\mathrm{I} > \mathrm{I}_0$ maka data memiliki autokorelasi positif, jika $\mathrm{I} < \mathrm{I}_0$ maka memiliki autokorelasi negatif (Anselin, 1996).

Keistimewaan dari statistik uji *Moran* adalah memerlukan estimasi di bawah hipotesis nol dan hipotesis alternatif. Ini sama dengan uji Wald yang sama-sama memerlukan hipotesis nol dan hipotesis alternatif.

2.6 Pemilihan Matriks Pembobot

Jika diilustrasikan tiga *region* pada suatu peta maka spasial matriks pembobot (W) dapat diperoleh berdasarkan informasi jarak dari ketetanggaan (*neighborhood*) atau dapat dikatakan jarak antar satu *region* dengan *region* lain. Ada beberapa cara alternatif yang dapat ditempuh untuk mendefinisikan hubungan persinggungan (*Contiguity*) antar *region* tersebut. Menurut LeSage (1999), cara itu antara lain:

1. *Linear Contiguity* (persinggungan tepi): mendefinisikan $W_{ij} = 1$ untuk *region* yang berada di tepi (*edge*) kiri maupun kanan *region* yang menjadi perhatian $W_{ij} = 0$ untuk *region* lainnya.
2. *Rook Contiguity* (persinggungan sisi): mendefinisikan $W_{ij} = 1$ untuk *region* yang bersisian (*common side*) dengan *region* yang menjadi perhatian, $W_{ij} = 0$ untuk *region* lainnya.
3. *Bhisop Contingiuty* (persinggungan sudut): mendefinisikan $W_{ij} = 1$ untuk *region* yang titik sudutnya (*common vertex*) bertemu dengan sudut *region* yang menjadi perhatian, $W_{ij} = 0$ untuk *region* lainnya
4. *Double Linear Contingiuty* (persinggungan dua tepi): mendefinisikan $W_{ij} = 1$ untuk dua *entity* yang berada di sisi (*edg*e) kiri dan kanan *region* yang menjadi perhatian , $W_{ij} = 0$ untuk *region* lainnya.
5. *Double Rook Contingiuty* (persinggungan dua sisi): mendefinisikan $W_{ij} = 1$ untuk dua *entity* di kiri, kanan, utara, dan selatan *region* yang menjadi perhatian, $W_{ij} = 0$ untuk *region* lainnya.

6. *Queen Contin*g*uity* (persinggungan sisi-sudut): mendefinisikan $W_{ij} = 1$ untuk *entity* yang bersisian (*common side*) atau titik sudutnya (*common vertex*) bertemu dengan *region* yang menjadi perhatian, $W_{ij} = 0$ untuk region lainnya.

Sebagai contoh dengan memperhatikan Gambar 2.1 apabila digunakan cara *Rook Contin*g*uity* maka akan diperoleh susunan matriks sebagai berikut:

$$C = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

Karena matriks C merupakan matriks simetris dan dengan kaidah bahwa diagonal utama selalu nol, maka perlu diadakan transformasi untuk mendapatkan jumlah baris yang unit. Standarisasi matriks C menjadi:

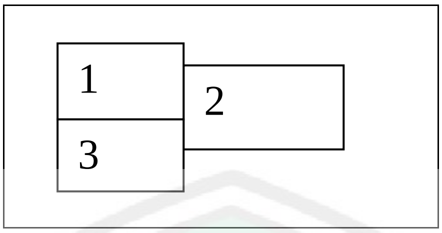
$$\mathbf{W} = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 \\ \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} \\ 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

Perkalian W dengan y berdasarkan pada ilustrasi, akan menghasilkan:

y’ = Wy

$$\begin{bmatrix} y_1' \\ y_2' \\ y_3' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 \\ \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} \\ 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} & y_1 & \\ \frac{1}{2} y_2 & & \frac{1}{2} y_2 \\ & y_3 & \end{bmatrix} \qquad (2.15)$$

Dari persamaan 2.16 menunjukkkan hubungan linier yang menggunakan variabel *y*’ sebagai variabel penjelas untuk *y* pada observasi sampel spasial *cross sectional*. *y*’ disebut juga sebagai *spatially lagged* dari *y*.



Gambar 2.1: Ilustrasi Model *Continguity*

2.7 Estimasi Parameter Regresi Spasial

Proses spasial seperti pada persamaan (2.4) dapat dibentuk menjadi persamaan sebagai berikut:

$$\begin{aligned} y &= \rho \mathbf{W}_1 y + \mathbf{X}\beta + \varepsilon \\ y - \rho \mathbf{W}_1 y &= \mathbf{X}\beta + \varepsilon \\ (\mathrm{I} - \rho \mathbf{W}_1) y &= \mathbf{X}\beta + \varepsilon \\ \mathrm{A}y &= \mathbf{X}\beta + \varepsilon \\ \varepsilon &= \mathrm{A}y - \mathbf{X}\beta \end{aligned} \tag{2.16}$$

dimana: $A = \mathrm{I} - \rho \mathrm{W}_1$, dan persamaan (2.7) dibentuk menjadi persamaan sebagai berikut:

$$\begin{aligned} u &= \lambda \mathbf{W}_2 u + \varepsilon \\ u - \lambda \mathbf{W}_2 u &= \varepsilon \\ (1 - \lambda \mathbf{W}_2) u &= \varepsilon \end{aligned}$$

Dimisalkan $\mathrm{I} - \lambda \mathbf{W}_2 = \mathrm{B}$ sehingga

$$u = \frac{\varepsilon}{1 - \lambda \mathbf{W}_2} \tag{2.17}$$

dengan varian kovarian *error* adalah:

$$\varepsilon = (1 - \lambda \mathbf{W}_2)^{-1} u \tag{2.18}$$

$var(\varepsilon) = \Sigma$ atau dapat dinyatakan dengan matriks varian kovarian adalah:

$$E[\varepsilon^T \varepsilon] = \Sigma \tag{2.19}$$

karena merupakan *error* yang diasumsikan memiliki rata-rata nol dan ragam Σ yang masing-masing elemen diagonalnya bernilai σ^2. Sehingga ditransformasikan dalam bentuk persamaan normal baku $v \sim N(0,1)$ dengan elemen diagonalnya bernilai 1. Maka persamaan (2.19) diubah dalam model berikut:

$$v = \Sigma^{-1/2}\varepsilon \tag{2.20}$$

dengan vektor *error* acak $v \sim N(0,1)$, sehingga vektor *error* u pada persamaan (2.18) menjadi

$$u = \mathrm{B}^{-1}\Sigma^{1/2}v \tag{2.21}$$

dengan mensubtitusikan (2.16) pada persamaan (2.21), maka diperoleh

$Ay = \mathbf{X}\beta + B^{-1}\Sigma^{1/2}v$ atau dapat ditulis

$$v = \Sigma^{-\frac{1}{2}}B(Ay - \mathbf{X}B)$$

$$E[v^T v] = 1 \tag{2.22}$$

Sehingga *v* merupakan vektor dari *error* yang bersifat saling bebas.

Transformasi vektor peubah acak *v* menjadi menjadi vektor peubah *y* dilakukan melalui matriks Jacobian.

$$J = det\left(\frac{\partial v}{\partial y}\right)$$

$$= \det\left(\frac{\partial(Ay\Sigma^{-\frac{1}{2}}B - \mathbf{X}\beta\Sigma^{-\frac{1}{2}}B}{\partial y}\right)$$

$$= \det\left(\left(\frac{\partial(Ay\Sigma^{-\frac{1}{2}}B}{\partial y}\right) - \left(\frac{\mathbf{X}\beta\Sigma^{-\frac{1}{2}}B}{\partial y}\right)\right)$$

$$= \det\left(\Sigma^{-\frac{1}{2}}BA\right) - 0$$

Sehingga persamaan (2.18) menjadi

$$u = (\mathrm{I} - \lambda\mathbf{W})^{-1}\varepsilon$$

$$(\mathrm{I} - \lambda\mathbf{W})^{-1}\varepsilon = det\left(\Sigma^{-\frac{1}{2}}BA\right)$$

$$det\left(\frac{\partial v}{\partial y}\right) = |\Sigma^{-\frac{1}{2}}BA| = \Sigma^{-\frac{1}{2}}|\mathrm{B}||\mathrm{A}| \qquad (2.23)$$

Berdasarkan sebaran normal baku gabungan pada vektor *v* maka fungsi *log likelihood* untuk gabungan vektor observasi *y* diperoleh sebagai berikut:

$$Ln(y|\beta,1) = \prod_{i=1}^{n}\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right)^{\frac{-n}{2}} e^{-\frac{1}{2}\left((Ay-\mathbf{X}\beta)B\Sigma^{-\frac{1}{2}}\right)^{T}\left((Ay-\mathbf{X}\beta)B\Sigma^{-\frac{1}{2}}\right)}$$

Fungsi *likelihood* (L) yang didefinisikan sebagai fungsi kepadatan bersama dari *random error*, ketika *random error* diasumsikan *independent*, maka distribusi peluang dari y_i terhadap β dan σ^2 merupakan hasil dari fungsi tersendiri (*marjinal*) dimana *i*=1, 2, 3,…,*n* dinyatakan sebagai berikut:

$$Ln(y|\beta,1) = \prod_{i=1}^{n}\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left((Ay-\mathbf{X}\beta)^{T}B^{T}\Sigma^{-1}\mathrm{B}(Ay-\mathbf{X}\beta)\right)}\right)$$

$$= \left[\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right]^{n} e^{-\frac{1}{2}(Ay-\mathbf{X}\beta)^{T}B^{T}\Sigma^{-1}\mathrm{B}(Ay-\mathbf{X}\beta)}$$

$$= \frac{1}{(2\pi)^{\frac{\pi}{2}}} e^{-\frac{1}{2}(Ay-\mathbf{X}\beta)^{T}B^{T}\Sigma^{-1}\mathrm{B}(Ay-\mathbf{X}\beta)}$$

Selanjutnya persamaan di atas diubah ke dalam fungsi *likelihood* sebagai berikut:

$$ln\ L(\beta,\sigma^2|y) = ln(2\pi)^{-\frac{\pi}{2}} - \frac{1}{2}(Ay-\mathbf{X}\beta)^{T}\Sigma^{-1}B(Ay-\mathbf{X}\beta)$$

Substitusikan ke persamaan (2.24)

$$\det\left(\frac{\partial v}{\partial y}\right) = \left|\Sigma^{-\frac{1}{2}}BA\right| = \Sigma^{-1/2}|B||A|$$

$$= -\frac{n}{2}\ln(2\pi) + ln\Sigma^{-\frac{1}{2}}|B||A| - \frac{1}{2}(Ay-\mathbf{X}\beta)^{T}B^{T}\Sigma^{-1}B(Ay-\mathbf{X}\beta)$$

$$= -\frac{n}{2}\ln(2\pi) + ln\Sigma^{-\frac{1}{2}}|B| + ln|A| - \frac{1}{2}(Ay-\mathbf{X}\beta)^{T}B^{T}\Sigma^{-1}B(Ay-\mathbf{X}\beta)$$

$$= -\frac{n}{2}\ln(2\pi) - \frac{n}{2}ln\Sigma + \ln|B| + ln|A| -$$

$$\frac{1}{2}(Ay - \mathbf{X}\beta)^T B^T \Sigma^{-1} B(Ay - \mathbf{X}\beta) \tag{2.24}$$

dimana $v^T v = (Ay - \mathbf{X}\beta)^T B^T \Sigma^{-1} B(Ay - \mathbf{X}\beta)$ merupakan jumlah kuadrat *error*. Syarat determinan dari matriks Jacobian terpenuhi yakni $|\Sigma^{-\frac{1}{2}}BA| > 0$, atau secara parsial memenuhi syarat sebagai berikut:

$$|I = \rho\mathbf{W}_1| > 0$$

$$|I = \lambda\mathbf{W}_2| > 0$$

$$\sum_{ii} > 0, \forall i$$

Penduga Maksimum *Likelihood* dengan cara mengambil turunan pertama secara parsial dari *Log-Likelihood* pada persamaan (2.24) terhadap masing-masing parameter $(\beta, \rho\ dan\ \lambda)$.

2.8 Signifikasi Parameter Regresi Spasial

Anselin (2003) menyatakan bahwa salah satu prinsip dasar penduga *maximum likelihood* adalah *asymtotic normality* artinya semakin besar ukuran N maka kurva akan semakin mendekati kurva sebaran normal. Pengujian signifikasi parameter regresi (β) dan autoregresif spasial $(\lambda \text{ dan } \rho)$ secara parsial yaitu didasarkan pada nilai ragam *error* (σ^2) yang berasal dari distribusi asimptotik, sehingga statistik uji signifikansi parameter yang dipergunakan yaitu:

$$\text{Z hitung} = \frac{\hat{\theta}}{s.b_{(\hat{\theta})}} \tag{2.25}$$

dimana s.$b_{(\hat{\theta})}$ merupakan *asymptotic* standar *error*. Melalui uji parsial masing-masing parameter θ dengan hipotesis:

$H_0: \theta = 0$ artinya koefisien regresi layak digunakan pada model

$H_1: \theta \neq 0$ artinya koefisien regresi tidak layak digunakan pada model

dimana θ merupakan parameter regresi spasial (yaitu β, λ dan ρ) apabila $Z_{\text{hitung}} \geq Z_{(\frac{\alpha}{2})}$ atau $\rho - value < \frac{\alpha}{2}$, maka keputusannya tolak H_0, artinya koefisien regresi layak digunakan pada model.

2.9 Pengertian Penyakit Demam Berdarah *Dengue* (DBD)

Penyakit Demam Berdarah *Dengue* (DBD) adalah penyakit menular yang disebabkan oleh virus dengue dan ditularkan oleh nyamuk *Aedes*. Kegiatan pemberantasan nyamuk menular DBD di daerah rawan penyakit dilakukan sesuai dengan tingkat kerawanan suatu wilayah terhadap penyakit DBD.

Demam berdarah *Dengue* (DBD) adalah penyakit yang disebabkan oleh virus yang disebabkan oleh *genus togaviridae* dan *subgenus Flavivirus*. Virus tersebut ditransmisikan ke tubuh manusia melalui gigitan nyamuk *Aedesaegypti* betina yang berperan sebagai vektor. Dalam dunia kedokteran dikenal tiga jenis nyamuk, yaitu *Aedesaegypti*, *Aedesalbopictus*, *Aedesscullelaris* dan empat macam seroripe virus DBD, yaitu *Dengue*-1, *Dengue*-2, *Dengue*-3, *Dengue*-4. Informasi yang dapat diberikan tentang penyakit DBD adalah masa inkubasi berlangsung selama dua minggu, virus berada dalam tubuh hanya selama 7 hari, telur berubah menjadi nyamuk dewasa setelah berusia 6-8 hari (Pagalay, 2009).

Aedesaegypti merupakan nyamuk domestik dan kitaran hidup nyamuk ini berkait rapat dengan manusia dan tinggal di dalam rumah dan juga di luar rumah. Manakala nyamuk *Aedesalbopictus* pula bersifat semi-domestik dan kebiasaannya boleh didapati di luar rumah di kawasan perumahan, kawasan hijau dan terbuka di bandar dan juga di kawasan pertanian dan hutan. *Aedesalbopictus* dan

Aedesaegypti kebiasaannya aktif pada waktu siang dan menggigit manusia pada waktu subuh dan waktu senja.

