

**ANALISIS DATA PANEL SPASIAL DENGAN
GENERAL SPATIAL MODELS (GSM)**

SKRIPSI

oleh :
MEILINDA TRISILIA
0710953037-95



**PROGRAM STUDI STATISTIKA
JURUSAN MATEMATIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
UNIVERSITAS BRAWIJAYA
MALANG
2011**

**ANALISIS DATA PANEL SPASIAL DENGAN
GENERAL SPATIAL MODELS (GSM)**

SKRIPSI

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

oleh :

MEILINDA TRISILIA

0710953037-95



**PROGRAM STUDI STATISTIKA
JURUSAN MATEMATIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
UNIVERSITAS BRAWIJAYA
MALANG
2011**

LEMBAR PENGESAHAN SKRIPSI
ANALISIS DATA PANEL SPASIAL DENGAN
GENERAL SPATIAL MODELS (GSM)

oleh:
MEILINDA TRISILIA
NIM. 0710953037

Setelah dipertahankan di depan Majelis Penguji
pada tanggal 8 Agustus 2011
dan dinyatakan memenuhi syarat untuk memperoleh gelar
Sarjana Sains dalam bidang Statistika

Pembimbing

Ketua Penguji

Prof.Dr.Ir.H. Henny Pramoedyo,MS.
NIP. 19570705 198103 1 009

Dr. Ir. Solimun,MS.
NIP. 19611215 198703 1 002

Mengetahui,
Ketua Jurusan Matematika
Fakultas MIPA Universitas Brawijaya

Dr. Abdul Rouf Alghofari, M.Sc.
NIP. 19670907 199203 1 001

LEMBAR PERNYATAAN

Saya yang bertanda tangan di bawah ini :

Nama : MEILINDA TRISILIA
NIM : 0710953037-95
Program Studi : STATISTIKA
Penulis Skripsi Berjudul :

ANALISIS DATA PANEL SPASIAL DENGAN *GENERAL SPATIAL MODELS* (GSM)

Dengan ini menyatakan bahwa:

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

Demikian pernyataan ini dibuat dengan segala kesadaran.

Malang, 8 Agustus 2011

Yang menyatakan,

MEILINDA TRISILIA

NIM. 0710953037

ANALISIS DATA PANEL SPASIAL DENGAN *GENERAL SPATIAL MODELS (GSM)*

ABSTRAK

Data panel spasial merupakan data panel yang memuat informasi lokasi atau spasial. Kedekatan dan keterkaitan antar lokasi menyebabkan munculnya fenomena keterkaitan spasial. Matriks bobot dapat digunakan untuk mengetahui kedekatan dan keterkaitan antar data spasial atau hubungan spasial serta dapat digunakan untuk menghitung koefisien dependensi spasial. Dalam penelitian ini, terdapat dua data panel spasial yang digunakan, yaitu data angka kematian bayi (AKB) regional dan data produk domestik regional bruto (PDRB) sektor industri. Kedua data yang digunakan diambil dari satuan wilayah pembangunan (SWP) Gerbangkertasusila dan SWP Malang-Pasuruan pada periode tahun 2005-2009 serta menggunakan metode *rook contiguity* untuk membuat matrik pembobot spasialnya. Penelitian ini bertujuan untuk mengetahui model apa yang bisa dibentuk dari *general spatial model* dengan menggunakan data panel. Pendugaan model panel dengan pendekatan *common*, *fixed*, dan *random effect*, akan dilanjutkan dengan pendugaan koefisien parameter *general spatial model* pada data panel menggunakan metode pendugaan *maximum likelihood*. Dari hasil pendugaan model dengan menggunakan *software* EViews7 diketahui bahwa seluruh data panel spasial dalam penelitian ini mengikuti model *random effect*. Untuk menduga koefisien parameter *general spatial model* digunakan *software* Matlab-R2010 sehingga diperoleh *spatial lag/autoregressive models (SAR) random effect* dan *spatial error models (SEM) random effect*. Pemilihan model menggunakan kriteria R^2 dan $corr^2$ terbesar serta nilai AIC, MSE dan SC terkecil. Model terbaik untuk data konsumsi listrik regional dan data PDRB sektor industri adalah *spatial lag/autoregressive models (SAR) random effect*. Model terbaik untuk data angka kematian bayi regional adalah *spatial error models (SEM) random effect*.

Kata kunci : Data Panel, *Rook Contiguity*, *General Spatial Model*

ANALYSIS OF SPATIAL PANEL DATA WITH GENERAL SPATIAL MODELS (GSM)

ABSTRACT

Spatial panel data are panel data that contain information and spatial locations. Proximity and linkages between sites led to the emergence of the phenomenon of spatial linkages. Weighting matrix can be used to determine the proximity and linkages between spatial data or spatial relationships and can be used to calculate the coefficient of spatial dependencies. This study uses two spatial panel data, namely the data infant mortality rate (IMR) regional data and regional gross domestic product (GDP) industrial sectors. All two sets of data taken from a unit area of development (SWP) Gerbangkertasusila and the Malang-Pasuruan SWP in the period 2005-2009. Those data use rook contiguity to make spatial weighting matrix. The aim of this study is to determine the model of what can be formed from the general spatial model (GSM) using panel data. Estimation of panel models with common effects approaches, fixed effects and random effects, will be followed by estimating the coefficient parameters of the general spatial model on panel data using maximum likelihood estimation method. From the prediction model by using software EViews7 note that all spatial panel data in this study followed the random effect model. To estimate the coefficient parameters of the general spatial model with Matlab-R2010 software is used to obtain a spatial lag / autoregressive models (SAR) of random effects and spatial error models (SEM) random effect. Model selection using the criteria as well as the largest R^2 and corr^2 , and the smallest AIC values, the MSE values and the SC values. The best model for a regional electricity consumption data and industrial sector GDP data is spatial lag / autoregressive models (SAR) random effect. The best model for regional infant mortality data is the spatial error models (SEM) random effect.

Key words: Panel Data, Rook Contiguity, General Spatial Model

KATA PENGANTAR

Puji syukur penulis panjatkan kepada Tuhan YME yang senantiasa memberikan hikmat, berkat dan kasih-Nya sehingga penulis dapat menyelesaikan skripsi yang berjudul “**ANALISIS DATA PANEL SPASIAL DENGAN *GENERAL SPATIAL MODELS (GSM)***”. Dalam pelaksanaan dan penyusunan Skripsi ini sudah cukup banyak bantuan yang diberikan berbagai pihak, baik berupa bimbingan, saran dan bantuan. Oleh karena itu, penulis pada kesempatan ini mengucapkan terima kasih kepada:

1. Bapak Prof. Dr. Ir. H. Henny Pramodyo, M.S., selaku dosen pembimbing atas saran, nasihat, dukungan, serta motivasi yang telah diberikan.
2. Bapak Dr. Ir. Solimun, M.S., selaku dosen ketua penguji atas saran, nasihat dan waktu yang telah diberikan.
3. Ibu Rahma Fitriani, S.Si.,MSc., selaku dosen penguji dan Ketua Program Studi Statistika Jurusan Matematika FMIPA Universitas Brawijaya atas saran, nasihat, dan waktu yang telah diberikan.
4. Bapak Dr. Abdul Rouf Alghofari, M.Sc., selaku Ketua Jurusan Matematika FMIPA Universitas Brawijaya.
5. Orang tua tercinta (Papa Bowo Sutrisno dan Mama Erna) yang telah memberikan kasih sayang, doa dan dukungan yang tulus.
6. Semua staff dan karyawan Jurusan Matematika yang telah membantu keperluan administrasi.
7. Hugo Mesa Adi Wirawan atas kasih sayang dan perhatian yang diberikan dengan tulus selama ini.
8. Lily, Ratna, Nike, Sativana Sari, dan Sativandi Putra serta teman-teman statistika 2005, 2006 & 2007 atas bantuan, motivasi dan kebersamaannya selama ini.

Oleh karena itu, penulis mengharapkan kritik dan saran yang membangun demi kesempurnaan skripsi ini. Semoga skripsi ini dapat bermanfaat bagi pembaca.

Malang, 8 Agustus 2011

Penulis

DAFTAR ISI

HALAMAN JUDUL	i
HALAMAN PENGESAHAN	ii
HALAMAN PERNYATAAN	iii
ABSTRAK	iv
ABSTRACT	v
KATA PENGANTAR	vi
DAFTAR ISI	vii
DAFTAR GAMBAR	ix
DAFTAR TABEL	x
DAFTAR LAMPIRAN	xi
BAB I PENDAHULUAN	
1.1 Latar Belakang.....	1
1.2 Rumusan Masalah	3
1.3 Tujuan Penelitian.....	3
1.4 Batasan Masalah Penelitian.....	3
1.5 Manfaat Penelitian.....	4
BAB II TINJAUAN PUSTAKA	
2.1 Statitika Deskriptif	5
2.2 Data Spasial.....	5
2.3 Data Panel.....	6
2.4 Model Data Panel	7
2.4.1 Model Tanpa Efek Individu.....	8
2.4.2 Model dengan Efek Individu	8
2.5 Menentukan Model Panel Terbaik	10
2.5.1 Uji <i>Chow</i>	10
2.5.2 Uji <i>Hausman</i>	11
2.6 Model Data Panel Spasial.....	12
2.7 Matrik Pembobot/Penimbang Spasial	13
2.8 <i>Contiguity Matrix</i>	13
2.9 Pengujian Asumsi Model Regresi Klasik.....	16
2.10 Analisis Komponen Utama.....	20
2.11 <i>General Spatial Model</i>	21
2.12 Pendugaan Parameter Model Panel Spasial.....	22
2.13 Menguji Keakuratan Model.....	25

2.13.1 <i>Spatial Lag/Autoregressive Model</i>	26
2.13.2 <i>Spatial Error Model</i>	26
2.14 Memilih Model Terbaik	27
2.14.1 Koefisien Determinasi (R^2)	27
2.14.2 <i>Mean Square Error</i> (MSE).....	28
2.14.3 Akaike Info Criterion (AIC).....	28
2.14.4 Schwarz Criterion (SC)	28

BAB III METODE PENELITIAN

3.1 Data Penelitian	29
3.2 Metode Penelitian	29
3.2.1 Tahap Persiapan	29
3.2.2 Tahap Analisis Data	30
3.3 Diagram Alir Proses	33

BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1 Uji Asumsi Klasik Model Regresi.....	35
4.1.1 Asumsi Normalitas	35
4.1.2 Asumsi Autokorelasi	35
4.1.3 Asumsi Multikolinieritas	36
4.1.4 Asumsi Homokedastisitas	36
4.2 Analisis Komponen Utama.....	36
4.3 Menduga Model Data Panel Spasial.....	37
4.4 Penentuan Model Panel Terbaik.....	37
4.4.1 Hasil Uji Chow	37
4.4.2 Hasil Uji Hausman	38
4.5 Hasil Pendugaan Parameter Model Panel Spasial	38
4.6 Uji Keakuratan Model Panel Spasial	39
4.7 Pemilihan Model Panel Spasial Terbaik.....	41
4.8 Deskripsi dan Interpretasi Hasil Analisis	43
4.8.1 Data AKB Regional.....	43
4.8.2 Data PDRB Sektor Industri	50
4.8.3 Model Spasial setiap Regional	57

BAB V KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan.....	69
5.2 Saran	69

DAFTAR PUSTAKA	71
-----------------------------	----

LAMPIRAN	73
-----------------------	----

DAFTAR GAMBAR

	Halaman
Gambar 2.1. Contoh Input Data Poligon dan <i>Contiguity Matrix</i>	14
Gambar 2.2. Ilustrasi <i>Contiguity</i> (Persinggungan).....	15
Gambar 2.3. Daerah Kritis Statistik Uji Durbin Watson.....	17
Gambar 3.1. Diagram Alir Metode Penelitian.....	33
Gambar 4.1. Peta Hasil Amatan AKB Tahun 2005.....	45
Gambar 4.2. Peta Hasil Taksiran AKB Tahun 2005	45
Gambar 4.3. Peta Hasil Amatan AKB Tahun 2006.....	46
Gambar 4.4. Peta Hasil Taksiran AKB Tahun 2006	46
Gambar 4.5. Peta Hasil Amatan AKB Tahun 2007.....	47
Gambar 4.6. Peta Hasil Taksiran AKB Tahun 2007	47
Gambar 4.7. Peta Hasil Amatan AKB Tahun 2008.....	48
Gambar 4.8. Peta Hasil Taksiran AKB Tahun 2008	48
Gambar 4.9. Peta Hasil Amatan AKB Tahun 2009.....	49
Gambar 4.10. Peta Hasil Taksiran AKB Tahun 2009	49
Gambar 4.11. Peta Hasil Amatan PDRB Tahun 2005.....	52
Gambar 4.12. Peta Hasil Taksiran PDRB Tahun 2005	52
Gambar 4.13. Peta Hasil Amatan PDRB Tahun 2006.....	53
Gambar 4.14. Peta Hasil Taksiran PDRB Tahun 2006	53
Gambar 4.15. Peta Hasil Amatan PDRB Tahun 2007.....	54
Gambar 4.16. Peta Hasil Taksiran PDRB Tahun 2007	54
Gambar 4.17. Peta Hasil Amatan PDRB Tahun 2008.....	55
Gambar 4.18. Peta Hasil Taksiran PDRB Tahun 2008	55
Gambar 4.19. Peta Hasil Amatan PDRB Tahun 2009.....	56
Gambar 4.20. Peta Hasil Taksiran PDRB Tahun 2009	56

DAFTAR TABEL

	Halaman
Tabel 2.1. Struktur Data Panel secara Umum	7
Tabel 4.1. Uji Asumsi Normalitas	35
Tabel 4.2. Uji Asumsi Non Autokorelasi	35
Tabel 4.3. Hasil Pendugaan Model Data Panel Spasial.....	37
Tabel 4.4. Hasil Uji <i>Chow</i>	37
Tabel 4.5. Hasil Uji <i>Hausman</i>	38
Tabel 4.6. Hasil Pendugaan Koefisien Parameter Model Panel Spasial	38
Tabel 4.7. Hasil Pengujian Koefisien Parameter Model Panel Spasial	40
Tabel 4.8. Pemilihan Model Terbaik.....	41



DAFTAR LAMPIRAN

	Halaman
Lampiran 1a. Peta Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Timur	73
Lampiran 1b. Peta SWP Gerbangkertasusila dan SWP Malang-Pasuruan	74
Lampiran 1c. Variabel Penelitian dan Definisi Operasional	75
Lampiran 2. Data Penelitian	81
Lampiran 3. Matrik Output GeoDa	85
Lampiran 4. Konektivitas antar Daerah dengan menggunakan Matriks Penimbang Spasial <i>Rook Contiguity</i>	86
Lampiran 5. Matriks Penimbang Spasial dengan Metode <i>Rook Contiguity</i> sebelum Standarisasi.....	87
Lampiran 6. Matriks Penimbang Spasial dengan Metode <i>Rook Contiguity</i> sesudah Standarisasi	88
Lampiran 7. Hasil Uji Asumsi Normalitas	89
Lampiran 8. Hasil Uji Asumsi Autokorelasi	90
Lampiran 9. Hasil Uji Asumsi Multikolinieritas.....	91
Lampiran 10. Hasil Uji Asumsi Homokedastisitas	92
Lampiran 11. Hasil Analisis Komponen Utama.....	93
Lampiran 12. Hasil Pendugaan Model <i>Common Effect</i>	94
Lampiran 13. Hasil Pendugaan Model <i>Fixed Effect</i>	96
Lampiran 14. Hasil Pendugaan Model <i>Random Effect</i>	98
Lampiran 15. Hasil Uji <i>Chow</i>	100
Lampiran 16. Hasil Uji <i>Hausman</i>	102
Lampiran 17. <i>Script Projeect Software</i> Matlab R2010	104
Lampiran 18. Hasil Pendugaan Model SAR	108
Lampiran 19. Hasil Pendugaan Model SEM.....	110
Lampiran 20. Hasil Pendugaan Nilai Variabel Dependen.....	112

BAB I

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Pengamatan terhadap perlakuan dalam bidang ekonomi maupun bidang lainnya, tidak cukup jika diamati hanya pada waktu bersamaan saja, perlu dilakukan pengamatan pada beberapa periode waktu. Sehingga, diperlukan data yang merupakan data gabungan antara data *cross section* (pengamatan terhadap variabel respon dan variabel bebas pada suatu unit pengamatan di waktu yang sama) dan *time series* (pengamatan pada suatu unit di waktu yang berbeda). Gabungan dari data *cross section* dan data *time series* disebut dengan data panel.

Menurut Baltagi (2005), terdapat beberapa keuntungan menggunakan data panel. Keuntungannya adalah data lebih informatif, bervariasi, efisien, unggul dalam mempelajari perubahan yang dinamis, dapat mengukur pengaruh-pengaruh yang tidak dapat di observasi pada data *cross section* murni dan *time series* murni, dapat menghindari masalah multikolinieritas, serta membuat data tersedia dalam jumlah yang lebih banyak. Data panel dapat memperkaya analisis empiris dengan berbagai cara yang mungkin tidak terjadi jika hanya menggunakan data *cross section* atau data *time series* saja.

Variabel respon dan variabel bebas pada data panel dihubungkan dengan metode regresi dimana hubungan tersebut digambarkan dalam bentuk estimasi yang membentuk suatu model tertentu. Menurut Widarjono (2007) terdapat tiga pendekatan yang biasa digunakan dalam mengestimasi model dari data panel, yaitu pendekatan model *common*, *fixed*, dan *random effect*. Menurut Elhorst (2009), data panel spasial merupakan data yang diperoleh berdasarkan pengamatan terhadap variabel respon dan variabel bebas di suatu wilayah atau regional tertentu pada suatu unit waktu yang berurutan. Dengan demikian data panel spasial merupakan data panel yang memuat informasi lokasi atau spasial.

Menurut hukum I geografi, segala sesuatu berhubungan satu sama lain, tetapi sesuatu yang berdekatan lebih erat hubungannya dibandingkan dengan yang berjauhan. Jadi secara umum data spasial tidak akan saling bebas, jika ada pola yang sistematis dalam sebaran spasial suatu variabel, maka dapat dikatakan bahwa ada dependensi spasial dalam variabel tersebut.

Analisis data panel spasial perlu dilakukan dengan memperhatikan keterkaitan spasial antar lokasi, karena setiap lokasi tidak dapat dipandang sebagai sebuah unit observasi yang berdiri sendiri dan tidak terkait dengan lokasi lainnya. Keterkaitan secara spasial terlihat dari suatu lokasi yang cenderung berdekatan dengan lokasi yang lain. Kedekatan antar data spasial atau hubungan spasial dapat menggunakan matriks bobot (W_{ij}).

Matriks bobot (W_{ij}) digunakan untuk menghitung koefisien dependensi, dan sering disebut sebagai *contiguity matrix*, yaitu matrik yang entri-entrinya adalah nilai pembobot yang diberikan untuk perbandingan antar daerah/regional tertentu. Pembobotan tersebut didasarkan pada hubungan spasial antar daerah (Ngudiantoro, 2004).

Pada penelitian Winarno (2009) dengan menggunakan metode regresi spasial dalam menentukan variabel-variabel yang mempengaruhi besarnya angka kematian bayi (AKB) di Jawa Timur, disimpulkan bahwa hanya terdapat dari tujuh variabel bebas yang diamati berpengaruh nyata dalam penentuan besarnya AKB, yaitu variabel persentase penolong persalinan oleh tenaga medis dan variabel rata-rata lama pemberian ASI eksklusif. Dalam penelitiannya, Winarno (2009) merekomendasikan agar penelitian selanjutnya menggunakan regresi panel spasial agar dapat memberikan informasi spasial baik secara *cross section* maupun *time series*.

Pada penelitian Yunitasari (2009) dengan menggunakan pendekatan ekonometrika spasial terhadap Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) sektor industri di wilayah Jawa Timur menggunakan matrik persinggungan sisi (*rook contiguity*) sebagai metode penentuan matriks pembobot spasial. Dalam membuat matrik pembobot untuk Provinsi Jawa Timur, Yunitasari (2009) menggunakan metode *rook contiguity*, karena secara geografis wilayah di Provinsi Jawa Timur mempunyai bentuk wilayah yang tidak simetris, sehingga metode *rook contiguity* di anggap sebagai metode yang tepat jika digunakan dalam membuat matrik bobot untuk menggambarkan hubungan antar wilayah di Provinsi Jawa Timur.

General spatial model merupakan model yang dikembangkan oleh Anselin (1988) dengan menggunakan data *cross section*. Terdapat beberapa model yang bisa dibentuk dari *general spatial model*, yaitu model regresi klasik atau model regresi *ordinary least square* (OLS), *spatial autoregressive models* (SAR), *spatial error model* (SEM), dan model *spatial autoregressive moving average* (SARMA).

Penelitian ini bertujuan untuk mengetahui model apa saja yang bisa dibentuk dari *general spatial model* dengan menggunakan data panel melalui proses pendugaan parameter model panel spasial dengan menggunakan metode *maximum likelihood estimator* (MLE). Pada penelitian ini akan digunakan metode *rook contiguity* dalam membuat matrik pembobot spasialnya serta menggunakan pendekatan model *common*, *fixed*, dan *random effect* dalam proses pendugaan model dari data panel yang digunakan.

1.2 Perumusan Masalah

Latar belakang yang telah diungkapkan di atas mendasari rumusan masalah yang akan dibahas dalam penelitian ini, yaitu:

1. Model panel manakah yang tepat untuk data panel spasial berdasarkan proses pendugaan model data panel dengan menggunakan pendekatan model *common effect*, *fixed effect*, dan *random effect* dalam penelitian ini?
2. Model apakah yang bisa dibentuk dari *general spatial model* dengan menggunakan data panel melalui proses pendugaan parameter model panel spasial dalam penelitian ini?
3. Model mana yang terbaik berdasarkan statistik uji R^2 , $corr^2$, MSE, AIC dan SC dalam penelitian ini?

1.3 Tujuan Penelitian

Penelitian ini bertujuan untuk :

1. Menerapkan pendekatan model *common effect*, *fixed effect*, dan *random effect* dalam menduga model data panel spasial.
2. Mengetahui model apakah yang bisa dibentuk dari *general spatial model* dengan menggunakan data panel melalui proses pendugaan parameter model panel spasial dalam penelitian ini.
3. Mendapatkan model yang terbaik berdasarkan statistik uji R^2 , $corr^2$, MSE, AIC dan SC dalam penelitian ini.

1.4 Batasan Masalah

Dalam penelitian ini data yang digunakan adalah data panel spasial, dengan unit *cross section* (spasial/lokasi) sebanyak 11 kabupaten/kota di SWP Gerbangkertasusila dan SWP Malang-Pasuruan dan 5 unit *time series* yaitu periode tahun 2005 hingga

tahun 2009. Data panel spasial yang digunakan dalam penelitian ini diasumsikan telah memenuhi asumsi *non* autokorelasi. Matriks pembobot spasial (W_{ij}) yang digunakan adalah matrik yang dibuat berdasarkan peta SWP Gerbangkertasusila dan SWP Malang-Pasuruan Provinsi Jawa Timur dengan menggunakan metode persinggungan sisi (*rook contiguity*). Matrik pembobot spasial (W_{ij}) yang digunakan untuk mengetahui adanya efek spasial *lag* (W_1) sama dengan matrik penimbang untuk mengetahui adanya efek spasial *error* (W_2).

1.5 Manfaat Penelitian

Dalam menduga parameter model panel spasial dengan menggunakan metode *maximum likelihood estimator* (MLE) dapat diketahui model apakah yang bisa dibentuk dari *general spatial model* dengan menggunakan data panel. Pada penelitian ini data panel spasial yang digunakan adalah data angka kematian bayi (AKB) regional dan data produk domestik regional bruto (PDRB) sektor industri untuk satuan wilayah pembangunan (SWP) Gerbangkertasusila dan Malang-Pasuruan, sehingga dari hasil penelitian ini akan diperoleh model panel spasial dari masing-masing data yang digunakan dalam penelitian ini.

BAB II TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Statistika Deskriptif

Menurut Walpole (1995), statistika deskriptif adalah cabang ilmu statistika yang berkaitan dengan prosedur-prosedur yang digunakan dalam pengumpulan, penyajian, analisis, dan penafsiran data yang bertujuan untuk menjelaskan karakteristik data secara umum. Statistika deskriptif juga merupakan metode-metode yang berkaitan dengan pengumpulan dan penyajian suatu gugus data sehingga memberikan informasi yang berguna.

Menurut Yitnosumarto (1990), statistika deskriptif hanya memberikan informasi mengenai data yang dipunyai dan sama sekali tidak menarik inferensia atau kesimpulan apapun tentang gugus induknya yang lebih besar. Statistika deskriptif yang sering muncul adalah, tabel, diagram, grafik, dan besaran-besaran lain di majalah dan koran-koran. Dengan statistika deskriptif, kumpulan data yang diperoleh akan tersaji dengan ringkas dan rapi serta dapat memberikan informasi inti dari kumpulan data yang ada. Informasi yang dapat diperoleh dari statistika deskriptif ini antara lain ukuran pemusatan data, ukuran penyebaran data, serta kecenderungan suatu gugus data.

2.2 Data Spasial

Yitnosumarto (1990) mendefinisikan data sebagai hasil pengukuran atau pengamatan yang dikumpulkan, berupa angka-angka atau besaran-besaran yang menggambarkan perbedaan atau persamaan suatu individu atau obyek dengan yang lain pada karakteristik yang sama.

Menurut Darwis dan Saefullah (2006), data spasial adalah data pengukuran yang memuat informasi lokasi, misal $Z(S_i), i = 1, 2, \dots, n$ adalah data pengukuran Z di lokasi atau koordinat S_i . Data spasial merupakan salah satu data dependen karena data spasial dikumpulkan dari lokasi spasial yang berbeda yang mengindikasikan ketergantungan antara pengukuran data dengan lokasi.

Purwaamijaya (2008) menjelaskan salah satu sumber untuk mendapatkan data spasial adalah peta analog. Peta analog (antara lain peta topografi, peta tanah, dan sebagainya) yaitu peta dalam bentuk cetak. Pada umumnya peta analog dibuat dengan teknik kartografi,

kemungkinan besar memiliki referensi spasial seperti koordinat, skala, arah angin, dan sebagainya. Data spasial menjadi media penting untuk perencanaan pembangunan dan pengelolaan sumber daya alam yang berkelanjutan pada cakupan wilayah nasional, regional maupun lokal. Pemanfaatan data spasial semakin meningkat setelah adanya teknologi pemetaan digital dan pemanfaatannya pada Sistem Informasi Geografis (SIG).

2.3 Data Panel

Menurut Baltagi (2005), data panel merupakan gabungan antara antara data *cross-section* dan *time series*. Dalam data panel, apabila i adalah unit *cross-sectional* dan t merupakan unit *time period* dan terdapat sejumlah j variabel bebas, maka model umum untuk persamaan data panel dapat diformulasikan:
$$Y_{it} = \alpha + \beta_j X_{ijt} + \dots + \varepsilon_{it} \quad (2.1)$$

Dengan :

Y_{it} : variabel dependen untuk unit individu ke- i dan unit waktu ke- t

X_{ijt} : variabel independen untuk unit individu ke- i dan unit waktu ke- t

α : koefisien intersep

β_j : koefisien slope

ε_{it} : error dengan $E(\varepsilon_{it}) = 0$, $E(\varepsilon_{it}^2) = \sigma^2$, $E(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = 0$ untuk $i \neq j$

Di mana $i = 1, 2, \dots, N$ dan $j = 1, 2, \dots, K$ serta $t = 1, 2, \dots, T$

Dapat di asumsikan bahwa variabel bebas X non stokastik dan *error term* (u) mengikuti asumsi klasik $E(u_{it}) \sim N(0, \sigma^2)$. Penggunaan data panel memiliki banyak keunggulan antara lain:

- ❖ Selama data panel berkaitan dengan individu, perusahaan, negara, provinsi, dan lain-lain untuk beberapa periode, maka ada heterogenitas dalam unit-unit ini. Teknik estimasi data panel dapat menemukan secara eksplisit heterogenitas dari variabel individual secara spesifik.
- ❖ Kombinasi observasi secara *time-series* dan *cross-section* memberikan data yang lebih informatif, bervariasi, sedikit kolineritas antar variabel, serta lebih banyak derajat bebas dan efisien.
- ❖ Dengan mempelajari observasi *cross-section* secara berulang, data panel dapat memberikan gambaran dinamika perubahan yang lebih baik, misalnya masalah pengangguran, ataupun mobilitas tenaga kerja.

Data panel pada awalnya diperkenalkan oleh Howles pada tahun 1950 (Putrianti, 2008). Unit *cross section*nya dapat berupa individu, rumah tangga, perusahaan, region, sekolah, negara dan lain-lain serta unit *time series*nya dapat berupa harian, bulanan, kuartalan, tahunan, dan sebagainya. Unit *cross section* tersebut di observasi secara berulang selama beberapa waktu. Jika setiap unit *cross section* memiliki jumlah observasi *time series* yang sama, maka disebut sebagai data panel seimbang (*balance data panel*). Sebaliknya jika jumlah observasi berbeda untuk setiap unit *cross section*, maka disebut sebagai data panel tidak seimbang (*unbalance data panel*). Adapun struktur data dari data panel secara umum dapat dilihat pada Tabel 2.1 sebagai berikut :

Tabel 2.1 Struktur Data Panel Secara Umum

i	t	Y_{it}	X_{it}
1	1	Y_{11}	X_{11}
.	.	.	.
.	.	.	.
1	T	Y_{1T}	X_{1T}
.	.	.	.
.	.	.	.
N	1	Y_{N1}	X_{N1}
.	.	.	.
.	.	.	.
N	T	Y_{NT}	X_{NT}

Tujuan dari setiap analisis data panel adalah untuk mempelajari bagaimana subyek berubah dari waktu ke waktu, dan apa pengaruh karakteristik perubahan tersebut.

2.4 Model Data Panel

Secara umum terdapat dua pendekatan yang digunakan dalam menduga model dari data panel, yaitu model tanpa efek individu dan model dengan efek individu (efek tetap atau efek acak). Berikut merupakan penjelasan dari kedua pendekatan tersebut:

2.4.1 Model Tanpa Efek Individu (*common effect*)

Menurut Baltagi (2005), model tanpa efek individu (*common effect*) adalah metode pendugaan yang menggabungkan (*pooled*) seluruh data *time series* dan *cross section* dan menggunakan pendekatan OLS (*ordinary least square*) untuk menduga parameternya. Metode Ordinary Least Square atau yang dikenal dengan metode kuadrat terkecil merupakan salah satu metode yang populer untuk menduga nilai parameter dalam persamaan regresi linier.

Pada prinsipnya metode ini meminimumkan jumlah kuadrat galat dengan menurunkannya terhadap parameter secara parsial dan menyamakan hasilnya dengan 0. Dengan demikian diharapkan nilai-nilai parameter yang didapat mendekati nilai yang sebenarnya. Akibatnya model *common effect* ini mempunyai intersep α dan slope β yang sama untuk setiap individu, sehingga efek individu tidak akan terlihat. Persamaan dari model *common effect* adalah:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_j X_{ijt} + \varepsilon_{it} \quad (2.2)$$

Di mana :

Y_{it} = variabel dependen pada unit i dan waktu t

X_{ijt} = variabel independen berupa vektor baris berukuran $1 \times j$

β_j = vektor parameter berukuran $k \times 1$

α = intersep model regresi

ε_{it} = error regresi untuk group ke- i untuk periode waktu ke- t .

Dengan :

$$i = 1, 2, \dots, N \text{ dan } j = 1, 2, \dots, K \text{ serta } t = 1, 2, \dots, T$$

2.4.2 Model dengan Efek Individu

a. Model dengan efek tetap (*Fixed Effect*)

Menurut Baltagi (2005), pada pendekatan model efek tetap, diasumsikan bahwa intersep (α) dan slope (β) dari persamaan regresi (model) dianggap konstan baik antar unit *cross section* maupun antar unit *time series*. Satu cara untuk memperhatikan unit *cross-section* atau unit *time-series* adalah dengan memasukkan variabel boneka/semu (*dummy variable*) untuk mengizinkan terjadinya perbedaan nilai parameter yang berbeda-beda, baik lintas unit *cross-section* maupun antar unit *time series*. Pendekatan *fixed effect* menggunakan variabel *dummy* untuk mengestimasi perbedaan intersep sehingga disebut juga model *Least Squares Dummy Variable* (LSDV).

Pendekatan tersebut tergantung asumsi pada intersep, koefisien slope, dan residual, sehingga terdapat beberapa kemungkinan pada pendekatan *fixed effect* yaitu:

1. Diasumsikan bahwa intersep dan koefisien slope konstan sepanjang waktu dan tempat (*space*), modelnya sebagai berikut:

$$\mathbf{y}_{it} = \alpha + \mathbf{x}'_{it} \boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}_{it} \quad (2.3)$$

2. Koefisien *slope* konstan tetapi intersep berbeda antar observasi, modelnya sebagai berikut:

$$\mathbf{y}_{it} = \alpha_i + \mathbf{x}'_{it} \boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}_{it} \quad (2.4)$$

3. Koefisien *slope* konstan tetapi intersep berbeda antar observasi dan waktu, modelnya sebagai berikut:

$$\mathbf{y}_{it} = \alpha_{it} + \mathbf{x}'_{it} \boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}_{it} \quad (2.5)$$

4. Semua koefisien *slope* dan intersep berbeda antar observasi, , modelnya sebagai berikut:

$$\mathbf{y}_{it} = \alpha_{it} + \mathbf{x}'_{it} \boldsymbol{\beta}_i + \mathbf{u}_{it} \quad (2.6)$$

5. Semua koefisien *slope* dan intersep berbeda antar observasi dan waktu, , modelnya sebagai berikut:

$$\mathbf{y}_{it} = \alpha_{it} + \mathbf{x}'_{it} \boldsymbol{\beta}_{it} + \mathbf{u}_{it} \quad (2.7)$$

Model *fixed effect* adalah teknik mengestimasi data panel dengan menggunakan variabel *dummy* untuk menangkap adanya perbedaan intersep. Persamaan dari model *fixed effect* adalah:

$$y_{it} = D\alpha_i + x'_{ijt} \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{it} \quad (2.8)$$

Di mana :

y_{it} = variabel dependen pada unit i dan waktu t

x_{ijt} = variabel independen berupa vektor baris berukuran $1 \times k$

$\boldsymbol{\beta}$ = vektor parameter berukuran $k \times 1$

α_i = efek group/individu dari unit *cross section* ke- i

ε_{it} = error regresi untuk group ke- i untuk periode waktu ke- t .

