

HALAMAN JUDUL

PEMODELAN *GENERAL NESTING SPATIAL* (GNS) PADA DATA ANGKA HARAPAN HIDUP KABUPATEN/KOTA DI JAWA TIMUR TAHUN 2016

SKRIPSI

Sebagai salah satu syarat untuk memperoleh gelar Sarjana Statistika

oleh:

RISQIYAH NUR AMALIYA
145090507111014



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

HALAMAN PENGESAHAN SKRIPSI

PEMODELAN *GENERAL NESTING SPATIAL* (GNS) PADA DATA ANGKA HARAPAN HIDUP KABUPATEN/KOTA DI JAWA TIMUR TAHUN 2016

Oleh:

RISQIYAH NUR AMALIYA
145090507111014

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

Dosen Pembimbing

Rahma Fitriani, S.Si., M.Sc., Ph.D
NIP. 197603281999032001

Mengetahui,
Ketua Jurusan Statistika
Fakultas MIPA Universitas Brawijaya

Rahma Fitriani, S.Si., M.Sc., Ph.D
NIP. 197603281999032001

LEMBAR PERNYATAAN

Saya yang bertanda tangan dibawah ini:

Nama : Risqiyah Nur Amaliya

Nim : 145090507111014

Jurusan : Statistika

Penulis Skripsi Berjudul :

**PEMODELAN *GENERAL NESTING SPATIAL* (GNS) PADA DATA
ANGKA HARAPAN HIDUP KABUPATEN/KOTA DI JAWA
TIMUR TAHUN 2016**

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 termasuk 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 bersedia menanggung segala resiko yang akan saya terima

Demikian pernyataan ini dibuat dengan segala kesadaran.

Malang, 3 Juli 2018

Yang menyatakan,

Risqiyah Nur Amaliya
NIM. 145090507111014

repository.ub.ac.id

PEMODELAN *GENERAL NESTING SPATIAL* (GNS) PADA DATA ANGKA HARAPAN HIDUP KABUPATEN/KOTA DI JAWA TIMUR TAHUN 2016

ABSTRAK

Salah satu indikator yang digunakan untuk menentukan derajat kesehatan penduduk adalah Angka Harapan Hidup (AHH). AHH di suatu wilayah berbeda dengan wilayah lainnya tergantung dari kualitas hidup yang mampu dijalani oleh penduduk di wilayah tersebut. Akibat adanya perbedaan tersebut, perlu dilakukan analisis yang mempertimbangkan unsur lokasi di dalamnya. Penelitian ini bertujuan memodelkan nilai AHH berdasarkan faktor-faktor yang mempengaruhinya. Faktor yang diduga berpengaruh terhadap AHH yaitu, presentase penduduk miskin, jumlah sarana kesehatan, jumlah bayi bergizi buruk, PDRB dan Angka Partisipasi Sekolah (APS). Metode analisis yang digunakan pada penelitian ini adalah metode analisis regresi spasial dengan model regresi yang digunakan adalah model *General Nesting Spatial* dan model yang tersarang didalamnya. Hasil dari penelitian ini didapatkan model regresi spasial yang tersarang di dalam model GNS adalah model *Spatial Autocorrelation* (SAC). Berdasarkan model SAC tidak terdapat interaksi spasial pada variabel PDRB atau efek eksternalitas dari PDRB. Interaksi spasial terjadi pada variabel respon yaitu AHH.

Kata Kunci: *Regresi Spasial, AHH, General Nesting Spatial, Spatial Autoregressive Confused.*

GENERAL NESTING SPATIAL MODELING (GNS) ON LIFE EXPECTANCY OF DISTRICTS/CITIES IN EAST JAVA 2016

ABSTRACT

One of the indicators used to determine the health status of the population is Life Expectancy. Life Expectancy in a region is different from other areas depending on the quality of life that people in the region can afford. As a result of these differences, it is necessary to do an analysis that takes into consideration the element of location in it. This study aims to model the Life Expectancy value based on the factors that influence it. Factors suspected to affect Life Expectancy are, percentage of poor population, number of health facilities, number of malnourished infants, GRDP and School Participation Rate. The method of analysis used in this research is spatial regression analysis method with regression model used is General Nesting Spatial model and model nested in it. The result of this research is got spatial regression model nested in GNS model is Spatial Autoregressive Confused (SAC) model. Based on SAC model there is no spatial interaction on GRDP variable or externality effect of GRDP. Spatial interaction actually occurs in the response variable that is Life Expectancy.

Keywords: *Spatial Regression, Life Expectancy, General Nesting Spatial, Spatial Autoregressive Confused*

KATA PENGANTAR

Syukur alhamdulillah senantiasa penulis panjatkan kehadiran Allah SWT, karena berkat limpahan rahmat dan taufiq-Nya penulis dapat menyelesaikan Skripsi yang berjudul “Pemodelan *General Nesting Spatial* (GNS) pada Data Angka Harapan Hidup Kabupaten/Kota di Jawa Timur Tahun 2016”.

Skripsi ini tidak terlepas dari bantuan dan dukungan dari berbagai pihak, pada kesempatan ini penulis ingin menyampaikan rasa terima kasih kepada:

1. Rahma Fitriani, S.Si., M.Sc., Ph.D selaku dosen pembimbing skripsi yang telah memberikan bimbingan, saran dan arahan dalam penyelesaian skripsi.
2. Dr. Ir. Atiek Iriany, MS selaku dosen penguji 1 atas bimbingan, saran dan arahan yang diberikan kepada penulis dalam penyelesaian skripsi.
3. Dr. Suci Astutik, S.Si., M.Si selaku dosen penguji 2 atas bimbingan, saran dan arahan yang diberikan kepada penulis dalam penyelesaian skripsi.
4. Bapak, Ibu, Milla, Mas Baroja dan segenap keluarga besar yang selalu mendoakan dan memberikan dukungan moral maupun materi.
5. Nimas, Vida, Ffid, April, Lia, Nora, Lilis, Tari, Windy dan Irene yang telah memberikan motivasi dan semangat dalam penulisan skripsi.
6. Teman-teman kost pink terutama Sela, Fajri dan Novi yang telah senantiasa memberikan dukungan.
7. Teman-teman mahasiswi bimbingan Bu Rahma, yaitu Reta, Tia dan Frisa yang telah meluangkan waktu untuk berdiskusi bersama.
8. Teman-teman Statistika 2014 Universitas Brawijaya yang senantiasa memberikan dukungan.

Penulis menyadari bahwa skripsi ini tidak luput dari kesalahan. Oleh karena itu penulis mengharapkan kritik dan saran yang membangun guna tersusunnya skripsi yang baik dan benar. Semoga skripsi ini dapat bermanfaat bagi semua pihak.

Malang, Juli 2018

Penulis

DAFTAR ISI

HALAMAN JUDUL	i
LEMBAR PENGESAHAN	ii
LEMBAR 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
1.1. Latar Belakang	1
1.2. Rumusan Masalah.....	4
1.3. Tujuan Penelitian	4
1.4. Manfaat Penelitian	4
1.5. Batasan Masalah	4
BAB II TINJAUAN PUSTAKA	5
2.1. Ekonometrika Spasial	5
2.2. Regresi Spasial.....	5
2.3. Matriks <i>Contiguity</i>	6
2.4. Matriks Pembobot Spasial	6
2.5. Model Regresi Spasial	9
2.6. <i>General Nesting Spatial</i> (GNS).....	12
2.7. Pendugaan Parameter dengan metode GS2SLS	12
2.8. <i>Spatial Autoregressive Confused</i> (SAC)	17
2.9. Uji Signifikansi Parameter	17
2.10. Asumsi Regresi Spasial.....	19
2.11. Efek Langsung dan Tidak Langsung	24
2.12. Angka Harapan Hidup	27
2.13. Eksternalitas	29
2.14. Peta Jawa Timur.....	31



BAB III METODOLOGI	33
3.1. Data.....	33
3.2. Metode Analisis	34
3.3. Diagram Alir	36
BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN	39
4.1. Analisis Deskriptif	39
4.2. Pendeteksian Multikolinieritas	42
4.3. Pembentukan Matriks Pembobot Spasial	42
4.4. Uji Autokorelasi Spasial	43
4.5. Pemodelan <i>General Nesting Spatial</i>	44
4.6. Pemodelan <i>Spatial Autoregressive Confused</i>	46
4.7. Pengujian Sisaan Model SAC	47
4.8. Interpretasi Model	49
4.9. Efek Langsung dan Efek Tidak Langsung.....	50
4.10. Pemetaan	52
BAB V PENUTUP	55
5.1. Kesimpulan	55
5.2. Saran	55
DAFTAR PUSTAKA	57



DAFTAR GAMBAR

Gambar 2.1.	Hubungan Kontiguitas.....	7
Gambar 2.2.	Hubungan model spasial dengan ketergantungan yang berbeda.....	11
Gambar 2.3.	Pola Autokorelasi Spasial.....	22
Gambar 2.4.	Peta Provinsi Jawa Timur.....	31
Gambar 3.1.	Diagram Alir.....	37
Gambar 4.1.	Pemetaan Nilai Prediksi AHH Model SAC.....	53