Dalam epidemiologi, data umumnya terkait dengan lokasi geografis dimana data tersebut diamati. Salah satu penyakit menular yang terkait dengan faktor lokasi geografis adalah penyakit Demam Berdarah *Dengue* (DBD). Berdasarkan hasil analisa kasus DBD periode Januari sampai Juni tahun 2010 oleh Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur, terdapat peningkatan jumlah penderita DBD di Jawa Timur sebanyak 85%, yaitu dari 11.319 kasus meningkat menjadi 20.970 kasus.

Penelitian tentang tingkat kerawanan penyakit DBD pernah dilakukan oleh Aslim (1997) yang menganalisis kerawanan DBD di tingkat desa di Kabupaten Indramayu tahun 1992-1996 dan menyimpulkan bahwa tingkat kerawanan penyakit DBD berhubungan erat dengan mobilitas dan kepadatan penduduk. Yuniarti (2008) meneliti tingkat kerawanan DBD di daerah khusus ibukota Jakarta tahun 2007 dan menyimpulkan bahwa ada hubungan yang signifikan antara kepadatan penduduk, jumlah puskesmas dengan kejadian kasus DBD.

Dinas Kesehatan melakukan kegiatan pemberantasan nyamuk menular DBD di daerah rawan penyakit sesuai dengan tingkat kerawanan suatu desa atau kelurahan terhadap penyakit DBD yang terdiri dari desa atau kelurahan rawan I (endemis), desa atau kelurahan rawan II (sporadis) dan desa atau kelurahan rawan III (potensial). Ditinjau dari skala data, tingkat kerawanan desa atau kelurahan terhadap penyakit DBD merupakan data kategorik dengan skala ordinal.

2.10 Hubungan dalam Perspekstif Islam

Hubungan (*relationship*) adalah kesinambungan interaksi antara dua orang atau lebih yang memudahkan proses pengenalan satu akan yang lain. Hubungan terjadi dalam setiap proses kehidupan manusia. Hubungan dapat dibedakan menjadi hubungan dengan teman sebaya, orang tua, keluarga, dan hubungan dengan lingkungan alam. Dalam hal ini kajian yang akan dibahas adalah berhubungan dengan lingkungan yaitu kebersihan lingkungan.

Agama Islam dan lingkungan memiliki banyak hubungan sebagaimana disebutkan dalam Al-Qur'an. Di dalam Al-Qur'an bahwa manusia harus berusaha menjaga alam yang telah diciptakan Tuhan selain juga berusaha untuk terus melakukan perbaikan lingkungan. Semua bagian di dalam dan di luar bumi memiliki tujuan dalam penciptaan sebagai tanda keagungan Tuhan, Sang Pencipta. Islam selalu melarang pemborosan bahan dan barang, yang artinya manusia diperintahkan untuk memanfaatkan lagi apa yang masih dapat digunakan, juga mendaur ulang bahan dan barang. Daur ulang adalah cara yang digunakan untuk memberi nilai tambah yang signifikan bagi kebersihan lingkungan.

Air dianggap sebagai Buah Alam bagi umat manusia. Artinya, tanpa air tidak akan ada kehidupan di muka bumi. Air adalah sumber kehidupan yang juga berfungsi untuk membersihkan badan dan pakaian. Selain itu, air juga menjadi habitat bagi berbagai jenis ikan dan makhluk lain yang berada di lautan. Agama Islam dan lingkungan dihubungkan satu sama lain ketika air menjadi masalah yang diperbincangkan. Penggunaan air yang berlebihan dilarang dalam Islam. Ketika seseorang sedang mempersiapkan diri untuk sholat, tidak diperbolehkan membuang air secara percuma untuk membersihkan dirinya. Jika air merupakan sesuatu yang langka di tempat lain, dalam Al-Qur'an diperintahkan untuk membagi kelebihan air dengan orang lain daripada memakainya untuk hal yang sia-sia.

Bersih adalah bagian dari iman. Artinya, bersih harus selalu bersanding dengan ilmu dan menjadi denyut jantung amal (aktivitas). Kebersihan dalam terminologi agama adalah *thaharah*, membersihkan segala bentuk kotoran, najis, dan *hadas* yang menempel pada tubuh bahkan hati agar diri tetap berada pada *maqam* yang *qarib* dengan Al-Khaliq yang mencintai kebersihan.

إِنَّ اللَّهَ يُحِبُّ التَّوَّابِينَ وَيُحِبُّ الْمُتَطَهِّرِينَ

Artinya: "*Sesungguhnya Allah menyukai orang-orang bertobat dan orang-orang yang bersih*." (QS. Al-Baqarah:222).

Thaharah dimaknai sebagai upaya maksimal untuk membentuk pola fikir dan pola hidup bersih dan sehat. Islam sebagai agama yang suci menginginkan umatNya menerapkan pola hidup yang bersih dan sehat. Tubuh bersih, pakaian bersih, dan lingkungan bersih.

Kebersihan bukan sekadar kebutuhan, melainkan harus menjadi bagian dari hidup. Kebersihan menjadi pangkal dari kesehatan dan kesehatan merupakan jalan untuk beraktivitas. Islam memandang setiap aktivitas yang positif adalah ibadah. Ada kaidah *ushul* yang menjelaskan, "***Maa laa yatimmul waajibu illa bihii fahuwa waajib (perkara yang menjadi penyempurna yang wajib, adalah wajib pula hukumnya).***"

Kebersihan yang terdapat dalam Islam mempunyai dua sisi yaitu kebersihan fisik dan kebersihan batin. Kebersihan fisik dapat dilihat dari bagaimana suatu ibadah yang bercampur najis tidak dianggap sah. Misalnya dalam hal wudhu, menyentuh anggota tubuh yang vital akan menyebabkan rusaknya wudhu, sebab dalam wudhu, air akan membasuh lima panca indera manusia yang vital, seperti mata (indera penglihatan), hidung (indera penciuman), telinga (indera pendengaran), mulut dan lidah (indera perasa), dan kulit (indera penyentuh). Demikian juga kewajiban mandi wajib bagi orang yang junub atau bersih dari haidh dan nifas. Selain itu perintah sunnah mandi pada saat-saat penting berkumpul dengan manusia, seperti shalat Jum'at, shalat Id dan lain sebagainya.

Dari sisi kebersihan batin, ibadah wudhu mengisyaratkan pesan agar anggota tubuh vital itu dijaga dari segala macam kemaksiatan. Mata, telinga, hidung, lidah, kulit hanya boleh digunakan pada pekerjaan yang mendatang keridhoan Allah SWT. Mengapa Allah SWT mewajibkan bersuci? Karena Allah SWT mencintai orang yang mensucikan diri. Firman Allah SWT: *"Sesungguhnya Allah menyukai orang-orang yang bertaubat dan menyukai orang-orang yang mensucikan diri"*.

Jika Allah SWT menyukai manusia yang selalu mensucikan dirinya, itu karena Allah menciptakan manusia di awal kejadian dalam keadaan bersih. Sebagaimana sabda Rasulullah saw, *"Setiap manusia yang dilahirkan itu berada di atas kesucian, maka kedua orang tuanya yang menyebabkan dia bersikap Yahudi, Nasrani atau Majusi"* (HR. Muslim). Kesucian penciptaan manusia juga dapat dilihat dari firman Allah SWT dengan sumpah-Nya kepada tiga tempat suci. Allah SWT berfirman yang artinya, "*Demi buah Tin dan Zaitun, dan demi bukit Sinai, dan demi kota (Mekkah) yang aman ini. Sesungguhnya Kami menciptakan manusia dalam bentuk yang sebaik-baiknya*" (QS. At-Tien:1-4).

Dengan demikian, asal kejadian manusia adalah dalam keadaan bersih, sehingga untuk menjaga kebersihan itulah, Allah dan Rasul-Nya memberi fasilitas agar menjaga kebersihan melalui wudhu, mandi dan ibadah.

BAB III

PEMBAHASAN

3.1 Pendugaan Parameter Regresi Spasial Lag.

Menurut Anselin (1988) bahwa model spasial yang melibatkan pengaruh spasial disebut dengan model regresi spasial. Salah satu pengaruh spasial yaitu autokorelasi spasial. Adanya unsur autokorelasi spasial menyebabkan terbentuknya parameter spasial *autoregresif* dan *moving average*, sehingga bentuk proses spasial yang terjadi sebagai berikut:

$$y = \rho \mathbf{W}_1 y + \mathbf{X}\beta + \mu \tag{3.1}$$

dan

$$\mu_t = \lambda \mathbf{W}_2 \mu_{t-1} + \varepsilon \tag{3.2}$$

dimana $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$ tidak ada autokorelasi.

Akibatnya model umum yang terbentuk adalah:

$$y = \rho \mathbf{W}_1 y + \mathbf{X}\beta + \lambda \mathbf{W}_2 \mu + \varepsilon \tag{3.3}$$

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \mathbf{W}_{11} & \mathbf{W}_{12} & \cdots & \mathbf{W}_{1n} \\ \mathbf{W}_{21} & \mathbf{W}_{22} & \cdots & \mathbf{W}_{2n} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \mathbf{W}_{n1} & \mathbf{W}_{n2} & \cdots & \mathbf{W}_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1k} \\ x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2k} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ x_{n1} & x_{n2} & \cdots & x_{nk} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix} + \lambda \begin{bmatrix} \mathbf{W}_{11} & \mathbf{W}_{12} & \cdots & \mathbf{W}_{1n} \\ \mathbf{W}_{22} & \mathbf{W}_{22} & \cdots & \mathbf{W}_{2n} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \mathbf{W}_{n1} & \mathbf{W}_{n2} & \cdots & \mathbf{W}_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

dimana:

y = vektor peubah *dependent*

$\mathbf{X}$ = matriks yang berisi ρ peubah *independent*

β = vektor koefisien parameter regresi

ρ = koefisien autoregresif spasial lag *dependent*

λ = koefisien autoregresif spasial *error dependent*

μ = vektor *error* yang diasumsikan memuat autokorelasi

$\mathbf{W_1}$ = matriks bobot spasial lag peubah *dependent*

$\mathbf{W_2}$ = matriks bobot spasial *error*

Untuk model regresi spasial lag dengan syarat $\lambda = 0$, maka persamaan (3.3) dapat diubah menjadi:

$$y = \rho \mathbf{W} y + \mathbf{X}\beta + \varepsilon \tag{3.4}$$

Misalkan:

$$A = \mathrm{I} - \rho \mathbf{W}$$

Maka:

$$\varepsilon = \mathrm{A}y - \mathbf{X}\beta \tag{3.5}$$

Kemudian persamaan (3.5) akan dicari estimasi parameter dari $\beta, \rho,$ dan σ^2 dengan menggunakan metode MLE (*Maximum Likelihood Estimator*) melalui fungsi kepadatan bersama dari persamaan (3.4) yaitu:

$$f\left(y_1, y_2, y_3, y_4 \ldots y_n \mid \beta, \rho, \sigma^2\right) = f\left(y_1 \mid \beta, \rho, \sigma^2\right) f\left(y_2 \mid \beta, \rho, \sigma^2\right) f\left(y_3 \mid \beta, \rho, \sigma^2\right) \ldots\ldots f\left(y_n \mid \beta, \rho, \sigma^2\right)$$
$$= \prod_{i=1}^{n} f\left(y_i \mid \beta, \rho, \sigma^2\right)$$

$$f\left(y \mid \mathbf{X}, \beta, \sigma^2\right) = \prod_{i=1}^{n} \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\right)^n \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{Ay - \mathbf{X}\beta}{\sigma}\right)^2\right] \tag{3.6}$$

alasan penggunaan distribusi normal adalah dikarenakan *error* diasumsikan berdistribusi normal sehingga data berdistribusi normal. Dari persamaan (3.6) akan dinyatakan dalam bentuk matriks yaitu:

$$f\left(y \mid \mathbf{X}, \beta, \sigma^2\right) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\right)^n \left[Ay - \mathbf{X}\beta\right]^T \Sigma^{-1} \left[Ay - \mathbf{X}\beta\right]$$

Untuk penaksir parameter model estimasi dari β, σ^2, ρ dengan menggunakan fungsi *log- likelihood* dari persamaan (3.5), penggunaan logaritma natural (ln) ini dikarenakan untuk mempermudah turunan guna memaksimalkan fungsi *likelihood*, yaitu sebagai berikut:

$$\mathrm{L} = \left(\beta, \rho, \sigma^2 \mid \mathbf{X}, y\right) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\right)^n \exp\left[-\frac{1}{2}\Sigma^{-1}\left(Ay - \mathbf{X}\beta\right)^T\left(Ay - \mathbf{X}\beta\right)\right]$$

Maka fungsi *log-likelihood*-nya adalah:

$$\begin{aligned}
\ln \mathrm{L} &= \ln(2\pi\sigma^2)^{-n/2} - \frac{1}{2}\Sigma^{-1}\left(Ay - \mathbf{X}\beta\right)^T\left(Ay - \mathbf{X}\beta\right) \\
&= -\frac{n}{2}\ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2}\Sigma^{-1}\left(y^T A^T - \beta^T \mathbf{X}^T\right)\left(Ay - \mathbf{X}\beta\right) \\
&= -\frac{n}{2}\ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2}\Sigma^{-1}\left(y^T A^T Ay - y^T A^T \mathbf{X}\beta - \beta^T \mathbf{X}^T Ay + \beta^T \mathbf{X}^T \beta\mathbf{X}\right) \\
&= -\frac{n}{2}\ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2}\Sigma^{-1}\left(y^T A^T Ay - (y^T A^T \mathbf{X}\beta)^T - \beta^T \mathbf{X}^T Ay + \beta^T \mathbf{X}^T \beta\mathbf{X}\right) \\
&= -\frac{n}{2}\ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2}\Sigma^{-1}\left(y^T A^T Ay - \beta^T \mathbf{X}^T Ay - \beta^T \mathbf{X}^T Ay + \beta^T \mathbf{X}^T \beta\mathbf{X}\right) \\
&= -\frac{n}{2}\ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2}\Sigma^{-1}\left(A^T y^T Ay - 2\beta^T \mathbf{X}^T Ay + \beta^T \mathbf{X}^T \beta\mathbf{X}\right) \qquad (3.7)
\end{aligned}$$