$D = [d_1, d_2, \dots, d_n]$ merupakan variabel dummy untuk unit ke- i .

Dengan :

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

$j = 1, 2, \dots, K$

$t = 1, 2, \dots, T$

b. Model dengan efek acak (*Random Effect*)

Menurut Baltagi (2005), estimasi data panel dengan *fixed effect* menunjukkan ketidakpastian model yang akan digunakan. Model *random effect* digunakan untuk mengatasi masalah tersebut. Model *random effect* mengasumsikan setiap variabel mempunyai perbedaan intersep. Intersep diasumsikan sebagai variabel *random* atau stokastik. Ide dasar dari model *random effect* adalah mengasumsikan galat bersifat *random*. Model *random effect* diestimasi dengan metode *generalized least square* (GLS). Pada model efek tetap, perbedaan karakteristik individu dan waktu diakomodasikan pada intersep, sehingga intersepanya berubah antar individu dan antar waktu. Sedangkan pada model efek *random* perbedaan karakteristik individu dan waktu diakomodasikan pada galat dari model. Persamaan dari model *random effect* adalah:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_j X_{ijt} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (2.9)$$

Di mana :

Y_{it} = variabel dependen pada unit i dan waktu t

X_{ijt} = variabel independen berupa vektor baris berukuran $1 \times k$

β_j = vektor parameter berukuran $k \times 1$

α = intersep model regresi

u_i = *error* regresi untuk group ke- i

ε_{it} = *error* model regresi untuk group ke- i untuk periode waktu ke- t .

Dengan $i = 1, 2, \dots, N$ dan $j = 1, 2, \dots, K$ serta $t = 1, 2, \dots, T$

2.5 Menentukan Model Panel Terbaik

Dalam menduga model dari data panel, terdapat tiga kemungkinan model yang dihasilkan. Dari ketiga kemungkinan tersebut antara lain model *common effect*, *fixed effect* dan *random effect*. Untuk mengetahui model mana yang paling tepat dari ketiga kemungkinan yang ada dapat digunakan statistik uji *Chow* dan *Hausman*.

2.5.1 Uji Chow

Menurut Baltagi (2005), uji *Chow* umumnya digunakan untuk menguji perubahan struktural dalam beberapa atau semua parameter model dalam kasus dimana istilah gangguan diasumsikan sama dalam kedua periode. Untuk melihat apakah model mengikuti *common effects* atau *fixed effects* digunakan uji *chow* dengan hipotesis :

H_0 : data panel mengikuti model *common effects*, lawan

H_1 : data panel mengikuti model *fixed effects*

Statistik uji:

$$F = \frac{(R_{POOL}^2 - R_{FE}^2)/(NT - N - T)}{(R_{FE}^2)/(N + T - 2)} \approx F_{k; n_1 + n_2 - 2k}^\alpha \quad (2.10)$$

Dimana:

- R_{POOL}^2 : koefisien determinasi model *pool/common*
- R_{FE}^2 : koefisien determinasi model *fixed effects*
- N : banyaknya unit *cross sectional* dalam model
- T : banyaknya unit waktu dalam model
- k : banyaknya parameter yang diduga

Dengan kriteria menolak H_0 , jika $F_{hitung} > F_{tabel}$, dengan $\alpha=5\%$, yang berarti α tidak konstan pada setiap i dan t . Dengan kata lain jika F signifikan, berarti estimasi model dengan *fixed effects* lebih baik dibandingkan estimasi dengan *pooled/common*.

2.5.2 Uji Hausman

Menurut Baltagi (2005), model *fixed effects* mengasumsikan variabel independen berkorelasi dengan *error*-nya, sedangkan model *random effects* mengasumsikan variabel independen tidak berkorelasi dengan *error*-nya. Sehingga bila terdapat korelasi maka model *random effects* menghasilkan estimasi yang tidak konsisten. Dalam memilih apakah *fixed* atau *random effects* yang lebih baik, dilakukan pengujian terhadap asumsi ada tidaknya korelasi antara *regressor* dan efek individu. Untuk menguji asumsi ini dapat digunakan uji *Hausman*.

Dalam uji *Hausman* dirumuskan hipotesis sebagai berikut:

$H_0: h = 0$ atau *REM* adalah model yang tepat, lawan

$H_1: h \neq 0$ atau *FEM* adalah model yang tepat

Sebagai dasar penolakan H_0 maka digunakan statistik *Hausman* dan membandingkannya dengan *Chi square*. Statistik *Hausman* dirumuskan dengan:

$$h = d'[\text{Var}(d)]^{-1} \cdot d \sim \chi^2(k) \quad (2.11)$$

dimana :

$$d = \hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}$$

$$\text{Var}(d) = \sigma_{RE}^2 (X'X)^{-1} - \sigma_{FE}^2 (X'X)^{-1}$$

k = banyaknya parameter dalam model

Jika nilai h hasil pengujian lebih besar dari χ^2_{tabel} atau dengan mudah jika $p\text{-value} < \alpha$, maka cukup bukti untuk menolak H_0 , sehingga model yang tepat untuk digunakan adalah model efek tetap, begitu juga sebaliknya.

2.6 Model Data Panel Spasial

Menurut Elhorst (2009), data panel spasial merujuk pada data yang mengandung deret waktu dalam unit spasial. Model regresi linear sederhana yang dengan efek spasial spesifik dan tanpa efek interaksi spasial adalah sebagai berikut:

$$Y_{it} = X_{ijt}\beta_j + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2.12)$$

Di mana :

- i = indeks unit spasial ; $i = 1,2,3,\dots,N$
- t = indeks periode waktu ; $t = 1,2,3,\dots,T$
- Y_{it} = variabel dependen pada unit i dan waktu t
- X_{ijt} = variabel independen berupa vektor baris berukuran $1 \times j$;
 $j = 1,2,3,\dots,K$
- μ_i = error spasial ke- i
- β_j = vektor parameter berukuran $k \times 1$
- ε_{it} = error ke- i dan t

Ketika terdapat interaksi spesifik antar unit spasial, maka terdapat spasial *lag* pada variabel dependen atau terdapat dependensi spasial pada *lag*. Model spasial *lag* adalah model dimana variabel dependen tergantung pada variabel dependen tetangga dan satu set karakteristik lokal. Berikut ini model spasial *lag* (SAR):

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + x_{it} \beta + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2.13)$$

Sedangkan model spasial *error* adalah dimana variabel dependen tergantung pada karakteristik local dan *error* yang berkorelasi antar tempat (*space*). Berikut ini model spasial *error* (SEM) :

$$y_{it} = x_{it} \beta + \mu_i + u_{it} ; \text{ dengan } u_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij} u_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (2.14)$$

Di mana :

- ρ = koefisien dependensi spasial *lag*
- λ = koefisien dependensi spasial *error*.
- y_{it} = variabel dependen pada unit i dan waktu t
- x_{it} = variabel independen berupa vektor baris berukuran $1 \times j$
- β = vektor parameter berukuran $j \times 1$
- ε_{it} = error regresi untuk group ke- i untuk periode waktu ke- t .
- u_{it} = dependensi *error* spasial pada unit ke- i pada tahun ke- t
- W_{ij} = matrik pembobot spasial

2.7 Matrik Pembobot/Penimbang Spasial

Menurut Ngudiantoro (2004), matriks bobot dapat digunakan untuk mengetahui kedekatan antar data spasial atau hubungan spasial dan digunakan untuk menghitung koefisien dependensi. Matriks bobot sering disebut sebagai *contiguity matrix*, yaitu matrik yang entri-entrinya adalah nilai pembobot yang diberikan untuk perbandingan antar daerah. Pembobotan tersebut didasarkan pada hubungan spasial antarp daerah.

Paradis (2009) menyatakan bahwa dalam studi pola spasial dan spasial proses, diharapkan observasi-observasi yang dekat lebih berpeluang untuk menjadi serupa daripada observasi-observasi yang terpisah jauh. Hal ini biasanya berhubungan pada bobot untuk masing-masing pasangan (x_i, x_j) .

Dalam bentuk yang paling sederhana, bobot ini diberikan nilai 1 untuk tetangga yang dekat dan diberikan nilai 0 untuk selainnya dan $w_{ii} = 0$. Matriks W mempunyai beberapa karakteristik yang menarik. Pertama, semua elemen diagonalnya W_{ij} adalah 0, karena diasumsikan bahwa suatu unit daerah tidak berdekatan dengan dirinya sendiri. Kedua, matriks W adalah matrik simetris dimana $w_{ij} = w_{ji}$. Kesimetrisan yang dimiliki oleh matriks W pada dasarnya menggambarkan hubungan timbal balik dari hubungan spasial. Secara umum, terdapat dua konsep untuk menentukan elemen-elemen dari matrik bobot, berturut-turut ditemukan pada prinsip kedekatan (*contiguity matrix*) dan prinsip jarak (matrik jarak).

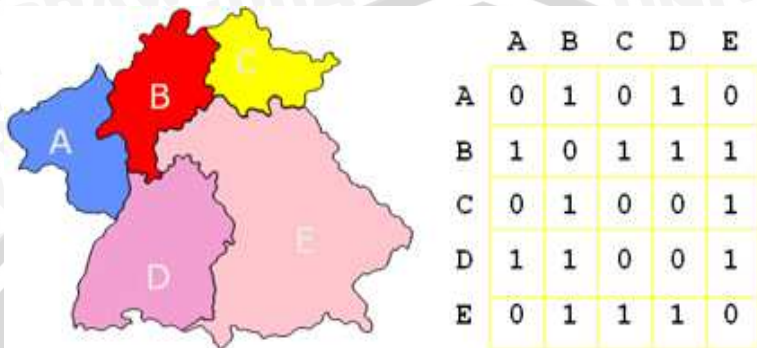
2.8 Contiguity Matrix

Lee dan Wong, dalam Kartika (2007), mendefinisikan *contiguity matrix* adalah matriks yang menggambarkan hubungan antara daerah atau matriks yang menggambarkan hubungan kedekatan antar daerah. Jika daerah i saling berdekatan atau berbatasan langsung dengan daerah j , maka unsur (i, j) diberi nilai 1. Tapi jika daerah i tidak saling berdekatan dengan daerah j , maka unsur (i, j) diberi nilai 0. Sehingga matriks ini disebut juga dengan *binary matrix*.

Elemen dari *contiguity matrix* W_{ij} didefinisikan melalui persamaan:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{jika daerah } i \text{ dan } j \text{ saling bersinggungan, dimana } i \neq j \\ 0 & \text{selainnya} \end{cases} \quad (2.15)$$

Berikut contoh pembentukan *contiguity matrix* dari suatu input data berupa polygon:

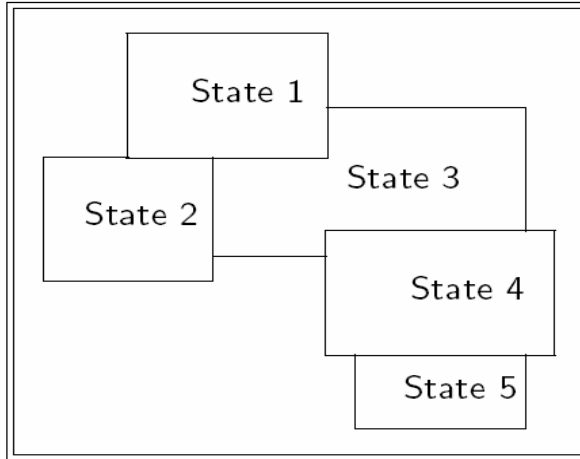


Gambar 2.1. Contoh Input Data Poligon dan Contiguity Matrix

Berdasarkan Gambar 2.1, terlihat diagonal utama pada *contiguity matrix* bernilai nol karena diasumsikan bahwa suatu daerah tidak berdekatan dengan dirinya sendiri. Selain itu, dapat diketahui bahwa daerah A disebut dekat dengan daerah B dan D sehingga diberikan angka 1 pada elemen matriks w_{AB} , w_{AD} , w_{BA} , dan w_{DA} . Begitu pula bagi daerah B, C, D, dan E. Metode ini tidak cukup untuk format data yang berbentuk titik sehingga digunakan jarak antar titik. Ada beberapa metode mendefinisikan hubungan persinggungan (*contiguity*) antar wilayah tersebut. Menurut LeSage (2004), metode *contiguity* terdiri dari :

- *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.
- *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.
- *Bhisop Contiguity* (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.
- *Double Linear Contiguity* (Persinggungan dua tepi); mendefinisikan $W_{ij}=1$ untuk dua entity yang berada di sisi (edge) kiri dan kanan region yang menjadi perhatian, $W_{ij}=0$ untuk region lainnya.
- *Double Rook Contiguity* (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.

- *Queen Contiguity* (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.



Gambar 2.2. Ilustrasi Contiguity (Persinggungan)

Menurut (LeSage,2004), matrik pembobot spasial dengan menggunakan metode *rook contiguity* adalah sebagai berikut:

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

Baris dan kolom menyatakan region yang ada pada peta. Matriks pembobot spasial merupakan matriks simetris dengan kaidah bahwa diagonal utama selalu nol. Diagonal utama pada *contiguity matrix* bernilai nol karena diasumsikan bahwa suatu daerah tidak berdekatan dengan dirinya sendiri. Agar lebih mudah diinterpretasikan, matriks bobot spasial tersebut kemudian distandardisasi sehingga pada tiap baris elemen-elemen matriks akan bernilai antara nol dan 1. Melalui perhitungan berikut:

$$W_{ij(\text{std})} = \frac{W_{ij}}{\sum_j W_{ij}} \quad (2.16)$$

dimana $W_{ij(\text{std})}$ adalah elemen matrik bobot terstandarisasi, maka diperoleh bentuk matrik bobot spasial yang distandardisasi sebagai berikut:

$$W = \begin{bmatrix} 0 & 1/2 & 1/2 & 0 & 0 \\ 1/2 & 0 & 1/2 & 0 & 0 \\ 1/3 & 1/3 & 0 & 1/3 & 0 \\ 0 & 0 & 1/2 & 0 & 1/2 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

2.9 Pengujian Asumsi Model Regresi Klasik

Asumsi-asumsi klasik yang melandasi analisis regresi menurut Gujaranti (2003) adalah normal, non multikolinieritas, non autokorelasi dan homokedastisitas. Adapun uraian mengenai pengujian masing-masing asumsi adalah sebagai berikut:

a. Asumsi Normalitas

Asumsi kenormalan menghendaki galat yang dihasilkan dari selisih antara nilai pengamatan dengan nilai dugaan mengikuti sebaran normal dengan rata-rata 0 (nol) dan ragam σ^2 . Jika asumsi ini tidak terpenuhi, maka pendugaan parameter model regresi akan menghasilkan peduga yang bias dan tidak konsisten. Menurut Daniel (2002), salah satu cara untuk mengetahui kenormalan galat adalah dengan menggunakan statistik uji *Kolmogorov-Smirnov normality* dengan hipotesis yang melandasi pengujian ini adalah sebagai berikut:

H_0 : galat menyebar mengikuti distribusi normal, lawan

H_1 : galat menyebar tidak mengikuti distribusi normal

Apabila H_0 benar, statistik uji *Kolmogorov-Smirnov* dirumuskan sebagai berikut:

$$D = \max \{ \max [|S(x_i) - F_0(x_i)|, |S(x_{i-1}) - F_0(x_i)|] \} \quad (2.17)$$

Dimana $F_0(x_i)$ merupakan fungsi distribusi frekwensi kumulatif relatif dari distribusi teoritis dibawah H_0 . Sedangkan $S(x_i)$ merupakan distribusi frekuensi kumulatif pengamatan sebanyak sampel. Jika asumsi kenormalan tidak terpenuhi, maka dapat dilakukan transformasi data atau menambah data observasi. Dengan kriteria menolak H_0 jika *p-value* $< \alpha$.

b. Asumsi Non Autokorelasi

Menurut Gujaranti (2003), asumsi ini menghendaki adanya kebebasan antar galat untuk setiap nilai pengamatan Y, berarti galat pada suatu pengamatan tertentu tidak dipengaruhi oleh galat pada pengamatan yang lain. Meskipun asumsi ini tidak terpenuhi, pendugaan parameter model regresi tetap menghasilkan penduga yang tidak bias dan konsisten, namun tidak lagi efisien. Jika asumsi non autokorelasi tidak terpenuhi, maka dapat dilakukan metode perbedaan pertama (*the first differences method*). Salah satu metode untuk mendeteksi keberadaan autokorelasi dalam model adalah dengan statistik uji Durbin Watson. statistik uji Durbin Watson dirumuskan sebagai berikut:

$$d = \frac{\sum_{t=2}^{t=N} (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^{t=N} e_t^2} \quad (2.18)$$

Dimana :

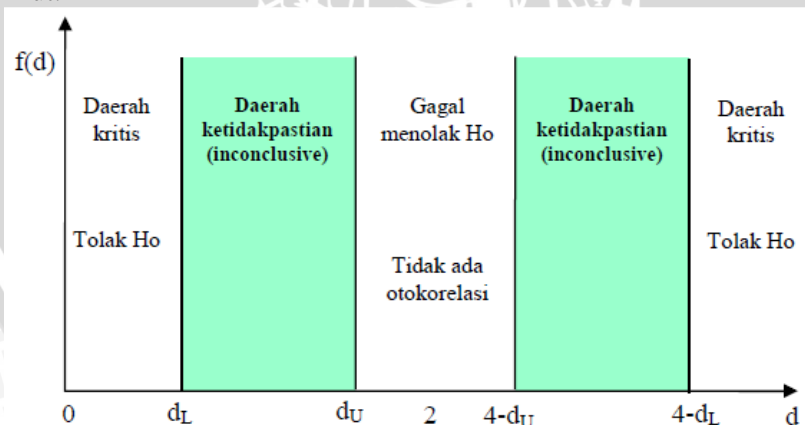
d : merupakan statistik uji durbin watson

e_t : merupakan galat dari model regresi pada waktu ke-t

e_{t-1} : merupakan galat dari model regresi pada waktu ke-(t-1)

e_t^2 : merupakan kuadrat galat dari model regresi pada waktu ke-t

Nilai d hitung dibandingkan dengan nilai d teoritis, dengan (n-k) derajat bebas, k adalah jumlah variabel bebas termasuk faktor konstanta. Nilai d teoritis terdiri dari batas bawah (dL) dan batas atas (dU). Secara spesifik, untuk uji Durbin Watson terdapat 5 himpunan daerah sebagai berikut:



Gambar 2.3. Daerah Kritis Statistik Uji Durbin Watson

Dari **Gambar 2.3** bisa diterjemahkan dengan kata-kata sebagai berikut:

- Jika $(d < dL)$ dan $(d > 4-dL)$ maka H_0 ditolak artinya terdapat otokorelasi pada residual.
- Jika berada pada $(dL < d < dU)$ atau di $(4-dU < d < 4-dL)$ maka uji Durbin-Watson tidak menghasilkan kesimpulan yang pasti (inconclusive). Pada tingkat signifikansi tertentu tidak dapat disimpulkan ada atau tidaknya otokorelasi diantara residualnya.
- Jika d terletak antara $(dU < d < 4-dU)$, maka gagal menolak H_0 artinya tidak ada otokorelasi diantara residualnya.

Jika tidak ada korelasi, tepatnya jika $\hat{\rho} = 0$ maka $d=2$, jika $\hat{\rho} = -1$ maka $d \neq 2$ dan jika $\hat{\rho} = 1$ maka $d=4$. Dengan demikian dapat dirumuskan hipotesis berikut ini:

$H_0 : d=2$ ($\hat{\rho} = 0$ atau tidak terdapat autokorelasi), lawan

$H_1 : d \neq 2$ ($\hat{\rho} \neq 0$ atau terdapat autokorelasi)

Dari hipotesis diatas, maka dapat menerima H_0 jika nilai dari d_{hitung} yang diperoleh mendekati nilai 2, begitu pula sebaliknya.

c. Asumsi Non Multikolinearitas

Menurut Gujaranti (2003), asumsi ini menghendaki tidak adanya hubungan linier atau korelasi antar variabel bebas dalam model regresi. Apabila terjadi multikolinearitas, meskipun penduga dari model regresi bisa diperoleh, tetapi *standard error* cenderung semakin besar dengan semakin besar tingkat korelasi antar variabel bebas. Sehingga nilai populasi dari koefisien tidak dapat ditaksir dengan tepat. Untuk mengetahui adanya multikolinieritas digunakan faktor kenaikan keragaman (*Variance Inflation Factor* atau VIF), yang dirumuskan sebagai berikut:

$$VIF = \frac{1}{1 - R_i^2}, i=1,2,\dots,q. \quad (2.19)$$

Dimana R_i^2 menunjukkan koefisien determinasi dari semua variabel bebas selain X_i terhadap variabel bebas X_i . Jika nilai $VIF_i > 10$ maka variabel tersebut dikatakan mengandung multikolinieritas. Jika terdapat kasus multikolinieritas maka dapat dilakukan analisis komponen utama (AKU) pada variabel bebasnya.

d. Asumsi Homoskedastisitas

Menurut Gujaranti (2003), asumsi homoskedastisitas menyatakan bahwa ragam galat ϵ_k bersifat konstan sebesar σ^2 , secara matematis :

$$\begin{aligned}\text{Var}(\epsilon_k) &= E[\epsilon_k - E(\epsilon_k)]^2 \\ &= E[\epsilon_k^2 - 2\epsilon_k E(\epsilon_k) + (E(\epsilon_k))^2] \\ &= E[\epsilon_k^2] \\ &= \sigma^2\end{aligned}\tag{2.20}$$

Dimana $E(\epsilon_k) = 0$, berarti ragam dari ϵ_k konstan sebesar σ^2 dari pengamatan yang satu ke pengamatan yang lain. Jadi berapapun nilai X , ragamnya tidak akan berubah. Kondisi sebaliknya yaitu bila ragam galatnya $\text{Var}(\epsilon_k) = \sigma_k^2$ untuk setiap nilai k , maka disebut heterokedastisitas dimana ragam dari ϵ_k tidak lagi konstan. Salah satu cara pengujian heterokedastisitas dapat dilakukan dengan membuat plot antara residual yang dikuadratkan dengan y taksiran. Apabila asumsi heteroskedastisitas tidak dapat dipenuhi maka solusinya dapat dilakukan dengan transformasi data dengan transformasi log ($\ln e$) jika ragam diketahui, atau menduga parameter model dengan *wheighted least square* (WLS) jika ragam tidak diketahui. Untuk menguji apakah galat pada regresi linier bersifat homoskedastik, dapat dilakukan melalui uji Park.

Uji Park mengusulkan adanya suatu bentuk fungsi spesifik diantara $\sigma_{\epsilon_i}^2$ dan variabel bebas untuk menyelidiki adanya heterogenitas. Persamaannya adalah:

$$\begin{aligned}\sigma_{\epsilon_i}^2 &= f(X_i) = \sigma^2 X_i^\beta e^{v_i} \text{ di log normal menjadi:} \\ \ln(\sigma_{\epsilon_i}^2) &= \ln \sigma^2 + \beta \ln X_i + v_i\end{aligned}\tag{2.21}$$

Karena $\sigma_{\epsilon_i}^2$ tidak teramati (*not observable*) maka didekati dengan e_i^2 . Sehingga persamaannya menjadi:

$$\begin{aligned}\ln(e_i^2) &= \ln \sigma^2 + \beta \ln X_i + v_i \\ \ln(e_i^2) &= \alpha + \beta \ln X_i + v_i\end{aligned}\tag{2.22}$$

Hipotesis yang diajukan adalah :

H_0 : $b_1 = b_2 = \dots = b_p = 0$, lawan,

H_1 : minimal ada satu $b_i \neq 0$

Munurut Park dalam Winarno (2009), jika koefisien regresi (β) signifikan secara statistik, maka diartikan terdapat heterokedastisitas dalam data, demikian juga sebaliknya, bila β tidak signifikan artinya ada kesamaan varians dari residual (homoskedastisitas).

2.10 Analisis Komponen Utama

Menurut Rencher (2002), tujuan utama analisis komponen utama adalah menjelaskan struktur varian kovarian satu set variabel menjadi variabel yang lebih sedikit yang merupakan kombinasi linear variabel tersebut. Komponen utama bergantung pada matriks kovarian atau matriks korelasi. Misalkan vektor random $\mathbf{X}^2 = [X_1, X_2, \dots, X_p]$ dengan matriks kovarian Σ dengan *eigen value* $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_p > 0$ maka didapatkan kombinasi linear sebagai berikut :

$$\begin{aligned} Y_1 &= a_1' \mathbf{X} = a_{11}X_1 + a_{12}X_2 + \dots + a_{1p}X_p \\ Y_2 &= a_2' \mathbf{X} = a_{21}X_1 + a_{22}X_2 + \dots + a_{2p}X_p \\ &\vdots \\ Y_p &= a_p' \mathbf{X} = a_{p1}X_1 + a_{p2}X_2 + \dots + a_{pp}X_p \end{aligned} \quad (2.23)$$

Sehingga :

$$\text{Var}(Y_i) = a_i' \Sigma a_i \quad i = 1, 2, 3, \dots, P$$

$$\text{Cov}(Y_i, Y_k) = a_i' \Sigma a_k \quad i, k = 1, 2, 3, \dots, P$$

Komponen utama sangat berguna pada analisis regresi jika jumlah variabel independen relative besar terhadap jumlah observasi dan jika antar variabel independen mempunyai korelasi yang tinggi. Komponen utama dapat juga diperoleh dari variabel yang telah di standarisasi. Dimana formula standarisasi adalah $Z = (V^{1/2})^{-1}(\mathbf{X} - \mu)$. Dimana $E(Z) = 0$ dan $\text{Cov}(Z) = \rho$. Komponen utama dari Z didapatkan dari *eigen vector* dari matriks korelasi (ρ). Komponen utama ke- i dari variabel terstandarisasi adalah :

$$Y_i = e_i' Z = e_i' (V^{1/2})^{-1} (\mathbf{X} - \mu) \quad (2.24)$$

$$\text{Sehingga : } \sum_{i=1}^p \text{Var}(Y_i) = \sum_{i=1}^p \text{Var}(Z_i) = p \quad (2.18)$$

$$\rho_{Y_i, Z_k} = e_{ik} \sqrt{\lambda_i} \quad , i, k = 1, 2, \dots, p \quad (2.25)$$

Proporsi total varian yang dapat dijelaskan oleh k komponen utama adalah sebagai berikut :

$$\text{Proporsi varian} = \frac{\lambda_k}{p} \quad (2.26)$$

Di mana: λ_k = merupakan *eigen value* ke- k
 p = banyaknya variabel bebas

2.11 General Spatial Model

General spatial model merupakan model yang dikembangkan oleh Anselin (1988) dengan menggunakan data *cross section*. Model regresi ini merupakan model ekonometrika spasial berupa pengembangan dari model regresi sederhana yang telah mengakomodasi fenomena dependensi spasial. *General spatial model* dinyatakan dalam bentuk persamaan berikut:

$$y = \rho W_1 y + X\beta + u \quad (2.27)$$

dengan : $u = \lambda W_2 u + \varepsilon ; \varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$ (2.28)

sehingga : $y = \rho W_1 y + X\beta + \lambda W_2 u + \varepsilon ; \varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$ (2.29)

Ada beberapa model yang bisa dibentuk dari *general spatial model* dengan menggunakan data *cross-section* yaitu:

(i). Apabila $\rho = 0$ dan $\lambda = 0$ maka persamaan menjadi:

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (2.30)$$

Persamaan ini disebut sebagai model regresi klasik atau lazim dikenal sebagai model regresi *ordinary least square* (OLS), yaitu regresi yang mengabaikan efek spasial.

(ii). Apabila $\rho \neq 0, \lambda = 0$ maka persamaannya menjadi:

$$y = \rho W_1 y + X\beta + \varepsilon \quad (2.31)$$

$$y = (I_n - \rho W_1)^{-1} \cdot X\beta + (I_n - \rho W_1)^{-1} \cdot \varepsilon \quad (2.32)$$

Anselin (1988) menyebut persamaan diatas dengan sebutan *spatial lag models*. LeSage (2004) mengistilahkan model ini dengan *spatial autoregressive model* (SAR model).

(iii). Apabila $\rho = 0, \lambda \neq 0$ maka persamaannya menjadi:

$$y = X\beta + u \quad (2.33)$$

dimana: $u = \lambda W_2 u + \varepsilon$

$$u = (I_n - \lambda W_2)^{-1} \cdot \varepsilon$$

maka: $y = X\beta + (I_n - \lambda W_2)^{-1} \cdot \varepsilon$ (2.34)

Persamaan ini disebut juga regresi *spatial error model* (SEM).

(iv). Apabila $\rho \neq 0$ dan $\lambda \neq 0$ maka persamaannya menjadi:

$$y = \rho W_1 y + X\beta + u + \varepsilon ; \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

$$y = (I_n - \rho W_1)^{-1} \cdot X\beta + (I_n - \rho W_1)^{-1} \cdot u$$

dengan : $u = \lambda W_2 u + \varepsilon$

$$u = (I_n - \lambda W_2)^{-1} \cdot \varepsilon$$

sehingga :

$$y = (I_n - \rho W_1)^{-1} \cdot X\beta + (I_n - \rho W_1)^{-1} \cdot (I_n - \lambda W_2)^{-1} \varepsilon; \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (2.35)$$

Anselin (1988) menyebut persamaan ini *spatial autoregressive moving average* (SARMA).

Di mana:

- y = vektor variabel dependen yang berukuran $n \times 1$
- X = matriks variabel bebas yang berukuran $n \times k$
- β = koefisien regresi.
- ρ = koefisien spasial *lag* dari variabel dependen.
- λ = koefisien dependensi spasial *error* yang bernilai $|\lambda| < 1$.
- W_1, W_2 = matriks penimbang spasial yang berukuran $n \times n$ yang elemen diagonalnya bernilai nol.
- u = error regresi yang diasumsikan mempunyai efek region random dan juga error yang terdependensi secara spasial.

2.12 Pendugaan Parameter Model Panel Spasial

Menurut Elhorst (2009), dalam menduga parameter model panel spasial menggunakan dua pendekatan yaitu pendekatan *fixed effect* dan pendekatan *random effect*. Pendekatan *random effect* mempunyai asumsi bahwa masing-masing intersep adalah variabel random. Dalam menduga parameter model panel spasial dapat digunakan metode pendugaan *maximum likelihood*. Berikut adalah beberapa model panel spasial menurut Elhorst (2009):

1) *Fixed Effect Spatial Lag /Autoregressive Model* (SAR - FE)

Fungsi *log-likelihood* jika efek spesifik spasial pada *Spatial Lag Model* diasumsikan tetap adalah :

$$\text{Log}L = -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + T \log |I_N - \rho W| - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left(y_{it} - \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} - x_{it} \beta - \mu_i \right)^2 \quad (2.36)$$

Dengan menurunkan fungsi *log-likelihood* secara parsial terhadap μ_i sehingga didapatkan estimasi μ_i sebagai berikut :

$$\mu_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(y_{it} - \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} - x_{it} \beta \right) \quad (2.37)$$

Dengan mensubstitusikan μ_i pada fungsi *log-likelihood* dengan memfokuskan pada β , ρ , dan σ^2 . Penyelesaian secara numerik

dilakukan untuk mendapatkan ρ . Kemudian estimasi untuk β dan σ^2 adalah sebagai berikut :

$$\beta = (\mathbf{X}^* \mathbf{X}^*)^{-1} \mathbf{X}^* [\mathbf{Y}^* - \rho(\mathbf{I}_T \cdot \mathbf{W})\mathbf{Y}] \quad (2.38)$$

Dimana simbol * menunjukkan transformasi variabel dependen dan independen sebagai berikut:

$$y_{it}^* = y_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} \quad \text{dan} \quad x_{it}^* = x_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} \quad (2.39)$$

Estimasi σ^2 dihitung sebagai berikut :

$$\sigma^2 = \frac{1}{NT} (\mathbf{e}_0^* - \rho \mathbf{e}_1^*)' (\mathbf{e}_0^* - \rho \mathbf{e}_1^*) \quad (2.40)$$

Dengan : N = banyaknya unit spasial

T = banyaknya unit waktu

e_0 = error dari regresi \mathbf{Y}^* terhadap \mathbf{X}^*

e_1 = error dari regresi $(\mathbf{I}_T \cdot \mathbf{W})\mathbf{Y}^*$ terhadap \mathbf{X}^*

\mathbf{I}_T = matrik identitas

\mathbf{W} = matrik bobot spasial

2) Fixed Effect Spatial Error Model (SEM - FE)

Fungsi *log-likelihood* jika efek spesifik spasial pada *Spatial Error Model* diasumsikan tetap adalah :

$$\begin{aligned} \text{LogL} = & -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + T \log |\mathbf{I}_N - \lambda \mathbf{W}| \\ & - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \{y_{it}^* - \lambda [\sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt}^*] - (x_{it}^* - \lambda [\sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt}^*]) \beta\}^2 \end{aligned} \quad (2.41)$$

Dimana simbol * menunjukkan transformasi variabel dependen dan independen sebagai berikut:

$$y_{it}^* = y_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} \quad \text{dan} \quad x_{it}^* = x_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} \quad (2.42)$$

Dengan λ yang telah ada, estimasi *maximum likelihood* untuk β dan σ^2 didapatkan dengan turunan pertama yaitu :

$$\beta = [(\mathbf{X}^* - \lambda(\mathbf{I}_T \cdot \mathbf{W})\mathbf{X}^*)' (\mathbf{X}^* - \lambda(\mathbf{I}_T \cdot \mathbf{W})\mathbf{X}^*)]^{-1} [\mathbf{X}^* - \lambda(\mathbf{I}_T \cdot \mathbf{W})\mathbf{X}^*]' [\mathbf{Y}^* - \lambda(\mathbf{I}_T \cdot \mathbf{W})\mathbf{Y}^*] \quad (2.43)$$

$$\sigma^2 = \frac{\mathbf{e}(\lambda)' \mathbf{e}(\lambda)}{NT} \quad (2.44)$$

$$\text{Dimana : } \mathbf{e}(\lambda) = \mathbf{Y}^* - \lambda(\mathbf{I}_T \cdot \mathbf{W})\mathbf{Y}^* - [\mathbf{X}^* - \lambda(\mathbf{I}_T \cdot \mathbf{W})\mathbf{X}^*] \beta \quad (2.45)$$

Fungsi *concentrated Log-Likelihood* untuk λ adalah :

$$\text{Log}L = -\frac{NT}{2} \log[\mathbf{e}(\lambda)' \mathbf{e}(\lambda)] + T \log |I_N - \lambda W| \quad (2.46)$$

Dengan memaksimalkan fungsi yang fokus pada λ , menghasilkan estimasi *maximum likelihood* untuk λ dengan β dan σ^2 yang telah didapatkan. Prosedur secara iterasi digunakan dengan beberapa nilai parameter β dan σ^2 hingga didapatkan parameter λ yang konvergen.