DAFTAR TABEL

Tabel 2.1. Pola Spasial menggunakan Indeks Moran.....	24
Tabel 2.2. Efek Langsung dan Tidak Langsung Model Spasial	27
Tabel 3.1. Variabel yang Digunakan.....	33
Tabel 4.1. Statistika Deskriptif untuk Variabel Respon dan Variabel Prediktor	39
Tabel 4.2. Pengujian Autokorelasi Spasial Untuk Semua Variabel	40
Tabel 4.3. Nilai VIF pada variabel prediktor	42
Tabel 4.4. Pengujian Autokorelasi Spasial.....	43
Tabel 4.5. Pendugaan Parameter Model GNS.....	44
Tabel 4.6. Uji Autokorelasi Spasial Sisaan Model GNS	46
Tabel 4.7. Pendugaan Parameter Model SAC	46
Tabel 4.8. Uji Moran's I pada sisaan model SAC	48
Tabel 4.9. Uji <i>Breusch-Pagan</i> pada sisaan model SAC	48
Tabel 4.10. Uji Normalitas pada sisaan model SAC	49
Tabel 4.11. Efek Perubahan Variabel Presentase Penduduk Miskin (%) terhadap AHH (Tahun).....	51
Tabel 4.12. Efek Perubahan Variabel PDRB (Miliar Rupiah) terhadap AHH (Tahun).	51
Tabel 4.13. Klasifikasi AHH.....	52



DAFTAR LAMPIRAN

Lampiran 1.	Data Data Angka Harapan Hidup, Presentase Penduduk Miskin, Fasilitas Kesehatan, Bayi Bergizi Buruk, PDRB dan APS	61
Lampiran 2.	Matriks <i>Contiguity</i>	63
Lampiran 3.	Matriks Pembobot Spasial	65
Lampiran 4.	Autokorelasi Spasial Bagi Variabel Respon dan Variabel Prediktor	67
Lampiran 5.	Hasil Pemodelan GNS Menggunakan Software R	70
Lampiran 6.	Pengujian Autokorelasi Spasial Pada Sisaan Model GNS	72
Lampiran 7.	Hasil Pemodelan SAC Menggunakan Software R	73
Lampiran 8.	Pengujian Non Autokorelasi Spasial Pada Sisaan Model SAC	74
Lampiran 9.	Pengujian Non Heterogenitas Pada Sisaan Model SAC	75
Lampiran 10.	Pengujian Normalitas Pada Sisaan Model SAC	76
Lampiran 11.	Prediksi AHH	77
Lampiran 12.	Efek Langsung dan Efek Tidak Langsung untuk Presentase Penduduk Miskin	79
Lampiran 13.	Efek Langsung dan Efek Tidak Langsung untuk Jumlah Sarana Kesehatan	81
Lampiran 14.	Efek Langsung dan Efek Tidak Langsung untuk Jumlah Jumlah Bayi Bergizi Buruk	83
Lampiran 15.	Efek Langsung dan Efek Tidak Langsung untuk PDRB	85
Lampiran 16.	Efek Langsung dan Efek Tidak Langsung untuk Angka Partisipasi Sekolah	87

**PEMODELAN *GENERAL NESTING SPATIAL* (GNS) PADA
DATA ANGKA HARAPAN HIDUP KABUPATEN/KOTA DI
JAWA TIMUR TAHUN 2016**

SKRIPSI

oleh:
RISQIYAH NUR AMALIYA
145090507111014



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

BAB I

PENDAHULUAN

1.1. Latar Belakang

Sustainable Development Goals (SDGs) merupakan agenda pembangunan berkelanjutan yang melanjutkan atau menyempurnakan program sebelumnya yaitu *Millenium Development Goals* (MDGs). Salah satu dari 17 tujuan SDGs adalah menjamin kehidupan yang sehat dan meningkatkan kesejahteraan penduduk di segala usia. Untuk mencapai tujuan tersebut ada banyak indikator yang dapat digunakan, diantaranya yaitu angka kematian neonatal, bayi dan balita; Rasio dan angka kematian ibu; angka harapan hidup sehat pada saat lahir dan indikator lainnya yang berhubungan dengan pembangunan di bidang kesehatan.

Angka Harapan Hidup (AHH) adalah perkiraan usia hidup yang dapat dicapai oleh penduduk pada suatu wilayah. Kajian terhadap angka harapan hidup penting untuk dilakukan mengingat bahwa salah satu keberhasilan pembangunan di bidang kesehatan ditandai oleh semakin meningkatnya angka harapan hidup suatu penduduk.

AHH erat kaitannya dengan indeks kualitas hidup. Semakin tinggi angka harapan hidup maka dapat disimpulkan bahwa kesadaran masyarakat untuk memperbaiki kualitas hidupnya juga meningkat. Indikator indeks kualitas hidup sebenarnya sangat subjektif. Banyak ahli yang mengungkapkan konsep tentang indikator kualitas hidup. Menurut *Organization of Economics and Development* (OECD), indikator kualitas hidup adalah pendapatan, perumahan, lingkungan, stabilitas sosial, kesehatan, kesempatan kerja dan sebagainya. Menurut Anggraeni (2007) faktor utama yang sangat erat kaitannya dengan kualitas hidup sumber daya manusia adalah masalah kesehatan dan pendidikan. Pernyataan tersebut menjadi dasar bahwa angka harapan hidup tidak hanya dipengaruhi oleh tingkat kesehatan tetapi juga dipengaruhi oleh faktor sosial ekonomi dan pendidikan.

AHH di suatu wilayah berbeda dengan wilayah lainnya tergantung dari kualitas hidup yang mampu dijalani oleh penduduk tersebut. Kualitas hidup yang dijalani oleh masyarakat dipengaruhi oleh letak suatu wilayah. Kualitas hidup masyarakat di pesisiran pantai tentunya akan berbeda dengan kualitas hidup masyarakat di

dataran pegunungan. Kualitas hidup masyarakat yang rata-rata bekerja di bidang agraris, akan berbeda dengan masyarakat yang bekerja di bidang industri. Hal ini dikarenakan adanya perbedaan pendapatan, tingkat kesehatan, kesadaran akan pentingnya pendidikan, kondisi lingkungan dan lain sebagainya. Adanya kerjasama antar wilayah dalam melaksanakan program-program peningkatan derajat kesehatan juga menjadi penyebab lain mengapa angka harapan hidup diduga memiliki hubungan spasial (Anastasia, 2014). Oleh sebab itu, faktor lokasi antar wilayah diduga akan memberikan efek ketergantungan spasial terhadap angka harapan hidup di suatu wilayah.

Ekonometrika spasial adalah cabang bidang dari Ekonometrika yang memasukkan efek spasial ke dalam model ekonometrika (Anselin, 1988). Unsur kedekatan wilayah dipertimbangkan pada model regresi spasial. Hal ini sesuai dengan Hukum Geografi yang dikemukakan oleh Tobler yang berbunyi “segala sesuatu saling berhubungan satu dengan yang lainnya. Tetapi sesuatu yang dekat lebih mempunyai pengaruh daripada sesuatu yang jauh”.

Berdasarkan penjelasan mengenai karakter AHH dan sehubungan dengan wilayah/administratif, analisis tentang faktor-faktor yang mempengaruhinya harus mempertimbangkan lokasi relatif satu sama lain antar wilayah. Penelitian ini menggunakan AHH sebagai variabel respon dan presentase penduduk miskin, jumlah fasilitas kesehatan, jumlah bayi bergizi buruk, Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) dan Angka Partisipasi Sekolah (APS) sebagai variabel prediktor. Selain itu, pada penelitian ini ingin diketahui efek eksternalitas dari variabel PDRB. Eksternalitas adalah keuntungan atau kerugian yang dinikmati atau diderita suatu pihak sebagai akibat tindakan pihak lain. Pada penelitian ini diindikasikan bahwa PDRB memiliki efek eksternalitas terhadap AHH. Efek eksternalitas yang dimaksud adalah AHH di Kabupaten/Kota tidak hanya dipengaruhi oleh PDRB di kabupaten/kota tersebut tetapi juga oleh PDRB dari kabupaten/kota terdekatnya. Penyebab dari efek ini adalah adanya kesamaan berupa jenis pekerjaan masyarakat, kondisi geografis, dan lain sebagainya antar wilayah yang berdekatan. Adanya faktor lain yang tidak ter jelaskan dalam model seperti angka kematian bayi diduga akan mempengaruhi AHH. Angka kematian bayi di suatu lokasi memiliki ketergantungan dengan lokasi lain. Hal

ini berpotensi menyebabkan adanya interaksi spasial antar galat sehingga AHH di suatu lokasi dipengaruhi oleh faktor tak ter jelaskan pada lokasi lain.