Untuk mendapatkan β yang efisien maka pada persamaan (3.6) diturunkan terhadap β :

$$\frac{\partial L}{\partial \beta} = -\frac{1}{2}\Sigma^{-1}\left(-2\mathbf{X}^T Ay + \mathbf{X}^T \beta \mathbf{X} + \mathbf{X}^T \mathbf{X}\beta\right)$$
$$= -\frac{1}{2}\left(-2\mathbf{X}^T Ay\Sigma^{-1} + \mathbf{X}^T \beta \mathbf{X}\Sigma^{-1} + (\beta^T \mathbf{X}^T \mathbf{X})^T \Sigma^{-1}\right)$$
$$= -\frac{1}{2}\left(-2\mathbf{X}^T Ay\Sigma^{-1} + \mathbf{X}^T \beta \mathbf{X}\Sigma^{-1} + \mathbf{X}^T \beta \mathbf{X}\Sigma^{-1}\right)$$
$$= -\frac{1}{2}\left(-2\mathbf{X}^T Ay\Sigma^{-1} + 2\mathbf{X}^T \beta \mathbf{X}\Sigma^{-1}\right)$$
$$= \mathbf{X}^T Ay\Sigma^{-1} - \mathbf{X}^T \beta \mathbf{X}\Sigma^{-1} \tag{3.8}$$

dengan menyamakan hasil turunan dengan nol maka diperoleh:

$$
\begin{aligned}
0 &= \mathbf{X}^T Ay\Sigma^{-1} - \mathbf{X}^T \beta \mathbf{X}\Sigma^{-1} \\
&= \mathbf{X}^T Ay\Sigma^{-1} - \mathbf{X}^T \beta \mathbf{X}\Sigma^{-1} \\
\mathbf{X}^T \beta \mathbf{X}\Sigma^{-1} &= \mathbf{X}^T Ay\Sigma^{-1} \\
\mathbf{X}^T \mathbf{X}\Sigma^{-1}\beta_{MLE} &= \mathbf{X}^T Ay\Sigma^{-1} \\
\mathbf{X}^T \mathbf{X}\Sigma^{-1}\left(\mathbf{X}^T \mathbf{X}\Sigma^{-1}\right)^{-1}\beta_{MLE} &= \left(\mathbf{X}^T \mathbf{X}\Sigma^{-1}\right)^{-1}\mathbf{X}^T Ay\Sigma^{-1} \\
\mathrm{I}\beta_{MLE} &= \left(\mathbf{X}^T \mathbf{X}\Sigma^{-1}\right)^{-1}\mathbf{X}^T Ay\Sigma^{-1} \\
\beta_{MLE} &= \left(\mathbf{X}^T \mathbf{X}\Sigma^{-1}\right)^{-1}\mathbf{X}^T Ay\Sigma^{-1}
\end{aligned} \tag{3.9}
$$

karena A=(I-ρW) maka estimator β sebagai berikut:

$$
\begin{aligned}
\beta_{MLE} &= \left(\mathbf{X}^T \mathbf{X}\Sigma^{-1}\right)^{-1}\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} Ay \\
&= \left(\mathbf{X}^T \mathbf{X}\Sigma^{-1}\right)^{-1}\mathbf{X}^T \Sigma^{-1}(1-\rho\mathbf{W})y \\
&= \left(\mathbf{X}^T \mathbf{X}\Sigma^{-1}\right)^{-1}(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} y - \mathbf{X}^T \Sigma^{-1} y\rho\mathbf{W})
\end{aligned} \tag{3.10}
$$

Estimator β dikatakan estimator *unbias* karena $E(\beta) = \beta$ dengan bukti:

$$
\begin{aligned}
E\left(\beta\right) &= \mathrm{E}\left[\left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1}\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}^T \Sigma^{-1}\mathbf{A}y\right] \\
&= \mathrm{E}\left[\left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1}\mathbf{X}\right)^{-1}\left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} y - \mathbf{X}^T \Sigma^{-1} y\rho\mathbf{W}\right)\right] \\
&= E\left[\left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1}\mathbf{X}\right)^{-1}\left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} y\right)\right] - E\left[\left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1}\mathbf{X}\right)^{-1}\left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} y\rho\mathbf{W}\right)\right] \\
&= \left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1}\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} y - \left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1}\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}^T \Sigma^{-1}\rho\mathbf{W}E\left(y\right) \\
&= \left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1}\mathbf{X}\right)^{-1}\left[\mathbf{X}^T \Sigma^{-1}\left(\rho\mathbf{W}y + \mathbf{X}\beta + \varepsilon\right)\right] - \left[\left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1}\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}^T \Sigma^{-1}\rho\mathbf{W}y\right]
\end{aligned}
$$

$$
\begin{aligned}
&= \left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} \mathbf{X}\right)^{-1} \left[\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} (\rho \mathbf{W} y + \mathbf{X}\beta)\right] - \left[\left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} \mathbf{X}\right)^{-1} \mathbf{X}^T \Sigma^{-1} \rho \mathbf{W} y\right] \\
&= \left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} \mathbf{X}\right)^{-1} \left[\left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} y \rho \mathbf{W}\right) + \left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} \mathbf{X}\beta\right)\right] - \\
&\quad \left[\left(\left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} \mathbf{X}\right)^{-1} \mathbf{X}^T \Sigma^{-1} y \rho \mathbf{W}\right)\right] \\
&= \left[\left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} \mathbf{X}\right)^{-1} \left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} y \rho \mathbf{W}\right) + \left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} \mathbf{X}\right)^{-1} \left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} \mathbf{X}\beta\right)\right] - \\
&\quad \left[\left(\left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} \mathbf{X}\right)^{-1} \mathbf{X}^T \Sigma^{-1} y \rho \mathbf{W}\right)\right] \\
&= \left[\left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} \mathbf{X}\right)^{-1} \left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} \mathbf{X}\beta\right)\right] \\
&= \mathbf{I}\beta \\
&= \beta
\end{aligned}
$$

Selanjutnya karena,

$$
\begin{aligned}
\beta_{MLE} &= \left(\mathbf{X}^T \mathbf{X} \Sigma^{-1}\right)^{-1} \left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} y - \mathbf{X}^T \Sigma^{-1} y \rho \mathbf{W}\right) \\
&= \left[\left(\mathbf{X}^T \mathbf{X} \Sigma^{-1}\right)^{-1} \left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} y\right)\right] - \left[\left(\mathbf{X}^T \mathbf{X} \Sigma^{-1}\right)^{-1} \left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} y \rho \mathbf{W}\right)\right] \\
&= \left[\left(\mathbf{X}^T \mathbf{X} \Sigma^{-1}\right)^{-1} \left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1}\right)(y)\right] - \left[\left(\mathbf{X}^T \mathbf{X} \Sigma^{-1}\right)^{-1} \left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} y \rho \mathbf{W}\right)\right] \\
&= \left[\left(\mathbf{X}^T \mathbf{X} \Sigma^{-1}\right)^{-1} \left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1}\right)\left(y \rho \mathbf{W} + \mathbf{X}\beta + \varepsilon\right)\right] - \left[\left(\mathbf{X}^T \mathbf{X} \Sigma^{-1}\right)^{-1} \left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} y \rho \mathbf{W}\right)\right] \\
&= \left[\left(\mathbf{X}^T \mathbf{X} \Sigma^{-1}\right)^{-1} \left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} y \rho \mathbf{W} + \mathbf{X}^T \Sigma^{-1} \mathbf{X}\beta + \mathbf{X}^T \Sigma^{-1} \varepsilon\right)\right] - \left[\left(\mathbf{X}^T \mathbf{X} \Sigma^{-1}\right)^{-1} \left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} y \rho \mathbf{W}\right)\right] \\
&= \left[\left(\mathbf{X}^T \mathbf{X} \Sigma^{-1}\right)^{-1} \left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} y \rho \mathbf{W}\right) + \left(\mathbf{X}^T \mathbf{X} \Sigma^{-1}\right)^{-1} \left(\mathbf{X}^T \mathbf{X} \Sigma^{-1} \beta\right) + \left(\mathbf{X}^T \mathbf{X} \Sigma^{-1}\right)^{-1} \left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} \varepsilon\right)\right] - \\
&\qquad \left[\left(\mathbf{X}^T \mathbf{X} \Sigma^{-1}\right)^{-1} \left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} y \rho \mathbf{W}\right)\right] \\
&= \left(\mathbf{X}^T \mathbf{X} \Sigma^{-1}\right)^{-1} \left(\mathbf{X}^T \mathbf{X} \Sigma^{-1}\right)\beta + \left(\mathbf{X}^T \mathbf{X} \Sigma^{-1}\right)^{-1} \left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} \varepsilon\right) \\
&= [\beta] + \left[\left(\mathbf{X}^T \mathbf{X} \Sigma^{-1}\right)^{-1} \left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} \varepsilon\right)\right]
\end{aligned}
$$

maka matriks varian kovarian dari $E(\beta) = \beta$ adalah sebagai berikut:

$$Cov\left(\beta_{MLE}\right) = E\left[\left(\beta_{MLE} - E\left(\beta_{MLE}\right)\right)\left(\beta_{MLE} - E\left(\beta_{MLE}\right)\right)^T\right]$$

$$= E\left[\left(\beta_{MLE} - \beta\right)\right]\left(\beta_{MLE} - \beta\right)^T$$

$$= E\left[\left(\left(\mathbf{X}^T\mathbf{X}\Sigma^{-1}\right)^{-1}\left(\mathbf{X}^T\Sigma^{-1}\varepsilon\right)\right)\left(\left(\mathbf{X}^T\mathbf{X}\Sigma^{-1}\right)^{-1}\left(\mathbf{X}^T\Sigma^{-1}\varepsilon\right)\right)^T\right]$$

$$= E\left[\left(\mathbf{X}^T\mathbf{X}\Sigma^{-1}\right)^{-1}\left(\mathbf{X}^T\Sigma^{-1}\varepsilon\right)\varepsilon^T\Sigma^{-1}\mathbf{X}\left(\mathbf{X}^T\mathbf{X}\Sigma^{-1}\right)^{-1}\right]$$

$$= E\left[\left(\mathbf{X}^T\mathbf{X}\Sigma^{-1}\right)^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{X}\Sigma^{-1}\left(\mathbf{X}^T\mathbf{X}\Sigma^{-1}\right)^{-1}\left(\varepsilon^T\varepsilon\right)\right]$$

$$= \left(\mathbf{X}^T\mathbf{X}\Sigma^{-1}\right)^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{X}\Sigma^{-1}\left(\mathbf{X}^T\mathbf{X}\Sigma^{-1}\right)^{-1}E\left(\varepsilon^T\varepsilon\right)$$

$$= \left(\mathbf{X}^T\mathbf{X}\Sigma^{-1}\right)^{-1}E\left(\varepsilon^T\varepsilon\right)$$

$$= \left(\mathbf{X}^T\mathbf{X}\Sigma^{-1}\right)^{-1}\sigma^2$$

Sedangkan estimator ragam *error* $\left(\sigma^2\right)$ pada model regresi spasial dengan cara menurunkan terhadap σ^2 dan menyamakannya dengaan nol yaitu:

$$\frac{\partial\left(\ln L\left(\beta,\rho,\sigma^2 \mid y\right)\right)}{\partial\sigma^2} = \frac{\partial\left[-\frac{n}{2}\ln 2\pi - n.\ln\sigma^2 - \left(\frac{1}{2\sigma^2}\right)\left(y - \mathbf{X}\beta - \rho\mathbf{W}y\right)^T\left(y - \mathbf{X}\beta - \rho\mathbf{W}y\right)\right]}{\partial\sigma^2}$$

$$0 = \frac{\partial\left[-\frac{n}{2}\ln 2\pi\right]}{\partial\sigma^2} - \frac{\partial\left[n.\ln\sigma^2\right]}{\partial\sigma^2} - \frac{1}{2\sigma^2}.\frac{\partial\left(y - \mathbf{X}\beta - \rho\mathbf{W}y\right)^T\left(y - \mathbf{X}\beta - \rho\mathbf{W}y\right)}{\partial\sigma^2}$$

$$= 0 - \frac{\partial\left[n.\ln\sigma^2\right]}{\partial\sigma^2} - \frac{1}{2\sigma^2}.\frac{\partial\left(y - \mathbf{X}\beta - \rho\mathbf{W}y\right)^T\left(y - \mathbf{X}\beta - \rho\mathbf{W}y\right)}{\partial\sigma^2}$$

$$= -\frac{n}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\left(\sigma^2\right)^2}\left(y - \mathbf{X}\beta - \rho\mathbf{W}y\right)^T\left(y - \mathbf{X}\beta - \rho\mathbf{W}y\right)$$

$$= \frac{-\sigma^2 n + \left(y - \mathbf{X}\beta - \rho\mathbf{W}y\right)^T\left(y - \mathbf{X}\beta - \rho\mathbf{W}y\right)}{2\sigma^4}$$

$$\frac{\sigma^2 n}{2\sigma^4} = \frac{\left(y - \mathbf{X}\beta - \rho\mathbf{W}y\right)^T\left(y - \mathbf{X}\beta - \rho\mathbf{W}y\right)}{2\sigma^4}$$

$$\sigma^2 n = \left(y - \mathbf{X}\beta - \rho\mathbf{W}y\right)^T\left(y - \mathbf{X}\beta - \rho\mathbf{W}y\right)$$

$$\widehat{\sigma^2} = \frac{\left[\left(y - \mathbf{X}\beta - \rho\mathbf{W}y\right)^T\left(y - \mathbf{X}\beta - \rho\mathbf{W}y\right)\right]}{n}$$

$$= \frac{1}{n}\left(y - \mathbf{X}\beta - \rho\mathbf{W}y\right)^T\left(y - \mathbf{X}\beta - \rho\mathbf{W}y\right) \qquad (3.11)$$

Sehingga dari persamaan (3.11) diperoleh hasil estimasi parameter σ^2 adalah:

$$\sigma^2 = \frac{1}{n}\left(y - \mathbf{X}\beta - \rho\mathbf{W}y\right)^T \left(y - \mathbf{X}\beta - \rho\mathbf{W}y\right)$$

Perhatikan bahwa:

$$\begin{aligned}
E\left(\sigma^2\right) &= \frac{1}{n}E\left(y - \mathbf{X}\beta - \rho\mathbf{W}y\right)^T \left(y - \mathbf{X}\beta - \rho\mathbf{W}y\right) \\
&= \frac{1}{n}E\left(y^T - \mathbf{X}^T\beta^T - \rho^T\mathbf{W}^T y^T\right)\left(y - \mathbf{X}\beta - \rho\mathbf{W}y\right) \\
&= \frac{1}{n}E\left(\left(y^T y - 2\mathbf{X}^T\beta^T y + \mathbf{X}^T\beta^T\mathbf{X}\beta - 2\rho^T\mathbf{W}^T y^T y + 2\beta^T\mathbf{X}^T\rho\mathbf{W}y + \rho^T\mathbf{W}^T\rho^T\mathbf{W}y\right)\right) \\
&= \frac{1}{n}E\left(\left(\mathbf{X}^T\beta^T\mathbf{X}\beta + 2\beta^T\mathbf{X}^T\rho\mathbf{W}y + \rho^T\mathbf{W}^T\rho^T\mathbf{W}y\right) + \left(y^T y - 2\mathbf{X}^T\beta^T y - 2\rho^T\mathbf{W}^T y^T y\right)\right) \\
&= \frac{1}{n}\left(\left(\mathbf{X}^T\beta^T\mathbf{X}\beta + 2\beta^T\mathbf{X}^T\rho\mathbf{W}\left(E\left(y\right)\right) + \rho^T\mathbf{W}^T\rho^T\mathbf{W}\left(E\left(y\right)\right)\right) + \left(y^T - 2\mathbf{X}^T\beta^T - 2\rho^T\mathbf{W}^T y^T\right)E(y)\right)
\end{aligned}$$

karena $E\left(\sigma^2\right) \neq \sigma^2$ maka estimator tersebut dikatakan estimator bias jadi pada penaksir ini tidak efisien sehingga $E\left(\sigma^2\right)$ memuat autokorelasi spasial.