3) *Random Effect Spatial Lag Model (SAR - RE)*

Fungsi *log-likelihood* jika efek spesifik spasial pada *Spatial Lag Model* diasumsikan *random* adalah :

$$\text{Log}L = -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + T \log |I_N - \rho W| - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^T \left(y_{it} - \rho \left[\sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} \right] - x_{it}' \beta \right)^2 \quad (2.47)$$

Dimana simbol \bullet menunjukkan transformasi variabel dependen terhadap θ :

$$y_{it}^* = y_{it} - (1-\theta) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} \quad \text{dan} \quad x_{it}^* = x_{it} - (1-\theta) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} \quad (2.48)$$

Dengan $\theta=0$, maka fungsi *log-likelihood* diatas akan sama dengan fungsi *log-likelihood* pada *fixed effect spatial lag model*. Prosedur yang sama dapat dilakukan untuk mendapatkan estimasi β , ρ , dan σ^2 . Estimasi untuk θ dapat dilakukan dengan memaksimalkan fungsi *concentrated log-likelihood* terhadap θ dengan fungsi *log likelihood* sebagai berikut :

$$\text{Log}L = -\frac{NT}{2} \log[\mathbf{e}(\theta)' \mathbf{e}(\theta)] + \frac{N}{2} \log \theta^2 \quad (2.49)$$

Dimana elemen $\mathbf{e}(\theta)$ didefinisikan sebagai berikut :

$$\mathbf{e}(\theta) = y_{it} - (1-\theta) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} - \rho \left[\sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} \right] - (1-\theta) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T w_{ij} y_{jt} - [x_{it} - (1-\theta) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it}] \beta \quad (2.50)$$

Prosedur secara iterasi digunakan beberapa nilai parameter β , ρ , dan σ^2 hingga didapatkan nilai estimasi θ yang konvergen.

4) *Random Effect Spatial Error Model (SEM - RE)*

Fungsi *log-likelihood* jika efek spesifik spasial pada *Spatial Error Model* diasumsikan *random* adalah :

$$\text{Log}L = -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \log(1 + T\varphi(1 - \lambda\omega)^2) + T \sum_{i=1}^N \log(1 - \lambda\omega) - \frac{1}{2\sigma^2} \mathbf{e}^* \mathbf{e}^* \quad (2.51)$$

Dimana : $\mathbf{e}^* = \mathbf{Y}^* - \mathbf{X}^* \boldsymbol{\beta}$

$\boldsymbol{\beta}$ dan σ^2 dapat diselesaikan memaksimalkan order pertama, seperti berikut ini:

$$\boldsymbol{\beta} = (\mathbf{X}^* \mathbf{X}^*)^{-1} \mathbf{X}^* \mathbf{Y}^* \quad \sigma^2 = (\mathbf{Y}^* - \mathbf{X}^* \boldsymbol{\beta})' (\mathbf{Y}^* - \mathbf{X}^* \boldsymbol{\beta}) / NT \quad (2.52)$$

Dengan mensubstitusikan $\boldsymbol{\beta}$ dan σ^2 pada fungsi *log-likelihood*, fungsi *concentrated log-likelihood* terhadap ρ dan φ sebagai berikut :

$$\begin{aligned} \text{Log}L = C - \frac{NT}{2} \log[\mathbf{e}(\lambda, \varphi)' \mathbf{e}(\lambda, \varphi)] - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \log(1 + T\varphi(1 - \lambda\omega_i)^2) \\ + T \sum_{i=1}^N \log(1 - \lambda\omega_i) \end{aligned} \quad (2.53)$$

Dimana C adalah konstanta yang tidak bergantung pada λ dan φ , elemen $\mathbf{e}(\lambda, \varphi)$ sebagai berikut :

$$\begin{aligned} \mathbf{e}(\rho, \theta) = y_{it} - \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + \sum_{j=1}^N \{ [p(\lambda, \omega)_{ij} - (1 - \lambda w_{ij})] \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{jt} \} - \\ [x_{it} - \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij} x_{jt} + \sum_{j=1}^N \{ [p(\lambda, \varphi)_{ij} - (1 - \lambda w_{ij})] \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{jt} \}] \boldsymbol{\beta} \end{aligned} \quad (2.54)$$

Notasi $p_{ij} = p(\lambda, \varphi)_{ij}$ digunakan untuk menunjukkan elemen matriks \mathbf{P} yang tergantung pada λ dan φ . Estimasi $\boldsymbol{\beta}$ dan σ^2 dengan diberikan pada λ dan φ bisa dilakukan dengan regresi OLS antara \mathbf{Y}^* dengan \mathbf{X}^* . Namun estimasi λ dan φ dengan diberikan $\boldsymbol{\beta}$ dan σ^2 harus dilakukan secara numerik (Elhorst, 2009).

2.13 Menguji keakuratan Model

Anselin (1988) menyatakan bahwa salah satu prinsip dasar pendugaan maksimum *likelihood* adalah *asymptotic normality*, artinya semakin besar ukuran N maka kurva akan semakin mendekati kurva sebaran normal. Pengujian signifikansi koefisien parameter regresi (β) dan dependensi spasial (λ atau ρ) secara parsial yaitu didasarkan pada nilai ragam galat (σ) yang berasal dari distribusi asimptotik, sehingga statistik uji signifikansi parameter yang dipergunakan yaitu:

$$Z_{hitung} = \frac{\hat{\theta}}{s.b_{\hat{\theta}}} \sim Z_{(\alpha/2)} \quad (2.55)$$

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

$$H_0 : \theta = 0 \quad \text{lawan}$$

$$H_1 : \theta \neq 0$$

dimana θ merupakan parameter regresi spasial yaitu β , ρ , dan λ .

2.13.1 Spatial Lag Model (SLM)/Spatial Autoregressive Models (SAR)

Menurut Anselin (1988) untuk menguji keakuratan dari koefisien spasial lag (ρ) digunakan Likelihood Ratio Test (LRT). Statistik uji signifikansi parameter yang dipergunakan yaitu:

$$Z_{hitung} = \frac{\hat{\rho}}{s.b_{\hat{\rho}}} \sim Z_{(\alpha/2)} \quad (2.56)$$

Dimana $s.b_{(\rho)}$ merupakan *asymptotic standard error* dari parameter lag ρ . Melalui uji parsial parameter ρ dengan hipotesis :

$$H_0: \rho = 0 \text{ (tidak terdapat dependensi spasial lag)}$$

lawan

$$H_1: \rho \neq 0 \text{ (terdapat dependensi spasial lag)}$$

apabila $z_{hitung} \geq z_{(\alpha/2)}$ atau $p\text{-value} < \alpha/2$, maka keputusannya tolak H_0 , artinya terdapat dependensi error spasial dalam model.

2.13.2 Spatial Error Model (SEM)

Menurut Anselin (1988) untuk menguji keakuratan dari koefisien *error* spasial (λ) digunakan *Likelihood Ratio Test* (LRT). Statistik uji signifikansi parameter yang dipergunakan yaitu:

$$Z_{hitung} = \frac{\hat{\lambda}}{s.b_{\hat{\lambda}}} \sim Z_{(\alpha/2)} \quad (2.57)$$

dimana $s.b_{(\lambda)}$ merupakan *asymptotic standard error* dari parameter *error* λ . Melalui uji parsial parameter λ dengan hipotesis :

$$H_0: \lambda = 0 \text{ (tidak terdapat dependensi error spasial)}$$

lawan

$$H_1: \lambda \neq 0 \text{ (terdapat dependensi error spasial)}$$

apabila $z_{hitung} \geq z_{(\alpha/2)}$ atau $p\text{-value} < \alpha/2$, maka keputusannya tolak H_0 , artinya terdapat dependensi error spasial dalam model.

2.14 Memilih Model Terbaik

Apabila didalam suatu penelitian terdapat lebih dari satu model yang dihasilkan, maka untuk menentukan model yang paling tepat dapat dilihat seberapa baik/handal suatu model. Dalam mengukur kebaikan suatu model terdapat beberapa kriteria yang dapat digunakan antara lain R^2 , $corr^2$, MSE, AIC dan SC.

2.14.1 Koefisien Determinasi R^2

Menurut Gujarati (2003), koefisien determinasi menyatakan ukuran ketepatan atau kecocokan suatu garis regresi yang diterapkan terhadap suatu kelompok data hasil penelitian dan digunakan untuk mengetahui proporsi keragaman total peubah respon yang diterangkan oleh beberapa peubah penjelas secara bersama-sama. Nilai koefisien determinasi berkisar antara 0 sampai 1. Makin besar nilai R^2 menunjukkan makin kecil nilai simpangannya, hal ini menunjukkan bahwa model makin mendekati data sebenarnya dan model dikatakan makin akurat. Koefisien determinasi pada persamaan tersebut rentan terhadap penambahan peubah penjelas. Makin banyak peubah penjelas yang terlibat, maka nilainya akan makin besar. Untuk membandingkan dua atau lebih R^2 harus diperhitungkan banyaknya peubah bebas yang ada dalam model. Kriteria pemilihan model terbaik dapat menggunakan kriteria R^2 dengan rumus sebagai berikut :

$$R^2(e, \Omega) = 1 - \frac{e' \Omega e}{(Y - \bar{Y})'(Y - \bar{Y})} \quad (2.58)$$

Alternatif kriteria pemilihan model terbaik adalah kuadrat koefisien korelasi antara nilai aktual dan taksiran. Rumus kuadrat koefisien korelasi sebagai berikut :

$$corr^2(Y, \hat{Y}) = \frac{[(Y - \bar{Y})'(\hat{Y} - \bar{Y})]^2}{[(Y - \bar{Y})'(Y - \bar{Y})][(\hat{Y} - \bar{Y})'(\hat{Y} - \bar{Y})]} \quad (2.59)$$

Dimana : e adalah vektor error

Y adalah vektor komponen variabel dependen

\bar{Y} adalah rata-rata variabel dependen

\hat{Y} adalah vektor nilai taksiran variabel dependen.

Berbeda dengan R^2 , perhitungan $corr^2$ mengabaikan variasi pada efek spasial sehingga selisih antara nilai R^2 dan $corr^2$ menunjukkan bagaimana variasi yang dapat dijelaskan oleh efek spasial.

2.14.2 Mean Square Error (MSE)

Menurut Winarno (2009), MSE adalah suatu kriteria pemilihan model terbaik berdasarkan nilai galatnya. Kriteria MSE dirumuskan sebagai berikut : $MSE = \frac{1}{n-(p+1)} \cdot \sum_{i=1}^n e_i^2$ (2.60)

Dengan $e_i = (y_i - \hat{y}_i) =$ residual, dan n merupakan banyaknya pengamatan.

2.14.3 Akaike Info Criterion (AIC)

Akaike mengembangkan metode untuk memilih model terbaik. AIC didefinisikan sebagai berikut:

$$AIC = \left(\frac{\sum \hat{e}_i^2}{T} \right) e^{\left(\frac{2(K+1)}{T} \right)} \quad (2.61)$$

dimana T adalah banyaknya pengamatan dan K adalah banyaknya peubah penjelas dalam model. Menurut Ramanathan (1995) dalam Winarno (2009) sebagai ukuran keakuratan model, dipilih model dengan nilai AIC yang paling rendah. Selain itu, Akaike mengembangkan metode untuk memilih model terbaik, dan merumuskannya sebagai berikut:

$$AIC = -2L_m + 2m \quad (2.62)$$

Dimana: L_m = maksimum log-likelihood
 m = jumlah parameter dalam model.

2.14.4 Schwarz Criterion (SC)

Menurut Iriawan,dkk (2008) dalam Winarno (2009), SC merupakan pengembangan dari AIC yang dilakukan oleh Akaike pada tahun 1978-1979. Adapun formula dari SC adalah sebagai berikut:

$$SC = -2L_m + m \ln(n) \quad (2.63)$$

Di mana : L_m : maksimum log-likelihood
 m : jumlah parameter dalam model
 n : jumlah pengamatan

Dalam referensi lain, SC dapat ditulis sebagai berikut:

$$SC = n \times \ln\left(\frac{SSE}{n}\right) + n \times (1 + \ln(2\pi)) + 2(f+2)q - 2q^2 \quad (2.64)$$

Di mana:

$$q = \frac{n \sigma^2}{SSE}$$

f = banyaknya parameter dalam model

n = banyaknya pengamatan

σ^2 = estimasi ragam dari galat

SSE = jumlah kuadrat galat (*Sum of Square Error*)

BAB III DATA DAN METODE PENELITIAN

3.1 Data Penelitian

Data yang digunakan dalam skripsi ini adalah data sekunder yang dipublikasikan oleh Badan Pusat Statistik (BPS) untuk Provinsi Jawa Timur. Data-data tersebut berasal dari publikasi Jawa Timur Dalam Angka Tahun 2009, publikasi Survei Sosial Ekonomi Nasional (Susenas) tahun 2009 dan publikasi indikator Makro Jawa Timur tahun 2009.

Secara keseluruhan, data yang digunakan adalah agregat level kabupaten/kota yang menjadi unit cross section sebanyak 11 kabupaten/kota yang termasuk dalam satuan wilayah pembangunan (SWP) Gerbangkertasusila dan Malang-Pasuruan dan periode tahun dari 2005 hingga 2009 sebagai unit time series sebanyak lima tahun. Terdapat dua data yang digunakan, yaitu **Data 1** yang merupakan data angka kematian bayi (AKB) daerah per tahun, dan **Data 2** yang merupakan data produk domestik regional bruto (PDRB) sektor industri. Data selengkapnya dapat dilihat pada **Lampiran 2** dan dilengkapi dengan peta lokasi dari kode lokasi di Provinsi Jawa Timur seperti terlihat pada **Lampiran 1**.

3.2 Metode Penelitian

Dalam penelitian ini metode yang digunakan adalah metode pendugaan parameter model panel spasial. Untuk menerapkan metode ini diperlukan dua tahap pengerjaan, yaitu tahap persiapan dan tahap analisis data.

3.2.1 Tahap Persiapan

Dalam tahap ini, dilakukan dua proses utama, yang pertama adalah proses digitasi peta wilayah Gerbangkertasusila dan Malang-Pasuruan dari peta utama Provinsi Jawa Timur dengan bantuan *software* ArcGIS 9.3. Kedua adalah proses membuat matrik pembobot/penimbang spasial W_{ij} . Dalam proses membuat matrik pembobot/penimbang spasial dapat menggunakan bantuan *software* GeoDa 9.5 dan *MS.Excel*. Berikut adalah langkah-langkah dalam membuat matrik pembobot/penimbang spasial (W_{ij}):

- i. Menyiapkan peta wilayah Gerbangkertasusila dan Malang-Pasuruan yang berisi 11 kabupaten/kota hasil digitasi, yaitu Gerbangkertasusila_Malang-Pasuruan.shp seperti pada **Lampiran 1b**.
- ii. Membuka peta wilayah Gerbangkertasusila_Malang-Pasuruan.shp dengan *software* GeoDa 9.5.
- iii. Membuat matrik pembobot spasial W_{ij} dengan *software* GeoDa 9.5 menggunakan metode *rook contiguity* dan menyimpan matrik tersebut dengan format matrik Gerbangkertasusila_Malang-Pasuruan.gal seperti pada **Lampiran 3**.
- iv. Matrik pembobot spasial W_{ij} dengan format Gerbangkertasusila_Malang-Pasuruan.gal bisa dibuka melalui *notepad*, dengan format Gerbangkertasusila_Malang-Pasuruan.txt.
- v. Membuat matrik pembobot spasial W_{ij} berdasarkan hasil proses (iv), dan dibuat dengan ukuran 11x11 dimana baris dan kolom menyatakan region yang ada pada peta, dengan kaidah bahwa diagonal utama selalu nol, karena diasumsikan bahwa suatu daerah tidak berdekatan dengan dirinya sendiri dan memberikan skor 1 pada kabupaten/kota yang bersinggungan sisi, sehingga diperoleh tabel konektivitas antar kabupaten/kota seperti pada **Lampiran 4** dan matrik pembobot spasial seperti pada **Lampiran 5**.
- vi. Melakukan standarisasi matrik pembobot spasial W_{ij} dengan cara transformasi yang dilakukan untuk mendapatkan jumlah baris yang sama yaitu satu sehingga diperoleh matrik seperti pada **Lampiran 6**.
- vii. Matrik pembobot spasial W_{ij} yang sudah di standarisasi sudah siap untuk digunakan dalam proses selanjutnya.

3.2.2 Tahap Analisis Data

Pada tahap analisis data, dilakukan dua tahap analisis, yaitu analisis pendugaan model dari data panel dan kemudian akan dilanjutkan dengan proses pendugaan parameter model panel spasial. Tahap ini meliputi :

A. Menduga Model Data Panel Spasial

Dalam menduga model dari data panel spasial, peneliti menggunakan bantuan *software* Eviews 7. Berikut adalah langkah-langkah yang dilakukan dalam menduga model dari data panel spasial :

- i. Melakukan pengujian asumsi klasik pada setiap data penelitian yang secara lengkap dapat dilihat pada **Lampiran 7** sampai dengan **Lampiran 10**.
- ii. Mengatasi pelanggaran asumsi multikolinieritas yang terjadi pada data penelitian, hasil analisis komponen utama secara lengkap dapat dilihat pada **Lampiran 11**.
- iii. Melakukan tabulasi data panel spasial pada MS.Excel berdasarkan unit *cross section* dan berdasarkan unit *time-series*.
- iv. Membuka aplikasi dari *software EViews 7*, mengcopy data hasil tabulasi proses (ii) berdasarkan unit *cross section* dari MS.Excel ke dalam aplikasi *EViews 7*.
- v. Menduga model dari data panel spasial dengan pendekatan model tanpa memperhatikan efek individu (*common (pool)*) seperti pada **Lampiran 12**.
- vi. Menduga data panel spasial dengan pendekatan model dengan memperhatikan efek tetap individu (*fixed effect*) seperti pada **Lampiran 13**.
- vii. Melakukan perbandingan untuk memperoleh model panel terbaik antara model *common* dengan model *fixed effect* dengan menggunakan statistik uji *Chow* seperti pada **Lampiran 14**.
- viii. Menduga data panel spasial dengan pendekatan model dengan memperhatikan efek acak individu (*random effect*) seperti pada **Lampiran 15**.
- ix. Melakukan perbandingan untuk memperoleh model panel terbaik antara model *fixed* dengan model *random effect* dengan menggunakan statistik uji *Hausman* seperti pada **Lampiran 16**.
- x. Menyimpulkan model pendekatan terbaik untuk data panel spasial.

B. Menduga Parameter Model Panel Spasial

Pada tahap ini, akan dilakukan proses pendugaan koefisien parameter model panel spasial. Proses ini merupakan proses lanjutan dari **proses A**. Berikut adalah langkah-langkah yang dilakukan dalam menduga parameter model dari data panel spasial :

- i. Membuat *script project* pada lembar kerja *software Matlab* versi R2010 seperti pada **Lampiran 17** dengan menggunakan 4 fungsi sebagai berikut:
 - a. *Spatial autoregressive/lag model fixed effect (SAR-FE)*
 - b. *Spatial error model fixed effect (SEM-FE)*

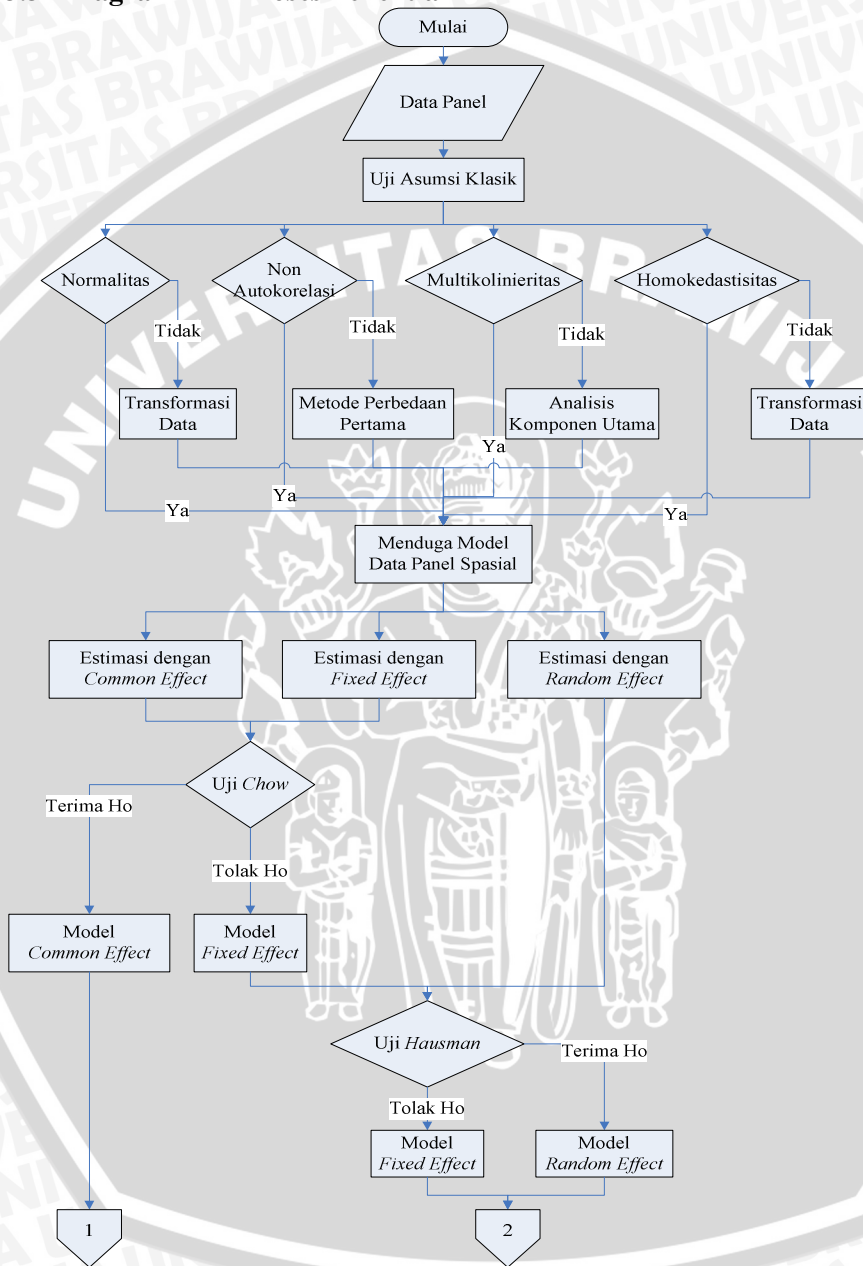
c. *Spatial autoregressive/lag model fixed effect (SAR-RE)*

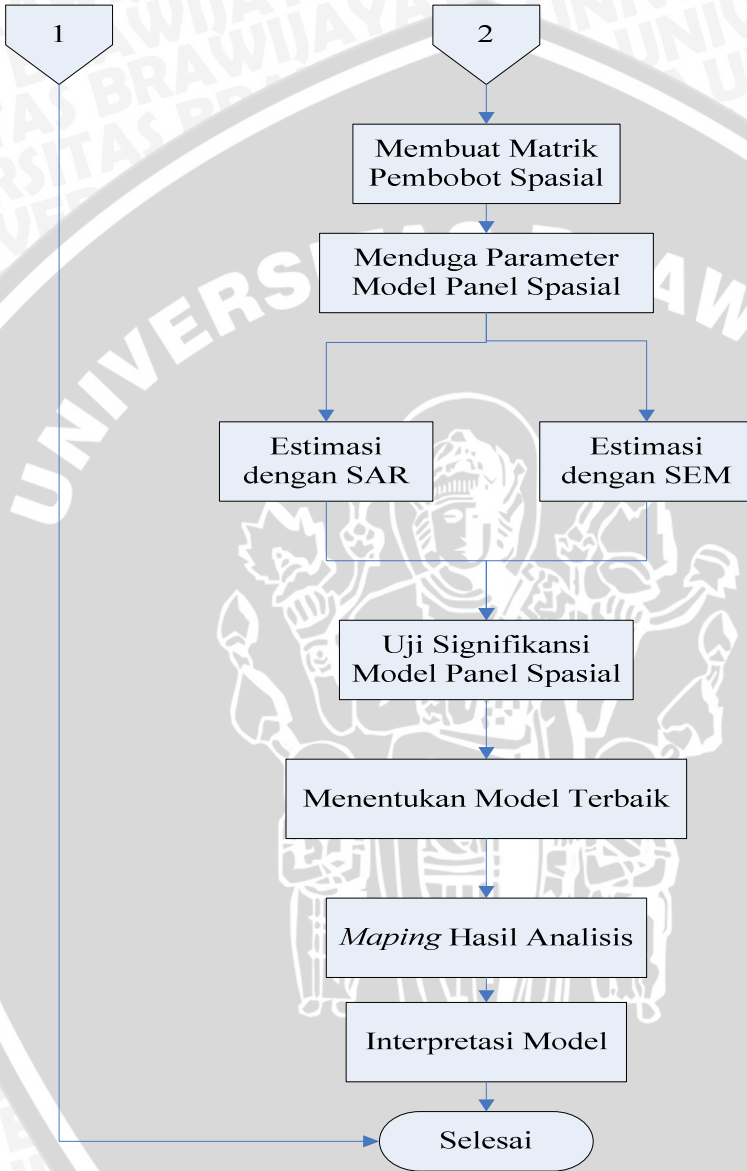
d. *Spatial error model fixed effect (SEM-RE)*

Pemilihan model berdasarkan hasil proses pendugaan model pada tahap A.

- ii. Hasil dari proses pendugaan model panel spasial pada proses A akan menghasilkan kesimpulan apakah data panel mengikuti pendekatan model *common effect*, *fixed effect*, ataukah *random effect*. Setelah disimpulkan sebuah model akan dapat diduga parameternya melalui model *Spatial autoregressive/lag model (SAR)* dan *Spatial error model (SEM)* secara masing-masing.
- iii. Membuat *file* data pada lembar kerja *software* Matlab versi R2010 dengan format **data.mat** dengan struktur data panel disusun/ditabulasi berdasarkan unit *time-series*.
- iv. Membuat *file* matrik bobot dari MS.Excel pada lembar kerja *software* Matlab versi R2010 dengan format data **Wij.mat** seperti pada **Lampiran 6**.
- v. Memasukkan file **data.mat** dan **Wij.mat** pada *script project* yang telah dibuat seperti pada **Lampiran 17**.
- vi. Menjalankan program Matlab yang telah dibuat.
- vii. Melihat nilai statistik uji z-probability (p-value) dan log-*Likelihood* untuk mengetahui seberapa nyata pengaruh setiap parameter dalam model yang terbentuk baik secara parsial maupun simultan.
- viii. Menghitung nilai AIC, MSE, dan SC.
- ix. Menentukan model terbaik berdasarkan R^2 , MSE, AIC dan SC.
 - x. Memasukkan nilai variabel dependen dari data dan nilai variabel dependen dari hasil pendugaan model panel spasial yang terbaik ke dalam attribute dari peta dengan *software* ArcGis 9.3.
- xi. Melakukan pemetaan (*mapping*) nilai variabel dependen dari data dan nilai variabel dependen dari hasil prediksi dari model yang terpilih dengan *software* ArcGis 9.3.
- xii. Menginterpretasikan hasil dari penelitian.

3.3 Diagram Alir Proses Penelitian





Gambar 3.1 Diagram alir metode penelitian

BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1 Uji Asumsi Klasik Model Regresi

Terdapat empat asumsi yang harus dipenuhi sebelum melakukan analisis regresi, yaitu asumsi normalitas, non autokorelasi, non multikolinieritas, dan homokedastisitas.

4.1.1 Asumsi Normalitas

Uji asumsi normalitas dalam penelitian ini menggunakan statistik uji Kolmogorov Smirnov. Pengujian asumsi normalitas dalam penelitian ini secara lengkap dapat dilihat pada **Lampiran 7** dan secara ringkas hasil uji asumsi normalitas dapat dilihat pada **Tabel 4.1** berikut ini :

Tabel 4.1 Uji Asumsi Normalitas

Data	Statistik Uji		Kesimpulan
	D	P-value	
Data 1	0.075	> 0.05	galat menyebar normal
Data 2	0.05	> 0.05	galat menyebar normal

Nilai statistik Uji Kolmogorov Smirnov untuk menguji kenormalan galat diperoleh dengan membuat *Normal Probability Plot* sehingga diperoleh statistik D dan p-value dari Uji Kolmogorov-Smirnov seperti pada **Tabel 4.1**, dengan p-value adalah lebih besar dari α (0.05), sehingga dapat diputuskan terima H_0 . Sehingga dapat disimpulkan bahwa galat dari semua data dalam penelitian ini memenuhi asumsi normalitas.

4.1.2 Asumsi Non Autokorelasi

Uji asumsi non autokorelasi dalam penelitian ini dapat diketahui dengan melihat nilai dari statistik Durbin Watson, dan dapat dilihat secara lengkap pada **Lampiran 8** dan secara ringkas hasil uji asumsi normalitas dapat dilihat pada **Tabel 4.2** berikut ini :

Tabel 4.2 Uji Asumsi Non Autokorelasi

Data	Statistik Uji		Kesimpulan
	D	$d \sim 2$	
Data 1	0.19024291	$d = 2$	tidak terjadi autokorelasi
Data 2	0.20503886	$d = 2$	tidak terjadi autokorelasi

Nilai statistik Uji Durbin Watson untuk menguji non autokorelasi dapat dilihat pada **Tabel 4.2**, Terdapat nilai d yang sama dengan 2 ($d=2$), sehingga dapat diputuskan tolak H_0 . Dengan demikian, maka dapat disimpulkan bahwa semua data yang digunakan dalam penelitian ini memenuhi asumsi non autokorelasi.

4.1.3 Asumsi Non Multikolinieritas

Uji asumsi non multikolinieritas dalam penelitian ini dapat diketahui dengan membuat model regresi antara variabel independen yang digunakan dalam penelitian terhadap variabel dependen dan mengeluarkan nilai *Variance Inflation Factor* atau VIF. Proses pendeteksian multikolinieritas tersebut secara lengkap dapat dilihat pada **Lampiran 9**. Dari kedua data yang ada dalam penelitian ini, terdapat nilai VIF_i yang lebih dari 10.0, yaitu pada **Data 2** yang merupakan data PDRB sector industri. Sehingga dapat disimpulkan bahwa hanya **Data 1** yang merupakan data angka kematian bayi regional yang sudah memenuhi asumsi non multikolinieritas. Dengan demikian akan dilakukan analisis komponen utama untuk mengatasi pelanggaran asumsi non multikolinieritas.

4.1.4 Asumsi Homokedastisitas

Uji asumsi homokedastisitas dalam penelitian ini menggunakan statistik uji Park. Pengujian asumsi homokedastisitas dalam penelitian ini dapat dilihat secara lengkap pada **Lampiran 10**. Berdasarkan hasil uji Park yang telah dilakukan, didapatkan nilai $p\text{-value} > \alpha$ (0.05) pada parameter Uji Park pada **Data 1** dan **Data 2**, Sehingga dapat diputuskan terima H_0 , dan dapat disimpulkan bahwa tidak terdapat data yang melanggar asumsi homokedastisitas.

4.2 Analisis Komponen Utama

Berdasarkan proses pengujian asumsi regresi klasik, secara keseluruhan dapat disimpulkan bahwa terdapat satu dari kedua data yang digunakan dalam penelitian ini yang belum memenuhi asumsi multikolinieritas, yaitu **Data 2**. Sehingga dapat disimpulkan bahwa hanya **Data 1** yang memenuhi seluruh asumsi regresi klasik. Dengan demikian akan dilakukan analisis komponen utama (AKU) pada data yang belum memenuhi asumsi multikolinieritas, yaitu **Data 2**. Analisis komponen utama pada penelitian ini secara lengkap dapat dilihat pada **Lampiran11**.

4.3 Menduga Model Data Panel Spasial

Hasil pendugaan model dari data panel spasial dengan menggunakan pendekatan model efek *common*, *fixed*, dan *random* dengan bantuan *software* Eviews7 yang secara lengkap dapat dilihat pada **Lampiran 12**, **13** dan **14**, dan secara ringkas dapat dilihat pada **Tabel 4.3** berikut ini:

Tabel 4.3. Hasil Pendugaan Model Data Panel Spasial

Data	Statistik Uji	Model Efek		
		<i>Common (pool)</i>	<i>Fixed</i>	<i>Random</i>
Data 1 (AKB)	R^2	0.99999	0.99999	0.999999
	F-Hitung	2538586	55742779	27889034
Data 2 (PDRB)	R^2	0.669717	0.898197	0.716168
	F-Hitung	105.4407	33.68749	131.207

Berdasarkan **Tabel 4.3**, akan di uji model efek manakah yang paling tepat digunakan di antara model *common*, *fixed* dan *random* melalui pengujian dengan uji *Chow* dan uji *Husman*.

4.4 Penentuan Model Terbaik dari Data Panel Spasial

4.4.1 Hasil Uji *Chow*

Uji *Chow* digunakan untuk mengetahui ketepatan suatu hasil pendugaan model data panel antara model *common effects* atau *fixed effects*. Digunakan statistik uji-F, dan untuk mengetahui seberapa nyata model tersebut baik digunakan, dan secara mudah dapat melihat nilai dari nilai *p-value* yang diperoleh. Uji *Chow* yang telah dilakukan dalam penelitian ini dapat dilihat pada **Lampiran 15** dan secara ringkas dapat dilihat pada **Tabel 4.4** berikut ini :

Tabel 4.4 Hasil Uji *Chow*

Data	Statistik Uji		Kesimpulan
	F-Hitung	P-value	
Data 1	680.8889	0.6849	model <i>fixed effect</i> tepat
Data 2	9.426236	0.5517	model <i>fixed effect</i> tepat

Berdasarkan **Tabel 4.4** dapat disimpulkan bahwa secara keseluruhan data lebih tepat menggunakan model efek tetap (*fixed effect*) bila dibandingkan dengan model *common effects*. Sehingga proses pemilihan model terbaik dari model panel masih perlu dilanjutkan dengan pengujian *Hausman* untuk mengetahui apakah model dari data panel mengikuti *fixed effects* atau *random effects*.