Berdasarkan pertimbangan pada penjelasan sebelumnya bahwa AHH di suatu lokasi dipengaruhi oleh AHH dilokasi lain. Kemudian juga tidak hanya dipengaruhi oleh presentase penduduk miskin, jumlah sarana kesehatan, jumlah bayi bergizi buruk, PDRB dan angka partisipasi sekolah di lokasi yang sama namun juga lokasi lain. Serta dipengaruhi oleh faktor-faktor tak ter jelaskan pada lokasi lain. Oleh sebab itu model regresi spasial yang digunakan adalah model *General Nesting Spatial* (GNS). Model Regresi GNS adalah model yang mengakomodir adanya interaksi spasial antar variabel respon, variabel prediktor, maupun galat. Pada model GNS terdapat model regresi spasial lainnya yang tersarang di dalamnya. Pada penelitian ini juga ingin diketahui model regresi spasial apakah yang tersarang pada model GNS.

Penelitian yang telah dilakukan mengenai angka harapan hidup di antaranya oleh Anastasia (2014) memodelkan angka harapan hidup di Provinsi Jawa Tengah menggunakan analisis regresi spasial. Variabel yang berpengaruh pada penelitian tersebut adalah faktor rata-rata lama sekolah, banyak posyandu, pemberian ASI eksklusif dan persentase pengangguran. Aljaza (2015) memodelkan angka harapan hidup di Provinsi Jawa Timur Tahun 2012 dengan menggunakan metode *Geographically Weighted Regression* (GWR). Variabel yang berpengaruh adalah presentase lama bayi yang mendapat ASI eksklusif selama 12-17 bulan, persentase balita menurut penolongan terakhir kelahiran secara medis, persentase bayi yang mendapat imunisasi, persentase perempuan usia 10 tahun ke atas yang menikah di bawah umur, dan persentase balita bergizi buruk. Firdial (2010) memodelkan angka harapan hidup Provinsi Jawa Timur dan Jawa Tengah. Variabel yang berpengaruh adalah persentase persalinan yang dilakukan dengan bantuan non medis (dukun bayi) dan Jumlah sarana kesehatan.

Dengan mempertimbangkan masalah yang telah dikemukakan sebelumnya, maka pada penelitian ini dilakukan pemodelan faktor-faktor yang diduga berpengaruh signifikan terhadap AHH berdasarkan model regresi spasial yang digunakan. Hasil penelitian ini diharapkan mampu menjadi masukan bagi Dinas Kesehatan

dalam rangka pengambilan kebijakan program peningkatan derajat kesehatan masyarakat.

1.2. Rumusan Masalah

Berdasarkan latar belakang yang telah dikemukakan, maka permasalahan yang akan dibahas pada penelitian ini adalah:

1. Bagaimana model *General Nesting Spatial* (GNS) pada data Angka Harapan Hidup di Jawa Timur tahun 2016?
2. Bagaimana model regresi spasial yang tersarang di model GNS pada data Angka Harapan Hidup di Jawa Timur tahun 2016?
3. Seberapa besar efek eksternalitas PDRB terhadap Angka harapan hidup di Jawa Timur pada tahun 2016?

1.3. Tujuan Penelitian

Berdasarkan latar belakang yang telah dikemukakan, maka tujuan pada penelitian ini adalah:

1. Menentukan model *General Nesting Spatial* (GNS) pada data Angka Harapan Hidup di Jawa Timur pada tahun 2016
2. Menentukan model regresi spasial yang tersarang di GNS pada data Angka Harapan Hidup di Jawa Timur tahun 2016
3. Menentukan seberapa besar efek eksternalitas PDRB terhadap angka harapan hidup di Jawa Timur pada tahun 2016

1.4. Manfaat Penelitian

Berdasarkan latar belakang yang telah dikemukakan, maka manfaat yang akan didapat pada penelitian ini adalah:

1. Menambah wawasan tentang analisis regresi spasial.
2. Sebagai pertimbangan bagi Pemerintah khususnya Dinas Kesehatan dalam rangka pengambilan kebijakan program peningkatan derajat kesehatan masyarakat.

1.5. Batasan Masalah

Batasan masalah pada penelitian ini adalah:

1. Data yang digunakan adalah data AHH, presentase penduduk miskin, jumlah fasilitas kesehatan, bayi gizi buruk, PDRB, Angka Partisipasi Sekolah (APS) di Provinsi Jawa Timur Tahun 2016.
2. Matriks *contiguity* yang digunakan yaitu *Queen Contiguity*.

BAB II TINJAUAN PUSTAKA

2.1. Ekonometrika Spasial

Kumpulan teknik yang berhadapan dengan keunikan yang disebabkan oleh ruang/lokasi pada analisis statistika dianggap berada di lingkup ekonometrika spasial (Anselin, 1988). Data yang digunakan adalah data spasial, yaitu data yang ditandai dengan adanya efek spasial/lokasi di mana memiliki sifat autokorelasi spasial dan heterogenitas spasial. Efek spasial merupakan alasan pokok keberadaan ekonometrika spasial. Autokorelasi spasial disebabkan oleh adanya hubungan antar satu lokasi dengan lokasi lainnya sedangkan heterogenitas spasial di sebabkan oleh ketidakstabilan sifat variabel disetiap lokasi yang berakibat pada beragamnya parameter dan ragam galat tidak homogen.

Untuk menguji autokorelasi spasial digunakan uji Moran's I sedangkan pada heterogenitas spasial dapat diidentifikasi menggunakan uji *Breusch Pagan*. Pengujian adanya efek spasial perlu dilakukan. Jika terbukti terdapat efek spasial antar lokasi maka model regresi linier biasa tidak dapat digunakan. Model yang mengakomodir adanya efek spasial disebut model regresi spasial.

2.2. Regresi Spasial

Regresi spasial adalah analisis regresi yang melibatkan unsur spasial di dalamnya. Data yang digunakan adalah data spasial, yaitu data *cross section* yang memiliki indeks lokasi. Pada regresi spasial ingin diketahui ketergantungan lokasi antar pengamatan dan menggunakan matriks W untuk menggambarkan hubungan antar lokasi pengamatan.

Menurut Elhorst (2014), terdapat tiga tipe interaksi spasial yang menjelaskan mengapa amatan yang berhubungan dengan lokasi menyebabkan ketergantungan dengan amatan di lokasi lain. Tipe pertama adalah efek interaksi endogen. Tipe interaksi endogen terjadi ketika variabel dependen di lokasi i memiliki ketergantungan dengan variabel dependen di lokasi j . Tipe kedua adalah efek interaksi eksogen. Tipe interaksi eksogen terjadi ketika variabel dependen dari lokasi i memiliki ketergantungan dengan variabel independen di lokasi j . Tipe interaksi ketiga adalah efek interaksi antar galat. Tipe

interaksi antar galat terjadi ketika galat di lokasi i memiliki ketergantungan dengan galat di lokasi j .

2.3. Matriks Contiguity

Hubungan ketetangaan antar lokasi dapat di jelaskan dalam matriks *contiguity*. Matriks *contiguity* adalah matriks yang memuat struktur kontiguitas atau ketetangaan dalam regresi spasial. Elemen pada matriks *contiguity* bernilai 1 atau 0. Nilai 1 digunakan ketika lokasi i berdekatan dengan lokasi j sedangkan nilai 0 digunakan ketika lokasi i tidak berdekatan dengan lokasi j . Matriks *contiguity* dinotasikan dengan C dan elemen dari matriks *contiguity* dinotasikan dengan c_{ij} . Bentuk umum matriks *contiguity* dapat didefinisikan sebagai berikut:

$$C = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & \dots & c_{1n} \\ c_{21} & c_{22} & \dots & c_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ c_{n1} & c_{n2} & \dots & c_{nn} \end{bmatrix}$$

Dengan notasi penjumlahan baris ke- i adalah sebagai berikut:

$$c_{i.} = \sum_{j=1}^n c_{ij} \tag{2.1}$$

di mana:

C : matriks *contiguity* dengan dimensi $n \times n$

n : banyaknya lokasi pengamatan

c_{ij} : elemen matriks *contiguity* pada baris ke i dan kolom ke j

$c_{i.}$: jumlah elemen matriks *contiguity* baris ke- i

2.4. Matriks Pembobot Spasial

Matriks pembobot spasial disimbolkan dengan W menyatakan matriks yang memiliki elemen di mana sering digunakan sebagai pembobot pada perhitungan statistik autokorelasi spasial (Lee dan Wong, 2001). Matriks pembobot spasial merupakan matriks hasil standarisasi dari matriks *contiguity*. w_{ij} adalah elemen dari matriks pembobot spasial pada baris ke- i dan kolom ke- j . w_{ij} didapatkan dengan cara membagi setiap elemen matriks *contiguity* pada baris dengan jumlah total elemen pada baris tersebut. Rumus w_{ij} diberikan pada persamaan 2.2:

$$w_{ij} = \frac{c_{ij}}{\sum_{i=1}^n c_{ij}} \tag{2.2}$$



Sehingga jumlah tiap baris pada matriks \mathbf{W} sama dengan 1.