Sedangkan untuk estimasi parameter ρ pada model regresi spasial lag dengan cara menurunkan terhadap ρ diperoleh:

$$\frac{\partial\left(\ln L\left(\beta,\rho,\sigma^2 \mid y\right)\right)}{\partial\rho}=\frac{\partial\left[-\frac{n}{2}\ln 2\pi-n.\ln\sigma^2-\left(\frac{1}{2}\right)\Sigma^{-1}\left(y-\mathbf{X}\beta-\rho\mathbf{W}y\right)^T\left(y-\mathbf{X}\beta-\rho\mathbf{W}y\right)\right]}{\partial\rho}$$

$$=\frac{\partial\left[-\frac{n}{2}\ln 2\pi-n.\ln\sigma^2-\left(\frac{1}{2}\right)\Sigma^{-1}\left(y-\mathbf{X}\beta-\rho\mathbf{W}y\right)^T\left(y-\mathbf{X}\beta-\rho\mathbf{W}y\right)\right]}{\partial\rho}$$

$$=\frac{\partial\left[-\frac{n}{2}\ln 2\pi\right]}{\partial\rho}-\frac{\partial\left[n.\ln\sigma^2\right]}{\partial\rho}-\frac{1}{2}\frac{\Sigma^{-1}\partial\left(y-\mathbf{X}\beta-\rho\mathbf{W}y\right)^T\left(y-\mathbf{X}\beta-\rho\mathbf{W}y\right)}{\partial\rho}$$

$$=0-0-\frac{1}{2}\frac{\Sigma^{-1}\partial\left(y-\mathbf{X}\beta-\rho\mathbf{W}y\right)^T\left(y-\mathbf{X}\beta-\rho\mathbf{W}y\right)}{\partial\rho}$$

$$=-\frac{1}{2}\frac{\Sigma^{-1}\partial\left(y-\mathbf{X}\beta-\rho\mathbf{W}y\right)^T\left(y-\mathbf{X}\beta-\rho\mathbf{W}y\right)}{\partial\rho}$$

$$=-\frac{1}{2}\left[\frac{\Sigma^{-1}\partial\left(y^T-\beta^T\mathbf{X}^T-y^T\mathbf{W}^T\rho^T\right)\left(y-\mathbf{X}\beta-\rho\mathbf{W}y\right)}{\partial\rho}\right]$$

$$=-\frac{1}{2}\left[0-0+0-2\mathbf{W}^Ty^Ty\Sigma^{-1}+2\beta^T\mathbf{X}^T\mathbf{W}y\Sigma^{-1}+\left(\rho^T\mathbf{W}^T\mathbf{W}y\Sigma^{-1}\right)^T\right]$$

$$=-\frac{1}{2}\left[-2\mathbf{W}^Ty^Ty\Sigma^{-1}+2\beta^T\mathbf{X}^T\mathbf{W}y\Sigma^{-1}+2\mathbf{W}^T\mathbf{W}y\rho\Sigma^{-1}\right]$$

$$=\mathbf{W}^Ty^Ty\Sigma^{-1}-\beta^TX^T\mathbf{W}y\Sigma^{-1}-\mathbf{W}^T\mathbf{W}y\rho\Sigma^{-1}$$

Dengan menyamakan hasil turunan dengan nol diperoleh:

$$\mathbf{W}^Ty^Ty\Sigma^{-1}-\beta^T\mathbf{X}^T\mathbf{W}y\Sigma^{-1}-\mathbf{W}^T\mathbf{W}\hat{\rho}y\Sigma^{-1}=0$$

$$\hat{\rho}\mathbf{W}^T\mathbf{W}y\Sigma^{-1}=\mathbf{W}^Ty^Ty\Sigma^{-1}-\beta^T\mathbf{X}^T\mathbf{W}y\Sigma^{-1}$$

$$\left(\mathbf{W}^T\mathbf{W}y\Sigma^{-1}\right)^{-1}\mathbf{W}^T\mathbf{W}y\Sigma^{-1}\hat{\rho}=\left(\mathbf{W}^T\mathbf{W}y\Sigma^{-1}\right)^{-1}\mathbf{W}^Ty^Ty\Sigma^{-1}-\beta^T\mathbf{X}^T\mathbf{W}y\Sigma^{-1}$$

$$\hat{\rho}=\left(\mathbf{W}^T\mathbf{W}y\Sigma^{-1}\right)^{-1}\mathbf{W}^Ty^Ty\Sigma^{-1}-\left(\mathbf{W}^T\mathbf{W}y\Sigma^{-1}\right)^{-1}\beta^T\mathbf{X}^T\mathbf{W}y\Sigma^{-1}$$

$$=\left(\mathbf{W}^T\mathbf{W}y\Sigma^{-1}\right)^{-1}\left(\mathbf{W}^Ty^T\Sigma^{-1}y-\beta^T\mathbf{X}^T\Sigma^{-1}\mathbf{W}y\right) \tag{3.12}$$

Dari uraian di atas dapat diambil kesimpulan untuk estimasi parameter model adalah sebagai berikut:

$$\beta_{MLE}=\left(\mathbf{X}^T\mathbf{X}\Sigma^{-1}\right)^{-1}(\mathbf{X}^T\Sigma^{-1}y-\mathbf{X}^T\Sigma^{-1}y\rho\mathbf{W}) \tag{3.10}$$

$$\sigma^2=\frac{1}{n}\left(y-\mathbf{X}\beta-\rho\mathbf{W}y\right)^T\left(y-\mathbf{X}\beta-\rho\mathbf{W}y\right) \tag{3.11}$$

$$\rho=\left(\mathbf{W}^T\mathbf{W}y\Sigma^{-1}\right)^{-1}\left(\mathbf{W}^Ty^T\Sigma^{-1}y-\beta^T\mathbf{X}^T\Sigma^{-1}\mathbf{W}y\right) \tag{3.12}$$

Dengan menggunakan persamaan (3.9), (3.10) dan (3.11) di atas selanjutnya akan digunakan untuk menghitung estimasi parameter β, ρ, σ^2 pada data penyakit DBD dengan menggunakan alat bantu yaitu Geoda 0.9.5-*i*. Program Geoda 0.9.5-*i* merupakan salah satu *software* untuk mempermudah dalam menghitung estimasi parameter β, ρ, σ^2 pada kasus data spasial, hasilnya dapat dilihat dalam Lampiran 4.

3.2 Pengujian Autokorelasi dengan Statistik Uji Moran (*Moran I*)

Pengujian *Moran I* digunakan untuk autokorelasi spasial global untuk data yang kontinu. Pengujian *Moran I* adalah menguji residual dari model regresi untuk melihat ada atau tidaknya dependensi spasial. Koefisien *Moran I* digunakan untuk uji dependensi spasial atau autokorelasi antar amatan atau lokasi.

Hipotesis yang digunakan dalam menguji autokorelasi adalah:

H_0: I = 0 (tidak ada autokorelasi antar lokasi)

H_1: I $\neq$ 0 (ada autokorelasi antar lokasi)

Pengujian hipotesis pada model regresi spasial lag dengan statistik uji *Moran I* ini dilakukan dengan cara membandingkan uji kesesuaian dari koefisien parameter dari model regresi linier dan regresi spasial lag.

Dari hipotesis di atas, maka selanjutnya ditentukan himpunan parameter di bawah H_0 dengan fungsi *likelihood* $L(\omega)$, dimana fungsi $L(\omega)$ adalah fungsi dari model regresi linier yang dinyatakan dengan:

$$L(\hat{\omega}) = L\left(\hat{\beta}, \sigma_\omega^2\right) = (2\pi)^{-nq/2}\left(\sigma_\omega^2\right)^{-n/2}\exp\left(-\frac{n\,q}{2}\right)$$

dimana:

$\hat{\beta}$: estimasi dari penaksir β model regresi linier

σ^2 : estimasi variansi dari model regresi linier

dengan:

$$\hat{\beta} = \left(\mathbf{X}^T\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}^T y$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n}\left(y - \mathbf{X}\hat{\beta}\right)^T\left(y - \mathbf{X}\hat{\beta}\right)$$

Selain itu himpunan parameter di bawah populasi dibandingkan dengan model regresi spasial lag dengan fungsi *likelihood* $L(\Omega)$ adalah:

$$L(\Omega) = L\left(\hat{\beta}, \sigma_{\Omega}^2\right) = (2\pi)^{-nq/2}\left(\sigma_{\Omega}^2\right)^{-n/2}\exp\left(-\frac{n\,q}{2}\right)$$

dengan penaksir parameter dari β dan σ^2 adalah:

$$\beta = \left(\mathbf{X}^T \Sigma^{-1}\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}^T \Sigma^{-1}\mathbf{A}y$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n}\left(y - \mathbf{X}\hat{\beta} - \hat{\rho}\mathbf{W}y\right)^T\left(y - \mathbf{X}\hat{\beta} - \hat{\rho}\mathbf{W}y\right)$$

Statistik uji didapat dengan membuat selisih dari $L\left(\hat{\Omega}\right)$ dengan $L(\hat{\omega})$ yang disebut statistik uji rasio *likelihood* (*Wilk's Lamda Statistic*). Keputusan uji akan menolak H_0 dengan nilai $\mathrm{I} < \mathrm{I}_0 < 1$ yaitu:

$$\begin{aligned} I &= L(\hat{\Omega}) - L(\hat{\omega}) \\ &= \left[\left(y - \mathbf{X}\hat{\beta} - \hat{\rho}\mathbf{W}y\right)^T\left(y - \mathbf{X}\hat{\beta} - \hat{\rho}\mathbf{W}y\right)\right] - \left[\left(y - \mathbf{X}\hat{\beta}\right)^T\left(y - \mathbf{X}\hat{\beta}\right)\right] \sim Z \end{aligned}$$

dimana jika $\mathbf{I} = \rho\mathbf{W} = 0$, maka:

$$Z_{hitung} = \left[\left(y - \mathbf{X}\hat{\beta}\right)^T\left(y - \mathbf{X}\hat{\beta}\right)\right] - \left[\left(y - \mathbf{X}\hat{\beta}\right)^T\left(y - \mathbf{X}\hat{\beta}\right)\right] = 0$$

yang dikatakan bahwa tidak ada autokorelasi spasial pada model tersebut. Akan tetapi jika $\mathbf{I} = \rho\mathbf{W} \neq 0$, maka:

$$Z_{hitung} = \left[\left(y - \mathbf{X}\hat{\beta} - \hat{\rho}\mathbf{W}y\right)^{T}\left(y - \mathbf{X}\hat{\beta} - \hat{\rho}\mathbf{W}y\right)\right] - \left[\left(y - \mathbf{X}\hat{\beta}\right)^{T}\left(y - \mathbf{X}\hat{\beta}\right)\right] \neq 0$$

yang dikatakan bahwa terdapat autokorelasi spasial pada model.

3.3 Analisis Data

Analisis regresi melalui OLS yang dilakukan dengan bantuan *software* Geoda 0.9.5-*i* didapatkan hasil sebagai berikut:

$$y = 2.002628 - 0.006547561x_1 - 0.02426927x_2 - 0.01223824x_3 - 0.003500935x_4 + 0.00746864x_5$$

dimana y merupakan jumlah penderita penyakita DBD, x_1 (Jumlah penduduk), x_2 (jumlah puskesmas). x_3 (akses air bersih), dan x_4 (akses sanitasi), x_5 (tingkat kemiskinan). Dengan estimasi parameter β dengan analisis regresi OLS adalah sebagai berikut:

$\beta_0 = -2.0026268, \beta_1 = 0.006547561, \beta_3 = 0.02426927, \beta_3 = 0.01223824,$ $\beta_4 = 0.003500935$ dan $\beta_3 = -0.007468648$

Hasil analisis regresi OLS dari *output software* secara lengkap dapat dilihat pada Lampiran 5. Dari model yang diperoleh selanjutnya akan diuji apakah telah memenuhi asumsi klasik regresi linier dengan OLS yaitu normalitas, multikolinieritas dan homoskedastisitas.

3.3.1 Normalitas

Pemeriksaan hasil pengujian untuk asumsi bahwa *error* berdistribusi normal adalah dengan menggunakan statistik uji *Jarque Bera*, dengan rumus $JB = \frac{n}{6}\left(S^2 + \frac{(k-3)^2}{4}\right)$ dan hasil pengujian dengan menggunakan Geoda 0.9.5-*i* didapatkan nilai statistik uji *Jarque Bera* sebesar 46.04338. Nilai statistik uji *Jarque Bera* masih lebih kecil daripada nilai $\chi^2_{(0.05,4)}$ yaitu sebesar 46.04338 atau 0.000000< 0.05 maka dapat diambil kesimpulan bahwa H_0 ditolak dan dapat diartikan bahwa *error* tidak beristribusi normal.

3.3.2 Multikolinieritas

Pemeriksaan asumsi bahwa antar peubah bebas saling bebas atau tidak terdapat multikolinieritas dilakukan melalui perhitungan bilangan kondisi (CI) yaitu dengan rumus $CI = \sqrt{\frac{\rho_{maks}}{\rho_{min}}}$ dan dari hasil perhitungan yang telah dilakukan dengan menggunakan *software* Geoda 0.9.5-*i*, diperoleh nilai CI sebesar 232.875. Nilai ini lebih besar dari 10, artinya multikolinieritas yang terjadi berada pada tingkat tinggi, atau dapat dianggap terdapat hubungan antar peubah bebas sehingga asumsi non-multikolinieritas tidak terpenuhi. *Output* pengujian asumsi non-multikolinieritas dapat dilihat pada Lampiran 5.

3.3.3 Homoskedastisitas

Untuk menguji apakah *error* memiliki ragam yang homogen dilakukan melalui statistik uji *Breusch Pagan* yaitu dengan rumus:

$$F = \frac{R^2_{\varepsilon^2}/k}{1-R^2_{\varepsilon^2}/(n-k-1)} \sim F_{\alpha,(k,n-k-1)}$$

dan dari hasil perhitungan dengan *software* Geoda 0.9.5-*i* diperoleh nilai statistik uji *Breusch Pagan* sebesar 66.14972, atau melalui *p-value* yang didapatkan yaitu sebesar 0.000000< 0.05 (α) maka keputusan yang dapat diambil yaitu menolak H_0 yang artinya *error* memiliki ragam yang tidak homogen, sehingga asumsi homoskedastisitas tidak terpenuhi atau dapat diambil kesimpulan bahwa dalam hal ini terdapat heteroskedastisitas. *Output* pengujian asumsi homoskedastisitas dapat dilihat pada Lampiran 5.

Dari pengujian asumsi pada model regresi linier dengan menggunakan OLS dapat dinyatakan bahwa pada model regresi tersebut tidak terpenuhinya homoskedatisitas atau tidak terpenuhinya asumsi-asumsi regresi klasik untuk analisis data penyakit DBD maka model tersebut tidak dapat digunakan sebagai alat analisis sehingga pada data tersebut harus diselesaikan dengan menggunakan regresi spasial salah satunya dengan statistik uji *Moran.*

3.4 Pengujian Autokorelasi Spasial

3.4.1 Penentuan Matriks Pembobot (*Weighted*)

Asumsi regresi linier dengan menggunakan OLS adalah tidak adanya autokorelasi spasial. Pengujian autokorelasi spasial harus melalui tahapan analisis yang pada mulanya yaitu menentukan matriks pembobot spasial. Dalam memeriksa ada atau tidaknya dalam pendeteksian autokorelasi spasial dapat menentukan pembobotan dalam bentuk matriks yang menggambarkan kedekatan hubungan antar pengamatan atau lebih dikenal sebagai matriks bobot spasial (*spatial weight matrix*). Salah satu kriteria penentuan matriks bobot spasial yang dapat digunakan yaitu dengan *Rook Continguity* (persinggungan sisi). Hasil pembobotan dengan *Rook Continguity* (persinggungan sisi) dapat dilihat pada Lampiran 4.