4.4.2 Hasil Uji Hausman

Dari proses uji Chow terlihat bahwa secara keseluruhan model dari data panel yang paling tepat adalah model *fixed effects*. Sehingga masih perlu dilakukan pengujian untuk membandingkan model data panel yang lebih tepat digunakan antara model efek *fixed* dan *random*. Pengujian tersebut dapat menggunakan statistic uji χ^2 melalui uji Hausman dan untuk mengetahui seberapa nyata model tersebut digunakan secara mudah dapat dilihat dari nilai p-value yang diperoleh. Dalam penelitian ini, uji Hausman secara lengkap dapat dilihat pada **Lampiran 16** dan secara ringkas dapat dilihat pada **Tabel 4.5** berikut ini:

Tabel 4.5 Hasil Uji Hausman

Data	Statistik Uji		Kesimpulan
	χ^2_{Hitung}	P-Value	
Data 1	0.756908	0.6849	model <i>random effect</i> tepat
Data 2	0.354291	0.5517	model <i>random effect</i> tepat

Berdasarkan **Tabel 4.5** dapat disimpulkan bahwa secara keseluruhan data lebih tepat menggunakan model efek acak (*random effect*) bila dibandingkan dengan model *fixed effects*. Dengan demikian untuk proses pendugaan parameter model data panel dapat dilakukan dengan menggunakan model efek acak (*random effect*).

4.5 Hasil Pendugaan Parameter Model Panel Spasial

Dalam menduga model panel spasial terdapat dua kemungkinan model yang digunakan. Kedua model tersebut adalah *spatial autoregressive/lag model* (SAR) dan *spatial error model* (SEM). Hasil pendugaan koefisien parameter model panel spasial yang secara lengkap dapat dilihat pada **Lampiran 18 dan 19**. Berikut adalah hasil ringkasan dari proses pendugaan parameter model panel spasial:

Tabel 4.6 Hasil Pendugaan koefisien Parameter Model Panel Spasial

Data	Model	Variabel	Koefisien
Data 1	SAR	Constant	79.286544
		PPKM	-0.002847
		PPAE	-3.472907
		W*dep.var (ρ)	-0.018606
		teta	0.060715

Tabel 4.6 Hasil Pendugaan koefisien Parameter Model Panel Spasial (Lanjutan)

Data	Model	Variabel	Koefisien
Data 1	SEM	Constant	91.212419
		PPKM	-0.525845
		PPAE	-8.472907
		Spat.Aut (λ)	-0.236068
		teta	0.070715
Data 2	SAR	Constant	3.024003
		SPC 1	0.06335
		W*dep.var (ρ)	0.513988
		teta	0.008131
	SEM	Constant	6.599057
		SPC 1	0.021835
		Spat.Aut (λ)	0.073948
		teta	47.048785

Berdasarkan **Tabel 4.6**, terlihat bahwa semua parameter dalam model baik parameter model *spatial autoregressive/lag model* (SAR) maupun parameter model *spatial error model* (SEM). Besarnya koefisien parameter model panel spasial menunjukkan seberapa besar kontribusi variabel independen terhadap variabel dependen. Untuk mengetahui seberapa akurat nilai koefisien setiap parameter dalam model panel spasial, maka dapat dilakukan uji keakuratan pengaruh parameter dalam model baik secara parsial maupun secara simultan.

4.6 Uji Keakuratan Model Panel Spasial

Semua parameter dalam model regresi pasti bisa diduga dan diperoleh nilainya, namun untuk mengetahui seberapa nyata pengaruh efek dependensi spasial baik dependensi spasial *lag* maupun dependensi spasial *error* dapat digunakan statistik uji Z untuk mengetahui pengaruh variabel dalam model secara parsial. Selain melalui statistik uji Z, untuk mengetahui seberapa akurat pengaruh koefisien parameter dalam model juga dapat dilihat dari nilai P-value dari setiap parameternya. Hasil pendugaan model panel spasial secara lengkap dapat dilihat pada **Lampiran 18** yang merupakan hasil pendugaan SAR dan **Lampiran 19**

yang merupakan hasil pendugaan SEM. Berikut adalah ringkasan hasil pengujian koefisien parameter model panel spasial secara parsial dengan statistik uji Z :

Tabel 4.7 Hasil Pengujian koefisien Parameter Model Panel Spasial

Data	Model	Variabel	Koefisien	P-Value
Data 1	SAR	Constant	79.286544	0.0003010
		PPKM	-0.002847	0.0602800
		PPAE	-3.472907	0.0040000
		W*dep.var (ρ)	-0.018606	0.1030000
		teta	0.060715	0.0008950
	SEM	Constant	91.212419	0.0000000
		PPKM	-0.525845	0.0000000
		PPAE	-8.472907	0.0000000
		Spat.Aut (λ)	-0.236068	0.0000000
		teta	0.070715	0.0008950
Data 2	SAR	Constant	3.024003	0.0001610
		SPC 1	0.06335	0.0000100
		W*dep.var (ρ)	0.513988	0.0000000
		teta	0.008131	0.0009110
	SEM	Constant	6.599057	0.0000000
		SPC 1	0.021835	0.2553560
		Spat.Aut (λ)	0.073948	0.0820060
		teta	47.048785	0.0005960

Berdasarkan **Tabel 4.7** dapat disimpulkan bahwa secara keseluruhan dari proses pendugaan parameter model panel spasial pada ketiga data yang digunakan dalam penelitian ini nyata/signifikan secara statistik. Hal ini ditunjukkan oleh nilai p-value yang kurang dari $\alpha(0.05)$.

4.7 Pemilihan Model Panel Spasial Terbaik

Berdasarkan hasil pendugaan parameter model panel spasial, setiap data yang digunakan mempunyai dua model panel spasial, yaitu 1 *spatial autoregressive/lag model* (SAR) dan *spatial error model* (SEM). Untuk mengetahui model terbaik untuk maka dapat digunakan beberapa statistik uji. Statistik yang digunakan anatara lain R^2 , $corr^2$, MSE, AIC, dan SC. Model yang baik adalah model yang memiliki R^2 dan $corr^2$ terbesar, dan memiliki MSE, AIC, serta SC yang terkecil.

Proses pendugaan parameter model panel spasial secara lengkap dapat dilihat pada **Lampiran 18** dan **19**. Berikut adalah tabel yang berisi ringkasan hasil perbandingan nilai statistik R^2 , $corr^2$, MSE, AIC, serta SC model panel spasial :

Tabel 4.8 Pemilihan Model Terbaik

Data	Statistik Uji	SAR	SEM	Kesimpulan
Data 1 (AKB)	R^2	0.925100	0.998600	SEM model terbaik
	$Corr^2$	0.908300	0.976100	SEM model terbaik
	MSE	0.003045	0.000012	SEM model terbaik
	AIC	504.423400	413.732120	SEM model terbaik
	SC	512.452733	419.754120	SEM model terbaik
Data 2 (PDRB)	R^2	0.999700	0.869700	SAR model terbaik
	$Corr^2$	0.966500	0.824900	SAR model terbaik
	MSE	0.000346	0.005598	SAR model terbaik
	AIC	111.245460	116.437696	SAR model terbaik
	SC	117.267460	122.459696	SAR model terbaik

Berdasarkan **Tabel 4.8** dapat disimpulkan bahwa ketiga data yang digunakan dalam penelitian ini menghasilkan model terbaik yang berbeda-beda antara **Data 1** dan **Data 2**. Model yang dihasilkan dari masing-masing data panel spasial menggambarkan karakter dari data itu sendiri.

Dari proses pemilihan model terbaik diperoleh model panel spasial sebagai berikut:

❖ Data 1 (Data angka kematian bayi regional).

Secara matematis model SEM *random effect* angka kematian bayi SWP Gerbangkertasusila dan SWP Malang-Pasuruan dapat ditulis sebagai berikut :

$$AKB_{it} = 91.212419 - 0.5252845 PPKM_{it} - 8.472907 PP AE_{it} - 0.236068 \sum_{j=1; i \neq j}^{11} w_{ij} u_{it} + \varepsilon_{it}$$

❖ Data 2 (Data Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) Sektor Industri).

Secara matematis model SAR *random effect* produk domestik regional bruto (PDRB) sektor industri SWP Gerbangkertasusila dan SWP Malang-Pasuruan dapat ditulis sebagai berikut :

$$\ln PDRBI_{it} = 0.513988 \sum_{j=1; i \neq j}^{11} w_{ij} \ln PDRBI_{jt} + 0.06355 SPC1_{it} + 3.024003 + \varepsilon_{it}$$

$$\ln PDRBI_{it} = 0.513988 \sum_{j=1; i \neq j}^{11} w_{ij} \ln PDRBI_{jt} + 0.06355 (-0.467 \ln TKI + 0.51 \ln BMD + 0.502 \ln BBJ - 0.519 \ln BPG)_{it} + 3.024003 + \varepsilon_{it}$$

$$\ln PDRBI_{it} = 0.513988 \sum_{j=1; i \neq j}^{11} w_{ij} \ln PDRBI_{jt} - 0.0297 \ln TKI_{it} + 0.0324 \ln BMD_{it} + 0.032 \ln BBJ_{it} - 0.033 \ln BPG_{it} + 3.024003 + \varepsilon_{it}$$

4.8 Deskripsi dan Interpretasi Model Hasil Analisis

Dari model yang diperoleh berdasarkan hasil pendugaan parameter model panel spasial di setiap data penelitian yang digunakan, dapat diperoleh nilai dugaan/taksiran untuk variabel dependen Y. Nilai taksiran dari variabel Y yang diperoleh dalam penelitian ini secara lengkap dapat dilihat pada **Lampiran 20**. Dari nilai yang diperoleh maka dapat dilakukan proses pemetaan nilai variabel dependen Y berdasarkan hasil amatan dan hasil dugaan/taksiran pada setiap data penelitian.

4.8.1 Data Angka Kematian Bayi Daerah SWP Gerbangkertasusila dan SWP Malang-Pasuruan Periode Tahun 2005-2009

Model yang terbaik untuk **Data 1**, yaitu data angka kematian bayi (AKB) SWP Gerbangkertasusila dan SWP Malang-Pasuruan Periode Tahun 2005-2009 adalah model SEM *random effect*. Persamaan model panel spasial yang dihasilkan adalah:

$$AKB_{it} = 91.212419 - 0.5252845 PPKM_{it} - 8.472907 PPAE_{it} - 0.236068 \sum_{j=1, i \neq j}^{11} w_{ij} u_{jt} + \varepsilon_{it}$$

dimana:

AKB_{it} : Angka kematian bayi kabupaten/kota ke-i pada tahun ke-t

$PPKM_{it}$: Persentase penolong kelahiran oleh tenaga medis di suatu kabupaten/kota ke-i pada tahun ke-t

$PPAE_{it}$: Rata-rata lama pemberian air susu ibu (ASI) eksklusif di suatu kabupaten/kota ke-i pada tahun ke-t

W_{ij} : Matriks penimbang spasial Kabupaten/kota yang bertipe *Rook Contiguity*

u_{it} : *error* spasial kabupaten ke-i pada tahun ke-t

ε_i : *error* regresi

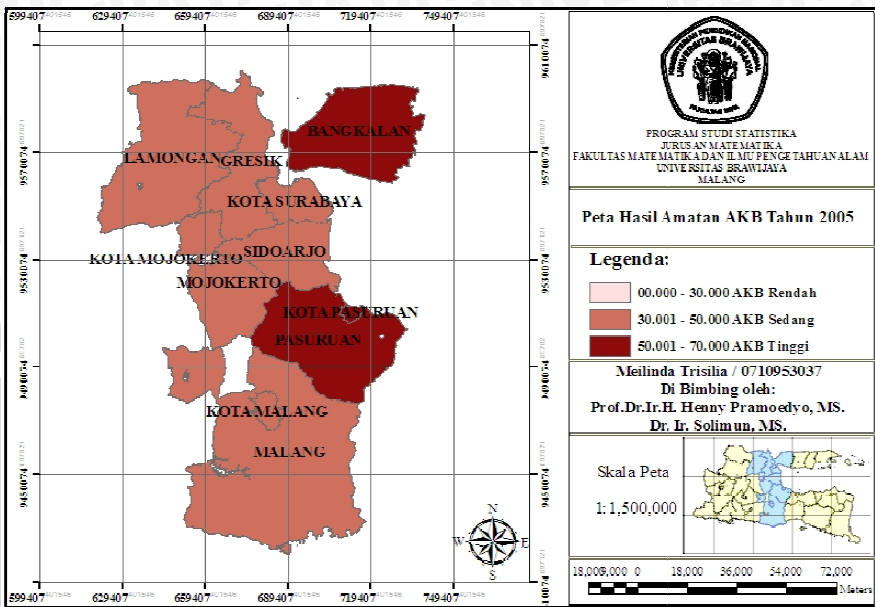
Dari model yang diperoleh dapat diinterpretasikan:

Koefisien determinasi (R^2) sebesar 0,9986 artinya model SEM-FE tersebut mampu menjelaskan variasi dari AKB sebesar 99.86 %. Sedangkan 0.14 % variasi AKB dijelaskan oleh variabel lain diluar model. Intersep 91.212419 artinya apabila tidak terdapat penolong

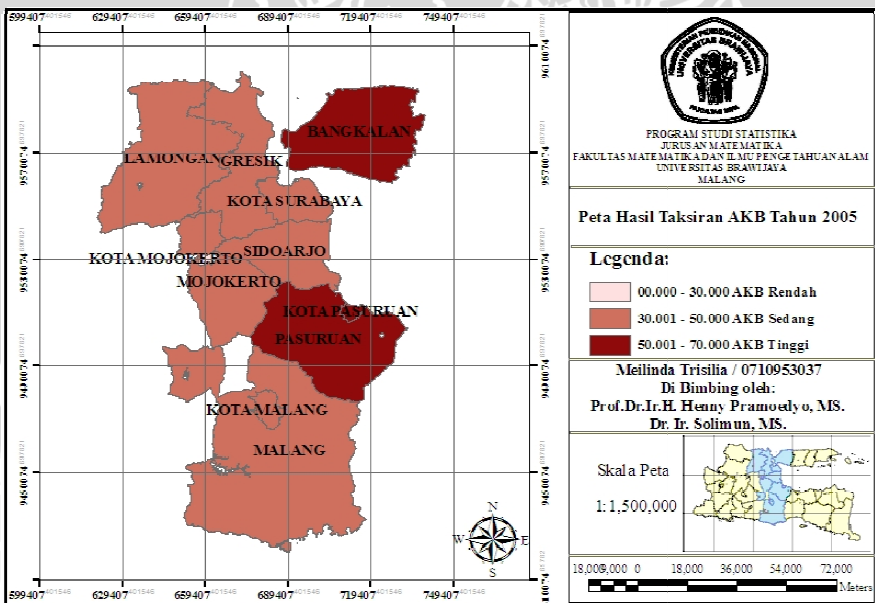
kelahiran oleh tenaga medis ($PPKM=0$), dan tidak pernah diberi ASI eksklusif ($PPAE=0$), diperkirakan akan terjadi angka kematian bayi sebesar 91 jiwa per 1000 kelahiran. Apabila faktor lain bernilai konstan, kenaikan $PPKM$ (Persentase Penolong Kelahiran oleh tenaga Medis) di suatu kabupaten/kota sebesar 1 satuan, akan menurunkan AKB sebesar 0,52 satuan. Apabila faktor lain bernilai konstan, kenaikan $PPAE$ (rata-rata lama pemberian ASI) di suatu kabupaten/kota sebesar 1 satuan, akan menurunkan AKB sebesar 8,47 satuan. *Error* spasial yang nilainya signifikan, mengartikan terdapat dependensi *error* antar wilayah. Selain dipengaruhi oleh variabel bebas, AKB juga dipengaruhi oleh keberadaan daerah disekitarnya. Hal ini didasarkan kesamaan karakteristik yang cenderung mirip antar kabupaten/kota yang berdekatan.

Adanya “efek spasial” antar wilayah diantaranya adalah kemajuan suatu daerah bisa berimbas atau berkontribusi terhadap kemajuan daerah lain, baik dibidang ekonomi, sosial, kesehatan maupun pendidikan. *Error* spasial ini nilainya berbeda antara satu daerah dengan daerah lainnya.

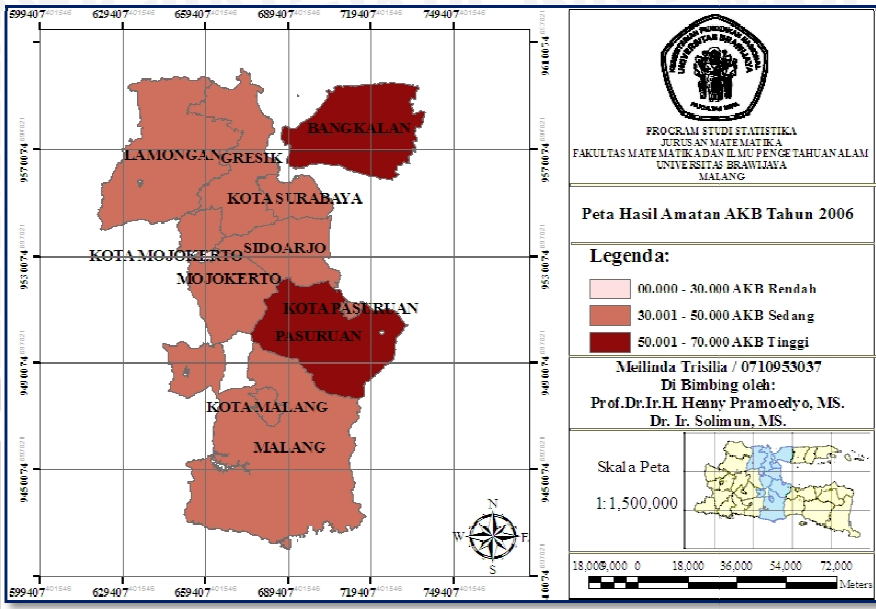
Pada **Gambar 4.1** sampai dengan **Gambar 4.10** merupakan hasil pemetaan dari variabel independen yaitu dalam penelitian ini **Data 1** merupakan data angka kematian bayi (AKB) regional di setiap tahunnya. Dengan demikian data yang dipetakan adalah data hasil amatan variabel AKB regional per tahun dan data hasil taksiran variabel AKB regional per tahun. Hasil pemetaan antara data hasil amatan dengan data hasil taksiran dapat dibandingkan dengan melihat warna, semakin mirip warna dari suatu wilayah, maka semakin erat korelasi antara nilai amatan dengan nilai taksiran. Jika terdapat perbedaan warna antara suatu wilayah pada peta amatan dengan peta taksiran, hanya menunjukkan variasi yang tidak dapat dijelaskan oleh model. Hasil pemetaan yang dilakukan juga dapat menunjukkan kenaikan dan penurunan dari nilai dari variabel AKB regional dari tahun ke tahun. Hal ini dapat terlihat dari warna dari suatu wilayah yang sama dari tahun ke tahun. Semakin gelap warna dari tahun ke tahun menunjukkan bahwa karakteristik AKB pada suatu wilayah dari tahun ke tahun mengalami peningkatan, demikian pula sebaliknya. Semakin terang warna dari tahun ke tahun menunjukkan bahwa karakteristik AKB pada suatu wilayah dari tahun ke tahun mengalami penurunan. Hal ini dapat dilihat dengan merujuk pada **Gambar 4.1** sampai dengan **Gambar 4.10** berikut:



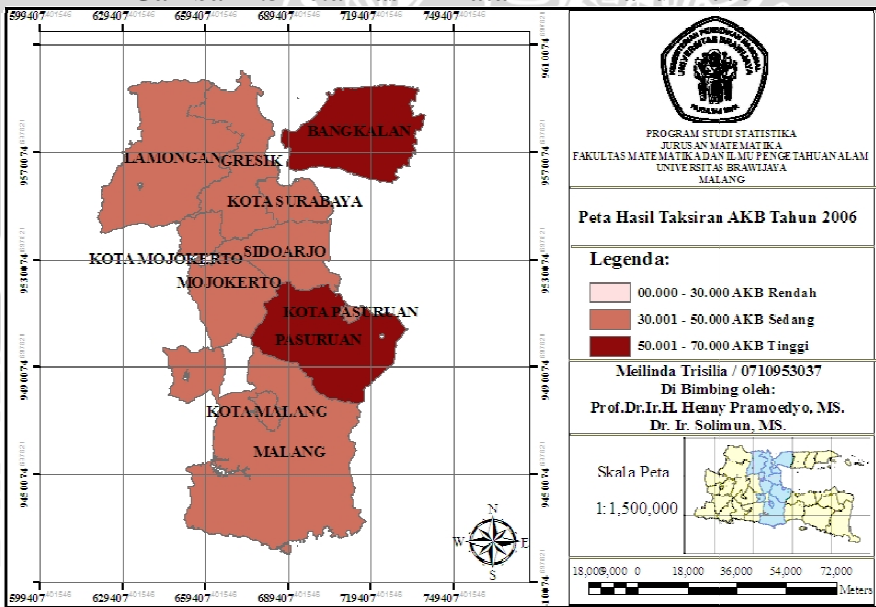
Gambar 4.1 Peta Hasil Amatan AKB Tahun 2005



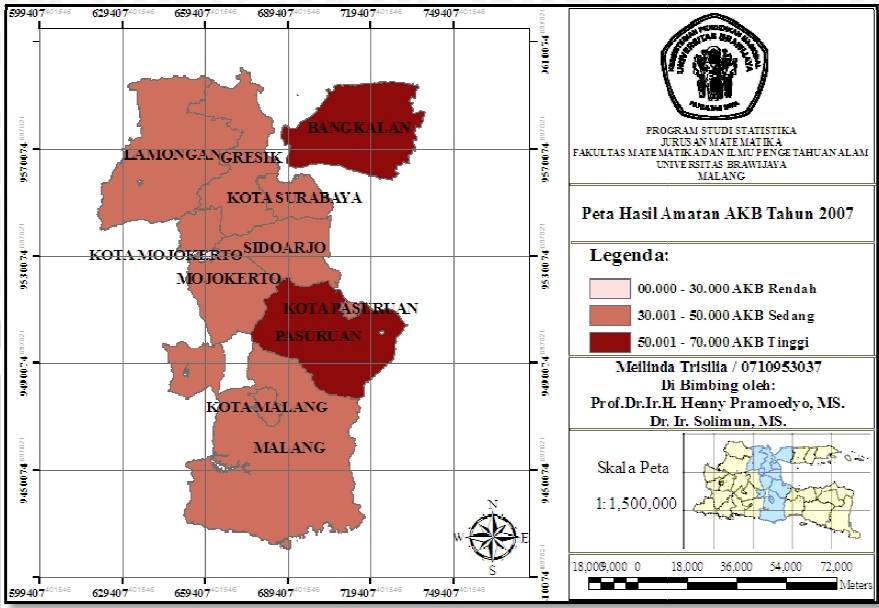
Gambar 4.2 Peta Hasil Taksiran AKB Tahun 2005



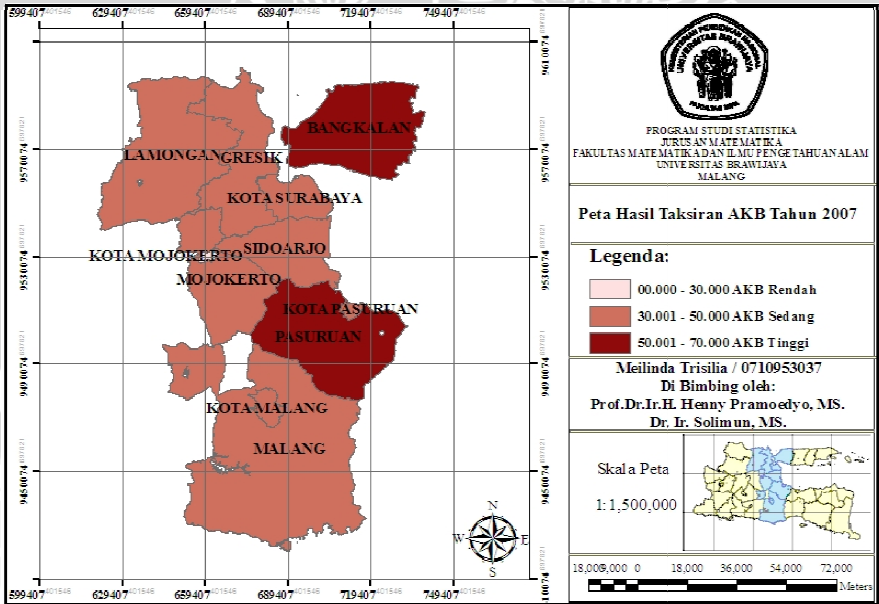
Gambar 4.3 Peta Hasil Amatan AKB Tahun 2006



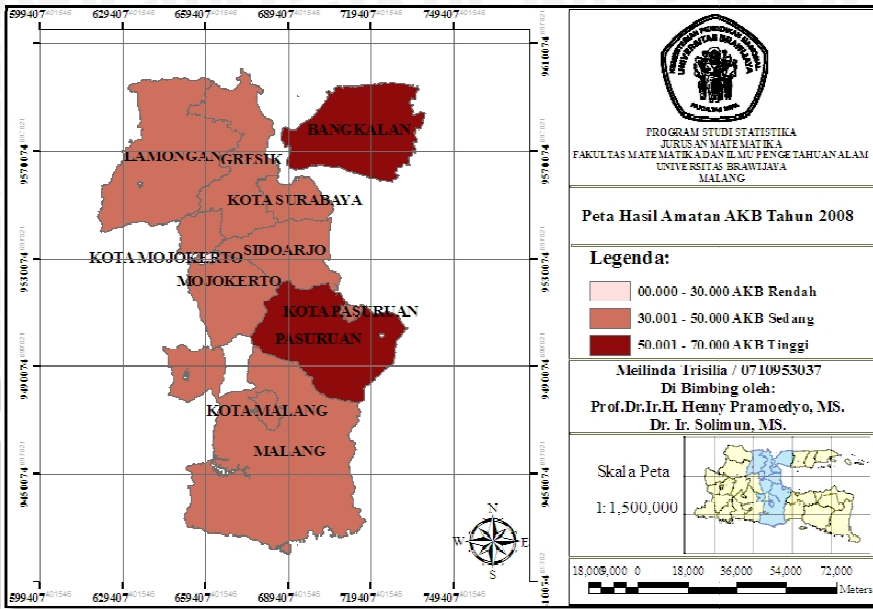
Gambar 4.4 Peta Hasil Taksiran AKB Tahun 2006



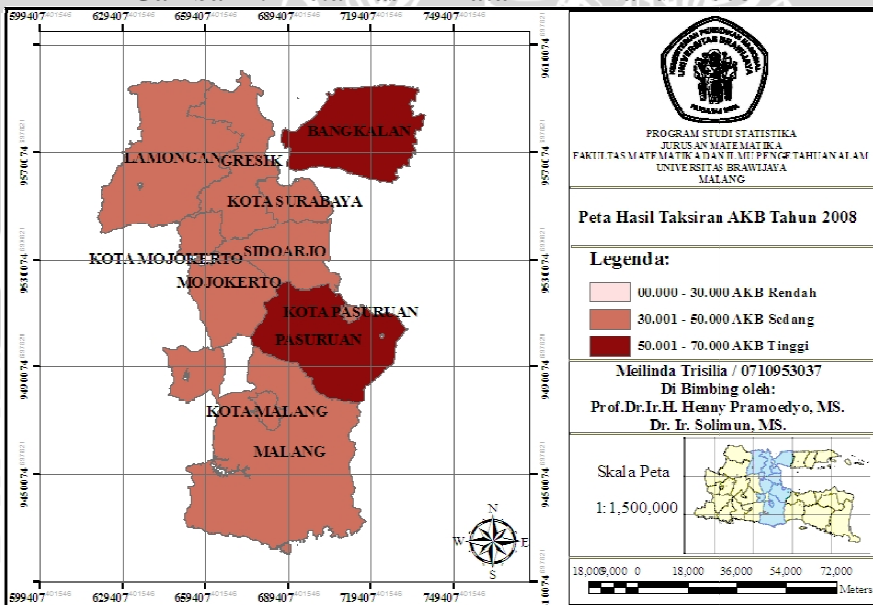
Gambar 4.5 Peta Hasil Amatan AKB Tahun 2007



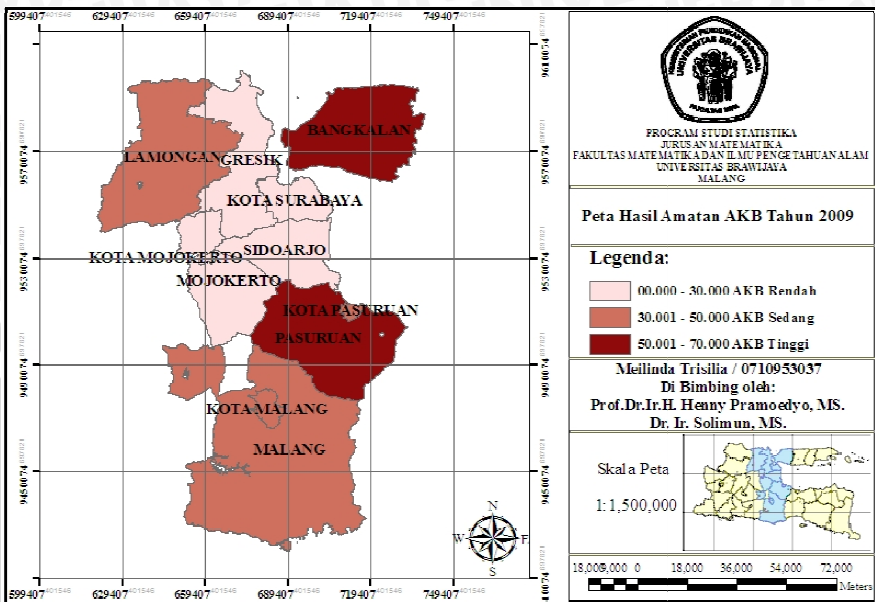
Gambar 4.6 Peta Hasil Taksiran AKB Tahun 2007



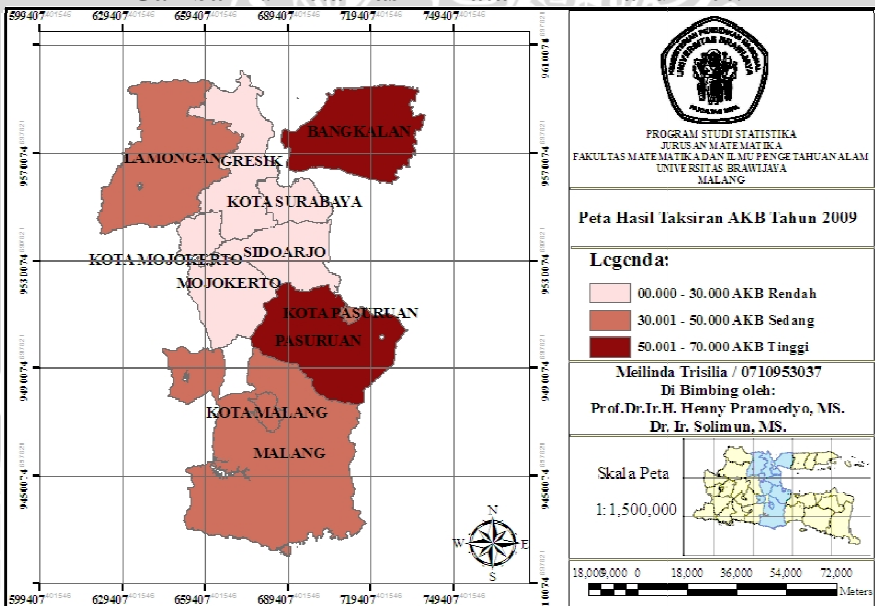
Gambar 4.7 Peta Hasil Amatan AKB Tahun 2008



Gambar 4.8 Peta Hasil Taksiran AKB Tahun 2008



Gambar 4.9 Peta Hasil Amatan AKB Tahun 2009



Gambar 4.10 Peta Hasil Taksiran AKB Tahun 2009

Berdasarkan pemetaan yang dapat dilihat pada **Gambar 4.1** sampai dengan **Gambar 4.10**, dapat disimpulkan bahwa terdapat korelasi yang sangat erat antara nilai y amatan dengan nilai y taksiran, hal ini dapat terlihat dari beberapa wilayah amatan dengan taksiran memiliki warna yang sama dalam tahun yang sama. Selain dapat melihat korelasi antara nilai amatan dengan nilai taksiran, dapat juga diperoleh informasi bahwa besarnya AKB regional di SWP Gerbangkertasusila dan SWP Malang-Pasuruan selalu menurun setiap tahunnya, sekalipun penurunannya tidak terlalu besar, hal ini dapat menjadi salah satu indikator peningkatan mutu pemerintahan suatu daerah dalam mensejahterakan masyarakatnya khususnya dibidang kesehatan masyarakat.