$$\sum_{i=1}^n w_i = 1 \quad (2.3)$$

Matriks pembobot spasial dapat diilustrasikan sebagai berikut:

$$\mathbf{W} = \begin{bmatrix} w_{11} & \cdots & w_{n1} \\ \vdots & w_{ij} & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ w_{1n} & \cdots & w_{nn} \end{bmatrix}$$

di mana:

\mathbf{W} : matriks pembobot spasial berukuran $n \times n$

w_{ij} : elemen matriks pembobot spasial baris ke- i dan kolom ke- j

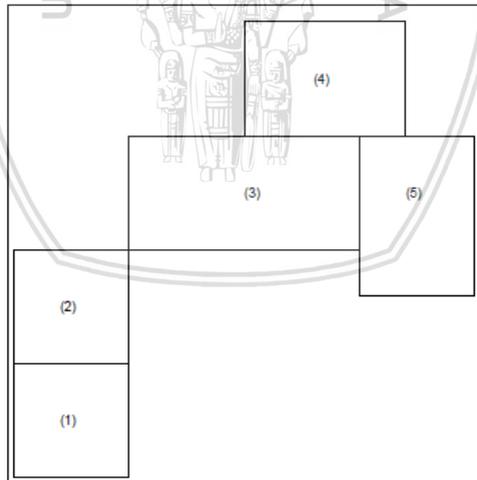
w_i : jumlah elemen matriks pembobot spasial baris ke- i

i : indeks lokasi, bergerak dari 1, 2, ..., n

j : indeks lokasi, bergerak dari 1, 2, ..., n

n : banyaknya lokasi pengamatan

Ilustrasi Hubungan Kontiguitas (Ketetanggaan) diberikan pada Gambar 2.1:



Gambar 2.1 Hubungan Kontiguitas

Berdasarkan Gambar 2.1 terdapat lima lokasi yang masing-masing memiliki persinggungan dengan lokasi lain. Menurut LeSage

(1999), terdapat enam cara untuk mendefinisikan hubungan persinggungan antar lokasi, yaitu:

1. *Linier Contiguity*. Hubungan persinggungan antar lokasi ini didefinisikan dengan $c_{ij} = 1$ untuk lokasi yang berada di tepi kanan atau kiri lokasi yang menjadi perhatian. Misalkan pada Gambar 2.1 untuk lokasi 5, didapatkan $c_{53} = 1$ dan lainnya bernilai nol.
2. *Rook Contiguity*. Hubungan persinggungan antar lokasi ini didefinisikan dengan $c_{ij} = 1$ untuk lokasi yang bersinggungan sisi dengan lokasi yang menjadi perhatian. Misalkan pada Gambar 2.1 untuk lokasi 3, didapatkan $c_{34} = 1, c_{35} = 1$ dan lainnya bernilai nol.
3. *Bishop Contiguity*. Hubungan persinggungan antar lokasi ini didefinisikan dengan $c_{ij} = 1$ untuk lokasi yang bersinggungan sudut dengan lokasi yang menjadi perhatian. Misalkan pada Gambar 2.2 untuk lokasi 2, didapatkan $c_{23} = 1$ dan lainnya bernilai nol.
4. *Double Linier Contiguity*. Hubungan persinggungan antar lokasi ini didefinisikan dengan $c_{ij} = 1$ untuk dua lokasi yang secara langsung berada di kanan atau kiri lokasi yang menjadi perhatian.
5. *Double Rook Contiguity*. Hubungan persinggungan antar lokasi ini didefinisikan dengan $c_{ij} = 1$ untuk dua lokasi yang secara langsung berada di kanan, kiri, utara, dan selatan lokasi yang menjadi perhatian.
6. *Queen Contiguity*. Hubungan persinggungan antar lokasi ini didefinisikan dengan $c_{ij} = 1$ untuk lokasi yang bersinggungan sisi atau sudut dengan lokasi yang menjadi perhatian. Misalkan pada Gambar 2.1 untuk lokasi 3, didapatkan $c_{32} = c_{34} = 1, c_{35} = 1$ dan lainnya bernilai nol.

Pada permasalahan Gambar 2.1 apabila menggunakan matriks *Queen Contiguity* didapatkan hasil sebagai berikut:

$$C = \begin{matrix} 1 \\ 2 \\ 3 \\ 4 \\ 5 \end{matrix} \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

Kemudian untuk membentuk matriks pembobot spasial, matriks **C** distandarisasi dengan cara membagi setiap elemen matriks **C** dengan jumlah total elemen baris tersebut. Matriks pembobot spasial diberikan sebagai berikut:

$$W = \begin{matrix} 1 \\ 2 \\ 3 \\ 4 \\ 5 \end{matrix} \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1/2 & 0 & 1/2 & 0 & 0 \\ 0 & 1/3 & 0 & 1/3 & 1/3 \\ 0 & 0 & 1/2 & 0 & 1/2 \\ 0 & 0 & 1/2 & 1/2 & 0 \end{bmatrix}$$

Pada penelitian ini, digunakan matriks *Queen Contiguity* untuk mengidentifikasi hubungan ketetanggaan pada wilayah kabupaten/kota di Jawa Timur. Hal ini didasarkan pada hubungan antar wilayah kabupaten/kota di Jawa Timur yang bersinggungan secara sisi maupun sudut. Tidak semua wilayah berbatasan langsung. Terdapat Pulau Madura yang tidak berbatasan langsung dengan Pulau Jawa, namun antar pulau ini dihubungkan oleh jembatan yang menyebabkan aktivitas ekonomi masih saling mempengaruhi.

2.5. Model Regresi Spasial

Menurut Elhorst (2014), Model penuh dari efek interaksi spasial pada variabel endogen, eksogen maupun galat sebagai berikut:

$$Y = \delta WY + X\beta + WX\theta + u \tag{2.4}$$

$$u = \lambda Wu + \varepsilon \tag{2.5}$$

di mana:

WY : efek interaksi endogen antar variabel dependen

WX : efek interaksi eksogen antar variabel independen

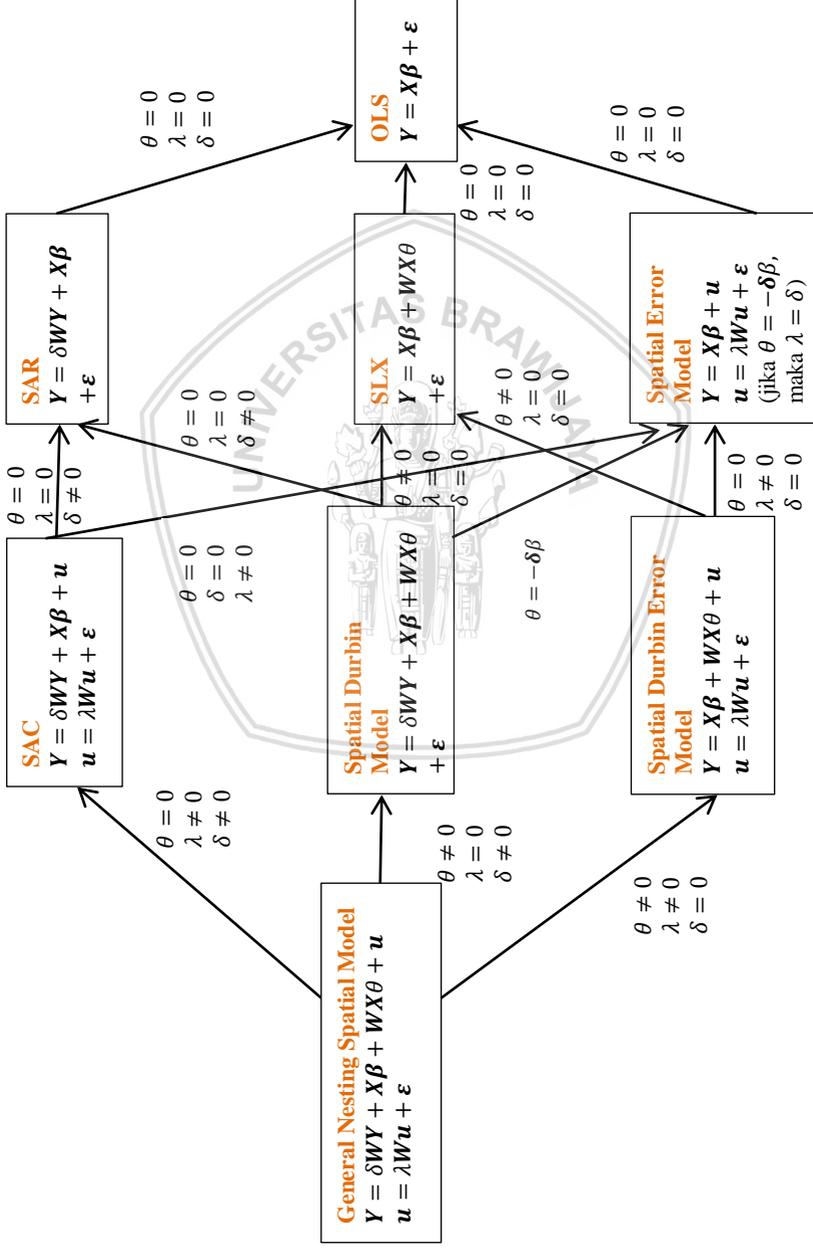
Wu : efek interaksi antar galat di lokasi yang berbeda