Pada penentuan bobot ini pada Lampiran 4 dapat dijelaskan bahwa pada baris pertama menunjukkan input data sebanyak tiga puluh delapan dengan nama *shapefile* yaitu jatimku dan indikator yang digunakan adalah POLY_ID sebagai pengganti nama tiap area (kabupaten/kota) se-Jawa Timur. Hasil pada Lampiran 4 menunjukkan ada hubungan antar wilayah kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur. Misal pada baris 2 tertulis 1 1 artinya pada area 1 (wilayah kabupaten Bangkalan) memiliki 1 tetangga yaitu 23 (kabupaten Sampang), sedangkan pada baris ke 4 tertulis 2 3 artinya pada area 2 (kabupaten Banyuwangi) memiliki 3 tetangga yaitu 25 (kabupaten Situbondo), 7 (kabupaten Jember), dan 5 (kabupaten Bondowoso) menunjukkan bahwa pada baris 4 hanya memiliki anggota area 2 3. Begitu pula selanjutnya untuk area yang lain. Namun hubungan ketetanggaan tidak hanya didasarkan pada letak lokasi atau wilayah yang berdekatan akan tetapi kesamaan faktor geografis dapat mempengaruhi suatu wilayah terpotensi suatu penyakit. Misal pada daerah Batu memiliki kesamaan dengan Probolinggo yaitu sama-sama terletak pada dataran tinggi sehingga untuk potensi terkena penyakit dapat dikatakan sama meskipun tidak berdekatan dan pendeteksian penyakit tersebut akan dapat disimpulkan sama.

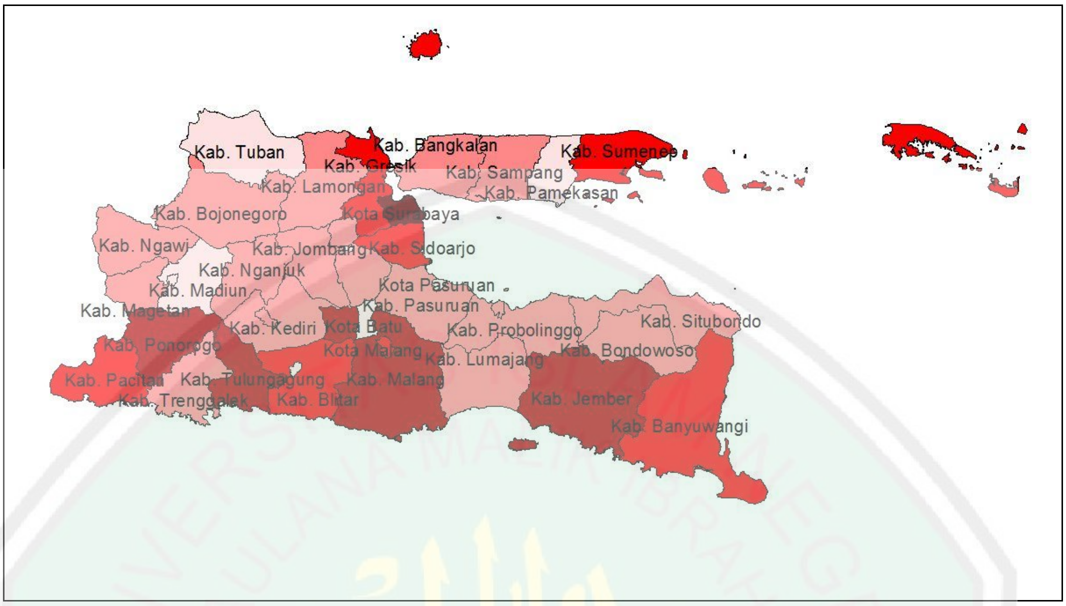
Untuk memudahkan perhitungan biasanya kedekatan antar wilayah yang menjadi penyebab DBD akan dibawa ke dalam bentuk normal yaitu dengan membagi tiap baris dengan jumlah faktor penyebab DBD yang saling berdekatan.

Pada bentuk normal ini seperti yang telah dijelaskan pada bab II bagian penentuan matriks pembobot yaitu jumlah tiap baris pada kedekatan normal adalah satu. Matriks bobot yang telah terproses dapat dilihat pada Lampiran 4.

Proses selanjutnya seperti yang telah dijelaskan pada bab II bagian penentuan matriks pembobot yaitu jumlah tiap baris disamadengankan satu, sehingga diperoleh matriks bobot spasial yang terstandarisasi dan hasil dapat dilihat pada Lampiran 4. Pengujian autokorelasi pada point selanjutnya peneliti menyajikan hasil pemeriksaan dengan regresi spasial.

1.4.2 Digitasi Penyakit DBD pada Model Regresi Spasial

Sebelum melakukan analisis data spasial pada kasus Demam Berdarah *Dengue* (DBD), akan lebih mudah bila data dipetakan untuk melihat secara kilas penyebaran penyakit DBD di Provinsi Jawa Timur pada tahun 2009. Dalam hal ini penulis menggunakan *Software* ArcView 3.3 sebagai alat untuk memetakan penyakit DBD yang diubah dalam bentuk file.shp dan sebagai langkah awal yang akan digunakan dalam mendeteksi adanya autokorelasi spasial dalam *Software* Geoda 0.9.5-*i*. Theme yang digunakan adalah *polygon* karena dalam pemetaan data yang digunakan berdasarkan area masing-masing wilayah Kabupaten kota se-Jawa Timur tahun 2009. Peta wilayah kabupaten/kota se Jawa Timur dapat dilihat pada gambar di bawah ini:



Gambar 3.1. Peta Penyebaran Penyakit DBD

Dari gambar pemetaan di atas dapat dijelaskan bahwa hasil pemetaan berdasarkan jumlah penderita dan *longitude* menunjukkan bahwa warna putih menandakan jumlah penderita DBD paling sedikit begitu seterusnya sampai warna merah tua yang menandakan jumlah kasus paling banyak. Pemetaan penyakit DBD adalah sebagai langkah awal dalam mendeteksi adanya autokorelasi secara sekilas sebelum melakukan pengujian. Sekilas dapat dikatakan wilayah kabupaten kota mengindikasikan penyebaran merata di seluruh Jawa Timur pada tahun 2009 dengan faktor-faktor penyebabnya meskipun ada titik lokasi terbanyak menderita DBD pada tahun itu namun dapat dilihat pada peta bahwa potensi terjangkitnya DBD hampir seluruhnya. Misalkan pada kabupaten Jember tergambar dengan warna merah tua dan kabupaten Bondowoso merah dan dapat dinyatakan bahwa pada daerah kabupaten Jember memiliki penderita DBD lebih banyak daripada kabupaten Bondowoso, jika dilihat dari letak geografis bahwa kedua kabupaten ini memiliki jarak berdekatan, sehingga pada kabupaten Bondowoso akan terpotensi terkena penyakit DBD meskipun tidak sebanyak kabupaten Jember. Selain itu pada kota kabupaten Madiun memiliki warna sama dengan daerah Tuban dan Pamekasan yaitu dengan warna putih ini dapat dijelaskan bahwa ketiga daerah tersebut tidak banyak terdapat penyakit DBD, jika dilihat dari letak geografis ketiga daerah tersebut memiliki letak yang berjauhan namun kesamaan warna yang mengindikasikan banyak sedikitnya penyakit tersebut tidak hanya didasarkan pada letak geografis namun kondisi endemik lingkungan yang sama misalnya kelembaban dan lain sebagainya juga dapat menjadi pengaruh jumlah penyebaran penyakit DBD begitu pula seterusnya. Hasil digitasi selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 2.

1.4.2 Hasil Pemeriksaan Autokorelasi Spasial

Pemeriksaan ada tidaknya autokorelasi spasial dapat dilakukan melalui statistik uji *Moran* dengan nilai selang kepercayaan 90% atau tingkat kesalahan 0.1% karena uji *Moran* memiliki kelemahan dalam mendeteksi adanya autokorelasi. Nilai statistik uji *Moran* diperoleh sebesar 0.123906. Dengan transformasi ke dalam distribusi normal baku diperoleh nilai z_{hitung} sebesar 1.8273225 dan *p-value* sebesar 0.0676512 artinya nilai *p-value* kurang dari α yang dapat disimpulkan bahwa terdapat autokorelasi spasial. Statistik uji *Moran* memiliki kelemahan yaitu kurang sensitif dalam mendeteksi adanya autokorelasi spasial, karena membutuhkan tingkat kesalahan yang tinggi dan untuk meyakinkan adanya autokorelasi spasial peneliti menyajikan hasil dari beberapa metode yaitu *Lagrange Multiplier* (Lag), Robust LM (Lag), dan *Lagrange Multiplier* (SARMA). Pada ketiga metode ini untuk mendeteksi autokorelasi spasial peneliti menggunakan tingkat kesalahan lebih kecil dari tingkat kesalahan untuk metode *Moran I* yaitu sebesar 0.05. Dari hasil ini didapatkan *p-value* untuk *Lagrange Multiplier* (Lag) sebesar 0.0123262, *p-value* Robust LM (Lag) sebesar 0.0194172, dan *Lagrange Multiplier* (SARMA) sebesar 0.0433056 yang artinya nilai *p-value* lebih kecil dari nilai α =0.1. Hasil selengkapnya secara ringkas dapat dilihat pada Tabel 3.1.

Tabel 3.1: Hasil Autokorelasi dengan Beberapa Metode

Uji	MI/DF	Nilai Statistik	*P-Value*
Moran I (*Error*)	0.123906	1.8273225	0.0676512
Lagrange Multiplier (*Lag*)	1	6.2633386	0.0123262
Robust LM (*lag*)	1	5.4635469	0.0194172
Lagrange Multiplier (SARMA)	2	6.2789461	0.0433056

Berdasarkan nilai statistik uji *lagrange multiplier* dapat disimpulkan bahwa autokorelasi spasial lag dengan *p-value* sebesar 0.0123262 yang berarti terdapat autokorelasi spasial karena nilai *p-value* < α (0.05) begitu pula untuk nilai Robust LM (lag) terdapat autokorelasi spasial karena nilai *p-value* < α (0.05) yaitu dengan nilai sebesar 0.0194172. Apabila dilihat dari nilai AIC jika semakin kecil nilai maka model semakin baik, karena model regresi spasial Robust LM (Lag) lebih kecil dari nilai *Lagrange Multiplier* sehingga dapat diambil model yaitu pada Robust lebih tepat digunakan modelnya dalam kasus penyakit DBD.

Jadi pada penyajian uji *Moran* maupun *Lagrange Multiplier* dapat diambil kesimpulan bahwa kedua metode ini untuk kasus DBD menunjukkan adanya autokorelasi spasial, meskipun dalam pengambilan nilai α berbeda ini dikarenakan pada uji *Moran* memiliki kekurangan dalam mendeteksi adanya autokorelasi atau dapat dikatakan pada metode uji *Moran* kurang sensitif dalam mendeteksi autokorelasi sehingga peneliti menggunakan selang kepercayaan berbeda namun tetap menyajikan *Lagrange Multiplier* sebagai bahan pembanding dalam menarik kesimpulan yang lebih baik. Untuk hasil selengkapnya dapat dilihat dalam Lampiran 5.

3.5 Regresi Spasial Lag

Model Regresi Spasial Lag berarti model dibentuk dengan melibatkan peubah lag spasial *dependent*. Model yang didapatkan adalah sebagai berikut:

$$y = 0.4962352 - 0.2249455Wy - 0.006402680x_1 - 0.0250686x_2 - 0.006882785x_3 + 0.0009627144x_4 - 0.00434294x_5$$

Pengujian kelayakan koefisien model secara parsial didasarkan pada statistik uji z yang dapat dilihat pada Tabel 3.2. *Output* Regresi Spasial Lag secara lengkap dapat dilihat pada Lampiran 5.

Tabel 3.2 Hasil Uji Parameter Regresi Spasial Lag

Variabel	**Koefisien**	**Std.*Error***	**Nilai Z**	***p-value***
konstan	-0.962352	3.755963	-0.13211	0.894889
ρ	0.2249455	0.069366	3.242856	0.001183
x_1	0.0064026	0.000761	8.407844	0.000000
x_2	0.0250686	0.011889	2.108427	0.034994
x_3	0.0068827	0.007554	0.911078	0.362256
x_4	-0.000962	0.005437	-0.17705	0.859466
x_5	0.0014342	0.012436	0.115326	0.908186

Dari tabel 4.2 dapat disimpulkan bahwa koefisien autoregresif pada kasus penyakit DBD untuk kepadatan penduduk (x_1) dan jumlah puskesmas (x_2) begitu pula untuk peubah konstan signifikan secara statistik karena *p-value* < 0.05, artinya faktor kepadatan penduduk dan jumlah puskesmas memberikan pengaruh yang kuat terhadap jumlah penderita penyakit DBD di Jawa Timur pada tahun 2009. Namun untuk koefisien autoregresif pada kasus penyakit DBD untuk akses air bersih (x_3), akses sanitasi (x_4) dan tingkat kemiskinan (x_5) tidak signifikan secara statistik, hal ini dapat dilihat dari *p-value* yang nilainya lebih dari 0.05 artinya faktor akses air bersih, akses sanitasi, dan tingkat kemiskinan yang ada di Jawa Timur kurang begitu berpengaruh untuk jumlah penderita penyakit DBD di Jawa Timur pada tahun 2009. Sedangkan jika dilihat untuk uji spasial lag-nya, dapat dikatakan bahwa pengaruh spasial atau faktor lokasi mempengaruhi pengamatan penyakit DBD di tiap daerah. Daerah yang mempunyai faktor spasial lokasi yang berdekatan (baik secara astronomis maupun geografis) akan mempengaruhi pengamatan penderita penyakit DBD. Untuk lebih jelasnya, hasil dapat dilihat pada Tabel 4.2.

3.6 Interpretasi

Islam adalah agama yang mengatasi dan melintasi waktu, karena sistem nilai yang ada di dalamnya adalah mutlak. Kebenaran nilai Islam bukan hanya untuk masa dahulu, tetapi juga untuk masa sekarang bahkan masa yang akan datang, sehingga nilai-nilai dalam Islam berlaku sepanjang masa. Dalam penelitian ini, juga terdapat beberapa kajian ilmu matematika khususnya ilmu statistik, yaitu mengenai pengujian autokorelasi spasial dengan menggunakan bantuan penyakit Demam Berdarah *Dengue* (DBD) sebagai kajiannya.

Berdasarkan model yang telah didapatkan dan hasil kesimpulan tentang adanya autokorelasi spasial dalam kasus DBD di Jawa Timur Tahun 2009 dapat diartikan bahwa jumlah penderita penyakit DBD dalam suatu lokasi atau wilayah dipengaruhi oleh jumlah penduduk dan jumlah puskesmas, akan tetapi akses air bersih, akses sanitasi dan tingkat kemiskinan tidak mempengaruhi peningkatan jumlah penderita penyakit DBD atau dengan kata lain bahwa peningkatan jumlah penduduk di daerah yang berdekatan dengan daerah yang lain mempengaruhi tingkat kenaikan penyakit DBD begitu pula untuk jumlah puskesmas di suatu daerah, apabila suatu daerah kurangnya tempat sarana kesehatan akan mempengaruhi jumlah penderita DBD karena masyarakat akan mendatangi puskesmas yang lebih dekat dari tempat tinggalnya, apabila letak puskesmas jauh dari rumah tempat tinggal mereka bukan tidak mungkin membuat masyarakat untuk tidak pergi ke puskesmas dan ini merupakan faktor pendukung terjadinya penyakit ditambah dengan kepadatan penduduk.