4.8.2 Data PDRB Sektor Industri SWP Gerbangkertasusila dan SWP Malang-Pasuruan Periode Tahun 2005-2009

Model yang terbaik untuk **data 2**, yaitu produk domestik regional bruto (PDRB) sektor industri SWP Gerbangkertasusila dan SWP Malang-Pasuruan Periode Tahun 2005-2009 adalah SAR *random effect*. Persamaan model panel spasial yang dihasilkan adalah:

$$\ln \text{PDRB}_{it} = 0.513988 \sum_{j=1; i \neq j}^{11} w_{ij} \ln \text{PDRB}_{jt} - 0.0297 \ln \text{TKI}_{it} + 0.0324 \ln \text{BMD}_{it} + 0.032 \ln \text{BBJ}_{it} - 0.033 \ln \text{BPG}_{it} + 3.024003 + \varepsilon_{it}$$

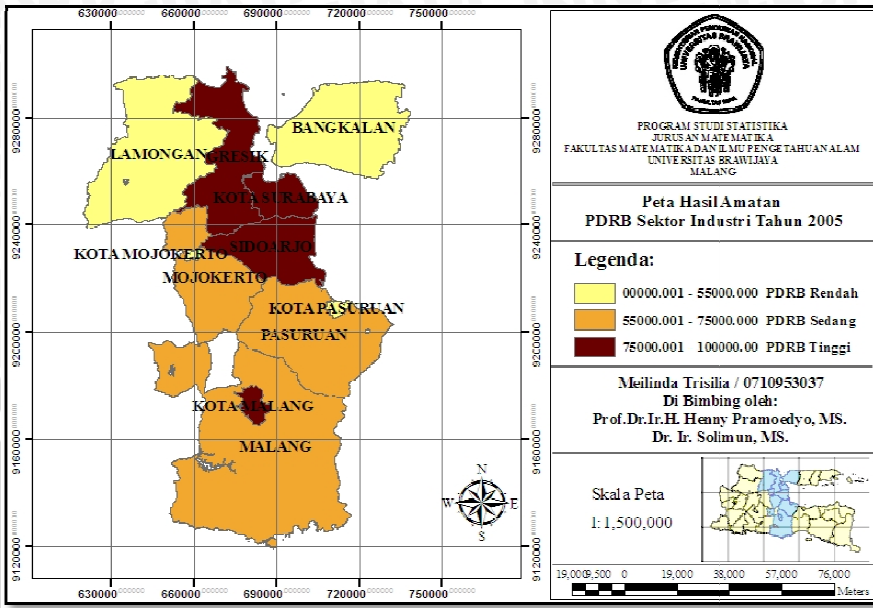
Dimana:

- ❖ $\ln \text{PDRB}_{it}$: angka kematian bayi kabupaten/kota ke- i pada tahun ke- t dalam bentuk transformasi \ln .
- ❖ $\ln \text{TKI}_{it}$: banyaknya tenaga kerja yang berusia kerja dengan potensial yang memproduksi barang dan jasa di kabupaten/kota ke- i pada tahun ke- t dalam bentuk transformasi \ln .
- ❖ $\ln \text{BMD}_{it}$: besarnya nilai yang dikeluarkan pemerintah di kabupaten/kota ke- i pada tahun ke- t untuk belanja modal dalam bentuk transformasi \ln .
- ❖ $\ln \text{BBJ}_{it}$: besarnya nilai yang dikeluarkan pemerintah di kabupaten/kota ke- i pada tahun ke- t untuk belanja barang dan jasa dalam bentuk transformasi \ln .
- ❖ $\ln \text{BPG}_{it}$: besarnya nilai yang dikeluarkan pemerintah di kabupaten/kota ke- i pada tahun ke- t untuk upah/gaji pegawai dalam bentuk transformasi \ln .
- ❖ W_{ij} : Matriks penimbang spasial Kabupaten/kota tipe *Rook Contiguity*

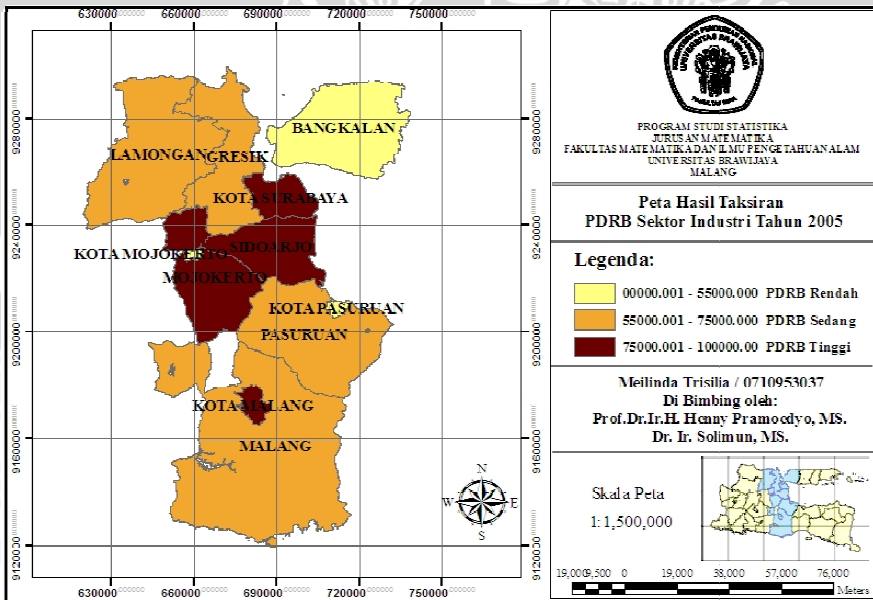
- ❖ u_{it} : *error* spasial kabupaten ke- i pada tahun ke- t
- ❖ ε_i : *error* model regresi

Dari model yang diperoleh dapat diinterpretasikan bahwa koefisien determinasi (R^2) sebesar 0,9997 artinya model SAR-RE tersebut mampu menjelaskan variasi dari PDRB sebesar 99.97 %. Sedangkan 0.03 % variasi PDRB dijelaskan oleh variabel lain diluar model. Intersep 3.02 artinya apabila tidak terdapat faktor-faktor yang memengaruhi PDRB sektor industri seperti TKI, BMD, BBJ dan BPG ($TKI=BMD=BBJ=BPG=0$) maka diperkirakan akan diperoleh nilai PDRB sebesar 3.02 satuan. Apabila terdapat salah satu faktor di antara TKI dan BPG yang tidak konstan, maka akan menurunkan nilai PDRB sebesar 0.03 satuan. Apabila terdapat salah satu faktor di antara BMD dan BBJ yang tidak konstan, maka akan meningkatkan nilai PDRB sebesar 0.03 satuan. Koefisien spasial lag menunjukkan besarnya interaksi pada nilai PDRB sektor industri pengolahan suatu kabupaten/kota terhadap nilai PDRB sektor industri pada kabupaten/kota tetangga. Besarnya interaksi PDRB sektor industri antar kabupaten/kota pada wilayah Gerbangkertasusila dan Malang-Pasuruan adalah sebesar 0.51 sehingga PDRB sektor industri untuk masing-masing kabupaten/kota akan dipengaruhi oleh besarnya nilai PDRB sektor industri kabupaten/kota yang menjadi tetangga.

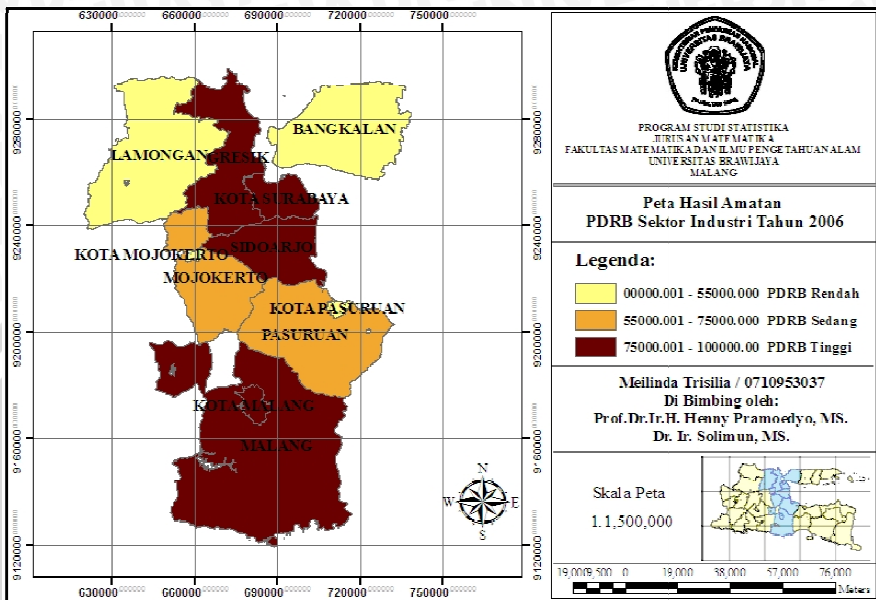
Pada **Gambar 4.11** sampai dengan **Gambar 4.20** merupakan hasil pemetaan dari variabel independen yaitu dalam penelitian ini **Data 2** merupakan data besarnya PDRB sektor industri di setiap tahunnya. Data yang dipetakan adalah data amatan variabel besarnya PDRB sektor industri per tahun dan data hasil taksiran variabel besarnya PDRB sektor industri per tahun. Hasil pemetaan antara data hasil amatan dengan data hasil taksiran dapat dibandingkan dengan melihat warna, semakin mirip warna dari suatu wilayah, maka semakin erat korelasi antara nilai amatan dengan nilai taksiran. Jika terdapat perbedaan warna antara suatu wilayah pada peta amatan dengan peta taksiran, hanyalah menunjukkan variasi yang tidak dapat dijelaskan oleh model. Hasil pemetaan yang dilakukan juga dapat menunjukkan kenaikan dan penurunan. Hal ini dapat terlihat dari warna dari suatu wilayah yang sama dari tahun ke tahun. Semakin gelap warna dari tahun ke tahun menunjukkan bahwa karakteristik PDRB pada suatu wilayah dari tahun ke tahun mengalami peningkatan, demikian pula sebaliknya. Hal ini dapat dilihat dengan merujuk pada **Gambar 4.11** sampai dengan **Gambar 4.20** berikut:



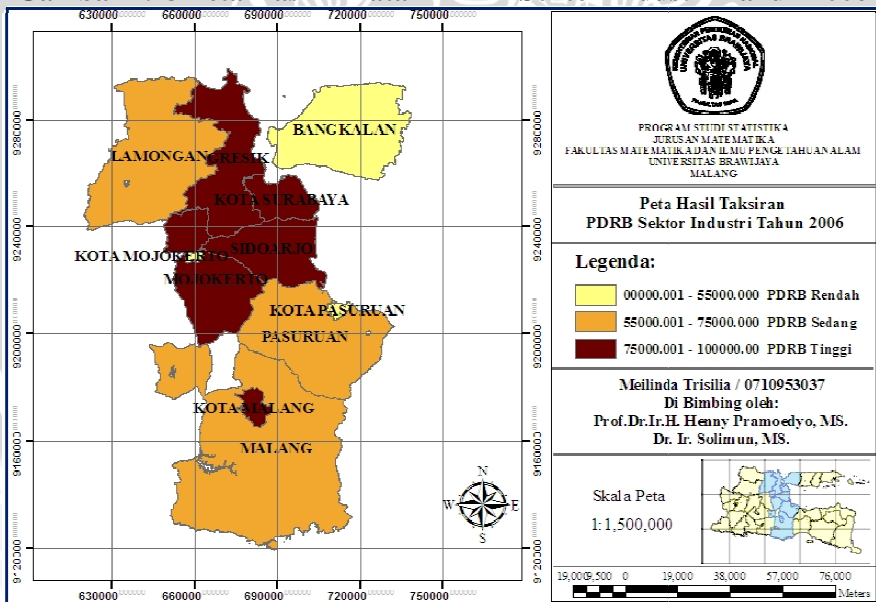
Gambar 4.11 Peta Hasil Amatan PDRB Sektor Industri Tahun 2005



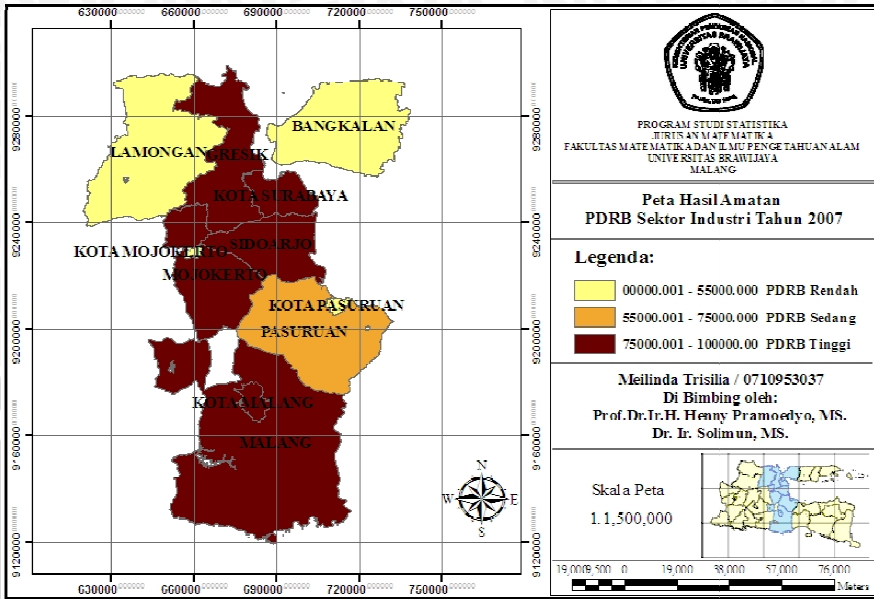
Gambar 4.12 Peta Hasil Taksiran PDRB Sektor Industri Tahun 2005



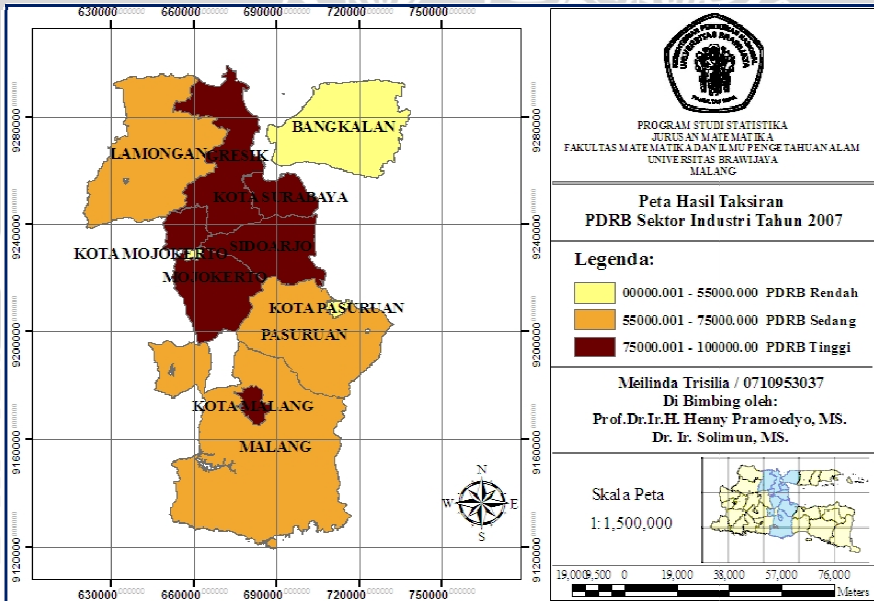
Gambar 4.13 Peta Hasil Amatan PDRB Sektor Industri Tahun 2006



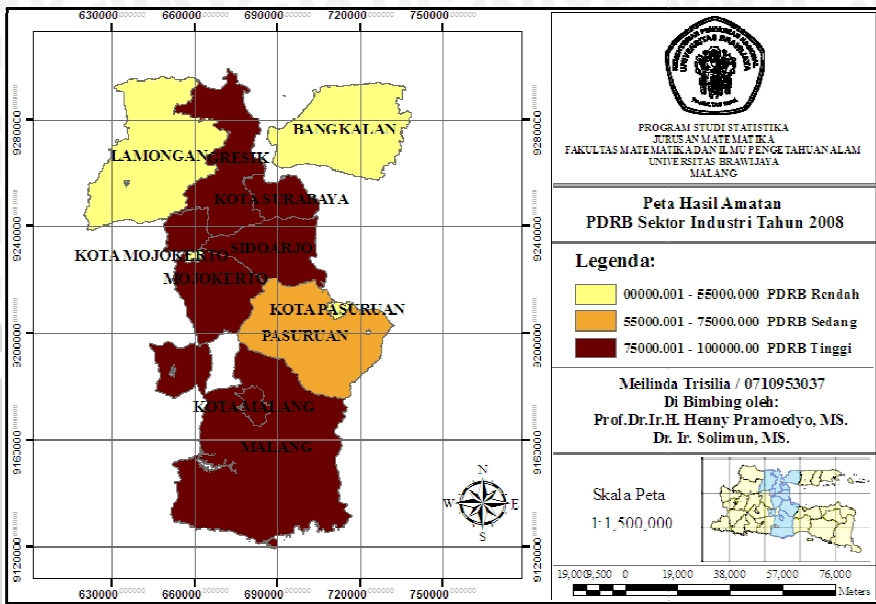
Gambar 4.14 Peta Hasil Taksiran PDRB Sektor Industri Tahun 2006



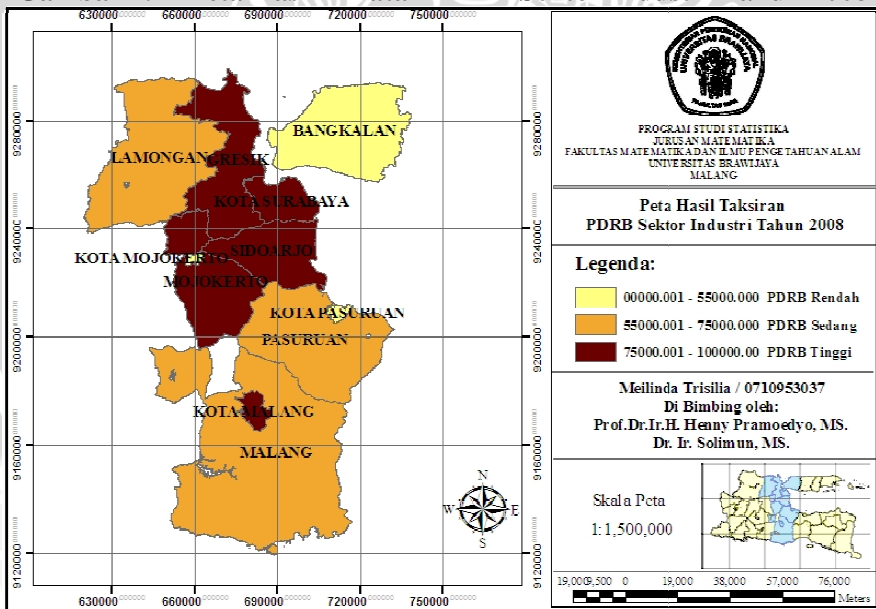
Gambar 4.15 Peta Hasil Amatan PDRB Sektor Industri Tahun 2007



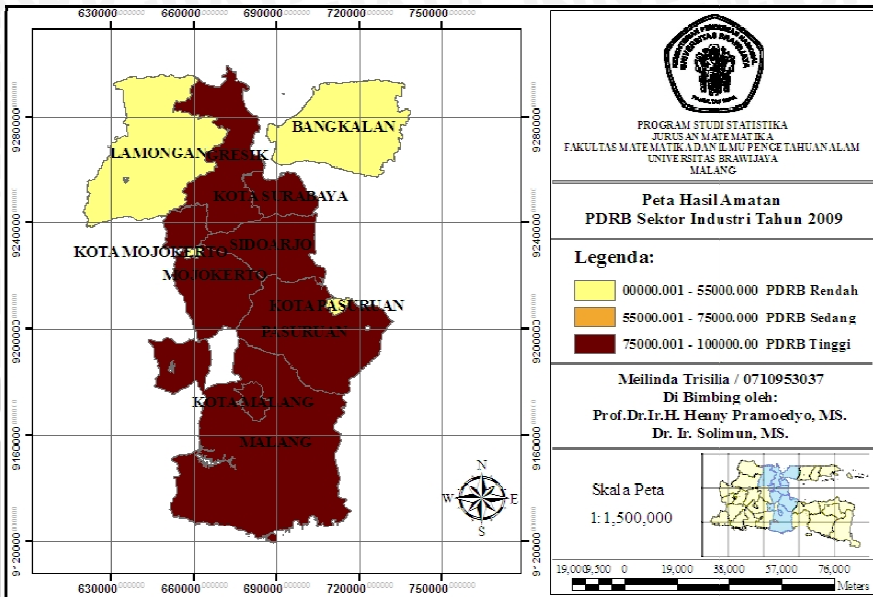
Gambar 4.16 Peta Hasil Taksiran PDRB Sektor Industri Tahun 2007



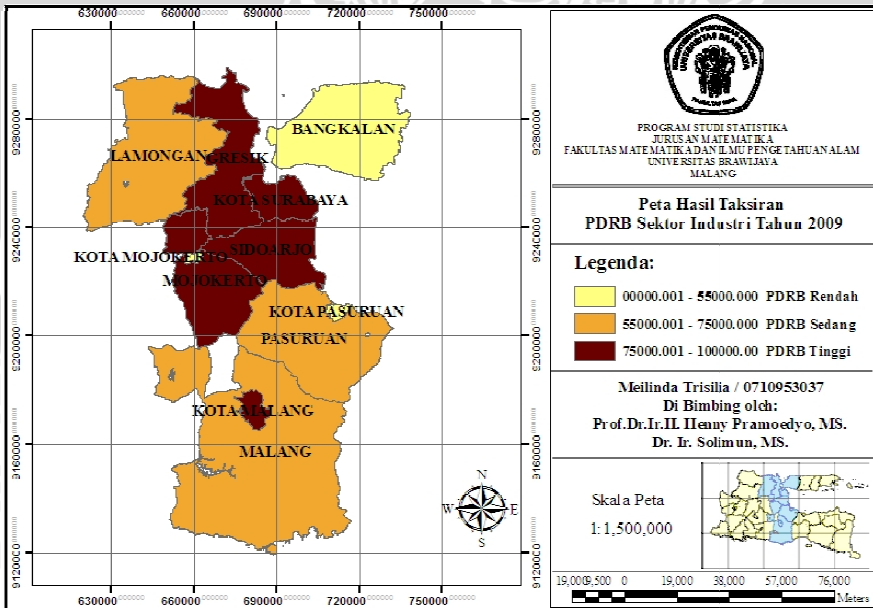
Gambar 4.17 Peta Hasil Amatan PDRB Sektor Industri Tahun 2008



Gambar 4.18 Peta Hasil Taksiran PDRB Sektor Industri Tahun 2008



Gambar 4.19 Peta Hasil Amatan PDRB Sektor Industri Tahun 2009



Gambar 4.20 Peta Hasil Taksiran PDRB Sektor Industri Tahun 2009

Berdasarkan pemetaan yang dapat dilihat pada **Gambar 4.11** sampai dengan **Gambar 4.20**, dapat disimpulkan bahwa terdapat korelasi yang cukup erat antara nilai y amatan dengan nilai y taksiran, hal ini dapat terlihat dari beberapa wilayah amatan dengan taksiran memiliki warna yang sedikit berbeda dalam tahun yang sama. Selain dapat melihat korelasi antara nilai amatan dengan nilai taksiran, dapat juga diperoleh informasi bahwa besarnya PDRB sektor industri di SWP Gerbangkertasusila dan SWP Malang-Pasuruan selalu meningkat di setiap tahunnya, sekalipun peningkatannya tidak terlalu besar, hal ini dapat menjadi salah satu indikator peningkatan mutu pemerintahan suatu daerah dalam mengelola pengeluaran daerah sehingga menghasilkan nilai PDRB yang selalu meningkat disetiap tahunnya.

4.8.3 Model Spasial Setiap Kabupaten/Kota

Beberapa kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur yang termasuk dalam SWP Gerbangkertasusila dan SWP Malang-Pasuruan menjadi objek dalam penelitian ini. Setiap kabupaten/kota dalam penelitian ini memiliki tetangga dan dinyatakan dalam matrik pembobot spasial yang dibuat dengan metode *rook contiguity* yang secara lengkap dapat dilihat pada **Lampiran 5**. Berdasarkan ketetanggan dari masing-masing kabupaten/kota yang menjadi objek dalam penelitian ini dan hasil pendugaan parameter model panel spasial yang telah dilakukan, maka dapat dibuat model untuk setiap kabupaten/kota seperti berikut ini:

a. Kabupaten Bangkalan

Kabupaten Bangkalan dalam penelitian ini diasumsikan bertetangga dengan Kab.Gresik dan Kota Surabaya, sehingga model spasial untuk kabupaten Bangkalan adalah :

$$AKB_{\text{Bangkalan_ke-t}} = 91.212419 - 0.5252845 PPKM_{\text{Bangkalan_ke-t}} - 8.472907 PPAE_{\text{Bangkalan_ke-t}} - 0.236068 (u_{\text{K.Surabaya_ke-t}} + u_{\text{Gresik_ke-t}}) + \varepsilon_{\text{Bangkalan_ke-t}}$$

Dari model diatas, dapat disimpulkan bahwa besarnya *error* spasial pada tahun ke-t di kabupaten Gresik dan Kota Surabaya mampu menurunkan besarnya AKB di kabupaten Bangkalan sebesar 0.236068 satuan. Menurunnya nilai AKB di kabupaten Bangkalan pada tahun ke-t juga dipengaruhi oleh meningkatnya jumlah prosentase penolong

kelahiran oleh tenaga medis (PPKM) sebesar 0.5252845 satuan dan rata-rata pemberian ASI eksklusif (PPAE) sebesar 8.472907 satuan. Apabila semua variabel yang mempengaruhi besarnya AKB di kabupaten Bangkalan bernilai konstan, maka besarnya AKB di kabupaten Bangkalan sebesar 91.212419 satuan.

$$\begin{aligned} \text{LnPDRB}_{\text{Bangkalan_ke-t}} = & 0.513988 (\text{LnPDRB}_{\text{K.Surabaya_ke-t}} + \text{LnPDRB}_{\text{Gresik_ke-t}}) \\ & - 0.0297 \text{LnTKI}_{\text{Bangkalan_ke-t}} + 0.0324 \text{LnBMD}_{\text{Bangkalan_ke-t}} \\ & + 0.032 \text{LnBBJ}_{\text{Bangkalan_ke-t}} - 0.033 \text{LnBPG}_{\text{Bangkalan_ke-t}} + \\ & 3.024003 + \epsilon_{\text{Bangkalan_ke-t}} \end{aligned}$$

Dari model diatas, dapat disimpulkan bahwa besarnya PDRB sektor industri di kabupaten Bangkalan pada tahun ke-t dipengaruhi oleh besarnya PDRB sektor industri di kabupaten Gresik dan Kota Surabaya sebesar 0.513988 satuan. Peningkatan besarnya konsumsi listrik di kabupaten Bangkalan juga dipengaruhi oleh meningkatnya jumlah belanja modal (BMD) sebesar 0.0324 satuan dan jumlah belanja barang jasa (BBJ) sebesar 0.032 satuan. Namun meningkatnya jumlah tenaga kerja di sektor industri (TKI) menurunkan besarnya PDRB sektor industri sebesar 0.0297 satuan, dan meningkatnya jumlah pengeluaran belanja pegawai (BPG) juga menurunkan besarnya PDRB sektor industri sebesar 0.033 satuan. Apabila semua variabel yang mempengaruhi besarnya PDRB sektor industri di kabupaten Bangkalan bernilai konstan, maka besarnya PDRB sektor industri di kabupaten Bangkalan sebesar 3.024003 satuan.

b.Kabupaten Gresik

Kabupaten Gresik dalam penelitian ini bertetangga dengan Kab.Lamongan, Kab.Bangkalan, Kab.Sidoarjo, Kab.Mojokerto dan Kota Surabaya, sehingga model spasial untuk kabupaten Gresik adalah :

$$\begin{aligned} \text{AKB}_{\text{Gresik_ke-t}} = & 91.212419 - 0.5252845 \text{PPKM}_{\text{Gresik_ke-t}} - 8.472907 \\ & \text{PPAE}_{\text{Gresik_ke-t}} - 0.236068 (\text{u}_{\text{K.Surabaya_ke-t}} + \text{u}_{\text{Sidoarjo_ke-t}} + \\ & \text{u}_{\text{Bangkalan_ke-t}} + \text{u}_{\text{Mojokerto_ke-t}} + \text{u}_{\text{Lamongan_ke-t}}) + \epsilon_{\text{Gresik_ke-t}} \end{aligned}$$

Dari model diatas, dapat disimpulkan bahwa besarnya *error* spasial pada tahun ke-t di Kab.Lamongan, Kab.Bangkalan, Kab.Sidoarjo, Kab.Mojokerto dan Kota Surabaya mampu menurunkan besarnya AKB

di kabupaten Gresik sebesar 0.236068 satuan. Menurunnya nilai AKB di kabupaten Gresik pada tahun ke-t juga dipengaruhi oleh meningkatnya jumlah prosentase penolong kelahiran oleh tenaga medis (PPKM) sebesar 0.5252845 satuan dan rata-rata pemberian ASI eksklusif (PPAE) sebesar 8.472907 satuan. Apabila semua variabel yang mempengaruhi besarnya AKB di kabupaten Gresik bernilai konstan, maka besarnya AKB di kabupaten Gresik sebesar 91.212419 satuan.

$$\begin{aligned} \text{LnPDRB}_{\text{Gresik_ke-t}} = & 0.513988 (\text{LnPDRB}_{\text{K.Surabaya_ke-t}} + \text{LnPDRB}_{\text{Sidoarjo_ke-t}} + \\ & \text{LnPDRB}_{\text{Bangkalan_ke-t}} + \text{LnPDRB}_{\text{Mojokerto_ke-t}} + \\ & \text{LnPDRB}_{\text{Lamongan_ke-t}}) - 0.0297 \text{LnTKI}_{\text{Gresik_ke-t}} + 0.0324 \\ & \text{LnBMD}_{\text{Gresik_ke-t}} + 0.032 \text{LnBBJ}_{\text{Gresik_ke-t}} - 0.033 \\ & \text{LnBPG}_{\text{Gresik_ke-t}} + 3.024003 + \epsilon_{\text{Gresik_ke-t}} \end{aligned}$$

Dari model diatas, dapat disimpulkan bahwa besarnya PDRB sektor industri di kabupaten Gresik pada tahun ke-t dipengaruhi oleh besarnya PDRB sektor industri di Kab.Lamongan, Kab.Bangkalan, Kab.Sidoarjo, Kab.Mojokerto dan Kota Surabaya sebesar 0.513988 satuan. Peningkatan besarnya konsumsi listrik di kabupaten Gresik juga dipengaruhi oleh meningkatnya jumlah belanja modal (BMD) sebesar 0.0324 satuan dan jumlah belanja barang jasa (BBJ) sebesar 0.032 satuan. Namun meningkatnya jumlah tenaga kerja di sektor industri (TKI) menurunkan besarnya PDRB sektor industri sebesar 0.0297 satuan, dan meningkatnya jumlah pengeluaran belanja pegawai (BPG) juga menurunkan besarnya PDRB sektor industri sebesar 0.033. Apabila semua variabel yang mempengaruhi besarnya PDRB sektor industri di Kabupaten Gresik bernilai konstan, maka besarnya PDRB sektor industri di kabupaten Gresik sebesar 3.024003 satuan.

c. Kota Malang

Kota Malang dalam penelitian ini bertetangga dengan Kab.Malang, sehingga model spasial untuk kota Malang adalah :

$$\begin{aligned} \text{AKB}_{\text{K.Malang_ke-t}} = & 91.212419 - 0.5252845 \text{PPKM}_{\text{K.Malang_ke-t}} - 8.472907 \\ & \text{PPAE}_{\text{K.Malang_ke-t}} - 0.236068 (u_{\text{Malang_ke-t}}) + \epsilon_{\text{K.Malang_ke-t}} \end{aligned}$$

Dari model diatas, dapat disimpulkan bahwa besarnya *error* spasial pada tahun ke-t di kabupaten Malang mampu menurunkan besarnya AKB

di kota Malang sebesar 0.236068 satuan. Menurunnya nilai AKB di kota Malang pada tahun ke-t juga dipengaruhi oleh meningkatnya jumlah prosentase penolong kelahiran oleh tenaga medis (PPKM) sebesar 0.5252845 satuan dan rata-rata pemberian ASI eksklusif (PPAE) sebesar 8.472907 satuan. Apabila semua variabel yang mempengaruhi besarnya AKB di kota Malang bernilai konstan, maka besarnya AKB di kota Malang sebesar 91.212419 satuan.

$$\begin{aligned} \text{LnPDRB}_{K,\text{Malang_ke-t}} &= 0.513988 (\text{LnPDRB}_{\text{Malang_ke-t}}) - 0.0297 \\ &\text{LnTKI}_{K,\text{Malang_ke-t}} + 0.0324 \text{LnBMD}_{K,\text{Malang_ke-t}} + \\ &0.032 \text{LnBBJ}_{K,\text{Malang_ke-t}} - 0.033 \text{LnBPG}_{K,\text{Malang_ke-t}} + \\ &3.024003 + \varepsilon_{K,\text{Malang_ke-t}} \end{aligned}$$

Dari model diatas, dapat disimpulkan bahwa besarnya PDRB sektor industri di kota Malang pada tahun ke-t dipengaruhi oleh besarnya PDRB sektor industri di kabupaten Malang sebesar 0.513988 satuan. Peningkatan besarnya konsumsi listrik di kota Malang juga dipengaruhi oleh meningkatnya jumlah belanja modal (BMD) sebesar 0.0324 satuan dan jumlah belanja barang jasa (BBJ) sebesar 0.032 satuan. Namun meningkatnya jumlah tenaga kerja di sektor industri (TKI) menurunkan besarnya PDRB sektor industri sebesar 0.0297 satuan, dan meningkatnya jumlah pengeluaran belanja pegawai (BPG) juga menurunkan besarnya PDRB sektor industri sebesar 0.033. Apabila semua variabel yang mempengaruhi besarnya PDRB sektor industri di kota Malang bernilai konstan, maka besarnya PDRB sektor industri di kota Malang sebesar 3.024003 satuan.

d.Kota Mojokerto

Kota Mojokerto dalam penelitian ini bertetangga dengan Kab.Mojokerto dan Kab.Sidoarjo, sehingga model spasial untuk kota Mojokerto adalah :

$$\begin{aligned} \text{AKB}_{K,\text{Mojokerto_ke-t}} &= 91.212419 - 0.5252845 \text{PPKM}_{K,\text{Mojokerto_ke-t}} - \\ &8.472907 \text{PPAE}_{K,\text{Mojokerto_ke-t}} - 0.236068 (\text{u}_{\text{Sidoarjo_ke-t}} + \\ &\text{u}_{\text{Mojokerto_ke-t}}) + \varepsilon_{K,\text{Mojokerto_ke-t}} \end{aligned}$$