Model penuh dari ketiga efek spasial juga dapat disebut model *General Nesting Spatial* (GNS). Model GNS dapat direduksi menjadi model regresi spasial yang lebih sederhana tergantung hasil uji hipotesis yang dilakukan. Jika pada uji hipotesis model GNS tidak terdapat efek spasial pada variabel prediktor, maka model GNS



tereduksi menjadi model *Spatial Autoregressive Confused* (SAC). Model GNS yang tidak memiliki efek spasial pada variabel prediktor dan galat dapat direduksi menjadi Model *Spatial Autoregressive* (SAR). Namun jika model GNS tidak memiliki efek spasial pada variabel respon dan prediktor maka akan menjadi Model *Spatial Error* (SEM). Secara umum hubungan antar model regresi spasial dapat diilustrasikan pada Gambar 2.2 berikut:





Gambar 2.2. Hubungan model spasial dengan ketergantungan yang berbeda untuk data cross section (Elhorst, 2014)

2.6. General Nesting Spatial (GNS)

Model *General Nesting Spatial* (GNS) merupakan model yang terjadi akibat adanya interaksi spasial pada variabel respon, variabel prediktor, dan galat. Menurut Elhorst (2014), Model GNS dapat ditulis sebagai berikut:

$$Y = \delta WY + X\beta + WX\theta + u \tag{2.6}$$

$$u = \lambda Wu + \varepsilon \tag{2.7}$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$$

di mana:

- Y** : vektor variabel respon berukuran $n \times 1$
- X** : matriks variabel prediktor berukuran $n \times (k + 1)$
- δ : koefisien lag spasial variabel respon
- λ : koefisien lag spasial galat
- θ : koefisien lag spasial variabel prediktor
- W** : matriks pembobot spasial berukuran $n \times n$
- β : vektor parameter regresi berukuran $(k + 1) \times 1$
- ε : vektor galat berukuran $n \times 1$

Persamaan (2.6) dapat disederhanakan menjadi:

$$Y = \delta WY + Z\beta + u \tag{2.8}$$

$$u = \lambda Wu + \varepsilon \tag{2.9}$$

Keterangan:

$$Z = (X \quad WX)$$

$$\beta = (\beta_0 \quad \beta_1 \quad \dots \quad \beta_k \quad \theta_1 \quad \theta_2 \quad \dots \quad \theta_k)^T$$

2.7. Pendugaan Parameter *General Nesting Spatial* (GNS) dengan menggunakan *Generalized Spatial Two-Stage Least Square* (GS2SLS)

Generalized Spatial Two-Stage Least Square (GS2SLS) dikenalkan oleh Kelejian dan Prucha (1998). Metode pendugaan GS2SLS merupakan pengembangan dari Metode 2SLS untuk permasalahan endogenitas pada **WY** dan Metode *Generalized Method of Moments* (GMM) untuk permasalahan struktur korelasi



spasial pada galat (Arbia, 2014). Prosedur GS2SLS dapat diperoleh menggunakan beberapa tahap berikut:

- 1) Melakukan pendugaan parameter *spatial autoregressive* (δ) pada persamaan (2.8) dengan menggunakan metode 2SLS. Metode 2SLS dapat digunakan untuk menghilangkan masalah endogenitas (WY). Estimasi dengan menggunakan Metode 2SLS membutuhkan instrumen yang berkorelasi dengan WY dan tidak berkorelasi dengan galat. Persamaan (2.8) dapat ditulis kembali sebagai berikut:

$$\begin{aligned} Y &= \delta WY + Z\beta + u \\ Y - \delta WY &= Z\beta + u \\ (I - \delta W)Y &= Z\beta + u \\ Y &= (I - \delta W)^{-1}Z\beta + (I - \delta W)^{-1}u \\ E(Y) &= (I - \delta W)^{-1}Z\beta \end{aligned} \quad (2.10)$$

karena $|\delta| < 1$, maka invers matriks pada persamaan (2.10) dapat ditulis:

$$(I - \delta W)^{-1}Z\beta = I + \delta W + \delta^2 W^2 + \dots$$

sehingga:

$$\begin{aligned} E(Y) &= [I + \delta W + \delta^2 W^2 + \dots]Z\beta \\ &= Z\beta + WZ\delta\beta + W^2Z\delta^2\beta + \dots \end{aligned}$$

$E(Y)$ dapat ditulis sebagai fungsi linier Z, WZ, W^2Z, \dots . Dua elemen pertama pada bentuk linier tersebut digunakan untuk elemen instrumen H . Instrumen H dapat ditulis sebagai berikut:

$$H = [Z \quad WZ]$$

Persamaan (2.8) dapat dimodifikasi menjadi:

$$\begin{aligned} Y &= \delta WY + Z\beta + u \\ Y &= M\rho + u \end{aligned} \quad (2.11)$$

dengan:

$$M = [WY \quad Z] \text{ dan } \rho = [\delta \quad \beta]$$

Di *stage* pertama dari prosedur *Two-Stage*, variabel independen M diregresikan pada instrumen H sebagai berikut:

$$M = H\gamma + \eta \quad (2.12)$$

dengan η adalah galat. Parameter pada persamaan (2.12) kemudian diduga menggunakan *OLS*:

$$\hat{\gamma} = (H^T H)^{-1} H^T M \quad (2.13)$$

Penduga bagi M dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$\hat{M} = H\hat{Y} = H(H^T H)^{-1} H^T M = P_H M \quad (2.14)$$

Keterangan:

$$P_H = H(H^T H)^{-1} H^T \quad (2.15)$$

Jika penduga bagi M sudah didapatkan, maka *stage* kedua adalah menduga parameter pada persamaan (2.11) dengan menggunakan OLS, didapatkan:

$$Y = \hat{M}\rho + u \quad (2.16)$$

maka didapatkan penduga parameter ρ sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \hat{\rho}_{2SLS} &= (\hat{M}^T \hat{M})^{-1} \hat{M}^T Y \\ &= (M^T P_H^T P_H M)^{-1} M^T P_H^T Y \\ &= (M^T P_H M)^{-1} M^T P_H Y \\ &= (M^T H(H^T H)^{-1} H^T M)^{-1} M^T H(H^T H)^{-1} H^T Y \end{aligned} \quad (2.17)$$

dengan $\hat{\rho}_{2SLS} = [\hat{\delta} \quad \hat{\beta}]$

- 2) Mencari penduga konsisten bagi parameter *spatial error* (λ) dengan menggunakan prosedur GMM (Kelejian dan Prucha, 1999). Persamaan (2.9) dapat ditulis dalam bentuk skalar sebagai berikut:

$$u_i = \lambda \sum_{j=1}^n w_{ij} u_j + \varepsilon_i \quad (2.18)$$

Kemudian didefinisikan:

$$\bar{u}_i = \sum_{j=1}^n w_{ij} u_j; \quad \bar{\bar{u}}_i = \sum_{j=1}^n w_{ij} \bar{u}_j; \quad \bar{\varepsilon}_i = \sum_{j=1}^n w_{ij} \varepsilon_j \quad (2.19)$$

Dari persamaan (2.18) didapatkan:

$$u_i - \lambda \bar{u}_i = u_i - \lambda \sum_{j=1}^n w_{ij} u_j = \varepsilon_i \quad (2.20)$$

$$\bar{u}_i - \lambda \bar{\bar{u}}_i = \bar{\varepsilon}_i \quad (2.21)$$

Kondisi momen pertama dan kedua didapatkan dengan mencari rata-rata dari hasil pengkuadratan persamaan (2.20) dan (2.21). Kondisi momen ketiga didapatkan dengan mencari rata-rata dari hasil perkalian persamaan (2.20) dan (2.21). Ketiga kondisi momen tersebut dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (u_i - \lambda \bar{u}_i)^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2 = E(\varepsilon_i^2) \quad (2.22)$$

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\bar{u}_i - \lambda \bar{\bar{u}}_i)^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \bar{\varepsilon}_i^2 = E(\bar{\varepsilon}_i^2) \quad (2.23)$$

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (u_i - \lambda \bar{u}_i)(\bar{u}_i - \lambda \bar{\bar{u}}_i) = E(\varepsilon_i \bar{\varepsilon}_i) \quad (2.24)$$