Dalam hal ini Al-Qur'an mengajarkan kepada manusia untuk melakukan pola hidup bersih. Tempat tinggal yang kumuh membuat penyakit mudah terjadi apalagi penyakit DBD yang faktor utamanya adalah kebersihan air, air yang bersih tidak akan mudah bagi bibit-bibit atau jentik-jentik nyamuk hidup dan tidak akan menyebabkan nyamuk penyebar DBD mampu bertahan namun sebaliknya tempat kumuh adalah tempat mudah bagi nyamuk untuk bertelur dan menyebarkan penyakitnya yang dalam hal ini manusia adalah mangsa utamanya. Dalam ayat 80 surat An-Nahl telah dijelaskan bahwa Allah menyukai orang-orang yang menjaga kebersihan diri dan lingkungannya.

Dalam surat An-Nahl ayat 80 yang berbunyi:

وَٱللَّهُ جَعَلَ لَكُم مِّنۢ بُيُوتِكُمۡ سَكَنٗا وَجَعَلَ لَكُم مِّن جُلُودِ ٱلۡأَنۡعَٰمِ بُيُوتٗا تَسۡتَخِفُّونَهَا يَوۡمَ
ظَعۡنِكُمۡ وَيَوۡمَ إِقَامَتِكُمۡ وَمِنۡ أَصۡوَافِهَا وَأَوۡبَارِهَا وَأَشۡعَارِهَآ أَثَٰثٗا وَمَتَٰعًا إِلَىٰ حِينٖ ٨٠

Artinya: " *Dan Allah menjadikan bagimu rumah-rumahmu sebagai tempat tinggal dan dia menjadikan bagi kamu rumah-rumah (kemah-kemah) dari kulit binatang ternak yang kamu merasa ringan (membawa)nya di waktu*

> *kamu berjalan dan waktu kamu bermukim dan (dijadikan-Nya pula) dari bulu domba, bulu onta dan bulu kambing, alat-alat rumah tangga dan perhiasan (yang kamu pakai) sampai waktu (tertentu).*"(Q.S. An-Nahl:80).

Selain itu dalam surat At-Taubah ayat 109, yang berbunyi:

وَٱللَّهُ يُحِبُّ ٱلْمُطَّهِّرِينَ ١٠٨

Artinya: "*Sesungguhnya Allah menyukai orang-orang yang bersih*" (At-Taubah:108).

Dari ayat di atas telah disebutkan bahwa setiap manusia diperintahkan untuk selalu mejaga kebersihan diri dan lingkungan tempat tinggalnya, karena Allah telah menjadikan rumah-rumah sebagai tempat tinggal, dan Allah menyukai orang-orang yang bersih. Tidak hanya dalam kehidupan nyata dalam segala aspek Allah memerintahkan untuk selalu menjaga kebersihan. Kasus kebersihan ini dalam ilmu pengetahuan tidak hanya terdapat dalam kajian ilmu biologi namun dalam berbagai ilmu dapat digunakan tak terkecuali dalam pengujian autokorelasi yang merupakan kajian peneliti dan dikatakan bahwa kepadatan penduduk, sarana kesehatan (jumlah puskesmas yang tersebar di Jawa Timur), akses air bersih, akses sanitasi dan tingkat kemiskinan merupakan faktor terbesar yang mempengaruhi penyakit Demam Berdarah *Dengue* (DBD) akan tetapi pada Tahun 2009 di Jawa Timur tidak semua penyebab-penyebab terjadinya penyakit tersebut menjadi faktor utama akan tetapi pada Tahun 2009 dari kelima faktor hanya kepadatan penduduk dan sarana kesehatan yang menjadi pemicu naiknya penderita DBD.

Suatu model matematika dalam kajian statistika mempunyai asumsi-asumsi yang harus dipenuhi. Namun tidak sedikit model yang melanggar asumsi yang ada, dengan adanya pelanggaran tersebut suatu masalah tidak dapat diselesaikan dengan satu metode yang sering digunakan pada umumnya. Dapat dicontohkan dalam model regresi secara umum dengan metode OLS memiliki beberapa asumsi yang salah satunya adalah tidak adanya autokorelasi atau asumsi homoskedastisitas terpenuhi, apabila asumsi tersebut dilanggar maka model tersebut tidak dapat diselesaikan dengan metode OLS namun dengan menggunakan regresi spasial salah satunya adalah metode *Moran*. Meskipun dalam OLS yang memuat adanya autokorelasi dapat diselesaikan dengan pendekatan metode koreksi seperti *Newey-West* namun peneliti mengatakan hal ini tidak mudah hanya dengan menggunakan metode koreksi namun lebih tepat menggunakan regresi spasial untuk mendapatkan hasil yang lebih menguatkan. Seperti halnya manusia, jika mereka tidak ingin menderita suatu penyakit akan lebih baik menjaga kebersihan diri dan lingkungannya.

Regresi spasial adalah suatu model regresi yang baik digunakan apabila model regresi umum mengalami autokorelasi spasial dengan salah satu metode *Moran I* atau dengan metode yang lain. Diharapkan dengan menggunakan metode ini dapat nilai yang menguatkan sebagai model yang memiliki pengaruh spasial meskipun dalam metode ini masih banyak kekurangan namun peneliti telah menyajikan hasil dengan menggunakan metode *Lagrange Multiplier* (LM) sebagai pembanding dalam mencari kebenaran atau suatu kebaikan hasil.

BAB IV

PENUTUP

4.1 Kesimpulan

Dari uraian pada bab tiga maka dapat disimpulkan bahwa:

1. Pada pengujian autokorelasi model regresi spasial lag dengan statistik uji *Moran* jika diketahui $\mathbf{I} = \rho\mathbf{W} = 0$, maka akan didapatkan :

$$Z_{hitung} = \left[\left(y - \mathbf{X}\hat{\beta}\right)^T \left(y - \mathbf{X}\hat{\beta}\right)\right] - \left[\left(y - \mathbf{X}\hat{\beta}\right)^T \left(y - \mathbf{X}\hat{\beta}\right)\right] = 0$$

dimana tidak ada autokorelasi spasial pada model tersebut. Akan tetapi jika $\mathbf{I} = \rho\mathbf{W} \neq 0$, maka :

$$Z_{hitung} = \left[\left(y - \mathbf{X}\hat{\beta} - \hat{\rho}\mathbf{W}y\right)^T \left(y - \mathbf{X}\hat{\beta} - \hat{\rho}\mathbf{W}y\right)\right] - \left[\left(y - \mathbf{X}\hat{\beta}\right)^T \left(y - \mathbf{X}\hat{\beta}\right)\right] \neq 0$$

dapat dikatakan bahwa terdapat autokorelasi spasial pada model, dengan parameter yang dihasilkan adalah:

$$\beta_{MLE} = \left(\mathbf{X}^T \mathbf{X} \Sigma^{-1}\right)^{-1} (\mathbf{X}^T \Sigma^{-1} y - \mathbf{X}^T \Sigma^{-1} y \rho \mathbf{W})$$

$$\rho \quad = \left(\mathbf{W}^T \mathbf{W} y \Sigma^{-1}\right)^{-1} \left(\mathbf{W}^T y^T \Sigma^{-1} y - \beta^T \mathbf{X}^T \Sigma^{-1} \mathbf{W} y\right)$$

2. Dengan model regresi spasial lag pada data penyakit Demam Berdarah *Dengue* (DBD) di Jawa Timur tahun 2009 adalah:

$$y = 0.4962352 - 0.2249455Wy - 0.006402680x_1 - 0.0250686x_2 - 0.006882785x_3 + 0.0009627144x_4 - 0.00434294x_5$$

4.2 Saran

Saran yang dapat diberikan dalam skripsi ini adalah masalah penggunaan metode, baik metode pengujian autokorelasi dan pengujian estimasi parameter. Penulis berharap dalam penelitian selanjutnya pembaca dapat menggunakan metode yang lain atau dapat menggunakan minimal dua metode sebagai pembanding agar dalam pengambilan kesimpulan dapat lebih baik.

DAFTAR PUSTAKA

Abdullah. 2007. *Tafsir Ibnu Katsir Jilid 3*. Jakarta: Pustaka Imam Syafi'i.

Anonim. 2004. *Demam Berdarah.* http://www.litbang.depkes.go.id/maskes/052004/demamberdarah1.htm. Diakses pada 10 Agustus 2011.

Anselin, L.. 1988. Spatial Econometrics: *Methods and Models*. London: Kluwer Academic Press.

Anselin, L.. 1990. Spatial Dependence and Spatial Structural Instability in Applied Regression Analysis. *Journal Of Regional Science*. 30:185-2007.

Anselin, L.. 1996. The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association. In Fischer M M, Scholten H, Unwin D (eds). *Spatial analytical perspectiveson GIS*. London: Taylor and Francis.

Anselin, L.. 2000. Geoda: *Spatial Regression*. http : // www. s4 . brown. Edu/ S4 /about.htm. Diakses pada tanggal 15 Oktober 2012.

Anselin, L.. 2003. *An Introduction to Spatial Regression Analysis in R*. http://sal.uiuc.edu/shuff-sum/pdf/spdeintro.pdf. Diakses pada tanggal 6 Januari 2007.

Aslim, A.. 1997. *Analisis Kerawanan Demam Berdarah Dengue di Tingkat Desa di Kabupaten Indramayu Tahun 1992-1996 dan Rencana Penanggulangannya*. Tesis Fakultas Kesehatan Masyarakat Universitas Indonesia.

Aziz, A.. 2010. *Ekonometrika*. Malang: UIN Malang Press.

Cressie, N.A.C.. 1991. *Statistic for Spasial Data*. Revised ed. New York: John Wiley and Sons.

Fotheringham, A.S., Brudson, C dan Charlton, M. 2002. *Geographically Weighted Regression: The Analysis of Spatialy Varying Relationships*. England. John Wiley & Sons Ltd.

Gong, G.. 2002. *Analysis of US Domestic Air Travel Cost Using GIS and Spatial Analysis*. http://www.ueigs.org/summer03/studentpapers/ ganggong. Diakses pada tanggal 6 januari 2007.

Gujarati, D.. 1992. *Essentials of Econometrics*. New York: Mc Graw-Hill, Inc.

Gujarati, D.. 1995. *Ekonometrika Dasar*. Alih Bahasa Sumarno Zain. Jakarta: Erlangga.

Gujarati, D.. 2006. *Dasar-Dasar Ekonometrika*. Alih Bahasa Julius Mulyadi. Jakarta: Erlangga.

Gujarati, D.. 2007. *Dasar-dasar Ekonometri Edisi Ketiga*, Jilid I dan II. Terjemahan M. Julius A. Jakarta: Erlangga.

Ja'far, M.A.. 2008. *Terjemah Tafsit At-Thabari*. Jakarta: Pustaka Azzam.

Judge, G.G, R.C Hill and Griffiths. 1988. *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics* 2nd *Edition.* Canada: John Willey & Sons, Inc.

Kurniawan, D.. 2008. *Regresi Linier*. http://ineddeni.wordpress.com.

LeSage, J.P.. 1994. Regression Analysis of Spatial Data. *Journal Regional and Policy*. vol. 27, No. 2, hal. 83-84.

LeSage, J.P.. 1999. *The Theory and Practice of Spatial Ekonometrics*. New York: University of Toledo.

LeSage, J.P.. 2004. *Lecture 1: Maximum Likelihood Estimation of Spatial Regression Models*. http://www4,fe,uc,pt/spatial/doc/lecture1,pdf. Tanggal akses 6 januari 2007.

LeSage, J.P.. 2005. *Using The Variance structure of the conditional autoregressive spatial specification to the model knowledge spillovers*, http://www.econ.uteledo.edu.

Mennis, J., dan Jordan, L.. 2005. The Distribution of Environmental Equity: Exploring Spatial Nonstationarity in Multivriate Models of Air Toxic Releases, *Annals of the Association of American Geographers*. Vol.95, hal. 249-268.

Mennis, J.. 2006. Mapping the Result of Geographically Weighted Regression, *The Cartographic Journal*. Vol. 43, No. 2, hal. 171-179.

Pagalay, U.. 2009. *Mathematical Modelling*. Malang: UIN Malang Press.

Rencher, A.C.. 2000. *Linier Models in Statistics.* Singapore: John Wiley & Sons Inc.

Sembiring. 1995. *Analisis Regresi*. Bandung: ITB.

Soegijanto, S.. 2004. *Demam Berdarah Dengue.* Surabaya: Airlangga University Press.

Sudjana. 2005. *Teknik Analisis Regresi dan Korelasi bagi Para Penliti*. Bandung: Tarsito.

Supangat, A.. 2007. *Statistika Dalam Kajian Deskriptif, Inferensi dan Nonparametrik*. Jakarta: Kencana Prenada Media Group.

Suprapto, J.. 2004. *Ekonometri*, Jakarta: Ghalia Indonesia.

World Health Organization. 2009. *"Dengue and Dengue Haemorrhagic Fever" World Health Organization.* http : // www. Who . int / mediacentre / factsheets/fs117/en/. Diakses pada 10 Agustus 2011.

Yuniarti, A.. 2008. *Tingkat Kerawanan Demam Berdarah Dengue di Daerah Khusus Ibukota Jakarta Tahun 2007*. Depok: Skripsi Departemen Kesehatan Lingkungan Fakultas Kesehatan Masyarakat Universitas Indonesia.

Zhang, L., dan Gove, J.H.. 2005. Spatial Assessment of Model Errors from Four Regression Techniques. *Journal of Forest Science*. Vol. 51, No. 4, hal. 334-346.

Zhang, H.. 2007. Maximum-Likelihood Estimation for Multivariate Spatial Linier Coregionalization Models. *Environmetrics Journal*. Vol. 18, hal. 125-139.