Dari model diatas, dapat disimpulkan bahwa besarnya *error* spasial pada tahun ke-t di Kab.Mojokerto dan Kab.Sidoarjo mampu menurunkan besarnya AKB di kota Mojokerto sebesar 0.236068 satuan. Menurunnya

nilai AKB di kota Mojokerto pada tahun ke-t juga dipengaruhi oleh meningkatnya jumlah prosentase penolong kelahiran oleh tenaga medis (PPKM) sebesar 0.5252845 satuan dan rata-rata pemberian ASI eksklusif (PPAE) sebesar 8.472907 satuan. Apabila semua variabel yang mempengaruhi besarnya AKB di kota Mojokerto bernilai konstan, maka besarnya AKB di kota Mojokerto sebesar 91.212419 satuan.

$$\begin{aligned} \text{LnPDRB}_{K.Mojokerto_ke-t} = & 0.513988 (\text{LnPDRB}_{\text{Sidoarjo_ke-t}} + \text{LnPDRB}_{\text{Mojokerto_ke-t}}) - 0.0297 \text{LnTKI}_{K.Mojokerto_ke-t} + 0.0324 \\ & \text{LnBMD}_{K.Mojokerto_ke-t} + 0.032 \text{LnBBJ}_{K.Mojokerto_ke-t} - 0.033 \\ & \text{LnBPG}_{K.Mojokerto_ke-t} + 3.024003 + \epsilon_{K.Mojokerto_ke-t} \end{aligned}$$

Dari model diatas, dapat disimpulkan bahwa besarnya PDRB sektor industri di kota Mojokerto pada tahun ke-t dipengaruhi oleh besarnya PDRB sektor industri di Kab.Mojokerto dan Kab.Sidoarjo sebesar 0.513988 satuan. Peningkatan besarnya konsumsi listrik di kota Mojokerto juga dipengaruhi oleh meningkatnya jumlah belanja modal (BMD) sebesar 0.0324 satuan dan jumlah belanja barang jasa (BBJ) sebesar 0.032 satuan. Namun meningkatnya jumlah tenaga kerja di sektor industri (TKI) menurunkan besarnya PDRB sektor industri sebesar 0.0297 satuan, dan meningkatnya jumlah pengeluaran belanja pegawai (BPG) juga menurunkan besarnya PDRB sektor industri sebesar 0.033. Apabila semua variabel yang mempengaruhi besarnya PDRB sektor industri di kota Mojokerto bernilai konstan, maka besarnya PDRB sektor industri di kota Mojokerto sebesar 3.024003 satuan.

e. Kota Pasuruan

Kota Pasuruan dalam penelitian ini bertetangga dengan Kab.Pasuruan, sehingga model spasial untuk kota Pasuruan adalah :

$$\begin{aligned} \text{AKB}_{K.Pasuruan_ke-t} = & 91.212419 - 0.5252845 \text{PPKM}_{K.Pasuruan_ke-t} - 8.472907 \\ & \text{PPAE}_{K.Pasuruan_ke-t} - 0.236068 (u_{\text{Pasuruan_ke-t}}) + \epsilon_{K.Pasuruan_ke-t} \end{aligned}$$

Dari model diatas, dapat disimpulkan bahwa besarnya *error* spasial pada tahun ke-t di kabupaten Pasuruan mampu menurunkan besarnya AKB di kota Pasuruan sebesar 0.236068 satuan. Menurunnya nilai AKB di kota Pasuruan pada tahun ke-t juga dipengaruhi oleh meningkatnya jumlah prosentase penolong kelahiran oleh tenaga medis (PPKM) sebesar 0.5252845 satuan dan rata-rata pemberian ASI eksklusif (PPAE) sebesar

8.472907 satuan. Apabila semua variabel yang mempengaruhi besarnya AKB di kota Pasuruan bernilai konstan, maka besarnya AKB di kota Pasuruan sebesar 91.212419 satuan.

$$\begin{aligned} \text{LnPDRB}_{\text{K.Pasuruan_ke-t}} = & 0.513988 (\text{LnPDRB}_{\text{Pasuruan_ke-t}}) - 0.0297 \\ & \text{LnTKI}_{\text{K.Pasuruan_ke-t}} + 0.0324 \text{LnBMD}_{\text{K.Pasuruan_ke-t}} + \\ & 0.032 \text{LnBBJ}_{\text{K.Pasuruan_ke-t}} - 0.033 \text{LnBPG}_{\text{K.Pasuruan_ke-t}} \\ & + 3.024003 + \epsilon_{\text{K.Pasuruan_ke-t}} \end{aligned}$$

Dari model diatas, dapat disimpulkan bahwa besarnya PDRB sektor industri di kota Pasuruan pada tahun ke-t dipengaruhi oleh besarnya PDRB sektor industri di kabupaten Pasuruan sebesar 0.513988 satuan. Peningkatan besarnya konsumsi listrik di kota Pasuruan juga dipengaruhi oleh meningkatnya jumlah belanja modal (BMD) sebesar 0.0324 satuan dan jumlah belanja barang jasa (BBJ) sebesar 0.032 satuan. Namun meningkatnya jumlah tenaga kerja di sektor industri (TKI) menurunkan besarnya PDRB sektor industri sebesar 0.0297 satuan, dan meningkatnya jumlah pengeluaran belanja pegawai (BPG) juga menurunkan besarnya PDRB sektor industri sebesar 0.033. Apabila semua variabel yang mempengaruhi besarnya PDRB sektor industri di kota Pasuruan bernilai konstan, maka besarnya PDRB sektor industri di kota Pasuruan sebesar 3.024003 satuan.

f. Kota Surabaya

Kota Surabaya dalam penelitian ini bertetangga dengan Kab.Gresik, Kab.Bangkalan dan Kab.Sidoarjo, sehingga model spasial untuk kota Surabaya adalah :

$$\begin{aligned} \text{AKB}_{\text{Surabaya_ke-t}} = & 91.212419 - 0.5252845 \text{PPKM}_{\text{Surabaya_ke-t}} - 8.472907 \\ & \text{PPAE}_{\text{Surabaya_ke-t}} - 0.236068 (\text{u}_{\text{Gresik_ke-t}} + \text{u}_{\text{Bangkalan_ke-t}} + \\ & \text{u}_{\text{Sidoarjo_ke-t}}) + \epsilon_{\text{Surabaya_ke-t}} \end{aligned}$$

Dari model diatas, dapat disimpulkan bahwa besarnya *error* spasial pada tahun ke-t di Kab.Gresik, Kab.Bangkalan dan Kab.Sidoarjo mampu menurunkan besarnya AKB di kota Surabaya sebesar 0.236068 satuan. Menurunnya nilai AKB di kota Surabaya pada tahun ke-t juga dipengaruhi oleh meningkatnya jumlah prosentase penolong kelahiran oleh tenaga medis (PPKM) sebesar 0.5252845 satuan dan rata-rata pemberian ASI eksklusif (PPAE) sebesar 8.472907 satuan. Apabila

semua variabel yang mempengaruhi besarnya AKB di kota Surabaya bernilai konstan, maka besarnya AKB di kota Surabaya sebesar 91.212419 satuan.

$$\begin{aligned} \text{LnPDRB}_{\text{Surabaya_ke-t}} = & 0.513988 (\text{LnPDRB}_{\text{Gresik_ke-t}} + \text{LnPDRB}_{\text{Bangkalan_ke-t}} + \\ & \text{LnPDRB}_{\text{Sidoarjo_ke-t}}) - 0.0297 \text{LnTKI}_{\text{Surabaya_ke-t}} \\ & + 0.0324 \text{LnBMD}_{\text{Surabaya_ke-t}} + 0.032 \text{LnBBJ}_{\text{Surabaya_ke-t}} \\ & - 0.033 \text{LnBPG}_{\text{Surabaya_ke-t}} + 3.024003 + \epsilon_{\text{Surabaya_ke-t}} \end{aligned}$$

Dari model diatas, dapat disimpulkan bahwa besarnya PDRB sektor industri di kota Surabaya pada tahun ke-t dipengaruhi oleh besarnya PDRB sektor industri di Kab.Gresik, Kab.Bangkalan dan Kab.Sidoarjo sebesar 0.513988 satuan. Peningkatan besarnya konsumsi listrik di kota Surabaya juga dipengaruhi oleh meningkatnya jumlah belanja modal (BMD) sebesar 0.0324 satuan dan jumlah belanja barang jasa (BBJ) sebesar 0.032 satuan. Namun meningkatnya jumlah tenaga kerja di sektor industri (TKI) menurunkan besarnya PDRB sektor industri sebesar 0.0297 satuan, dan meningkatnya jumlah pengeluaran belanja pegawai (BPG) juga menurunkan besarnya PDRB sektor industri sebesar 0.033. Apabila semua variabel yang mempengaruhi besarnya PDRB sektor industri di kota Surabaya bernilai konstan, maka besarnya PDRB sektor industri di kota Surabaya sebesar 3.024003 satuan.

g. Kabupaten Lamongan

Kabupaten Lamongan dalam penelitian ini bertetangga dengan Kab.Gresik dan Kab.Mojokerto, sehingga model spasial untuk kabupaten Lamongan adalah :

$$\begin{aligned} \text{AKB}_{\text{Lamongan_ke-t}} = & 91.212419 - 0.5252845 \text{PPKM}_{\text{it}} - 8.472907 \text{PPAE}_{\text{it}} \\ & - 0.236068 (\text{u}_{\text{Gresik_ke-t}} + \text{u}_{\text{Mojokerto_ke-t}}) + \epsilon_{\text{Lamongan_ke-t}} \end{aligned}$$

Dari model diatas, dapat disimpulkan bahwa besarnya *error* spasial pada tahun ke-t di Kab.Gresik dan Kab.Mojokerto mampu menurunkan besarnya AKB di kabupaten Lamongan sebesar 0.236068 satuan. Menurunnya nilai AKB di kabupaten Lamongan pada tahun ke-t juga dipengaruhi oleh meningkatnya jumlah prosentase penolong kelahiran oleh tenaga medis (PPKM) sebesar 0.5252845 satuan dan rata-rata pemberian ASI eksklusif (PPAE) sebesar 8.472907 satuan. Apabila semua variabel yang mempengaruhi besarnya AKB di kabupaten

Lamongan bernilai konstan, maka besarnya AKB di kabupaten Lamongan sebesar 91.212419 satuan.

$$\begin{aligned} \text{LnPDRB}_{\text{Lamongan_ke-t}} = & 0.513988 (\text{LnPDRB}_{\text{Gresik_ke-t}} + \text{LnPDRB}_{\text{Mojokerto_ke-t}}) \\ & - 0.0297 \text{LnTKI}_{\text{it}} + 0.0324 \text{LnBMD}_{\text{it}} + 0.032 \text{LnBBJ}_{\text{it}} \\ & - 0.033 \text{LnBPG}_{\text{it}} + 3.024003 + \epsilon_{\text{Lamongan_ke-t}} \end{aligned}$$

Dari model diatas, dapat disimpulkan bahwa besarnya PDRB sektor industri di kabupaten Lamongan pada tahun ke-t dipengaruhi oleh besarnya PDRB sektor industri di Kab.Gresik dan Kab.Mojokerto sebesar 0.513988 satuan. Peningkatan besarnya konsumsi listrik di kabupaten Lamongan juga dipengaruhi oleh meningkatnya jumlah belanja modal (BMD) sebesar 0.0324 satuan dan jumlah belanja barang jasa (BBJ) sebesar 0.032 satuan. Namun meningkatnya jumlah tenaga kerja di sektor industri (TKI) menurunkan besarnya PDRB sektor industri sebesar 0.0297 satuan, dan meningkatnya jumlah pengeluaran belanja pegawai (BPG) juga menurunkan besarnya PDRB sektor industri sebesar 0.033. Apabila semua variabel yang mempengaruhi besarnya PDRB sektor industri di kabupaten Lamongan bernilai konstan, maka besarnya PDRB sektor industri di kabupaten Lamongan sebesar 3.024003 satuan.

h.Kabupaten Malang

Kabupaten Malang dalam penelitian ini bertetangga dengan Kab.Mojokerto, Kab.Pasuruan dan Kota Malang, sehingga model spasial untuk kabupaten Malang adalah :

$$\begin{aligned} \text{AKB}_{\text{Malang_ke-t}} = & 91.212419 - 0.5252845 \text{PPKM}_{\text{Malang_ke-t}} - 8.472907 \\ & \text{PPAE}_{\text{Malang_ke-t}} - 0.236068 (\text{u}_{\text{Mojokerto_ke-t}} + \text{u}_{\text{Pasuruan_ke-t}} + \\ & \text{u}_{\text{K.Malang_ke-t}}) + \epsilon_{\text{Malang_ke-t}} \end{aligned}$$

Dari model diatas, dapat disimpulkan bahwa besarnya *error* spasial pada tahun ke-t di Kab.Mojokerto, Kab.Pasuruan dan Kota Malang mampu menurunkan besarnya AKB di kabupaten Malang sebesar 0.236068 satuan. Menurunnya nilai AKB di kabupaten Malang pada tahun ke-t juga dipengaruhi oleh meningkatnya jumlah prosentase penolong kelahiran oleh tenaga medis (PPKM) sebesar 0.5252845 satuan dan rata-rata pemberian ASI eksklusif (PPAE) sebesar 8.472907 satuan. Apabila semua variabel yang mempengaruhi besarnya AKB di kabupaten

Malang bernilai konstan, maka besarnya AKB di kabupaten Malang sebesar 91.212419 satuan.

$$\begin{aligned} \text{LnPDRB}_{\text{Malang_ke-t}} = & 0.513988 (\text{LnPDRB}_{\text{Mojokerto_ke-t}} + \text{LnPDRB}_{\text{Pasuruan_ke-t}} \\ & + \text{LnPDRB}_{\text{K.Malang_ke-t}}) - 0.0297 \text{LnTKI}_{\text{Malang_ke-t}} \\ & + 0.0324 \text{LnBMD}_{\text{Malang_ke-t}} + 0.032 \text{LnBBJ}_{\text{Malang_ke-t}} \\ & - 0.033 \text{LnBPG}_{\text{Malang_ke-t}} + 3.024003 + \epsilon_{\text{Malang_ke-t}} \end{aligned}$$

Dari model diatas, dapat disimpulkan bahwa besarnya PDRB sektor industri di kabupaten Malang pada tahun ke-t dipengaruhi oleh besarnya PDRB sektor industri di Kab.Mojokerto, Kab.Pasuruan dan Kota Malang sebesar 0.513988 satuan. Peningkatan besarnya konsumsi listrik di kabupaten Malang juga dipengaruhi oleh meningkatnya jumlah belanja modal (BMD) sebesar 0.0324 satuan dan jumlah belanja barang jasa (BBJ) sebesar 0.032 satuan. Namun meningkatnya jumlah tenaga kerja di sektor industri (TKI) menurunkan besarnya PDRB sektor industri sebesar 0.0297 satuan, dan meningkatnya jumlah pengeluaran belanja pegawai (BPG) juga menurunkan besarnya PDRB sektor industri sebesar 0.033. Apabila semua variabel yang mempengaruhi besarnya PDRB sektor industri di kabupaten Malang bernilai konstan, maka besarnya PDRB sektor industri di kabupaten Malang sebesar 3.024003 satuan.

i. Kabupaten Mojokerto

Kabupaten Mojokerto dalam penelitian ini bertetangga dengan Kab.Lamongan, Kab.Gresik, Kab.Pasuruan, Kab.Malang, Kab.Sidoarjo dan Kota Mojokerto, sehingga model spasial untuk kabupaten Mojokerto adalah :

$$\begin{aligned} \text{AKB}_{\text{Mojokerto_ke-t}} = & 91.212419 - 0.5252845 \text{PPKM}_{\text{Mojokerto_ke-t}} - 8.472907 \\ & \text{PPAE}_{\text{Mojokerto_ke-t}} - 0.236068 (\text{u}_{\text{Lamongan_ke-t}} + \text{u}_{\text{Gresik_ke-t}} + \\ & \text{u}_{\text{Pasuruan_ke-t}} + \text{u}_{\text{Malang_ke-t}} + \text{u}_{\text{Sidoarjo_ke-t}} + \text{u}_{\text{K.Mojokerto_ke-t}}) + \\ & \epsilon_{\text{Mojokerto_ke-t}} \end{aligned}$$

Dari model diatas, dapat disimpulkan bahwa besarnya *error* spasial pada tahun ke-t di Kab.Lamongan, Kab.Gresik, Kab.Pasuruan, Kab.Malang, Kab.Sidoarjo dan Kota Mojokerto mampu menurunkan besarnya AKB di kabupaten Mojokerto sebesar 0.236068 satuan. Menurunnya nilai AKB di kabupaten Mojokerto pada tahun ke-t juga dipengaruhi oleh meningkatnya jumlah prosentase penolong kelahiran

oleh tenaga medis (PPKM) sebesar 0.5252845 satuan dan rata-rata pemberian ASI eksklusif (PPAE) sebesar 8.472907 satuan. Apabila semua variabel yang mempengaruhi besarnya AKB di kabupaten Mojokerto bernilai konstan, maka besarnya AKB di kabupaten Mojokerto sebesar 91.212419 satuan.

$$\begin{aligned} \text{LnPDRB}_{\text{Mojokerto_ke-t}} = & 0.513988 (\text{LnPDRB}_{\text{Lamongan_ke-t}} + \text{LnPDRB}_{\text{Gresik_ke-t}} \\ & + \text{LnPDRB}_{\text{Pasuruan_ke-t}} + \text{LnPDRB}_{\text{Malang_ke-t}} + \text{LnPDRB}_{\text{Sidoarjo_ke-t}} \\ & + \text{LnPDRB}_{\text{K.Mojokerto_ke-t}}) - 0.0297 \text{LnTKI}_{\text{Mojokerto_ke-t}} + 0.0324 \\ & \text{LnBMD}_{\text{Mojokerto_ke-t}} + 0.032 \text{LnBBJ}_{\text{Mojokerto_ke-t}} - 0.033 \\ & \text{LnBPG}_{\text{Mojokerto_ke-t}} + 3.024003 + \varepsilon_{\text{Mojokerto_ke-t}} \end{aligned}$$

Dari model diatas, dapat disimpulkan bahwa besarnya PDRB sektor industri di kabupaten Mojokerto pada tahun ke-t dipengaruhi oleh besarnya PDRB sektor industri di Kab.Lamongan, Kab.Gresik, Kab.Pasuruan, Kab.Malang, Kab.Sidoarjo dan Kota Mojokerto sebesar 0.513988 satuan. Peningkatan besarnya konsumsi listrik di kabupaten Mojokerto juga dipengaruhi oleh meningkatnya jumlah belanja modal (BMD) sebesar 0.0324 satuan dan jumlah belanja barang jasa (BBJ) sebesar 0.032 satuan. Namun meningkatnya jumlah tenaga kerja di sektor industri (TKI) menurunkan besarnya PDRB sektor industri sebesar 0.0297 satuan, dan meningkatnya jumlah pengeluaran belanja pegawai (BPG) juga menurunkan besarnya PDRB sektor industri sebesar 0.033. Apabila semua variabel yang mempengaruhi besarnya PDRB sektor industri di kabupaten Mojokerto bernilai konstan, maka besarnya PDRB sektor industri di kabupaten Mojokerto sebesar 3.024003 satuan.

j. Kabupaten Pasuruan

Kabupaten Pasuruan dalam penelitian ini bertetangga dengan Kab.Mojokerto, Kab.Malang, Kab.Sidoarjo dan Kota Pasuruan, sehingga model spasial untuk kabupaten Pasuruan adalah :

$$\begin{aligned} \text{AKB}_{\text{Pasuruan_ke-t}} = & 91.212419 - 0.5252845 \text{PPKM}_{\text{Pasuruan_ke-t}} - 8.472907 \\ & \text{PPAE}_{\text{Pasuruan_ke-t}} - 0.236068 (\text{u}_{\text{Mojokerto_ke-t}} + \text{u}_{\text{Malang_ke-t}} + \\ & \text{u}_{\text{Sidoarjo_ke-t}} + \text{u}_{\text{K.Pasuruan_ke-t}}) + \varepsilon_{\text{Pasuruan_ke-t}} \end{aligned}$$

Dari model diatas, dapat disimpulkan bahwa besarnya *error* spasial pada tahun ke-t di Kab.Mojokerto, Kab.Malang, Kab.Sidoarjo dan Kota

Pasuruan mampu menurunkan besarnya AKB di kabupaten Pasuruan sebesar 0.236068 satuan. Menurunnya nilai AKB di kabupaten Pasuruan pada tahun ke-t juga dipengaruhi oleh meningkatnya jumlah prosentase penolong kelahiran oleh tenaga medis (PPKM) sebesar 0.5252845 satuan dan rata-rata pemberian ASI eksklusif (PPAE) sebesar 8.472907 satuan. Apabila semua variabel yang mempengaruhi besarnya AKB di kabupaten Pasuruan bernilai konstan, maka besarnya AKB di kabupaten Pasuruan sebesar 91.212419 satuan.

$$\begin{aligned} \text{LnPDRB}_{\text{Pasuruan_ke-t}} = & 0.513988 (\text{LnPDRB}_{\text{Mojokerto_ke-t}} + \text{LnPDRB}_{\text{Malang_ke-t}} \\ & + \text{LnPDRB}_{\text{Sidoarjo_ke-t}} + \text{LnPDRB}_{\text{K.Pasuruan_ke-t}}) - \\ & 0.0297 \text{LnTKI}_{\text{Pasuruan_ke-t}} + 0.0324 \\ & \text{LnBMD}_{\text{Pasuruan_ke-t}} + 0.032 \text{LnBBJ}_{\text{Pasuruan_ke-t}} - \\ & 0.033 \text{LnBPG}_{\text{Pasuruan_ke-t}} + 3.024003 + \epsilon_{\text{Pasuruan_ke-t}} \end{aligned}$$

Dari model diatas, dapat disimpulkan bahwa besarnya PDRB sektor industri di kabupaten Pasuruan pada tahun ke-t dipengaruhi oleh besarnya PDRB sektor industri di Kab.Mojokerto, Kab.Malang, Kab.Sidoarjo dan Kota Pasuruan sebesar 0.513988 satuan. Peningkatan besarnya konsumsi listrik di kabupaten Pasuruan juga dipengaruhi oleh meningkatnya jumlah belanja modal (BMD) sebesar 0.0324 satuan dan jumlah belanja barang jasa (BBJ) sebesar 0.032 satuan. Namun meningkatnya jumlah tenaga kerja di sektor industri (TKI) menurunkan besarnya PDRB sektor industri sebesar 0.0297 satuan, dan meningkatnya jumlah pengeluaran belanja pegawai (BPG) juga menurunkan besarnya PDRB sektor industri sebesar 0.033. Apabila semua variabel yang mempengaruhi besarnya PDRB sektor industri di kabupaten Pasuruan bernilai konstan, maka besarnya PDRB sektor industri di kabupaten Pasuruan sebesar 3.024003 satuan.

k.Kabupaten Sidoarjo

Kabupaten Sidoarjo dalam penelitian ini bertetangga dengan Kab.Mojokerto, Kota Mojokerto, Kab.Pasuruan, Kab.Gresik dan Kota Surabaya, sehingga model spasial untuk kabupaten Sidoarjo adalah :

$$\begin{aligned} \text{AKB}_{\text{Sidoarjo_ke-t}} = & 91.212419 - 0.5252845 \text{PPKM}_{\text{Sidoarjo_ke-t}} - 8.472907 \\ & \text{PPAE}_{\text{Sidoarjo_ke-t}} - 0.236068 (\text{u}_{\text{K.Surabaya_ke-t}} + \text{u}_{\text{Pasuruan_ke-t}} + \\ & \text{u}_{\text{Gresik_ke-t}} + \text{u}_{\text{Mojokerto_ke-t}} + \text{u}_{\text{K.Mojokerto_ke-t}}) + \epsilon_{\text{Sidoarjo_ke-t}} \end{aligned}$$

Dari model diatas, dapat disimpulkan bahwa besarnya *error* spasial pada tahun ke-t di Kab.Mojokerto, Kota Mojokerto, Kab.Pasuruan, Kab.Gresik dan Kota Surabaya mampu menurunkan besarnya AKB di kabupaten Sidoarjo sebesar 0.236068 satuan. Menurunnya nilai AKB di kabupaten Sidoarjo pada tahun ke-t juga dipengaruhi oleh meningkatnya jumlah prosentase penolong kelahiran oleh tenaga medis (PPKM) sebesar 0.5252845 satuan dan rata-rata pemberian ASI eksklusif (PPAE) sebesar 8.472907 satuan. Apabila semua variabel yang mempengaruhi besarnya AKB di kabupaten Sidoarjo bernilai konstan, maka besarnya AKB di kabupaten Sidoarjo sebesar 91.212419 satuan.

$$\begin{aligned} \text{LnPDRB}_{\text{Sidoarjo_ke-t}} = & 0.513988(\text{LnPDRB}_{\text{K.Surabaya_ke-t}} + \text{LnPDRB}_{\text{Pasuruan_ke-t}} \\ & + \text{LnPDRB}_{\text{Gresik_ke-t}} + \text{LnPDRB}_{\text{Mojokerto_ke-t}} + \\ & \text{LnPDRB}_{\text{K.Mojokerto_ke-t}}) - 0.0297 \text{LnTKI}_{\text{Sidoarjo_ke-t}} + \\ & 0.0324 \text{LnBMD}_{\text{Sidoarjo_ke-t}} + 0.032 \text{LnBBJ}_{\text{Sidoarjo_ke-t}} - \\ & 0.033 \text{LnBPG}_{\text{Sidoarjo_ke-t}} + 3.024003 + \varepsilon_{\text{Sidoarjo_ke-t}} \end{aligned}$$

Dari model diatas, dapat disimpulkan bahwa besarnya PDRB sektor industri di kabupaten Sidoarjo pada tahun ke-t dipengaruhi oleh besarnya PDRB sektor industri di Kab.Mojokerto, Kota Mojokerto, Kab.Pasuruan, Kab.Gresik dan Kota Surabaya sebesar 0.513988 satuan. Peningkatan besarnya konsumsi listrik di kabupaten Sidoarjo juga dipengaruhi oleh meningkatnya jumlah belanja modal (BMD) sebesar 0.0324 satuan dan jumlah belanja barang jasa (BBJ) sebesar 0.032 satuan. Namun meningkatnya jumlah tenaga kerja di sektor industri (TKI) menurunkan besarnya PDRB sektor industri sebesar 0.0297 satuan, dan meningkatnya jumlah pengeluaran belanja pegawai (BPG) juga menurunkan besarnya PDRB sektor industri sebesar 0.033. Apabila semua variabel yang mempengaruhi besarnya PDRB sektor industri di kabupaten Sidoarjo bernilai konstan, maka besarnya PDRB sektor industri di kabupaten Sidoarjo sebesar 3.024003 satuan.

BAB V KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan

Berdasarkan tujuan penelitian yang telah dilakukan, maka dapat disimpulkan sebagai berikut:

1. Model panel dari ketiga data yang digunakan dalam penelitian ini seluruhnya mengikuti model *random effect*.
2. Model yang bisa dibentuk dari *general spatial model* dengan menggunakan data panel dalam penelitian ini secara keseluruhan adalah *spatial lag/autoregressive model (SAR) random effect* dan *spatial error model (SEM) random effect*.
3. Model yang terbaik berdasarkan statistik uji R^2 , MSE, AIC dan SC adalah :
 - a. Data 1 yaitu data angka kematian bayi (AKB) regional SWP Gerbangkertasusila dan SWP Malang-Pasuruan dihasilkan model *spatial error model random effect*.
 - b. Data 2 yaitu data produk domestik regional bruto (PDRB) sektor industri SWP Gerbangkertasusila dan SWP Malang-Pasuruan dihasilkan model *spatial lag/autoregressive model random effect*.

5.2 Saran

Berdasarkan penelitian yang telah dilakukan terdapat beberapa saran yang bisa diberikan untuk penelitian selanjutnya adalah sebagai berikut:

1. Dalam menduga parameter dari model panel spasial dapat dilakukan pendugaan model dari data panel terlebih dahulu, kemudian menduga koefisien parameter model panel spasial.
2. Dapat dilakukan pendugaan parameter model panel spasial dengan model panel *fixed effect*.
3. Dilakukan pendugaan parameter model panel spasial dengan membuat *script project* untuk model gabungan *spatial lag* dan *error* yaitu model *spatial moving average (SARMA)*.
4. Adanya keterkaitan spasial dalam model pada ketiga data yang digunakan dalam penelitian ini diharapkan ada tindak lanjut dari pemerintah setempat untuk melakukan sosialisasi pada wilayah-

wilayah yang memiliki nilai angka kematian bayi (AKB) tinggi, serta nilai produk domestik regional bruto (PDRB) sektor industri yang relatif rendah, sehingga tidak ada lagi kesenjangan indikasi kemakmuran dari satu daerah dengan daerah yang lain.

UNIVERSITAS BRAWIJAYA

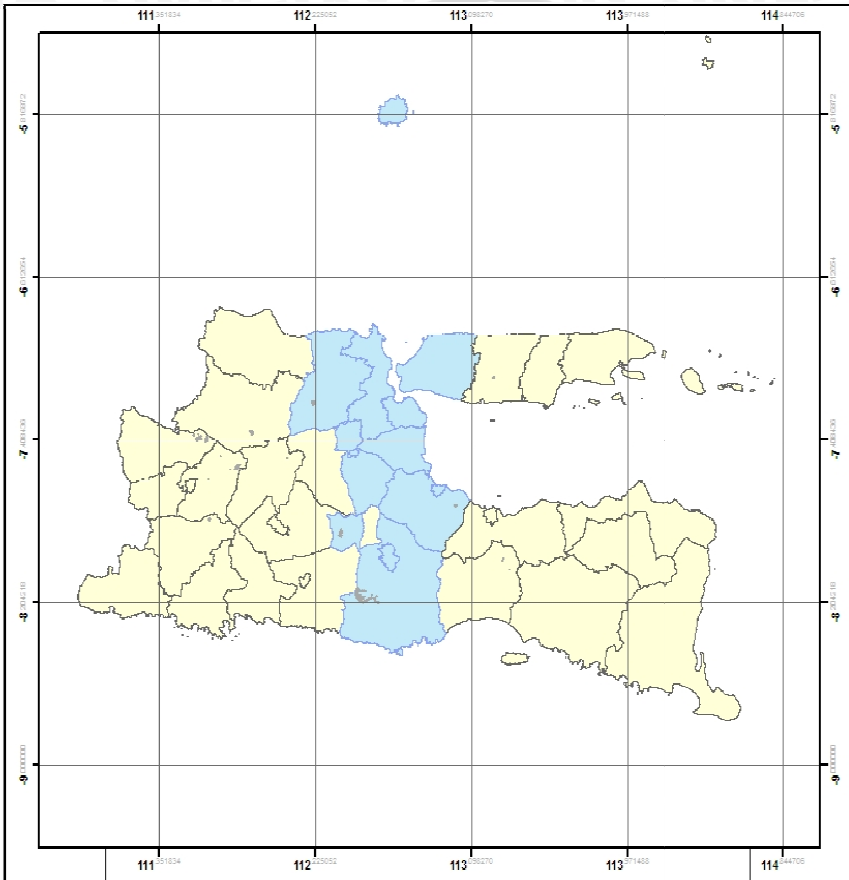


DAFTAR PUSTAKA

- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Baltagi, B.H. (2005). *Econometrics Analysis of Data panel*. 3rd edition, John Wiley & Sons Ltd., Chichester, England.
- Bappenas. (2006). *Laporan Hasil Kajian Tahun 2006 : Penyusunan Model Perencanaan Lintas Wilayah dan Lintas Sektor*. Jakarta : Bappenas.
- Daniel, Wayne W. (2002). *Statistika Nonparametrik Terapan*. Jakarta: PT. Gramedia.
- Darwis, F. S. dan G. G. Saefullah. 2006. *Interpolasi Decline Rate Menggunakan Kriging Sekuensial*. www.math.itb.ac.id/~wp-kkstat/wp-content/uploads/2007/02/Lampiran3_3.doc. Diakses tanggal 2 April 2011.
- Elhorst, J.Paul. (2009). *Spatial Panel Data Models*. In Fischer MM, Getis A (Eds) *Handbook of Applied Spatial Analysis*, Ch. C.2. Berlin Heidelberg New York : Springer.
- Fatmawati, Irma. (2010). *Pendekatan Ekonometrika Panel Spasial Untuk Pemodelan PDRB Sektor Industri di Provinsi Jawa Timur*. (Tugas Akhir tidak dipublikasikan). Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS). Surabaya.
- Gujarati, D. 2003. *Ekonometrika Dasar*. Alih Bahasa : sumarno zain. Erlangga, Jakarta.
- Hayati, F. (2008). *Analisis Faktor yang Mempengaruhi Permintaan Konsumen Listrik Pada Rumah Tangga*. Yogyakarta : Universitas Islam Indonesia.
- Jatimprov.(2004). *Mencapai Target Pembangunan Ekonomi Dengan Menjaga Stabilitas Indikator Makro Ekonomi*. (http://www.jatimprov.go.id/dbfile/bidlahta/200805target_pembangunan_ekonomi_bpde_2004.pdf), diakses 1 maret 2011.
- Kartika, Y. 2007. *Pola Penyebaran Spasial Demam Berdarah Dengue Di Kota Bogor Tahun 2005*. iirc.ipb.ac.id/jspui/bitstream/123456789//Kartika,%20Yoli_G2007.pdf. Diakses tanggal 15 Januari 2010.
- LeSage, James P. 2004. *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*. Department of Economics University of Toledo.