Seperti yang dijelaskan oleh Kelejian & Prucha (1998), perhatikan bahwa:

$$E(\varepsilon_i^2) = \sigma_\varepsilon^2; \quad E(\bar{\varepsilon}_i^2) = \sigma_\varepsilon^2 \operatorname{tr} \frac{\mathbf{W}^T \mathbf{W}}{n}; \quad E(\varepsilon_i \bar{\varepsilon}_i) = 0 \quad (2.25)$$

pada tahap pertama didapatkan galat:

$$\hat{\mathbf{u}} = \mathbf{Y} - \mathbf{Z}\tilde{\boldsymbol{\beta}} - \tilde{\boldsymbol{\delta}}\mathbf{W}\mathbf{Y} \quad (2.26)$$

sehingga dapat didefinisikan:

$$\hat{\mathbf{u}} = \mathbf{W}\hat{\mathbf{u}} \quad (2.27)$$

$$\hat{\mathbf{u}} = \mathbf{W}^2\hat{\mathbf{u}} \quad (2.28)$$

Kemudian substitusikan persamaan (2.25) dan hasil pendugaan galat yang didapat pada persamaan (2.26), (2.27) dan (2.28) dari tahap 1 ke dalam persamaan (2.29), didapatkan persamaan:

$$\begin{cases} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{u}_i - \lambda \hat{u}_i)^2 = \sigma_\varepsilon^2 \\ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{u}_i - \lambda \hat{u}_i)^2 = \sigma_\varepsilon^2 \operatorname{tr} \frac{\mathbf{W}^T \mathbf{W}}{n} \\ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{u}_i - \lambda \hat{u}_i)(\hat{u}_i - \lambda \hat{u}_i) = 0 \end{cases} \quad (2.29)$$

Setelah dilakukan manipulasi aljabar sederhana didapatkan:

$$\begin{aligned} \lambda^2 \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2 - \frac{2}{n} \lambda \sum_{i=1}^n \hat{u}_i \hat{u}_i - \sigma_\varepsilon^2 &= -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{u}_i)^2 \\ \lambda^2 \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2 - \frac{2}{n} \lambda \sum_{i=1}^n \hat{u}_i \hat{u}_i - \sigma_\varepsilon^2 \operatorname{tr} \frac{\mathbf{W}^T \mathbf{W}}{n} &= -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2 \end{aligned} \quad (2.30)$$

$$\frac{\lambda^2}{n} \sum_{i=1}^n \hat{u}_i \hat{u}_i - \lambda \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2 + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{u}_i \hat{u}_i \right) = -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{u}_i \hat{u}_i$$

Persamaan (2.40) dapat ditulis lebih sederhana dalam bentuk matriks:

$$\mathbf{A}_1 \boldsymbol{\varphi} - \mathbf{A}_2 = 0 \quad (2.31)$$

di mana:

$$\mathbf{A}_1 = \begin{bmatrix} 1/n \sum \hat{u}_i^2 & -2/n \sum \hat{u}_i \hat{u}_i & -1 \\ 1/n \sum \hat{u}_i^2 & -2/n \sum \hat{u}_i \hat{u}_i & -1/n \left(\operatorname{tr} \frac{\mathbf{W}^T \mathbf{W}}{n} \right) \\ 1/n \sum \hat{u}_i \hat{u}_i & -1/n \left(\sum \hat{u}_i^2 + \sum \hat{u}_i \hat{u}_i \right) & 0 \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{A}_2^T = \left[-\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{u}_i)^2 \quad -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2 \quad -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{u}_i \hat{u}_i \right]$$

$$\boldsymbol{\varphi}^T = [\lambda^2 \quad \lambda \quad \sigma_\varepsilon^2]$$

Kemudian, vektor pendugaan parameter yang konsisten didapatkan dengan:

$$\boldsymbol{\varphi} = \mathbf{A}_1^{-1} \mathbf{A}_2 = [\lambda^2 \quad \lambda \quad \sigma_\varepsilon^2] \quad (2.32)$$

Dari persamaan (2.32) didapatkan penduga konsisten bagi $\hat{\lambda}$.

- 3) Menggunakan penduga $\hat{\lambda}$ yang didapatkan pada tahap 3 untuk mentransformasi model GNS menjadi:

$$(I - \hat{\lambda}W)Y = (I - \hat{\lambda}W)(Z\beta + \delta WY) + \varepsilon \quad (2.33)$$

Persamaan (2.33) dapat ditulis menggunakan transformasi yang dikenal dengan transformasi *Cochrane-Orcut* sebagai berikut:

$$\begin{aligned} Y^* &= (I - \lambda W)Y \\ Z^* &= (I - \lambda W)Z \end{aligned}$$

dapat disederhanakan menjadi

$$Y^* = Q^* \tau + \varepsilon \quad (2.34)$$

- 4) Terakhir, menduga parameter β dan δ pada persamaan (2.34) menggunakan metode 2SLS dengan $H = [Z \quad WZ \quad W^2Z]$ sebagai instrumen, seperti pada tahap 1. Dari tahap ini didapatkan:

$$\tilde{\tau}_{GS2SLS} = [\hat{Q}^{*T} \hat{Q}^*]^{-1} \hat{Q}^{*T} Y^* \quad (2.35)$$

$$\begin{aligned} &= [Q^{*T} P_H^T P_H Q^*]^{-1} Q^{*T} P_H Y^* \\ &= [Q^{*T} P_H Q^*]^{-1} Q^{*T} P_H Y^* \\ &= [Q^{*T} P_H Q^*]^{-1} Q^{*T} P_H Y^* \\ &= [Q^{*T} H (H^T H)^{-1} H^T Q^*]^{-1} Q^{*T} H (H^T H)^{-1} H^T Y^* \end{aligned} \quad (2.36)$$

di mana:

$$\begin{aligned} \tilde{\tau}_{GS2SLS} &= [\beta \quad \delta] \\ Q &= [Z \quad WY] \\ Q^* &= (I - \hat{\lambda}W)Q \\ \hat{Q}^* &= H(H^T H)^{-1} H^T Q^* = P_H Q^* \end{aligned}$$

Nilai harapan dari penduga τ sebagai berikut:

$$\begin{aligned} E(\tilde{\tau}_{GS2SLS}) &= E \left[[\hat{Q}^{*T} \hat{Q}^*]^{-1} \hat{Q}^{*T} Y^* \right] \\ &= [\hat{Q}^{*T} \hat{Q}^*]^{-1} \hat{Q}^{*T} E(Y^*) \\ &= [\hat{Q}^{*T} \hat{Q}^*]^{-1} \hat{Q}^{*T} (Q\tau) \\ &= [Q^{*T} H (H^T H)^{-1} H^T Q^*]^{-1} Q^{*T} H (H^T H)^{-1} H^T (Q\tau) \\ &= \tau \end{aligned} \quad (2.37)$$

Ragam atau varians dari penduga τ sebagai berikut:

$$Var(\tilde{\tau}_{GS2SLS}) = Var \left[[\hat{Q}^{*T} \hat{Q}^*]^{-1} \hat{Q}^{*T} Y^* \right]$$



$$\begin{aligned}
 &= [\hat{Q}^{*T}\hat{Q}^*]^{-1}\hat{Q}^{*T}var(Y)\hat{Q}^*[\hat{Q}^{*T}\hat{Q}^*]^{-1} \\
 &= \sigma_\varepsilon^2[\hat{Q}^{*T}\hat{Q}^*]^{-1}
 \end{aligned}$$

Kelejian dan Prucha (1998) menunjukkan bahwa pendugaan dengan metode GS2SLS konsisten dengan ragam asimtotik:

$$\sigma_\varepsilon^2[\hat{Q}^{*T}\hat{Q}^*]^{-1} \tag{2.38}$$

2.8. Spatial Autoregressive Confused (SAC)

Model ini dikembangkan oleh Anselin (1988) dengan nama lain *General Spatial Model*. Model *Spatial Autoregressive Confused* (SAC) merupakan model yang terjadi akibat adanya interaksi spasial pada variabel respon dan galat. Model SAC terbentuk ketika model umum GNS pada persamaan (2.6) memiliki nilai $\theta = 0$. Menurut Elhorst (2014), model SAC dapat ditulis sebagai berikut:

$$Y = \delta WY + X\beta + u \tag{2.39}$$

$$u = \lambda Wu + \varepsilon \tag{2.40}$$

$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$

dimana:

- Y** : vektor variabel respon berukuran $n \times 1$
- X** : matriks variabel prediktor berukuran $n \times (k + 1)$
- δ : koefisien lag spasial variabel respon
- λ : koefisien lag spasial galat
- W** : matriks pembobot spasial berukuran $n \times n$
- β** : vektor parameter regresi berukuran $(k + 1) \times 1$
- ε** : vektor galat berukuran $n \times 1$

Pendugaan parameter pada model SAC hampir sama dengan pendugaan parameter pada model GNS. Perbedaannya terletak pada matriks **Z**. Pada model GNS matriks **Z** terdiri dari elemen **X** dan **WX** sedangkan pada model SAC terdiri dari elemen **X**. Namun secara umum, pendugaan parameter kedua model tersebut sama.