KEMENTERIAN AGAMA RI
UNIVERSITAS ISLAM NEGERI
MAULANA MALIK IBRAHIM MALANG
FAKULTAS SAINS DAN TEKNOLOGI
Jl. Gajayana No. 50 Dinoyo Malang Telp./Fax.(0341)558933

BUKTI KONSULTASI SKRIPSI

Nama : Nita Sugiarti
NIM : 09610096
Fakultas/ Jurusan : Sains dan Teknologi/ Matematika
Judul Skripsi : Pengujian Autokorelasi pada Model Regresi Spasial Lag dengan Statistik Uji *Moran* (Kasus Penyakit Demam Berdarah *Dengue* (DBD) di Jawa Timur Tahun 2009)
Pembimbing I : Dr. Sri Harini, M.Si
Pembimbing II : Abdussakir, M.Pd

No	Tanggal	Hal	Tanda Tangan	
1.	26 September 2012	Konsultasi Bab I, Bab II	1.	
2.	12 Oktober 2012	Konsultasi Bab I, Bab II		2.
3.	19 Oktober 2012	Konsultasi Bab I, Bab II	3.	
4.	29 Oktober 2012	Konsultasi Kajian Agama		4.
5.	24 November 2012	ACC Bab I, Bab II	5.	
6.	11 Januari 2013	ACC Kajian Agama		6.
7.	9 Oktober 2012	Konsultasi Bab III	7.	
8.	17 Oktober 2012	Konsultasi Bab III		8.
9.	7 November 2012	Konsultasi Bab I, Bab II, Bab III	9.	
10.	22 November 2012	Konsultasi Bab I, Bab II, Bab III		10.
11.	3 Januari 2013	Konsultasi Bab I, Bab II, Bab III	11.	
12.	27 Desember 2012	ACC Kajian Agama		12.
13.	11 Januari 2013	ACC Bab I, Bab II, Bab III	13.	
14.	11 Januari 2013	ACC Keseluruhan		

Malang, 15 Januari 2013
Mengetahui,
Ketua Jurusan Matematika

Abdussakir, M.Pd
NIP. 19751006 200312 1 001

LAMPIRAN

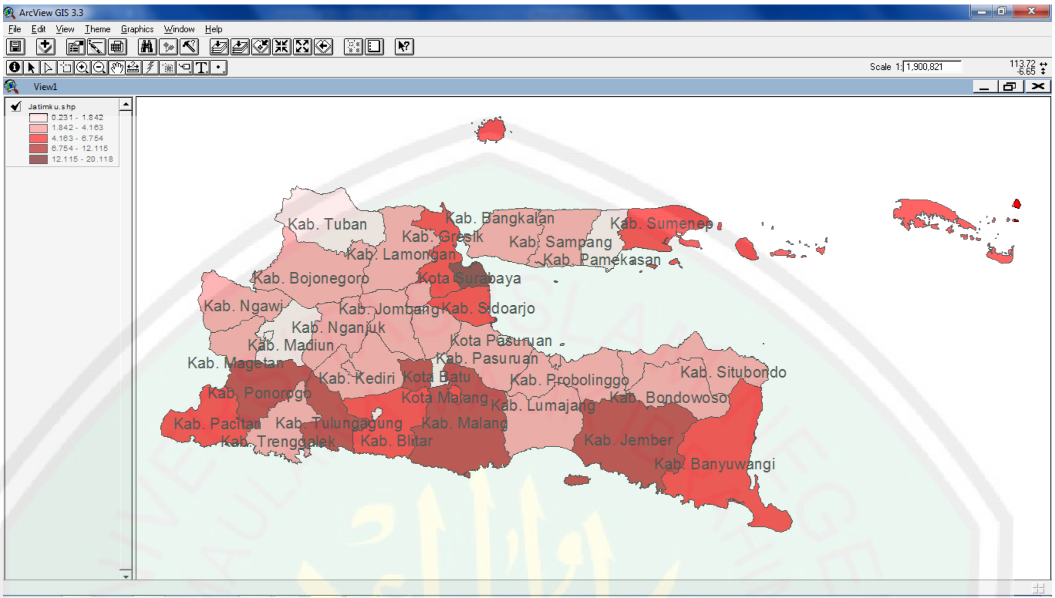
Lampiran 1. Data Penyakit Demam Berdarah *Dengue* (DBD) Jawa Timur Tahun 2009

y	Jumlah penderita DBD
x_1	Kepadatan penduduk
x_2	Jumlah Puskesmas
x_3	Akses air bersih
x_4	Akses Sanitasi
x_5	indikator kemiskinan

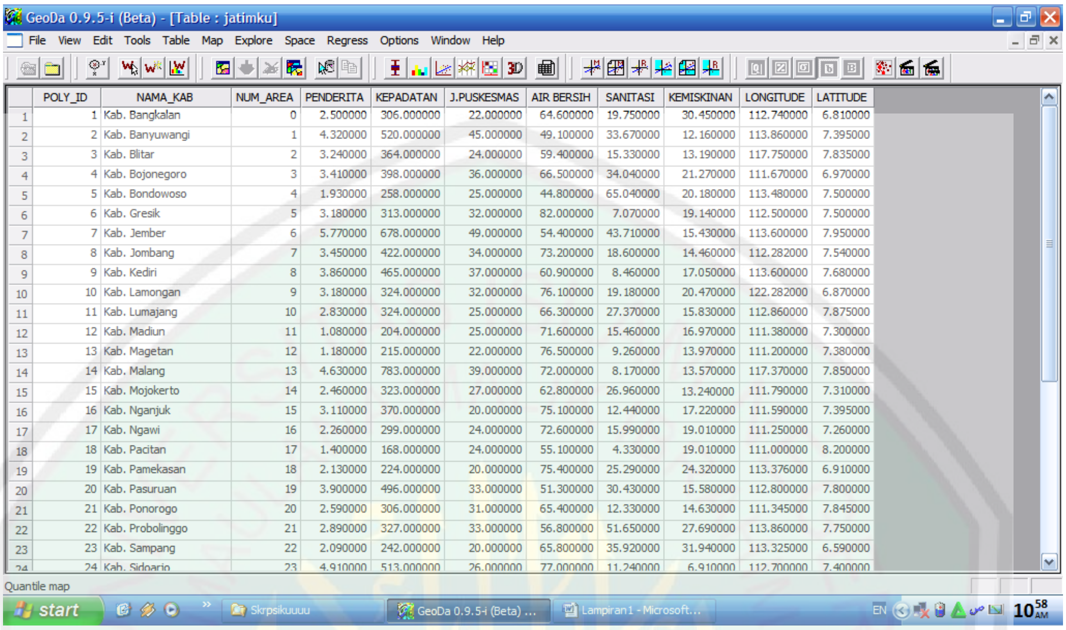
Kabupaten/Kota	y	x1	x2	x3	x4	x5
kab.Pacitan	581	168	24	55.1	4.33	19.01
kab.Ponorogo	1349	306	31	65.4	12.33	14.63
kab.Trenggalek	409	255	22	50.5	20.29	18.27
kab.Tulungagung	1118	367	31	62.9	7.53	10.6
kab.Blitar	692	364	24	59.4	15.33	13.19
kab.Kediri	454	465	37	60.9	8.46	17.05
kab.Malang	1124	783	39	72	8.17	13.57
kab.Lumajang	344	324	25	66.3	27.37	15.83
kab.Jember	983	678	49	54.4	43.71	15.43
kab.Banyuwangi	769	520	45	49.1	33.67	12.16
kab.Bondowoso	292	258	25	44.8	65.04	20.18
kab.Situbondo	474	238	17	50.9	55.8	15.99
kab.Probolinggo	333	327	33	56.8	51.67	27.69
kab.Pasuruan	365	496	33	51.3	30.43	15.58
kab.Sidoarjo	526	513	26	77	11.24	6.91
kab.Mojokerto	435	323	27	62.8	26.96	13.24
kab.jombang	466	422	34	73.2	18.6	14.46
kab.Nganjuk	335	370	20	75.1	12.44	17.22
kab.Madiun	200	204	25	71.6	15.46	16.97
kab.Magetan	299	215	22	76.5	9.26	13.97
kab.Ngawi	357	299	24	72.6	15.99	19.01
kab.Bojonegoro	461	398	36	66.5	34.04	21.27
kab.Tuban	206	383	33	56.1	38.85	23.01
kab.Lamongan	386	324	32	76.1	19.18	20.47
kab.Gresik	631	313	32	82	7.07	19.14
kab.Bangkalan	333	306	22	64.6	19.75	30.45
kab.Sampang	310	242	20	65.8	35.92	31.94

kab.Pamekasan	73	224	20	75.4	25.29	24.32
kab.Sumenep	613	359	29	72.1	31.99	26.89
kota.Kediri	274	93	9	60.9	3.28	10.41
kota.Blitar	177	45	3	47.2	5.47	7.56
kota.Malang	656	226	15	74	3.82	5.58
kota.Probolinggo	436	59	6	71.6	18.1	21.06
kota.Pasuruan	147	56	7	78.2	27.95	9.34
kota.Mojokerto	26	36	5	65.8	10.94	7.19
kota.Madiun	137	60	6	76.7	8.13	5.93
kota.Surabaya	2268	849	53	99.1	3.21	6.27
kota.Batu	136	57	5	82.4	5.88	4.81

Lampiran 2.Peta Hasil Digitasi dengan menggunakan ArcView 3.3



Lampiran 3. Data penyakit DBD dengan menggunakan Geoda 0.9.5-*i*



	POLY_ID	NAMA_KAB	NUM_AREA	PENDERITA	KEPADATAN	J.PUSKESMAS	AIR BERSIH	SANITASI	KEMISKINAN	LONGITUDE	LATITUDE
1	1	Kab. Bangkalan	0	2.500000	306.000000	22.000000	64.600000	19.750000	30.450000	112.740000	6.810000
2	2	Kab. Banyuwangi	1	4.320000	520.000000	45.000000	49.100000	33.670000	12.160000	113.860000	7.395000
3	3	Kab. Blitar	2	3.240000	364.000000	24.000000	59.400000	15.330000	13.190000	117.750000	7.835000
4	4	Kab. Bojonegoro	3	3.410000	398.000000	36.000000	66.500000	34.040000	21.270000	111.670000	6.970000
5	5	Kab. Bondowoso	4	1.930000	258.000000	25.000000	44.800000	65.040000	20.180000	113.480000	7.500000
6	6	Kab. Gresik	5	3.180000	313.000000	32.000000	82.000000	7.070000	19.140000	112.500000	7.500000
7	7	Kab. Jember	6	5.770000	678.000000	49.000000	54.400000	43.710000	15.430000	113.600000	7.950000
8	8	Kab. Jombang	7	3.450000	422.000000	34.000000	73.200000	18.600000	14.460000	112.282000	7.540000
9	9	Kab. Kediri	8	3.860000	465.000000	37.000000	60.900000	8.460000	17.050000	113.600000	7.680000
10	10	Kab. Lamongan	9	3.180000	324.000000	32.000000	76.100000	19.180000	20.470000	122.282000	6.870000
11	11	Kab. Lumajang	10	2.830000	324.000000	25.000000	66.300000	27.370000	15.830000	112.860000	7.875000
12	12	Kab. Madiun	11	1.080000	204.000000	25.000000	71.600000	15.460000	16.970000	111.380000	7.300000
13	13	Kab. Magetan	12	1.180000	215.000000	22.000000	76.500000	9.260000	13.970000	111.200000	7.380000
14	14	Kab. Malang	13	4.630000	783.000000	39.000000	72.000000	8.170000	13.570000	117.370000	7.850000
15	15	Kab. Mojokerto	14	2.460000	323.000000	27.000000	62.800000	26.960000	13.240000	111.790000	7.310000
16	16	Kab. Nganjuk	15	3.110000	370.000000	20.000000	75.100000	12.440000	17.220000	111.590000	7.395000
17	17	Kab. Ngawi	16	2.260000	299.000000	24.000000	72.600000	15.990000	19.010000	111.250000	7.260000
18	18	Kab. Pacitan	17	1.400000	168.000000	24.000000	55.100000	4.330000	19.010000	111.000000	8.200000
19	19	Kab. Pamekasan	18	2.130000	224.000000	20.000000	75.400000	25.290000	24.320000	113.376000	6.910000
20	20	Kab. Pasuruan	19	3.900000	496.000000	33.000000	51.300000	30.430000	15.580000	112.800000	7.800000
21	21	Kab. Ponorogo	20	2.590000	306.000000	31.000000	65.400000	12.330000	14.630000	111.345000	7.845000
22	22	Kab. Probolinggo	21	2.890000	327.000000	33.000000	56.800000	51.650000	27.690000	113.860000	7.750000
23	23	Kab. Sampang	22	2.090000	242.000000	20.000000	65.800000	35.920000	31.940000	113.325000	6.590000
24	24	Kab. Sidoarjo	23	4.910000	513.000000	26.000000	77.000000	11.240000	6.910000	112.700000	7.400000

Lampiran 4 Hasil *Continguity* dalam Format Notepad

```
0 38 jatimku POLY_ID
1 1
23
2 3
25 7 5
3 4
31 29 9 14
4 6
28 17 16 12 10 8
5 4
25 22 7 2
6 4
38 24 15 10
7 4
22 11 2 5
8 6
16 15 10 9 14 4
9 6
32 29 16 3 14 8
10 5
28 15 6 8 4
11 3
14 7 22
12 6
33 21 17 16 13 4
13 4
33 21 17 12
14 8
34 30 20 15 11 9 8 3
15 8
35 30 8 14 20 24 6 10
16 6
29 21 8 9 12 4
```

```
17 3
12 13 4
18 2
21 27
19 2
23 26
20 6
36 30 24 22 14 15
21 6
18 27 29 12 13 16
22 6
37 25 5 7 20 11
23 2
19 1
24 4
38 20 6 15
25 3
2 5 22
26 1
19
27 3
29 21 18
28 2
10 4
29 5
3 9 27 16 21
30 3
14 15 20
31 1
3
32 1
9
33 2
12 13
```

34 1
14
35 1
15
36 1
20
37 1
22
38 2
6 24

Lampiran 5. Matriks Bobot Spasial dan Matriks Bobot Spasial yang Terstandarisasi

$$
W=\left[\begin{array}{cccccccccccccccccccccccccccccccccccccc}
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\
0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\
1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\
0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0
\end{array}\right]
$$

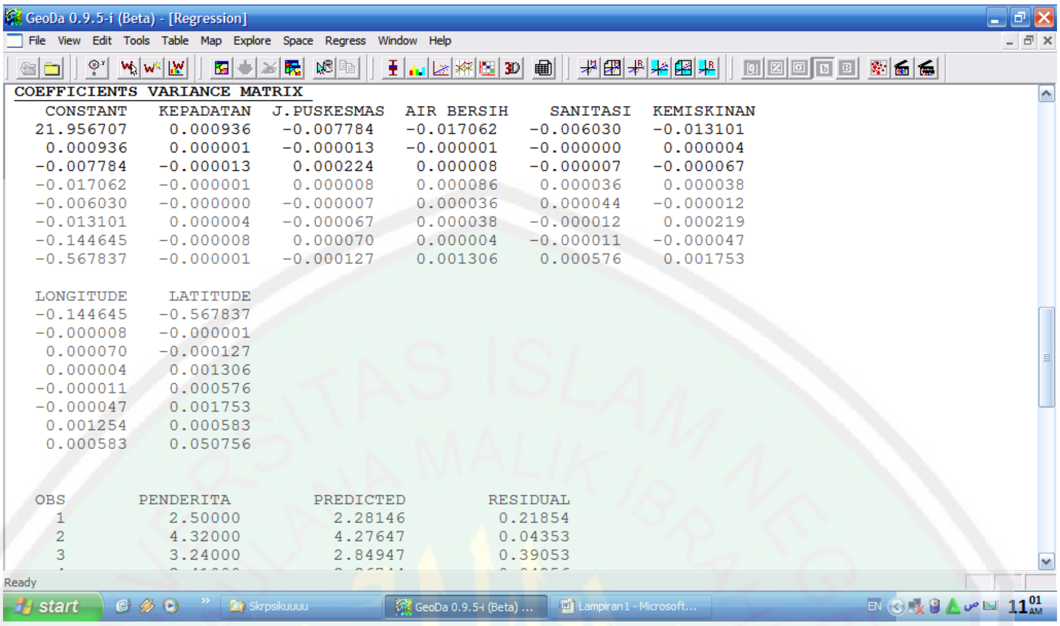
Bobot Spasial yang terstandarisasi

$$
W=\left[\begin{array}{cccccccccccccccccccccccccccccccccccccc}
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 1/3 & 0 & 1/3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/4 & 0 & 1/4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/6 & 0 & 1/6 & 0 & 1/6 & 0 & 0 & 0 & 1/6 & 1/6 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/6 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 1/4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/4 & 0 & 0 & 1/4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/4 \\
0 & 1/4 & 0 & 0 & 1/4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 1/6 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/6 & 1/6 & 0 & 0 & 0 & 1/6 & 1/6 & 1/6 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 1/6 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/6 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/6 & 0 & 1/6 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/6 & 0 & 0 & 1/6 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 1/8 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/8 & 1/8 & 0 & 1/8 & 0 & 0 & 0 & 1/8 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/8 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/8 & 0 & 1/8 & 0 & 0 & 0 & 1/8 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 1/6 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/6 & 0 & 0 & 1/6 & 1/6 & 0 & 0 & 0 & 1/6 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/6 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/4 & 0 & 0 & 0 & 1/4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/7 & 0 & 1/7 & 0 & 1/7 & 0 & 0 & 0 & 1/7 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/7 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/7 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/7 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/7 & 0 & 1/7 & 0 & 1/7 & 0 & 0 & 0 & 1/7 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/7 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/7 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/7 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 1/6 & 0 & 0 & 0 & 1/6 & 1/6 & 0 & 0 & 1/6 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/6 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/6 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 1/3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/3 & 1/3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/2 & 0 & 1/2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/6 & 1/6 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/6 & 0 & 1/6 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/6 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/6 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/6 & 1/6 & 0 & 0 & 1/6 & 0 & 1/6 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/6 & 0 & 1/6 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 1/6 & 0 & 1/6 & 0 & 0 & 0 & 1/6 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/6 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/6 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/6 & 0 \\
1/2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/4 \\
0 & 1/3 & 0 & 0 & 1/3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/3 & 0 & 0 & 1/3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 1/2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 1/5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/3 & 1/3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/2 & 1/2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0
\end{array}\right]
$$