- Muchlisoh, S. 2008. *Model Regresi Data Panel dengan Korelasi Error Spasial*. (Tesis Magister tidak dipublikasikan). Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS). Surabaya.
- Ngudiantoro. 2004. *Konfigurasi dan Pola Spasial Pembangunan Berkelanjutan di Indonesia*. www.rudyct.com/PPS702-ipb/09145/ngudiantoro.pdf. Diakses tanggal 15 Januari 2010.
- Nachrowi, D.J. dan U. Hardius. 2006. *Pendekatan Populer Dan Praktis Ekonometrika Untuk Analisis Ekonomi*. Lembaga penerbit fakultas ekonomi universitas Indonesia. Jakarta.
- Paradis, E. 2009. *Moran's Autocorrelation Coefficient in Comparative Methods*. <http://cran.r-project.org/web/packages/>.pdf. Diakses Tanggal 28 Maret 2011.
- Purmaawijaya, I. M. 2008. *Teknik Survei dan Pemetaan*. http://bse.ictcenter-llg.net/files/pemetaan_iskandar.pdf.pdf. Diakses Tanggal 2 April 2011.
- Putrianti, I.R. 2008. *Generalized Estimating Equations (GEE) Pada Data Longitudinal Dengan Respon Berdistribusi Poisson*. Skripsi. Fakultas MIPA Universitas Brawijaya, Malang. Tidak dipublikasikan.
- Rencher, Alvin C. (2002). *Methods of Multivariate Analysis 2nd ed*. John Wiley & Sons, Inc : New York.
- Sukendar G, dan Zainal A. (2007). *Faktor-Faktor Yang Mempengaruhi Permintaan Ekspor Sepatu Olah Raga Dan Sepatu Kulit Indonesia. (Tahun 2000-2006). Makalah Paralel*. Wisma Makara. Kampus UI. Depok.
- Walpole, R. 1995. *Ilmu Peluang dan Statistika untuk Ilmuwan dan Statistikawan*. ITB. Bandung.
- Widarjono, Agus. (2007). *Ekonometrika: Teori dan Aplikasi*. Penerbit Ekonisia, Fakultas Ekonomi U2 : Yogyakarta.
- Winarno, Deddy. (2009). *Analisis Angka Kematian Bayi di Jawa Timur dengan Pendekatan Model Regresi Spasial*. Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS). Surabaya.
- Yitnosumarto, S. 1990. *Dasar-dasar Statistika*. Rajawali. Jakarta Utara.
- Yunitasari, Hanik. (2009). *Pendekatan Ekonometrika Spasial Terhadap Produk Domestik Regional Bruto Sektor Industri di Wilayah Jawa Timur*. Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS). Surabaya.

Lampiran 1a. Peta Provinsi Jawa Timur



Peta Provinsi Jawa Timur

Sistem Proyeksi
Universal Transverse Mercator
WGS 84 Zona 49 Row N

Program Studi Statistika
Jurusan Matematika
Fakultas Matematika Dan Ilmu Pengetahuan Alam
Universitas Brawijaya
Malang



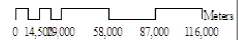
Meilinda Trisilia 0710953037

Di Bawah Bimbingan :

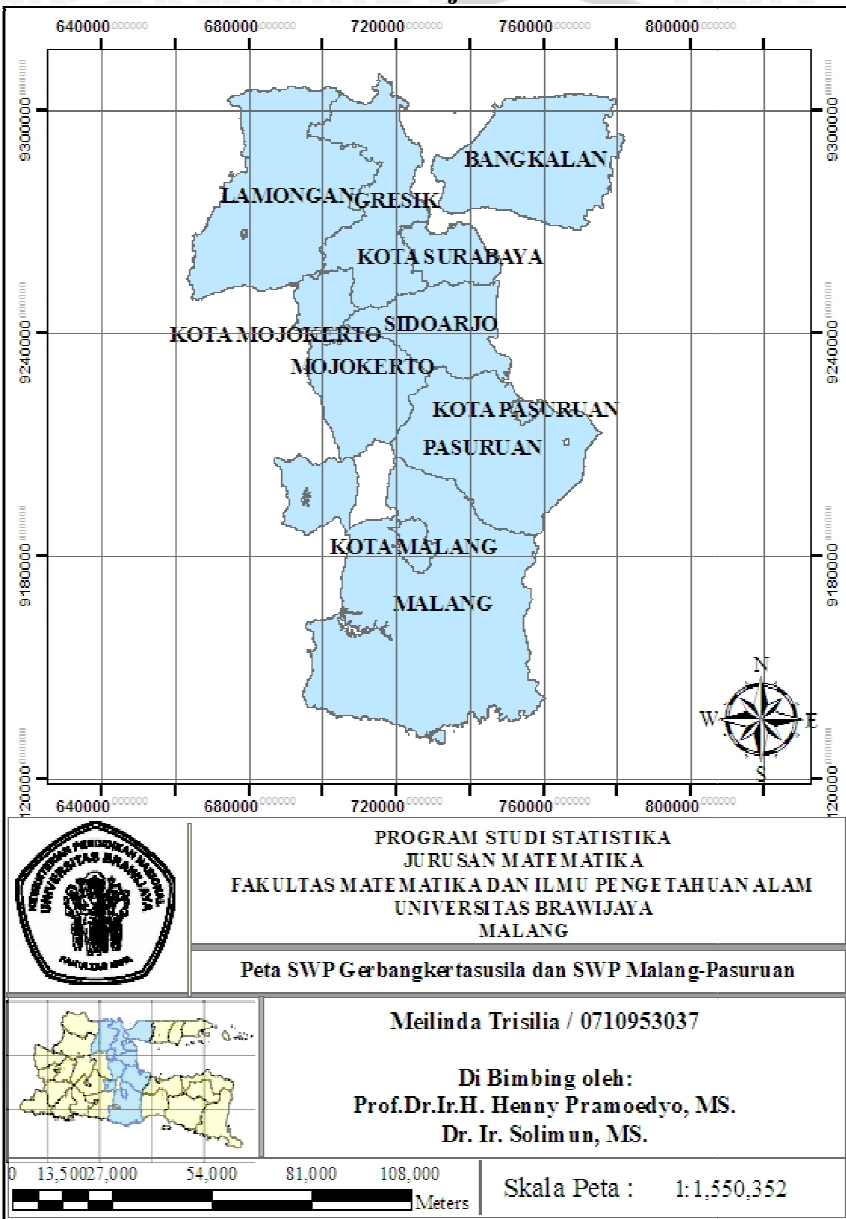
Prof. Dr. Ir. H. Henny Pramodyo, MS

Dr. Ir. Solimun, MS

1 : 298,82



Lampiran 1b. Peta SWP Gerbangkertasusila dan SWP Malang-Pasuruan Provinsi Jawa Timur



Lampiran 1c. Variabel Penelitian dan Definisi Operasional

A. Profil Propinsi Jawa Timur

Menurut Jatimprov (2004), Jawa Timur sebagai bagian dari Negara Republik Indonesia memiliki pemerintahan yang didasarkan pada undang-undang No.5 tahun 1974 tentang pokok-pokok pemerintahan di Daerah. Propinsi yang terletak pada 110°54BT-115°57BT 5° dan 371 LS-8°48LS di ujung timur pulau Jawa ini memiliki luas 157.922 km². Secara geografis, Propinsi Jawa Timur berbatasan dengan Laut Jawa di sebelah Utara, sebelah timur berbatasan dengan Laut Bali dan Selat Bali, sebelah barat berbatasan dengan Propinsi Jawa Tengah dan sebelah selatan berbatasan dengan Samudra Hindia. Propinsi Jawa Timur terdiri dari 29 kabupaten dan 9 kota. Peta Provinsi Jawa Timur dapat di lihat pada **Lampiran 1a**.

Perekonomian propinsi Jawa Timur didukung oleh tiga sektor utama yaitu sektor pertanian, industri pengolahan serta perdagangan. Secara nasional Jawa Timur adalah merupakan pemasok pangan yang terbatas sehingga kegiatan pertanian merupakan lapangan usaha yang sangat menentukan dalam struktur perekonomian Jawa Timur. Struktur kontribusi ketiga sektor utama tersebut menunjukkan bahwa perekonomian Jawa Timur sudah menampakkan perkembangan kearah kemantapan, yaitu perkembangan industri dan jasa yang di dukung oleh pertanian yang tangguh. Jawa Timur memiliki sejumlah industri besar, di antaranya galangan pembuatan kapal terbesar di Indonesia PT PAL di Surabaya, industri besar kereta api terbesar di Asia Tenggara PT INKA di Madiun, pabrik kertas (PT Tjiwi Kimia di Tarik-Sidoarjo, PT Leces di Probolinggo), pabrik rokok (Wismilak di Surabaya Gudang Garam di Kediri, Sampoerna di Surabaya dan Pasuruan, serta Bentoel di Malang). Di Gresik terdapat Semen Gresik dan Petrokimia. Pemerintah telah menetapkan 12 kawasan industri estate, di antaranya Surabaya Industrial Estate Rungkut (SIER) di Surabaya, Pasuruan Industrial Estate Rembang (PIER) di Kabupaten Pasuruan, Madiun Industrial Estate Balerejo (MIER) di kabupaten Madiun, Ngoro Industrial Park (NIP) di Kabupaten Mojokerto, Kawasan Industri Jabon di Kabupaten Sidoarjo, serta Lamongan Integrated Shorebase (LIS) di Kabupaten Lamongan. Sentra industri kecil tersebar di seluruh kabupaten/kota, dan beberapa di antaranya telah menembus ekspor seperti industri kerajinan kulit berupa tas dan sepatu di Tanggulangin, Sidoarjo.

Provinsi Jawa Timur dalam Repelita IV terbagi menjadi sembilan Satuan Wilayah Pembangunan (SWP) dengan pembagian :

- a. SWP 1 (Gerbangkertasusila) meliputi Gresik, Bangkalan, kabupaten dan kota Mojokerto, Surabaya, Sidoarjo dan Lamongan. Sektor unggulan pada kawasan ini terdiri dari perdagangan, jasa, pariwisata, industri, tanaman pangan dan perikanan.
- b. SWP 2 (Madura dan kepulauan) yang terdiri dari Sampang, Pamekasan, dan Sumenep. Sektor unggulan pada kawasan ini adalah perikanan, pertambangan dan pariwisata.
- c. SWP 3 (Banyuwangi) dengan sektor unggulan meliputi perikanan, tanaman pangan, pariwisata dan pertambangan.
- d. SWP 4 (Jember dan sekitarnya) meliputi Jember, Bondowoso, dan Situbondo. Sektor unggulan pada kawasan ini adalah perkebunan, tanaman pangan, industri dan pariwisata.
- e. SWP 5 (Probolinggo-Lumajang) meliputi kabupaten dan kota Probolinggo serta Lumajang. Sektor unggulan pada kawasan ini meliputi industri, tanaman pangan, pertambangan, pariwisata, dan perkebunan.
- f. SWP 6 (Malang-Pasuruan) meliputi kabupaten dan kota Malang serta kabupaten dan kota Pasuruan. Sektor unggulan pada kawasan ini meliputi industri, tanaman pangan, pertambangan, pariwisata dan perikanan.
- g. SWP 7 (Kediri dan sekitarnya) yang terdiri dari kabupaten dan kota Kediri, kabupaten dan kota Blitar, Trenggalek, Tulungagung, Jombang, dan Nganjuk. Sektor yang menjadi unggulan pada kawasan ini meliputi perkebunan, tanaman pangan, dan industri.
- h. SWP 8 (Madiun dan sekitarnya) yang meliputi kabupaten dan kota Madiun, Pacitan, Ponorogo, Magetan dan Ngawi. Sektor unggulan yang dimiliki kawasan ini meliputi tanaman pangan, industri dan perikanan.
- i. SWP 9 (Tuban-Bojonegoro) dengan sektor yang menjadi unggulan adalah pariwisata, industri, perkebunan, dan pertambangan.

Sektor industri sebagai salah satu sektor yang berperan dalam pertumbuhan ekonomi juga berperan sebagai penyedia lapangan kerja yang menampung tenaga kerja dari desa (urban), menanggulangi kemiskinan masyarakat yang semakin meningkat, dan dengan tingkat pertumbuhan yang positif sektor industri berperan dalam menjaga laju pertumbuhan ekonomi nasional. Pembangunan pada sektor industri

modern hanya meningkatkan pertumbuhan pada lokasi yang memiliki tingkat produktivitas tinggi sehingga laju pertumbuhan investasi dan akumulasi modal hanya terpusat di kawasan yang sektor industrinya maju. Industri manufaktur di Jawa Timur terkonsentrasi pada tiga Satuan Wilayah Pembangunan (SWP) yaitu Gerbangkertasusila, Malang-Pasuruan.

B. Data Angka Kematian Bayi SWP Gerbangkertasusila dan Malang-Pasuruan

Penelitian tentang kematian bayi sudah banyak dilakukan, tidak hanya di Indonesia, tetapi juga di berbagai Negara. Angka kematian bayi selanjutnya disebut dengan AKB merupakan salah satu indikator penting yang bisa mengukur derajat kesehatan di suatu daerah. Berbagai faktor berpengaruh baik secara langsung maupun tak langsung terhadap AKB. Menurut studi literatur yang dilakukan oleh Winarno (2007), AKB dipengaruhi oleh beberapa faktor, yaitu faktor kesehatan, sanitasi, ekonomi dan faktor pendidikan. Dalam penelitian Winarno (2007), unit observasinya adalah seluruh kabupaten/kota di Jawa Timur, sehingga variabel-variabel tersebut dicari agregat dalam wilayah kabupaten/kota. Faktor-faktor yang mempengaruhi AKB diuraikan dalam beberapa indikator. Faktor kesehatan indikatornya: Persentase Penolong Kelahiran oleh tenaga medis (PPKM) dan rata-rata lama pemberian ASI eksklusif (PPAE). Faktor sanitasi indikatornya ialah persentase rumah tangga yang memiliki sumber air bersih dan persentase rumah tangga yang memiliki fasilitas buang air besar yang layak. Faktor kesehatan dan faktor sanitasi menentukan kualitas kesehatan masyarakat. Faktor pendidikan direpresentasikan oleh rata-rata lama sekolah. Faktor ekonomi indikatornya adalah persentase penduduk miskin, dan Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) perkapita.

Pada penelitian Winarno (2007) dengan menggunakan metode regresi spasial dalam penentuan variabel-variabel yang mempengaruhi besarnya angka kematian bayi (AKB) di Jawa Timur dijelaskan bahwa hanya terdapat dua variabel bebas dari tujuh variabel bebas yang diteliti berpengaruh nyata dalam penentuan besarnya AKB yaitu variabel persentase penolong persalinan oleh tenaga medis (PPKM) dan variabel rata-rata lama pemberian ASI eksklusif (PPAE), dalam penelitiannya Winarno (2007) merekomendasikan agar penelitian selanjutnya menggunakan regresi panel spasial agar dapat memberikan informasi spasial baik secara *cross section* maupun *time series*.

C. Data PDRB Sektor Industri SWP Gerbangkertasusila dan Malang-Pasuruan

Penghitungan PDRB menurut Bappenas (2006) dapat diperoleh melalui tiga pendekatan, yaitu pendekatan produksi, pendekatan pendapatan, dan pendekatan pengeluaran, dengan penjelasan sebagai berikut:

a. PDRB pada Pendekatan Produksi

PDRB pada pendekatan produksi dihitung melalui jumlah nilai barang dan jasa akhir yang dihasilkan oleh berbagai unit produksi di suatu wilayah dalam jangka waktu tertentu (biasanya satu tahun). Unit-unit produksi tersebut dalam penyajiannya dikelompokkan menjadi sembilan sektor atau lapangan usaha, yaitu pertanian, pertambangan dan penggalian, industri pengolahan, listrik, gas, dan air bersih, konstruksi/bangunan, perdagangan, hotel dan restoran, pengangkutan dan komunikasi, jasa keuangan, persewaan, dan jasa perusahaan serta jasa-jasa.

b. PDRB menurut Pendekatan Pengeluaran

PDRB menurut pendekatan pengeluaran adalah penjumlahan semua komponen permintaan akhir, yaitu pengeluaran konsumsi rumahtangga dan lembaga swasta yang tidak mencari untung, konsumsi pemerintah, pembentukan modal tetap domestik bruto, perubahan stok dan ekspor neto, dalam jangka waktu tertentu (biasanya satu tahun). Ekspor neto adalah ekspor dikurangi impor.

c. PDRB menurut Pendekatan Pendapatan

PDRB menurut pendekatan pendapatan merupakan jumlah balas jasa yang diterima oleh faktor produksi yang ikut serta dalam proses produksi di suatu wilayah dalam jangka waktu tertentu (biasanya satu tahun). Balas jasa faktor produksi yang dimaksud yaitu upah dan gaji, sewa tanah, bunga modal dan keuntungan. Semua hitungan tersebut sebelum dipotong pajak penghasilan dan pajak langsung lainnya. PDRB selain faktor pendapatan, termasuk pula komponen penyusutan dan pajak tidak langsung neto. Jumlah semua komponen pendapatan ini menurut sektor disebut sebagai nilai tambah bruto sektoral. PDRB merupakan jumlah dari NTB seluruh sektor (lapangan usaha).

Dari ketiga pendekatan penghitungan tersebut, secara konsep seyogyanya jumlah pengeluaran tersebut harus sama dengan jumlah barang dan jasa akhir yang dihasilkan dan harus sama pula dengan jumlah pendapatan untuk faktor-faktor produksinya. Menurut (Yunitasari, 2009), sektor industri pengolahan mencakup seluruh kegiatan untuk mengubah atau mengolah suatu barang organik dan anorganik menjadi barang baru yang mempunyai nilai lebih tinggi. Pengolahan dalam sektor industri dapat dilakukan dengan tangan dan mesin.

Kegiatan industri amat beragam dilihat dari komoditi yang dihasilkan dan cara pengolahannya, sampai pengelompokan kegiatan industri. Faktor-faktor yang mempengaruhi PDRB sektor industri meliputi tenaga kerja sektor industri, pengeluaran belanja modal, pengeluaran belanja barang dan jasa serta pengeluaran belanja pegawai dengan penjelasan sebagai berikut :

i. Tenaga Kerja di Sektor Industri

Tenaga kerja pada sektor industri adalah jumlah seluruh penduduk dalam usia kerja yang potensial dalam memproduksi barang dan jasa. Tenaga kerja dalam sektor industri mempunyai peranan yang penting terhadap produktifitas pertumbuhan PDRB di sektor industri. Semakin tinggi angka tenaga kerja pada sektor industri maka akan meningkatkan output dari industri sehingga berdampak positif pada peningkatan nilai PDRB di sektor industri.

ii. Investasi Swasta pada Sektor Industri

Investasi yaitu sebagai penggunaan uang yang dilakukan oleh pihak swasta untuk sektor industri dengan tujuan bahwa nilai industri tersebut selama jangka waktu investasi akan meningkat, paling tidak bertahan, dan selama jangka waktu itu akan memberikan hasil secara teratur. Investasi mempunyai peranan yang cukup besar terhadap laju perkembangan sektor industri. Semakin besar nilai investasi yang di alokasikan pada sektor industri maka akan meningkatkan akumulasi modal sehingga akan meningkatkan perkembangan industri dan diikuti juga oleh perkembangan nilai PDRB pada sektor industri.

iii. Pengeluaran Belanja Modal

Belanja modal menampung seluruh pengeluaran negara yang dialokasikan untuk pembelian barang-barang kebutuhan investasi (dalam bentuk aset tetap dan aset lainnya), belanja modal aset tetap/fisik, dan belanja modal aset lainnya/non-fisik. Belanja modal mempunyai peran serta dalam penentuan besarnya nilai PDRB dalam sektor industri. Semakin tinggi nilai yang dikeluarkan pemerintah untuk belanja modal maka akan meningkatkan nilai investasi yang berdampak akan meningkatkan besarnya nilai dari PDRB di sektor industri.

iv. Pengeluaran Belanja Barang dan Jasa

Belanja barang dan jasa meliputi belanja pemeliharaan, belanja yang dikeluarkan untuk tujuan perolehan aset dan belanja pengadaan barang yang memenuhi nilai kapitalisasi aset yang dikeluarkan oleh pemerintah. Pengeluaran belanja barang dan jasa memberikan pengaruh yang positif terhadap laju perkembangan PDRB di sektor industri.

v. Pengeluaran Belanja Pegawai

Belanja pegawai menampung seluruh pengeluaran negara yang digunakan untuk membayar gaji pegawai, termasuk berbagai tunjangan yang menjadi haknya, dan membayar honorarium, lembur, vakasi, tunjangan khusus dan belanja pegawai transito, serta membayar pensiun dan asuransi kesehatan (kontribusi sosial). Dalam klasifikasi tersebut termasuk pula belanja gaji/upah proyek yang selama ini diklasifikasikan sebagai pengeluaran pembangunan. Pengeluaran belanja pegawai mempunyai peran dalam penghitungan nilai PDRB.

Lampiran 2. Data Penelitian

a. Data 1

Data Angka Kematian Bayi (AKB) Provinsi Jawa Timur Wilayah Gerbangkertasusila dan wilayah Malang-Pasuruan Periode Tahun 2005-2009

No.	Kabupaten/Kota	Tahun	AKB (Yit)	PPKM (X1)	PPAE (X2)
1	Bangkalan	2005	67.52	44.17	0.975
2	Gresik		38.46	82.48	2.674
3	Kota Malang		45.07	68.37	2.665
4	Kota Mojokerto		33.05	94.19	2.674
5	Kota Pasuruan		51.74	71.88	1.415
6	Kota Surabaya		35.43	88.02	2.754
7	Lamongan		42.76	70.15	2.884
8	Malang		45.36	79.1	1.887
9	Mojokerto		38.28	86.16	2.454
10	Pasuruan		65.13	42.22	1.466
11	Sidoarjo		37.93	89.12	2.308
1	Bangkalan	2006	62.72	53.43	1.055
2	Gresik		36.83	86.75	2.624
3	Kota Malang		41.48	73.1	2.875
4	Kota Mojokerto		28.09	94.49	3.394
5	Kota Pasuruan		45.4	76.63	2.035
6	Kota Surabaya		32.57	93.06	2.834
7	Lamongan		39.65	74.28	3.064
8	Malang		41.48	86.38	1.967
9	Mojokerto		34.37	93.8	2.514
10	Pasuruan		58.21	51.73	1.846
11	Sidoarjo		35.16	92.95	2.458
1	Bangkalan	2007	62.62	53.65	1.055
2	Gresik		37.26	84.93	2.684
3	Kota Malang		41.17	73.21	2.915
4	Kota Mojokerto		28.17	92.99	3.484
5	Kota Pasuruan		44.98	76.68	2.095
6	Kota Surabaya		31.23	94.52	2.934
7	Lamongan		39.44	74.02	3.114
8	Malang		41.23	82.84	2.247
9	Mojokerto		32.19	97.5	2.584
10	Pasuruan		56.29	53.15	2.036
11	Sidoarjo		34.32	93.04	2.578

Lampiran 2. Data Penelitian (Lanjutan)

a. Data 1 (Lanjutan)

Data Angka Kematian Bayi (AKB) Provinsi Jawa Timur Wilayah Gerbangkertasusila dan wilayah Malang-Pasuruan Periode Tahun 2005-2009

No.	Kabupaten/Kota	Tahun	AKB (Y_{it})	PPKM (X_1)	PPAE (X_2)
1	Bangkalan	2008	61.11	56.21	1.105
2	Gresik		32.29	91.08	3.004
3	Kota Malang		39.31	74.91	3.075
4	Kota Mojokerto		29.19	91.79	3.414
5	Kota Pasuruan		43.87	77.93	2.175
6	Kota Surabaya		32.3	90.73	3.034
7	Lamongan		38.53	75.11	3.174
8	Malang		41.5	81.82	2.277
9	Mojokerto		33.05	97.83	2.434
10	Pasuruan		55.52	53.79	2.106
11	Sidoarjo		34.54	92.12	2.608
1	Bangkalan	2009	58.82	60.02	1.185
2	Gresik		26.53	98.79	3.334
3	Kota Malang		37.32	82.45	2.855
4	Kota Mojokerto		24.14	99.73	3.624
5	Kota Pasuruan		40.12	81.85	2.465
6	Kota Surabaya		28.33	95.72	3.284
7	Lamongan		39.38	74.12	3.116
8	Malang		37.88	89.26	2.307
9	Mojokerto		28.7	98.83	3.014
10	Pasuruan		54.15	55.03	2.226
11	Sidoarjo		29.82	97.28	2.958

Keterangan:

- AKB (Y_{it}) : adalah Angka Kematian Bayi (AKB) Provinsi Jawa Timur, yaitu jumlah kematian bayi per 1000 kelahiran hidup.
- PPKM (X_1) : adalah prosentase penolong kelahiran dari tenaga medis di Provinsi Jawa Timur, yaitu jumlah kelahiran yang ditolong oleh tenaga medis (dokter, bidan, perawat, dan tenaga kesehatan lainnya selain dukun bayi terlatih) dibagi dengan jumlah seluruh kelahiran dikali 100%.
- PPAE (X_2) : adalah rata-rata lama pemberian ASI eksklusif, yaitu rata-rata lama pemberian ASI eksklusif kepada bayi, dengan satuan bulan.

Lampiran 2. Data Penelitian (Lanjutan)

a. Data 2

Data Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) Sektor Industri Provinsi Jawa Timur Wilayah Gerbangkertasusila dan wilayah Malang-Pasuruan Periode Tahun 2005-2009

No.	Regional (i)	Tahun (t)	ln PDRBI (Yit)	ln TKI (X1)	ln BMD (X2)	ln BBJ (X3)	ln BPG (X4)	SPC1
1	Bangkalan	2005	46940	27726	39042	36275	50568	1.2457
2	Gresik		85401	47791	43885	36115	52883	-0.19982
3	Kota Malang		80812	41431	36363	39978	52199	0.34166
4	Kota Mojokerto		49646	23979	35899	26297	40537	3.32765
5	Kota Pasuruan		47676	30910	40225	31818	42718	2.0818
6	Kota Surabaya		97987	55255	59298	44615	59231	-2.81315
7	Lamongan		52020	38712	41681	34430	54194	0.38485
8	Malang		74461	47791	50025	44251	58011	-1.71744
9	Mojokerto		73997	46913	39140	33597	53047	0.34092
10	Pasuruan		72605	50106	45843	46479	54868	-1.44696
11	Sidoarjo		92839	56595	52246	37728	55744	-1.54522
1	Bangkalan	2006	47931	27081	43137	39120	53188	0.50647
2	Gresik		85844	49273	38238	36722	54941	-0.01017
3	Kota Malang		81279	42341	34239	40457	53169	0.56899
4	Kota Mojokerto		49889	25649	32197	25779	45375	3.11054
5	Kota Pasuruan		47765	32189	35599	30920	45198	2.22929
6	Kota Surabaya		98471	55294	52742	56531	63484	-3.59686
7	Lamongan		52415	36636	39322	36517	55324	0.40224
8	Malang		75320	48903	40629	41813	60046	-1.00901
9	Mojokerto		74743	47622	37808	31938	54218	0.46561
10	Pasuruan		73331	50239	42655	45475	56124	-1.10188
11	Sidoarjo		93164	56240	42439	44939	58903	-1.56521
1	Bangkalan	2007	48333	31355	40902	41026	52190	0.72971
2	Gresik		86604	52781	38586	41197	54940	-0.31915
3	Kota Malang		81876	43944	42418	45045	51936	-0.16742
4	Kota Mojokerto		50294	27726	29518	29156	47074	2.95523
5	Kota Pasuruan		48420	33322	34369	32535	43744	2.47188
6	Kota Surabaya		99099	57557	53287	58148	62207	-3.36929
7	Lamongan		53215	42485	37288	38107	55307	0.39006
8	Malang		76090	51762	37584	43326	59380	-0.77495
9	Mojokerto		75464	50814	32165	34775	53452	0.78026
10	Pasuruan		74190	53230	38789	44010	55777	-0.62175
11	Sidoarjo		93644	59558	50512	45981	58300	-2.07459

Lampiran 2. Data Penelitian (Lanjutan)

a. Data 2 (Lanjutan)

Data Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) Sektor Industri Provinsi Jawa Timur Wilayah Gerbangkertasusila dan wilayah Malang-Pasuruan Periode Tahun 2005-2009

No.	Regional (i)	Tahun (t)	ln PDRB (Yit)	ln TKI (X1)	ln BMD (X2)	ln BBJ (X3)	ln BPG (X4)	SPC1
1	Bangkalan	2008	48382	34965	50053	47569	53972	0.4191
2	Gresik		87148	51533	49077	44078	56387	-0.23821
3	Kota Malang		82061	40775	49878	46619	53561	0.28186
4	Kota Mojokerto		50302	26391	43730	31851	49285	2.92203
5	Kota Pasuruan		48648	34012	39470	36481	45597	2.99703
6	Kota Surabaya		99361	56348	59802	58509	63904	-3.14871
7	Lamongan		53878	42767	49681	42870	56933	0.13171
8	Malang		76788	53181	54052	49082	60897	-1.54706
9	Mojokerto		75439	50562	44455	39629	55109	0.64493
10	Pasuruan		74785	51874	49047	45512	57316	-0.44492
11	Sidoarjo		93987	58551	57325	50289	59537	-2.01777
1	Bangkalan	2009	48606	21972	48619	50204	56713	0.89942
2	Gresik		87750	51648	47329	48560	59613	-0.23735
3	Kota Malang		82428	42767	48151	48782	57425	0.2162
4	Kota Mojokerto		50497	26391	38675	42631	47317	2.82334
5	Kota Pasuruan		49598	30445	46471	42299	49832	1.94796
6	Kota Surabaya		99844	53423	65900	66532	68198	-3.63484
7	Lamongan		54408	37377	48857	48308	59423	0.21209
8	Malang		77634	50999	55829	47026	63724	-1.05151
9	Mojokerto		75923	48903	39628	41998	57729	1.02371
10	Pasuruan		75631	51299	48287	53716	59959	-0.69317
11	Sidoarjo		94379	56168	57707	51719	61615	-1.50585

Keterangan:

- Ln PDRB (Yit) adalah variabel produk domestik regional bruto dalam satuan milyar rupiah dengan bentuk transformasi Ln.
- Ln TKI (X1) adalah variabel tenaga kerja di sektor industri dalam satuan ribu tenaga kerja dengan bentuk transformasi Ln.
- Ln BMD (X2) adalah variabel pengeluaran belanja modal dalam satuan milyar rupiah dengan bentuk transformasi Ln.
- Ln BBJ (X3) adalah variabel pengeluaran belanja barang dan jasa dalam satuan milyar rupiah dengan bentuk transformasi Ln.
- Ln BPG (X4) adalah variabel pengeluaran belanja pegawai dalam satuan milyar rupiah dengan bentuk transformasi Ln.

Lampiran 3. Matriks Penimbang Spasial Wilayah Gerbangkertasusila dan wilayah Malang-Pasuruan dengan Metode *Rook Contiguity Output* dari Software GeoDa 9.5

Matrik dengan format (.Gal) yang dibuka dengan format (.Txt)

```

File Edit Format View Help
0 11 Gerbangkertasusila_MaPas POLY_ID
3 1
8
4 2
9 11
5 1
10
7 2
2 9
9 6
2 10 11 4 7 8
10 4
11 8 5 9
2 5
1 11 7 9 6
6 3
1 11 2
8 3
10 9 3
11 5
10 6 4 2 9
1 2
6 2
    
```

```

File Edit Format View Help
0 11 Gerbangkertasusila_MaPas POLY_ID
IDR nama R #C RC
3 K. Malang 1 8(Malang)
4 K. Mojokerto 2 9(Mojokerto) 11(sidoarjo)
5 K. Pasuruan 1 10(Pasuruan)
7 Lamongan 2 2(Gresik) 9(Mojokerto)
9 Mojokerto 6 2(Gresik) 10(Pasuruan) 11(sidoarjo) 4(K. Mojokerto) 7(Lamongan) 8(Malang)
10 Pasuruan 4 11(sidoarjo) 8(Malang) 5(K. Pasuruan) 9(Mojokerto)
2 Gresik 5 11(sidoarjo) 7(Lamongan) 1(Bangkalan) 6(K. Surabaya) 9(mojokerto)
6 K. Surabaya 3 11(sidoarjo) 2(Gresik) 1(Bangkalan)
8 Malang 3 10(Pasuruan) 9(Mojokerto) 3(K. Malang)
11 Sidoarjo 5 10(Pasuruan) 6(K. Surabaya) 2(Gresik) 4(K. Mojokerto) 9(mojokerto)
1 Bangkalan 2 6(K. Surabaya) 2(Gresik)
    
```

Lampiran 4. Konektivitas antar Wilayah Gerbangkertasusila dan wilayah Malang-Pasuruan dengan menggunakan Matriks Penimbang Spasial *Rook Contiguity*

IDR	Regional	Banyaknya Koneksi	Konektivitas
1	Bangkalan	2 (*)	6 dan 2
2	Gresik	5	11, 7, 1, 6 dan 9
3	Kota Malang	1	8
4	Kota Mojokerto	2	9 dan 11
5	Kota Pasuruan	1	10
6	Kota Surabaya	3	11, 2, dan 1
7	Lamongan	2	2 dan 9
8	Malang	3	10, 9 dan 3
9	Mojokerto	6	2, 10, 11, 4, 7 dan 8
10	Pasuruan	4	11, 8, 5 dan 9
11	Sidoarjo	5	10, 6, 2, 4 dan 9

Keterangan :

(*) Kabupaten Bangkalan di asumsikan bertetangga dengan Kab.Gresik dan Kota Surabaya walaupun regional tersebut dipisahkan oleh selat Madura.