2.9. Uji Signifikansi Parameter

Uji signifikansi parameter menggunakan uji Z. Pengujian parameter model regresi spasial dilakukan untuk mengetahui parameter mana yang berpengaruh signifikan terhadap variabel



respon. Pengujian signifikansi setiap parameter pada model model GNS maupun model SAC diberikan sebagai berikut:

1. Uji signifikansi parameter δ

$$H_0: \delta = 0$$

$$H_1: \delta \neq 0$$

Statistik Uji Z dapat dinyatakan dengan:

$$Z = \frac{\hat{\delta} - \delta}{s.e(\hat{\delta})} \quad (2.41)$$

di mana:

$\hat{\delta}$: penduga parameter

$S.e(\hat{\delta})$: akar varians pendugaan parameter

2. Uji signifikansi parameter β

$$H_0: \beta_p = 0$$

$$H_1: \beta_p \neq 0$$

Statistik Uji Z dapat dinyatakan dengan:

$$Z = \frac{\hat{\beta}_p - \beta_p}{S.e(\hat{\beta}_p)} \quad (2.42)$$

di mana:

$\hat{\beta}_p$: penduga parameter ke p

$S.e(\hat{\beta}_p)$: akar varians pendugaan parameter ke-p dari elemen matriks diagonal varians

3. Uji signifikansi parameter θ

$$H_0: \theta_p = 0$$

$$H_1: \theta_p \neq 0$$

Statistik Uji Z dapat dinyatakan dengan:

$$Z = \frac{\hat{\theta}_p - \theta_p}{S.e(\hat{\theta}_p)} \quad (2.43)$$

di mana:

$\hat{\theta}_p$: penduga parameter ke p

$S.e(\hat{\theta}_p)$: akar varians pendugaan parameter ke-p dari elemen matriks diagonal varians

4. Uji signifikansi parameter λ

$$H_0: \lambda = 0$$

$$H_1: \lambda \neq 0$$

Statistik Uji Z dapat dinyatakan dengan:

$$Z = \frac{\hat{\lambda} - \lambda}{S.e(\hat{\lambda})} \quad (2.44)$$



di mana:

- $\hat{\lambda}$: penduga parameter
- $S.e(\hat{\lambda})$: akar varians pendugaan parameter dari elemen matriks diagonal varians

Dengan matriks varian sebagai berikut:

$$var(\hat{\phi}_p) = \sigma_{\varepsilon}^2 [\hat{Q}^* T \hat{Q}^*]^{-1}$$

di mana

$\hat{\phi}_p$: parameter regresi spasial (δ, β, θ dan λ)

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 = \frac{\varepsilon^T \varepsilon}{n}$$

$\hat{\varepsilon}$: sisaan

Keputusan menolak H_0 apabila $Z > Z_{\alpha/2}$ yang berarti parameter signifikan.

2.10. Asumsi Regresi Spasial

2.10.1. Normalitas Sisaan

Pada asumsi regresi klasik, galat diasumsikan menyebar mengikuti distribusi normal dengan rata-rata μ dan ragam σ^2 (Gujarati, 2003). Terdapat beberapa cara untuk mendeteksi kenormalan galat. Salah satunya dengan menggunakan *Jarque Bera normality test*. Pengujian normalitas galat dengan menggunakan Uji *Jarque Bera* membutuhkan perhitungan *skewness* dan *kurtosis* terlebih dahulu. Berikut adalah rumus dari *skewness* dan *kurtosis*:

$$S = \frac{\hat{\mu}_3}{\hat{\sigma}_3} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (e_i - \bar{e})^3}{\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (e_i - \bar{e})^2 \right)^{3/2}} \tag{2.45}$$

$$K = \frac{\hat{\mu}_4}{\hat{\sigma}_4} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (e_i - \bar{e})^4}{\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (e_i - \bar{e})^2 \right)^2} \tag{2.46}$$

Statistik Uji *Jarque Berra* didapatkan dengan rumus:

$$JB = n \left[\frac{S^2}{6} + \frac{(K-3)^2}{24} \right] \tag{2.47}$$

di mana:

- n : ukuran sampel
- S : koefisien *skewness*
- K : koefisien *kurtosis*
- e : nilai sisaan dari model regresi spasial
- \bar{e} : rata-rata nilai sisaan dari model regresi spasial



Hipotesis yang digunakan pada Uji *Jarque Bera* sebagai berikut:

$$H_0 : \varepsilon_i \sim N(\mu, \sigma^2)$$

$$H_1 : \varepsilon_i \not\sim N(\mu, \sigma^2)$$

Kriteria pengujian normalitas galat dengan cara membandingkan statistik uji *JB* dengan nilai $\chi_{\alpha,2}^2$. Galat menyebar mengikuti distribusi normal jika nilai uji *Jarque Bera* lebih kecil dari nilai $\chi_{\alpha,2}^2$.

2.10.2. Non Multikolinieritas

Menurut Gujarati (2003) tidak adanya multikolinieritas berarti tidak adanya hubungan linier yang benar-benar pasti di antara variabel-variabel penjelas (*X*), yang tercakup dalam regresi berganda. Pendeteksian adanya multikolinieritas dilakukan dengan cara melihat nilai *Variance Inflation Factor* (VIF). Rumus VIF dapat dijelaskan sebagai berikut:

$$VIF = \frac{1}{(1-R_j^2)} \quad (2.48)$$

di mana:

R_j^2 : koefisien determinasi dari *Auxiliary Regression*

Auxiliary Regression : Regresi dengan peubah X_j sebagai respon dan variabel penjelas lainnya sebagai prediktor.

Apabila nilai $VIF \geq 10$, maka terjadi multikolinieritas. Diperlukan penanganan atau perbaikan lebih lanjut jika terjadi multikolinieritas.

2.10.3. Non Autokorelasi Spasial

Salah satu asumsi dasar dari metode regresi dengan kuadrat terkecil adalah tidak adanya korelasi antar galat. Asumsi klasik tentang regresi linear mensyaratkan tidak terdapat autokorelasi, yaitu bahwa $E(u_i, u_j) = 0, i \neq j$, tetapi pada autokorelasi $E(u_i, u_j) \neq 0, i \neq j$ (Ekananda, 2015).

Menurut Gujarati (2003), pada data *cross section*, data dikumpulkan dengan mengambil sampel acak dari unit-unit *cross section* seperti rumah tangga, perusahaan, dan lain sebagainya. Oleh

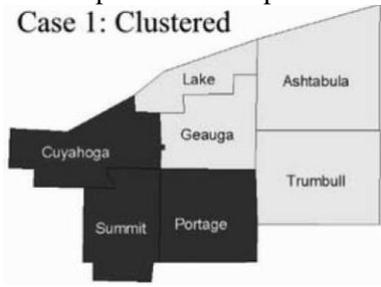
sebab itu, tidak terdapat alasan untuk mempercayai bahwa faktor galat yang muncul pada rumah tangga/perusahaan saling berkorelasi dengan faktor galat yang ada pada rumah tangga /perusahaan lain. Jika terdapat korelasi pada unit-unit *cross section* semacam itu maka disebut dengan autokorelasi spasial, yaitu korelasi antar tempat (lokasi) dan bukan antar waktu.

Menurut Lee dan Wong (2001) autokorelasi spasial terjadi karena adanya ketergantungan antar lokasi pengamatan. Sifat dasar dari data yang memiliki autokorelasi spasial adalah nilainya tidak acak pada setiap lokasi. Namun, nilai amatan pada lokasi i mempunyai hubungan dengan nilai amatan pada lokasi j yang letaknya berdekatan. Dengan koefisien autokorelasi spasial dapat diukur kedekatan lokasi dan kemiripan karakteristik dari lokasi.

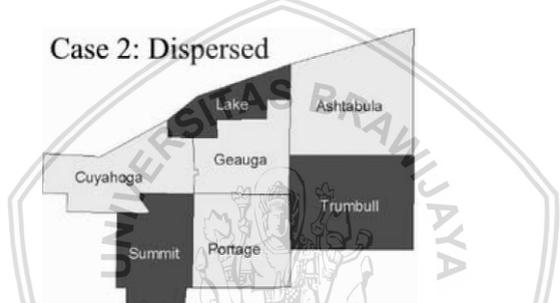
Pola autokorelasi spasial dapat dibedakan menjadi tiga macam, yaitu: autokorelasi spasial positif, autokorelasi spasial negatif, dan tidak terdapat autokorelasi spasial. Lee dan Wong (2001) mengilustrasikan tujuh wilayah di Ohio Timur yaitu: Cuyahoga, Summit, Portage, Lake, Geauga, Trumbull, dan Ashtabula untuk menggambarkan pola autokorelasi spasial. Ketiga pola autokorelasi diilustrasikan sebagai berikut:

1. Autokorelasi spasial positif, terjadi ketika lokasi yang berdekatan memiliki nilai yang sama. Hal ini terlihat pada Gambar 2.3(a) di mana wilayah yang berwarna gelap yaitu: Cuyahoga, Summit, dan Portage membentuk pola *clustered* karena memiliki nilai yang sama. Begitu juga dengan wilayah yang berwarna terang yaitu: Lake, Geauga, Ashtabula, dan Trumbull. Wilayah berwarna terang juga membentuk pola *clustered* karena memiliki nilai yang sama.
2. Autokorelasi spasial negatif, terjadi ketika lokasi yang berdekatan memiliki nilai yang berbeda. Hal ini terlihat dari Gambar 2.3(b) di mana wilayah yang berwarna gelap yaitu: Summit, Lake, dan Trumbull memiliki nilai yang sama namun letaknya saling berjauhan. Pola *dispered* atau menyebar terjadi pada autokorelasi spasial negatif.
3. Tidak terdapat autokorelasi spasial, terjadi ketika nilai yang diamati pada lokasi tertentu tidak bergantung pada lokasi yang berdekatan. Hal ini dapat dilihat dari Gambar 2.3(c) di mana wilayah yang berwarna gelap maupun terang tidak membentuk

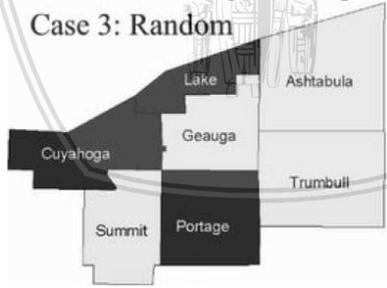
pola gerombol ataupun menyebar. Pola menggambarkan tidak adanya autokorelasi spasial disebut pola acak (*random*).