Lampiran 6. *Output* Pendugaan Parameter melalui Uji Asumsi Klasik.

```
REGRESSION
SUMMARY OF OUTPUT: ORDINARY LEAST SQUARES ESTIMATION
Data set            :  jatimku
Dependent Variable  :    PENDERITA  Number of Observations:   38
Mean dependent var  :      2.57526  Number of Variables   :    8
S.D. dependent var  :      1.57108  Degrees of Freedom    :   30

R-squared           :     0.941890  F-statistic           :     69.4662
Adjusted R-squared  :     0.928331  Prob(F-statistic)     :8.72079e-017
Sum squared residual:       5.4504  Log likelihood        :    -17.0236
Sigma-square        :      0.18168  Akaike info criterion :     50.0473
S.E. of regression  :      0.42624  Schwarz criterion     :      63.148
Sigma-square ML     :     0.143432
S.E of regression ML:     0.378724
-----------------------------------------------------------------------
    Variable      Coefficient      Std.Error     t-Statistic   Probability
-----------------------------------------------------------------------
    CONSTANT        -2.002628       4.685798      -0.4273825     0.6721534
   KEPADATAN      0.006547561   0.0009588825        6.828325     0.0000001
 J.PUSKESMAS       0.02426927     0.01497843        1.620281     0.1156376
  AIR BERSIH       0.01223824    0.009259309        1.321723     0.1962512
    SANITASI      0.003500935    0.006605546       0.5299993     0.6000135
  KEMISKINAN     -0.007468648     0.01479103      -0.5049443     0.6172876
   LONGITUDE      0.006506043     0.03541058       0.1837316     0.8554611
    LATITUDE       0.05591876      0.2252909       0.2482069     0.8056664
-----------------------------------------------------------------------
```

```
REGRESSION DIAGNOSTICS
MULTICOLLINEARITY CONDITION NUMBER    232.875
TEST ON NORMALITY OF ERRORS
TEST                      DF           VALUE              PROB
Jarque-Bera                2            46.04338          0.0000000

DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY
RANDOM COEFFICIENTS
TEST                      DF           VALUE              PROB
Breusch-Pagan test         7            66.14973          0.0000000
Koenker-Bassett test       7            20.48268          0.0046162
SPECIFICATION ROBUST TEST
TEST                      DF           VALUE              PROB
White                     35            37.48604          0.3557990

DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE
FOR WEIGHT MATRIX : area.GAL  (row-standardized weights)
TEST                           MI/DF        VALUE            PROB
Moran's I (error)             0.123906      1.8273225        0.0676512
Lagrange Multiplier (lag)          1        6.2633386        0.0123262
Robust LM (lag)                    1        5.4635469        0.0194172
Lagrange Multiplier (error)        1        0.8153992        0.3665288
Robust LM (error)                  1        0.0156076        0.9005787
Lagrange Multiplier (SARMA)        2        6.2789461        0.0433056
```

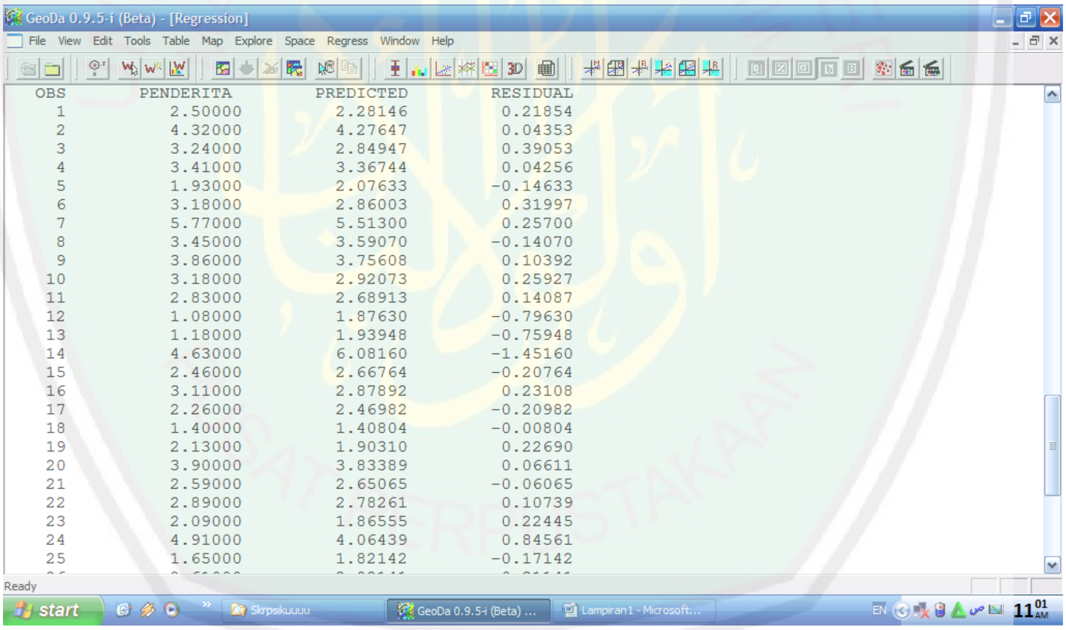


COEFFICIENTS VARIANCE MATRIX

CONSTANT	KEPADATAN	J.PUSKESMAS	AIR BERSIH	SANITASI	KEMISKINAN
21.956707	0.000936	-0.007784	-0.017062	-0.006030	-0.013101
0.000936	0.000001	-0.000013	-0.000001	-0.000000	0.000004
-0.007784	-0.000013	0.000224	0.000008	-0.000007	-0.000067
-0.017062	-0.000001	0.000008	0.000086	0.000036	0.000038
-0.006030	-0.000000	-0.000007	0.000036	0.000044	-0.000012
-0.013101	0.000004	-0.000067	0.000038	-0.000012	0.000219
-0.144645	-0.000008	0.000070	0.000004	-0.000011	-0.000047
-0.567837	-0.000001	-0.000127	0.001306	0.000576	0.001753

LONGITUDE	LATITUDE
-0.144645	-0.567837
-0.000008	-0.000001
0.000070	-0.000127
0.000004	0.001306
-0.000011	0.000576
-0.000047	0.001753
0.001254	0.000583
0.000583	0.050756

OBS	PENDERITA	PREDICTED	RESIDUAL
1	2.50000	2.28146	0.21854
2	4.32000	4.27647	0.04353
3	3.24000	2.84947	0.39053

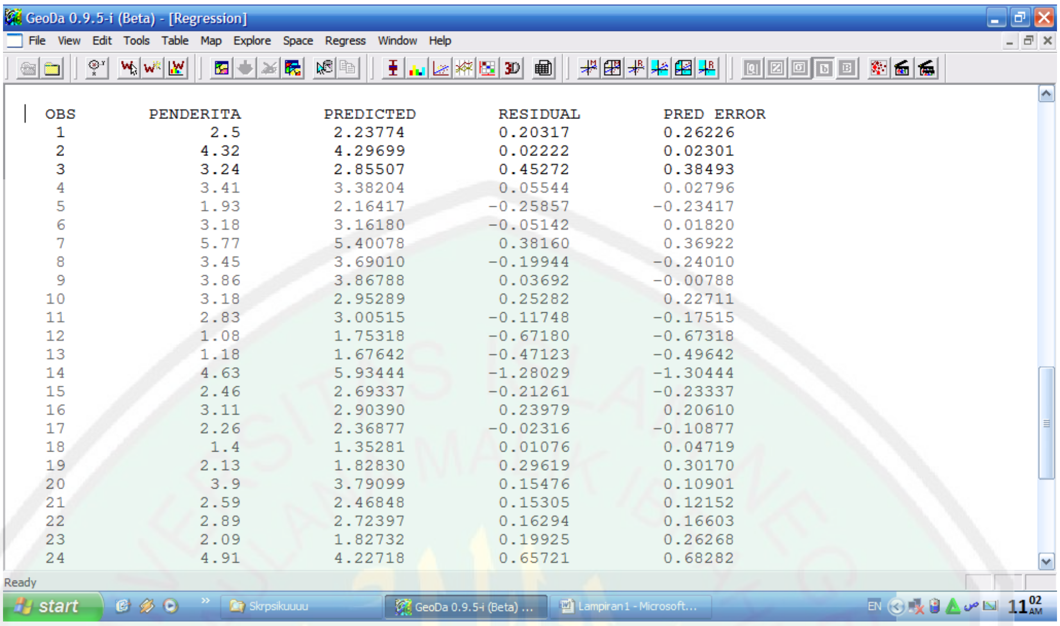


OBS	PENDERITA	PREDICTED	RESIDUAL
1	2.50000	2.28146	0.21854
2	4.32000	4.27647	0.04353
3	3.24000	2.84947	0.39053
4	3.41000	3.36744	0.04256
5	1.93000	2.07633	-0.14633
6	3.18000	2.86003	0.31997
7	5.77000	5.51300	0.25700
8	3.45000	3.59070	-0.14070
9	3.86000	3.75608	0.10392
10	3.18000	2.92073	0.25927
11	2.83000	2.68913	0.14087
12	1.08000	1.87630	-0.79630
13	1.18000	1.93948	-0.75948
14	4.63000	6.08160	-1.45160
15	2.46000	2.66764	-0.20764
16	3.11000	2.87892	0.23108
17	2.26000	2.46982	-0.20982
18	1.40000	1.40804	-0.00804
19	2.13000	1.90310	0.22690
20	3.90000	3.83389	0.06611
21	2.59000	2.65065	-0.06065
22	2.89000	2.78261	0.10739
23	2.09000	1.86555	0.22445
24	4.91000	4.06439	0.84561
25	1.65000	1.82142	-0.17142

Lampiran 7. *Output* Pendugaan Parameter Regresi Spasial Lag.

```
REGRESSION
SUMMARY OF OUTPUT: SPATIAL LAG MODEL - MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATION
Data set              : jatimku
Spatial Weight        : area.GAL
Dependent Variable    :   PENDERITA  Number of Observations:   38
Mean dependent var    :     2.57526  Number of Variables   :    9
S.D. dependent var    :     1.57108  Degrees of Freedom    :   29
Lag coeff.    (Rho)   :    0.224945

R-squared             :    0.953645  Log likelihood        :   -13.0122
Sq. Correlation       : -            Akaike info criterion :    44.0245
Sigma-square          :    0.114418  Schwarz criterion     :    58.7628
S.E of regression     :    0.338258

-----------------------------------------------------------------------
    Variable    Coefficient      Std.Error     z-value     Probability
-----------------------------------------------------------------------
 W_PENDERITA      0.2249455     0.06936648     3.242856     0.0011835
    CONSTANT     -0.4962352       3.755963   -0.1321193     0.8948899
   KEPADATAN    0.006402689   0.0007615137     8.407844     0.0000000
 J.PUSKESMAS     0.02506866     0.01188974     2.108427     0.0349940
  AIR BERSIH    0.006882785    0.007554594    0.9110728     0.3622569
    SANITASI -0.0009627144    0.005437435    -0.1770531     0.8594667
  KEMISKINAN    0.001434294     0.01243684    0.1153262     0.9081865
   LONGITUDE   -0.003037575     0.02835398   -0.1071305     0.9146854
    LATITUDE    -0.04620272      0.1813732   -0.2547384     0.7989253
```

```
REGRESSION DIAGNOSTICS
DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY
RANDOM COEFFICIENTS
TEST                                     DF      VALUE          PROB
Breusch-Pagan test                       7        65.11237      0.0000000

DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE
SPATIAL LAG DEPENDENCE FOR WEIGHT MATRIX : area.GAL
TEST                                     DF      VALUE          PROB
Likelihood Ratio Test                    1        8.022778      0.0046193

COEFFICIENTS VARIANCE MATRIX
   CONSTANT   KEPADATAN  J.PUSKESMAS  AIR BERSIH    SANITASI  KEMISKINAN
  14.107258    0.000574    -0.004759   -0.011673   -0.004561   -0.006078
   0.000574    0.000001    -0.000008   -0.000001    0.000000    0.000002
  -0.004759   -0.000008     0.000141    0.000005   -0.000005   -0.000041
  -0.011673   -0.000001     0.000005    0.000057    0.000025    0.000016
  -0.004561    0.000000    -0.000005    0.000025    0.000030   -0.000013
  -0.006078    0.000002    -0.000041    0.000016   -0.000013    0.000155
  -0.093090   -0.000005     0.000043    0.000009   -0.000001   -0.000045
  -0.373741    0.000000    -0.000089    0.000876    0.000407    0.000979
   0.036666   -0.000002     0.000019   -0.000122   -0.000100    0.000285

  LONGITUDE    LATITUDE  W_PENDERITA
  -0.093090   -0.373741     0.036666
```



OBS	PENDERITA	PREDICTED	RESIDUAL	PRED ERROR
1	2.5	2.23774	0.20317	0.26226
2	4.32	4.29699	0.02222	0.02301
3	3.24	2.85507	0.45272	0.38493
4	3.41	3.38204	0.05544	0.02796
5	1.93	2.16417	-0.25857	-0.23417
6	3.18	3.16180	-0.05142	0.01820
7	5.77	5.40078	0.38160	0.36922
8	3.45	3.69010	-0.19944	-0.24010
9	3.86	3.86788	0.03692	-0.00788
10	3.18	2.95289	0.25282	0.22711
11	2.83	3.00515	-0.11748	-0.17515
12	1.08	1.75318	-0.67180	-0.67318
13	1.18	1.67642	-0.47123	-0.49642
14	4.63	5.93444	-1.28029	-1.30444
15	2.46	2.69337	-0.21261	-0.23337
16	3.11	2.90390	0.23979	0.20610
17	2.26	2.36877	-0.02316	-0.10877
18	1.4	1.35281	0.01076	0.04719
19	2.13	1.82830	0.29619	0.30170
20	3.9	3.79099	0.15476	0.10901
21	2.59	2.46848	0.15305	0.12152
22	2.89	2.72397	0.16294	0.16603
23	2.09	1.82732	0.19925	0.26268
24	4.91	4.22718	0.65721	0.68282