Lampiran 5. Matriks Penimbang Spasial Wilayah Gerbangkertasila dan wilayah Malang-Pasuruan dengan Metode Rook Contiguity sebelum Standarisasi

W_{ij}	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0
2	1	0	0	0	0	1	1	0	1	0	1
3	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
4	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1
5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
6	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1
7	0	1	0	0	0	0	0	0	1	0	0
8	0	0	1	0	0	0	0	0	1	1	0
9	0	1	0	1	0	0	1	1	0	1	1
10	0	0	0	0	1	0	0	1	1	0	1
11	0	1	0	1	0	1	0	0	1	1	0

Keterangan kode angka kabupaten/kota:

1. Bangkalan
2. Gresik
3. Kota Malang
4. Kota Mojokerto
5. Kota Pasuruan
6. Kota Surabaya
7. Lamongan
8. Malang
9. Mojokerto
10. Pasuruan
11. Sidoarjo

Lampiran 6. Matriks Penimbang Spasial Wilayah Gerbangkertasusila dan wilayah Malang-Pasuruan dengan Metode *Rook Contiguity* sesudah Standarisasi

W_{ij}	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1	0	0.5	0	0	0	0.5	0	0	0	0	0
2	0.2	0	0	0	0	0.2	0.2	0	0.2	0	0.2
3	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
4	0	0	0	0	0	0	0	0	0.5	0	0.5
5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
6	0.33	0.33	0	0	0	0	0	0	0	0	0.33
7	0	0.5	0	0	0	0	0	0	0.5	0	0
8	0	0	0.33	0	0	0	0	0	0.33	0.33	0
9	0	0.17	0	0.17	0	0	0.17	0.17	0	0.17	0.17
10	0	0	0	0	0.25	0	0	0.25	0.25	0	0.25
11	0	0.2	0	0.2	0	0.2	0	0	0.2	0.2	0

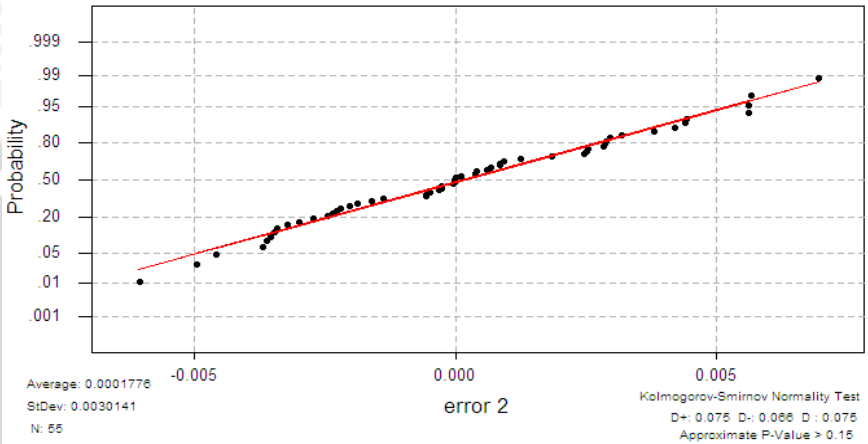
Keterangan kode angka kabupaten/kota:

1. Bangkalan
2. Gresik
3. Kota Malang
4. Kota Mojokerto
5. Kota Pasuruan
6. Kota Surabaya
7. Lamongan
8. Malang
9. Mojokerto
10. Pasuruan
11. Sidoarjo

Lampiran 7. Hasil Pengujian Asumsi Normalitas Data Panel Spasial menggunakan Minitab 13

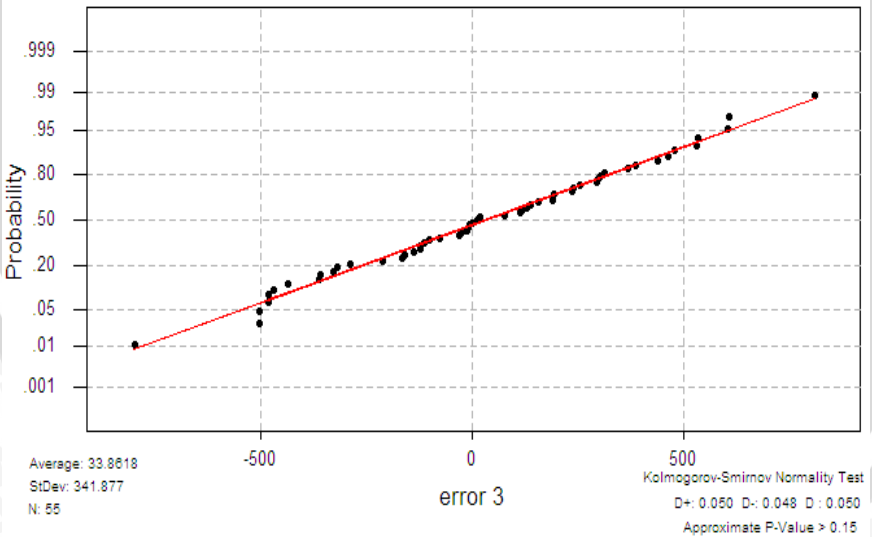
➤ Data 1

Uji Normalitas Angka Kematian Bayi (AKB)



➤ Data 2

Uji Normalitas PDRB Sektor Industri



Lampiran 8. Hasil Pengujian Asumsi Autokorelasi Data Panel Spasial menggunakan Minitab 13

➤ Data 1

Regression Analysis: Y versus PPKM X1, PPAE X2

The regression equation is $Y = 94.4 - 0.460 \text{ PPKM (X1)} - 6.71 \text{ PPAE (X2)}$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P	VIF
Constant	94.3945	0.0249	3788.61	0.000	
PPKM X1	-0.460192	0.000428	-1076.44	0.000	1.9
PPAE X2	-6.71114	0.01005	-667.48	0.000	1.9

S = 0.03515 R-Sq = 100.0% R-Sq(adj) = 100.0%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	6271.7	3135.9	2.539E+06	0.000
Residual Error	52	0.1	0.0		
Total	54	6271.8			

Durbin-Watson statistic = 0.19024291

➤ Data 2

Regression Analysis: Y3 versus ln TKI, ln BMD, ln BBJ, ln BPG

The regression equation is:

$$Y3 = 9642 + 1.46 \ln \text{TKI} + 0.153 \ln \text{BMD} + 0.412 \ln \text{BBJ} - 0.483 \ln \text{BPG}$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P	VIF
Constant	9642	13464	0.72	0.477	
ln TKI	1.4582	0.1558	9.36	0.000	2.4
ln BMD	0.1534	0.2328	0.66	0.513	2.9
ln BBJ	0.4120	0.2801	1.47	0.148	4.6
ln BPG	-0.4827	0.4425	-1.09	0.281	5.5

S = 7914 R-Sq = 82.1% R-Sq(adj) = 80.6%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	4	14342258695	3585564674	57.25	0.000
Residual Error	50	3131284967	62625699		
Total	54	17473543662			

Durbin-Watson statistic = 0.20503886

Lampiran 9. Hasil Pengujian Asumsi Multikolinieritas Data Panel Spasial menggunakan Minitab 13

a. Data 1 (Data Angka Kematian Bayi Regional)

The regression equation is
 $AKB = 94.4 - 0.460 PPKM - 6.71 PPAE$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P	VIF
Constant	94.3945	0.0249	3788.61	0.000	
PPKM	-0.460192	0.000428	-1076.44	0.000	<u>1.9</u>
PPAE	-6.71114	0.01005	-667.48	0.000	<u>1.9</u>

b. Data 2 (Data PDRB Sektor Industri)

The regression equation is:
 $Y3 = 9642 + 1.46 \ln TKI (X1) + 0.153 \ln BMD (X2) + 0.412 \ln BBJ (X3) - 0.483 \ln BPG (X4)$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P	VIF
Constant	9642	13464	0.72	0.477	
ln TKI	1.4582	0.1558	9.36	0.000	<u>2.4</u>
ln BMD	0.1534	0.2328	0.66	0.513	<u>12.9</u>
ln BBJ	0.4120	0.2801	1.47	0.148	<u>14.6</u>
ln BPG	-0.4827	0.4425	-1.09	0.281	<u>5.5</u>

Lampiran 10. Hasil Pengujian Asumsi Homokedastisitas Data panel Spasial menggunakan Minitab 13

➤ **Data 1**

The regression equation is:

$$\text{LN E}^2 = - 5.9 - 1.76 \text{ LN PPKM} + 0.38 \text{ LN PP AE}$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	-5.91	10.76	-0.55	0.585
LN X1	-1.758	2.727	-0.64	<u>0.522</u>
LN X2	0.376	1.858	0.20	<u>0.840</u>

➤ **Data 2**

The regression equation is:

$$\text{LN E}^2 = - 11.7 - 1.78 \ln \text{TKI (X1)} - 3.37 \ln \text{BMD (X2)} + 4.29 \ln \text{BBJ (X3)} + 2.88 \ln \text{BPG (X4)}$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	-11.73	50.40	-0.23	0.817
ln TKI	-1.784	2.117	-0.84	<u>0.403</u>
ln BMD	-3.374	3.596	-0.94	<u>0.353</u>
ln BBJ	4.288	4.103	1.05	<u>0.301</u>
ln BPG	2.881	8.056	0.36	<u>0.722</u>

Lampiran 11. Hasil Analisis Komponen Utama menggunakan Software Minitab 13

Data 2 (Data Produk Domestik Regional Bruto Sektor Industri)

**Principal Component Analysis: ln TKI (X1, ln BMD (X2),
ln BBJ (X3), ln BPG (X4)**

Eigenanalysis of the Correlation Matrix

Eigenvalue	3.4843	0.3556	0.1182	0.042
Proportion	0.871	0.089	0.030	0.010
Cumulative	0.871	0.960	0.990	1.000
Variable	PC1	PC2	PC3	PC4
ln TKI	-0.467	0.801	0.263	0.265
ln BMD	0.510	-0.423	-0.305	0.684
ln BBJ	0.502	-0.412	0.688	-0.322
ln BPG	-0.519	0.093	-0.603	-0.598

Lampiran 12. Hasil Pendugaan Model Data Panel Spasial dengan Metode *Common Effect (Pool)* menggunakan Software *EViews 7*

a. Data 1

Dependent Variable: Y AKB
 Method: Panel Least Squares
 Date: 07/01/11 Time: 03:12
 Sample: 2005 2009
 Periods included: 5
 Cross-sections included: 11
 Total panel (balanced) observations: 55

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	94.39450	0.024915	3788.607	0.0000
X1	-0.460192	0.000428	-1076.436	0.0000
X2	-6.711144	0.010054	-667.4849	0.0000
R-squared	0.999990	Mean dependent var		40.94527
Adjusted R-squared	0.999989	S.D. dependent var		10.77703
S.E. of regression	0.035147	Akaike info criterion		-3.805578
Sum squared resid	0.064235	Schwarz criterion		-3.696087
Log likelihood	107.6534	Hannan-Quinn criter.		-3.763237
F-statistic	2538586.	Durbin-Watson stat		0.024291
Prob(F-statistic)	0.000000			

Lampiran 12. Hasil Pendugaan Model Data Panel Spasial dengan Metode *Common Effect (Pool)* menggunakan *Software EViews 7* (lanjutan)

b. Data 2

Dependent Variable: Y

PDRB

Method: Panel Least Squares

Date: 07/04/11 Time: 00:51

Sample: 2005 2009

Periods included: 5

Cross-sections included: 11

Total panel (unbalanced) observations: 54

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	71702.44	1408.443	50.90902	0.0000
SPC	-8324.635	810.7016	-10.26843	0.0000
R-squared	0.669717	Mean dependent var		71894.48
Adjusted R-squared	0.663365	S.D. dependent var		17836.86
S.E. of regression	10348.99	Akaike info criterion		21.36350
Sum squared resid	5.57E+09	Schwarz criterion		21.43716
Log likelihood	-574.8145	Hannan-Quinn criter.		21.39191
F-statistic	105.4407	Durbin-Watson stat		0.503886
Prob(F-statistic)	0.000000			

Lampiran 13. Hasil Pendugaan Model Data Panel Spasial menggunakan *Software EViews 7* dengan Metode Fixed Effect

a. Data 1

Dependent Variable: Y AKB
 Method: Panel Least Squares
 Date: 07/01/11 Time: 03:12
 Sample: 2005 2009
 Periods included: 5
 Cross-sections included: 11
 Total panel (balanced) observations: 55

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	94.34690	0.008417	11209.32	0.0000
X1	-0.459885	0.000137	-3347.657	0.0000
X2	-6.701877	0.002404	-2787.849	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.999999	Mean dependent var	40.94527
Adjusted R-squared	0.999889	S.D. dependent var	10.77703
S.E. of regression	0.003062	Akaike info criterion	-8.536406
Sum squared resid	0.000394	Schwarz criterion	-8.061945
Log likelihood	247.7512	Hannan-Quinn criter.	-8.352928
F-statistic	55742779	Durbin-Watson stat	2.969020
Prob(F-statistic)	0.000000		

Lampiran 13. Hasil Pendugaan Model Data Panel Spasial menggunakan *Software EViews 7* dengan Metode *Fixed Effect* (Lanjutan)

b. Data 2

Dependent Variable: Y PDRB
 Method: Panel Least Squares
 Date: 07/04/11 Time: 00:52
 Sample: 2005 2009
 Periods included: 5
 Cross-sections included: 11
 Total panel (unbalanced) observations: 54

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	71681.11	870.2217	82.37108	0.0000
SPC	-9249.532	869.0479	-10.64329	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.898197	Mean dependent var	71894.48
Adjusted R-squared	0.871535	S.D. dependent var	17836.86
S.E. of regression	6393.100	Akaike info criterion	20.55696
Sum squared resid	1.72E+09	Schwarz criterion	20.99895
Log likelihood	-543.0378	Hannan-Quinn criter.	20.72742
F-statistic	33.68749	Durbin-Watson stat	1.610330
Prob(F-statistic)	0.000000		

Lampiran 14. Hasil Pendugaan Model Data Panel Spasial menggunakan *Software EViews 7* dengan Metode *Random Effect* (Lanjutan)

a. Data 1

Dependent Variable: Y AKB
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
 Date: 07/01/11 Time: 03:13
 Sample: 2005 2009
 Periods included: 5
 Cross-sections included: 11
 Total panel (balanced) observations: 55
 Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	94.34771	0.014603	6460.690	0.0000
X1	-0.459894	0.000136	-3375.018	0.0000
X2	-6.701918	0.002394	-2799.362	0.0000

Effects Specification

	S.D.	Rho
Cross-section random	0.039750	0.9941
Idiosyncratic random	0.003062	0.0059

Weighted Statistics

R-squared	0.999999	Mean dependent var	1.409734
Adjusted R-squared	0.999999	S.D. dependent var	3.074625
S.E. of regression	0.003025	Sum squared resid	0.000476
F-statistic	27889034	Durbin-Watson stat	2.456302
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.999989	Mean dependent var	40.94527
Sum squared resid	0.069577	Durbin-Watson stat	0.016801

Lampiran 14. Hasil Pendugaan Model Data Panel Spasial menggunakan *Software EViews 7* dengan Metode *Random Effect* (Lanjutan)

b. Data 2

Dependent Variable: Y PDRB
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)
 Date: 07/04/11 Time: 00:52
 Sample: 2005 2009
 Periods included: 5
 Cross-sections included: 11
 Total panel (unbalanced) observations: 54
 Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	71781.20	2790.697	25.72160	0.0000
SPC	-9039.613	794.2707	-11.38102	0.0000
Effects Specification				
			S.D.	Rho
Cross-section random			8791.662	0.6541
Idiosyncratic random			6393.100	0.3459
Weighted Statistics				
R-squared	0.716168	Mean dependent var	22459.58	
Adjusted R-squared	0.710710	S.D. dependent var	11936.50	
S.E. of regression	6352.055	Sum squared resid	2.10E+09	
F-statistic	131.2070	Durbin-Watson stat	1.316067	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Unweighted Statistics				
R-squared	0.664748	Mean dependent var	71894.48	
Sum squared resid	5.65E+09	Durbin-Watson stat	0.488456	

Lampiran 15. Hasil Uji Chow menggunakan Software EViews 7

a. Data 1

Redundant Fixed Effects Tests AKB
 Equation: Untitled
 Test cross-section fixed effects

Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	680.888926	(10,42)	0.0000
Cross-section Chi-square	280.195527	10	0.0000

Cross-section fixed effects test equation:

Dependent Variable: Y

Method: Panel Least Squares

Date: 07/01/11 Time: 03:13

Sample: 2005 2009

Periods included: 5

Cross-sections included: 11

Total panel (balanced) observations: 55

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	94.39450	0.024915	3788.607	0.0000
X1	-0.460192	0.000428	-1076.436	0.0000
X2	-6.711144	0.010054	-667.4849	0.0000

R-squared	0.999990	Mean dependent var	40.94527
Adjusted R-squared	0.999989	S.D. dependent var	10.77703
S.E. of regression	0.035147	Akaike info criterion	-3.805578
Sum squared resid	0.064235	Schwarz criterion	-3.696087
Log likelihood	107.6534	Hannan-Quinn criter.	-3.763237
F-statistic	2538586.	Durbin-Watson stat	0.024291
Prob(F-statistic)	0.000000		

**Lampiran 15. Hasil Uji Chow menggunakan Software EViews 7
(Lanjutan)**

b. Data 2

Redundant Fixed Effects Tests

Equation: FIX

Test cross-section fixed effects

Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	9.426236	(10,42)	0.0000
Cross-section Chi-square	63.553277	10	0.0000

Cross-section fixed effects test equation:

Dependent Variable: Y

Method: Panel Least Squares

Date: 07/04/11 Time: 00:52

Sample: 2005 2009

Periods included: 5

Cross-sections included: 11

Total panel (unbalanced) observations: 54

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	71702.44	1408.443	50.90902	0.0000
SPC	-8324.635	810.7016	-10.26843	0.0000
R-squared	0.669717	Mean dependent var		71894.48
Adjusted R-squared	0.663365	S.D. dependent var		17836.86
S.E. of regression	10348.99	Akaike info criterion		21.36350
Sum squared resid	5.57E+09	Schwarz criterion		21.43716
Log likelihood	-574.8145	Hannan-Quinn criter.		21.39191
F-statistic	105.4407	Durbin-Watson stat		0.503886
Prob(F-statistic)	0.000000			

Lampiran 16. Hasil Uji *Hausman* menggunakan *Software EViews7*

a. Data 1

Correlated Random Effects - Hausman Test

AKB

Equation: Untitled

Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	0.756908	2	0.6849

Cross-section random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
X1	-0.459885	-0.459894	0.000000	0.6112
X2	-6.701877	-6.701918	0.000000	0.8484

Cross-section random effects test equation:

Dependent Variable: Y

Method: Panel Least Squares

Date: 07/01/11 Time: 03:14

Sample: 2005 2009

Periods included: 5

Cross-sections included: 11

Total panel (balanced) observations: 55

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	94.34690	0.008417	11209.32	0.0000
X1	-0.459885	0.000137	-3347.657	0.0000
X2	-6.701877	0.002404	-2787.849	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	1.000000	Mean dependent var	40.94527
Adjusted R-squared	1.000000	S.D. dependent var	10.77703
S.E. of regression	0.003062	Akaike info criterion	-8.536406
Sum squared resid	0.000394	Schwarz criterion	-8.061945
Log likelihood	247.7512	Hannan-Quinn criter.	-8.352928
F-statistic	55742779	Durbin-Watson stat	2.969020
Prob(F-statistic)	0.000000		

Lampiran 16. Hasil Uji Hausman menggunakan Software EViews7 (Lanjutan)

b. Data 2

Correlated Random Effects - Hausman Test PDRB

Equation: RANDOM

Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	0.354291	1	0.5517

Cross-section random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
SPC	-9249.531923	-9039.612761	124378.276638	0.5517

Cross-section random effects test equation:

Dependent Variable: Y

Method: Panel Least Squares

Date: 07/04/11 Time: 00:53

Sample: 2005 2009

Periods included: 5

Cross-sections included: 11

Total panel (unbalanced) observations: 54

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	71681.11	870.2217	82.37108	0.0000
SPC	-9249.532	869.0479	-10.64329	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.898197	Mean dependent var	71894.48
Adjusted R-squared	0.871535	S.D. dependent var	17836.86
S.E. of regression	6393.100	Akaike info criterion	20.55696
Sum squared resid	1.72E+09	Schwarz criterion	20.99895
Log likelihood	-543.0378	Hannan-Quinn criter.	20.72742
F-statistic	33.68749	Durbin-Watson stat	1.610330
Prob(F-statistic)	0.000000		

Lampiran 17. *Script Project Fungsi Model Panel Spasial Software Matlab R2010*

```
clear;
clc;
load Data.mat;
load Wij.mat;
% Dataset downloaded from
% www.wiley.co.uk/baltagi/
% Spatial weights matrix constructed by Elhorst
%
% written by: J.Paul Elhorst summer 2008
% University of Groningen
% Department of Economics
% 9700AV Groningen
% the Netherlands
% j.p.elhorst@rug.nl
%
% REFERENCE:
% Elhorst JP (2009) Spatial Panel Data Models.In
% Fischer MM, Getis A (Eds.)Handbook of Applied
% Spatial Analysis, Ch. C.2.Springer: Berlin
% Heidelberg New York.
% dimensions of the problem
T=5; % number of time periods
N=7; % number of regions
% row-normalize W
W=normw(Wij); % function of LeSage
y= Data(:,[1]); % column number in the data matrix
that corresponds to the dependent variable
x= Data(:,[2,3]); % column numbers in the data matrix
that correspond to the independent variables
xconstant=ones(N*T,1);
[nobs K]=size(x);
% -----
% spatial fixed effects + spatially lagged dependent
variable
info.lflag=0; % required for exact results
info.model=1;
info.fe=0; % no print intercept and spatial fixed
effects
results=sar_panel_FE(y,x,W,T,info);
```

Lampiran 17. *Script Project Fungsi Model Panel Spasial Software Matlab R2010 (lanjutan)*

```
vnames=strvcat('Y','X1','X2','X3');
prt(results,vnames,1);
blagfe=[results.beta;results.rho];
covblagfe=results.cov;
% LR-test for joint significance spatial fixed effects
logliklagfe=results.lik;
info.model=0;
results=sar_panel_FE(y,x,W,T,info);
logliklag=results.lik;
LR=-2*(logliklag-logliklagfe);
dof=N;
probability=1-chis_prb(LR,dof);
% Note: probability > 0.05 implies rejection of
spatial fixed effects
fprintf(1,'LR-test joint significance spatial fixed
effects, degrees of freedom and probability =
%9.4f,%6d,%9.4f \n',LR,dof,probability);
% -----
% spatial random effects+spatially lagged dependent
variable
clear info.model;
info.model=1;
results=sar_panel_RE(y,[xconstant x],W,T,info);
vnames=strvcat('Y','Constant','X1','X2','X3');
prt(results,vnames,1);
blagre=[results.beta(2:end);results.rho];
% exclude constant
covblagre=results.cov(2:end,2:end);
% exclude constant
% LR-test for significance spatial random effects
(note logliklag is already available)
logliklagre=results.lik;
LR=-2*(logliklag-logliklagre);
dof=1;
probability=1-chis_prb(LR,dof);
% Note: probability > 0.05 implies rejection of
spatial fixed effects
```

Lampiran 17. *Script Project Fungsi Model Panel Spasial Software Matlab R2010 (lanjutan)*

```
fprintf(1,'LR-test      significance      spatial      random
effects, degrees of freedom and probability =
%9.4f,%6d,%9.4f \n',LR,dof,probability);
% -----
% Hausman test FE versus RE of model + spatially
lagged dependent variable
hausman=(blagfe-blagre)'\*inv(covblagre-
covblagfe)*(blagfe-blagre);
dof=length(blagfe);
probability=1-chis_prb(abs(hausman),dof);
% Note: probability > 0.05 implies rejection of random
effects model in favor of fixed effects model
fprintf(1,'Hausman test-statistic, degrees of freedom
and      probability      =      %9.4f,%6d,%9.4f
\n',hausman,dof,probability);
% -----
% spatial fixed effects + spatial autocorrelation
clear info.model;
info.lflag=0; % required for exact results
info.fe=0; % no print intercept and spatial fixed
effects
info.model=3;
results=sem_panel_FE(y,x,W,T,info);
vnames=strvcat('Y', 'X1', 'X2', 'X3');
prt_spnew(results,vnames,1);
berrorfe=[results.beta;results.rho];
covberrorfe=results.cov;
% LR-test for joint significance spatial fixed effects
loglikerrorfe=results.lik;
info.model=0;
results=sem_panel_FE(y,x,W,T,info);
loglikerror=results.lik;
LR=-2*(loglikerror-loglikerrorfe);
dof=N;
probability=1-chis_prb(LR,dof);
% Note: probability > 0.05 implies rejection of
spatial fixed effects
```

Lampiran 17. *Script Project Fungsi Model Panel Spasial Software Matlab R2010 (lanjutan)*

```
fprintf(1,'LR-test joint significance spatial fixed
effects, degrees of freedom and probability =
%9.4f,%6d,%9.4f \n',LR,dof,probability);
% -----
% spatial random effects+spatial autocorrelation
clear info.model;
results=sem_panel_RE(y,[xconstant x],W,T);
vnames=strvcat('Y','Constant','X1','X2','X3');
prt_snew(results,vnames,1);
berrorre=[results.beta(2:end);results.rho]; % exclude
constant
covberrorre=results.cov(2:end,2:end); % exclude
constant
% LR-test for significance spatial random effects
(note loglikerror is already available)
loglikerrorre=results.lik;
LR=-2*(loglikerror-loglikerrorre);
dof=1;
probability=1-chis_prb(LR,dof);
% Note: probability > 0.05 implies rejection of
spatial fixed effects
fprintf(1,'LR-test significance spatial random
effects, degrees of freedom and probability =
%9.4f,%6d,%9.4f \n',LR,dof,probability);
% -----
% Hausman test FE versus RE of model+spatial
autocorrelation
hausman=(berrorfe-berrorre)*inv(covberrorre-
covberrorfe)*(berrorfe-berrorre);
dof=length(berrorfe);
probability=1-chis_prb(abs(hausman),dof);
% Note: probability > 0.05 implies rejection of random
effects model in favor of fixed effects model
fprintf(1,'Hausman test-statistic, degrees of freedom
and probability = %9.4f,%6d,%9.4f
\n',hausman,dof,probability);
```

Lampiran 18. Hasil Analisis *Spatial Lag Model / Spatial Autoregressive (SAR)* menggunakan *Software Matlab R2010*

a. Data 1

Pooled model with spatially lagged dependent variable
and spatial random effects (SAR-RE)

Dependent Variable = **AKB**
R-squared = **0.9251**
corr-squared = **0.9083**
sigma^2 = **0.1553**
Nobs,Nvar = **55 , 4**
log-likelihood = **-248.2117**
of iterations = **11**
min and max rho = **-1.0000, 1.0000**
total time in secs = **1.4840**
time for optimiz = **1.4220**
time for lndet = **0.0470**
time for t-stats = **0.0310**

Variable	Coefficient	Asymptot t-stat	z-probability
Constant	91.212419	21.3412948	0.000301
PPKM	-0.002847	-4.430337	0.060280
PPAE	-3.472907	-12.795727	0.004000
W*dep.var.	-0.018606	-0.321645	0.103000
teta	0.060715	3.321596	0.000895

MSE = (sigma^2)/(N-m) = 0.1553 / (55-4) = **0.003045098039**

AIC = -2Lm + 2m = (-2*-248.2117) + 2(4) = **504.4234**

SC = -2Lm + m . Ln (n) = (-2*-248.2117) + (4). Ln (55) = **512.4527327**

Lampiran 18. Hasil Analisis *Spatial Lag Model* / *Spatial Autoregressive (SAR)* menggunakan *Software Matlab R2010 (Lanjutan)*

b. Data 2

Pooled model with spatially lagged dependent variable
and spatial random effects

Dependent Variable = **Ln PDRB**
 R-squared = **0.9997**
 corr-squared = **0.9665**
 sigma^2 = **0.0018**
 Nobs,Nvar = **55 , 3**
 log-likelihood = **-52.62273**
 # of iterations = **5**
 min and max rho = **-1.0000, 1.0000**
 total time in secs = **0.1560**
 time for optimiz = **0.1560**
 time for Indet = **0.0160**

Variable	Coefficient	Asymptot t-stat	z-probability
Const	3.024003	3.773313	0.000161
SPC1	0.063350	4.419084	0.000010
W*dep.var.	0.513988	5.443501	0.000040
teta	0.008131	3.316690	0.000911

MSE = (sigma^2)/(N-m) = 0.0018 / (55-3) = **0.0003461538462**

AIC = -2Lm + 2m = (-2*-52.62273) + 2(3) = **111.24546**

SC = -2Lm + m . Ln (n) = (-2*-52.62273) + (3) . Ln (55) = **117.2674596**

Lampiran 19. Hasil Analisis *Spatial Error* (SEM) menggunakan *Software Matlab R2010*

a. Data 1

Pooled model with spatial error autocorrelation
and spatial random effects (SEM-RE)

Dependent Variable = **AKB**
 R-squared = **0.9986**
 corr-squared = **0.9761**
 sigma^2 = **0.0006**
 Nobs, Nvar = **55 , 4**
 log-likelihood = **-203.86606**
 # of iterations = **9**
 min and max rho = **-1.3546, 1.0000**
 total time in secs = **1.0780**
 time for optimiz = **0.9840**
 time for eigs = **0.0160**
 time for t-stats = **0.0470**

Variable	Coefficient	Asymptot t-stat	z-probability
Constant	113.572417	43.941798	0.000000
PPKM	-0.525845	-28.430337	0.000000
PPAE	-8.472907	-22.795727	0.000000
spat.aut.	-0.236068	-8.321645	0.000000
teta	0.070715	3.321596	0.000895

$MSE = (\text{sigma}^2)/(N-m) = 0.0006 / (55-3) = \mathbf{0.0000115384615}$

$AIC = -2Lm + 2m = (-2 * -203.86606) + 2(3) = \mathbf{413.73212}$

$SC = -2Lm + m \cdot \text{Ln}(n) = (-2 * -203.86606) + (3) \cdot \text{Ln}(55) = \mathbf{419.7541196}$

Lampiran 19. Hasil Analisis *Spatial Error* (SEM) menggunakan *Software Matlab R2010* (Lanjutan)

b. Data 2

Pooled model with spatial error autocorrelation and spatial random effects (SEM-RE)

Dependent Variable = **Ln PDRB**
 R-squared = **0.8697**
 corr-squared = **0.8249**
 sigma^2 = **0.2911**
 Nobs,Nvar = **55 , 3**
 log-likelihood = **-55.218848**
 # of iterations = **31**
 min and max rho = **-1.1562, 1.0000**
 total time in secs = **0.4060**
 time for optimiz = **0.3900**
 time for t-stats = **0.0160**

Variable	Coefficient	Asymptot t-stat	z-probability
Const	6.599057	17.640560	0.000000
SPC1	0.021835	1.137437	0.255356
spat.aut.	0.073948	2.015340	0.082006
teta	47.048785	3.433212	0.000596

$$\text{MSE} = (\text{sigma}^2)/(\text{N}-\text{m}) = 0.2911 / (55-3) = \mathbf{0.005598076923}$$

$$\text{AIC} = -2\text{Lm} + 2\text{m} = (-2 * -55.218848) + 2(3) = \mathbf{116.437696}$$

$$\text{SC} = -2\text{Lm} + \text{m} \cdot \text{Ln}(\text{n}) \\ = (-2 * -55.218848) + (3) \cdot \text{Ln}(55) = \mathbf{122.4596956}$$

**Lampiran 20. Hasil Nilai Taksiran Variabel Dependen menggunakan
Software Matlab R2010**

No.	Regional (i)	Tahun (t)	Data 1_AKB		Data 2_PDRB	
			Y_Data	Y_Taksiran	Y_Data	Y_Taksiran
1	Bangkalan	2005	67.52	67.46528956	46940	46011.0041
2	Gresik		38.46	38.44676545	85401	72184.3033
3	Kota Malang		45.07	45.08663578	80812	87578.08124
4	Kota Mojokerto		33.05	33.06883371	49646	43121.96252
5	Kota Pasuruan		51.74	51.63542366	47676	45376.03988
6	Kota Surabaya		35.43	35.45069665	97987	97000.49408
7	Lamongan		42.76	42.77550398	52020	55530.98627
8	Malang		45.36	45.34438375	74461	73702.63642
9	Mojokerto		38.28	38.29560727	73997	77034.65326
10	Pasuruan		65.13	65.10811324	72605	69918.20984
11	Sidoarjo		37.93	37.93533671	92839	94693.78692
1	Bangkalan	2006	62.72	62.67063732	47931	45962.77165
2	Gresik		36.83	36.81815022	85844	82153.0381
3	Kota Malang		41.48	41.50403231	81279	87576.84491
4	Kota Mojokerto		28.09	28.10564464	49889	43208.19637
5	Kota Pasuruan		45.4	45.29592543	47765	44517.49503
6	Kota Surabaya		32.57	32.5967505	98471	96440.64076
7	Lamongan		39.65	39.6698813	52415	55303.04937
8	Malang		41.48	41.46029977	75320	73704.31392
9	Mojokerto		34.37	34.37999943	74743	77125.40349
10	Pasuruan		58.21	58.18798018	73331	69918.17375
11	Sidoarjo		35.16	35.16872993	93164	94231.67768
1	Bangkalan	2007	62.62	62.56946307	48333	46062.82365
2	Gresik		37.26	37.25303519	86604	82166.21582
3	Kota Malang		41.17	41.18537718	81876	87618.11308
4	Kota Mojokerto		28.17	28.19231606	50294	48148.94737
5	Kota Pasuruan		44.98	44.87082927	48420	46376.34987
6	Kota Surabaya		31.23	31.25515136	99099	96494.28854
7	Lamongan		39.44	39.45436586	53215	55512.65149
8	Malang		41.23	41.21180938	76090	73732.84358
9	Mojokerto		32.19	32.20931345	75464	77069.10652
10	Pasuruan		56.29	56.26162332	74190	70061.35417
11	Sidoarjo		34.32	34.32313643	93644	94511.01135

**Lampiran 20. Hasil Nilai Taksiran Variabel Dependen menggunakan
Software Matlab R2010 (Lanjutan)**

No.	Regional (i)	Tahun (t)	Data 1_AKB		Data 2_PDRB	
			Y_Data	Y_Taksiran	Y_Data	Y_Taksiran
1	Bangkalan	2008	61.11	61.05707767	48382	46178.58969
2	Gresik		32.29	32.2802109	87148	82192.40053
3	Kota Malang		39.31	39.3313041	82061	77539.86665
4	Kota Mojokerto		29.19	29.21329463	50302	48254.34519
5	Kota Pasuruan		43.87	43.75983955	48648	47366.44696
6	Kota Surabaya		32.3	32.32793775	99361	96552.39956
7	Lamongan		38.53	38.55099141	53878	55581.62531
8	Malang		41.5	41.47983899	76788	73897.18681
9	Mojokerto		33.05	33.06280711	75439	77104.34107
10	Pasuruan		55.52	55.49817921	74785	70133.83521
11	Sidoarjo		34.54	34.54517775	93987	94422.20354
1	Bangkalan	2009	58.82	58.76878757	48606	45379.24916
2	Gresik		26.53	26.52295218	87750	82015.73567
3	Kota Malang		37.32	37.33816063	82428	87562.93188
4	Kota Mojokerto		24.14	24.15446686	50497	48707.86909
5	Kota Pasuruan		40.12	40.01360526	49598	47112.00003
6	Kota Surabaya		28.33	28.35769671	99844	96227.13116
7	Lamongan		39.38	39.39497416	54408	55083.48347
8	Malang		37.88	37.85725875	77634	73923.22132
9	Mojokerto		28.7	28.715938	75923	76855.30116
10	Pasuruan		54.15	54.12372031	75631	69783.47172
11	Sidoarjo		29.82	29.82658658	94379	94264.21638