(a). Autokorelasi Spasial positif



(b). Autokorelasi Spasial Negatif



(c). Tidak terdapat Autokorelasi Spasial

Gambar 2.3 Pola Autokorelasi Spasial (Lee dan Wong, 2001)

Pendeteksian autokorelasi spasial dapat menggunakan uji Moran's I. Hipotesis yang digunakan sebagai berikut:

$$H_0: I = 0$$

$$H_1: I \neq 0$$

Statistik uji Moran's I dapat didefinisikan sebagai berikut:



$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}(x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}(x_i - \bar{x})^2} \quad (2.49)$$

di mana:

- w_{ij} : elemen dari matriks pembobot spasial yang telah distandarisasi
- x_i : nilai amatan di lokasi i
- x_j : nilai amatan di lokasi j
- \bar{x} : nilai rata-rata x_i dari n lokasi
- n : banyaknya lokasi yang diamati

Nilai statistik uji Moran's I terletak antara -1, jika terjadi autokorelasi negatif hingga 1, jika terjadi autokorelasi positif. Apabila tidak terdapat autokorelasi spasial, maka nilai harapan Moran's I dapat didefinisikan sebagai berikut:

$$E(I) = \frac{-1}{n-1} \quad (2.50)$$

$$Var(I) = \frac{n^2 S_1 - n S_2 + 3W^2}{W^2(n^2 - 1)} - [E(I)^2] \quad (2.51)$$

di mana,

$$W = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \quad (2.52)$$

$$S_1 = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (w_{ij} + w_{ji})^2}{2} \quad (2.53)$$

$$S_2 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (w_{ij} + w_{ji})^2 \quad (2.54)$$

Setelah nilai harapan dan ragam didapatkan, nilai standarisasi dari I adalah sebagai berikut:

$$Z(I) = \frac{I - E(I)}{\sqrt{var(I)}} \quad (2.55)$$

Jika $Z(I)$ kurang dari $Z_{\alpha/2}$, maka hipotesis nol ditolak sehingga dapat dinyatakan terdapat autokorelasi spasial.

Menurut Lee dan Wong (2001), Pola spasial yang terbentuk dapat diketahui dengan cara membandingkan statistik uji Moran's I dengan nilai harapan I. Berikut adalah tabel pola spasial yang kemungkinan terbentuk.



Tabel 2.1 Pola Spasial menggunakan Indeks Moran.

Pola Spasial	Perbandingan I dengan $E(I)$
Pola <i>Clustered</i> di mana lokasi yang berdekatan menunjukkan karakteristik yang mirip.	$I > E(I)$
Pola <i>Random</i> di mana antar lokasi tidak menunjukkan pola yang mirip	$I = E(I)$
Pola <i>Dispered</i> di mana lokasi yang berdekatan menunjukkan karakteristik yang berbeda.	$I < E(I)$

2.10.4. Non Heterogenitas

Heterogenitas adalah ketidakstabilan sifat variabel yang berakibat pada beragamnya parameter dan ragam galat tidak homogen (Anselin, 1988). Pengujian Heterogenitas menggunakan uji *Breusch-Pagan*. Hipotesis yang digunakan untuk uji *Breusch-Pagan* sebagai berikut:

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

$$H_1: \text{minimal terdapat satu } \sigma_i^2 \neq \sigma^2$$

Statistik Uji *Breusch-Pagan* dapat didefinisikan sebagai berikut:

$$BP = \frac{1}{2} [f^T Z (Z^T Z)^{-1} Z^T f] \sim \chi_{\alpha, p}^2 \quad (2.56)$$

dengan nilai elemen f :

$$f_i = \frac{e_i^2}{e^T e} - 1 \quad (2.57)$$

di mana,

e_i : galat untuk observasi ke- i

Z : matriks dari variabel prediktor yang sudah distandarisasi berukuran $n \times (k + 1)$

Pengujian Heterogenitas dilakukan dengan cara membandingkan nilai Statistik Uji *Breusch-Pagan* dengan $\chi_{\alpha, k+1}^2$. Jika nilai Statistik Uji *Breusch-Pagan* lebih besar dibanding nilai $\chi_{\alpha, k+1}^2$, maka hipotesis nol ditolak atau terdapat heterogenitas.



2.11. Efek Langsung dan Tidak Langsung

Pada model regresi linier sederhana, interpretasi parameter didapatkan langsung dari penurunan parsial variabel dependen terhadap variabel independen. Namun, pada model regresi spasial interpretasi parameternya tidak sesederhana interpretasi pada model regresi linier sederhana (Arbia, 2014). Misalkan pada model *General Nesting Spatial* (GNS). Perubahan nilai amatan pada variabel x di lokasi i tidak hanya berpengaruh terhadap nilai amatan pada variabel y di lokasi i , tetapi juga berpengaruh terhadap nilai amatan pada variabel y di lokasi j . Solusi pada model GNS adalah dengan mengevaluasi turunan parsial $\frac{\partial y_i}{\partial x_i}$ dalam setiap model spasial. Dengan menulis kembali model GNS pada Gambar 2.3 sebagai berikut:

$$Y = \delta WY + X\beta + WX\theta + u$$

$$u = \lambda Wu + \varepsilon$$

Sehingga didapatkan:

$$E(Y) = (I - \delta W)^{-1}(X\beta + WX\theta) \tag{2.58}$$

Efek langsung dan tidak langsung didapatkan dengan asumsi X saling bebas dengan u , oleh sebab itu solusi ditentukan secara sebab akibat sehubungan dengan Y (Burrige dkk., 2016). Matriks turunan parsial $E(Y)$ terhadap variabel independen sebanyak k di lokasi 1 hingga n disusun sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial E(Y)}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial E(Y)}{\partial x_{nk}} \end{bmatrix} = S = \begin{bmatrix} \frac{\partial E(y_1)}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial E(y_1)}{\partial x_{nk}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial E(y_n)}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial E(y_n)}{\partial x_{nk}} \end{bmatrix}$$

$$S = (I - \delta W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & w_{12}\theta_k & \dots & w_{1n}\theta_k \\ w_{21}\theta_k & \beta_k & \dots & w_{2n}\theta_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1}\theta_k & w_{n2}\theta_k & \dots & \beta_k \end{bmatrix}$$

di mana:

w_{ij} : elemen matriks pembobot spasial baris ke- i dan kolom ke- j



Direct Effect atau efek langsung terjadi ketika perubahan nilai amatan pada variabel independen di lokasi i berpengaruh terhadap nilai amatan pada variabel dependen di lokasi i . Namun, ketika perubahan nilai amatan pada variabel independen di lokasi i berpengaruh terhadap nilai amatan pada variabel dependen di lokasi j , maka dinamakan *indirect effect* atau efek tidak langsung. Secara umum karena efek perubahan variabel independen berbeda-beda di setiap lokasi i , maka LeSage dan Pace (2009) menginterpretasikan melalui perhitungan sebagai berikut:

1. *Average Direct Impact*, didefinisikan sebagai rata-rata efek total perubahan x_i terhadap y_i di lokasi yang sama. ADI didapatkan melalui rata-rata semua elemen diagonal matriks S .

$$ADI = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\partial E(y_i)}{\partial x_i} \quad (2.59)$$

2. *Average Total Impact to Observation*, didefinisikan sebagai pengukuran efek yang dihasilkan oleh satu lokasi akibat perubahan semua lokasi pengamatan lainnya. ATIT didapatkan melalui penjumlahan baris ke i pada matriks S .

$$ATIT_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\partial E(y_i)}{\partial x_j} \quad (2.60)$$

3. *Average Total Impact From an Observation*, didefinisikan sebagai pengukuran efek yang dihasilkan oleh satu lokasi dan berakibat pada semua lokasi pengamatan lainnya. ATIF didapatkan melalui penjumlahan kolom ke j pada matriks S .

$$ATIF_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \frac{\partial E(y_i)}{\partial x_j} \quad (2.61)$$

4. *Average Total Impact*, merupakan pengukuran efek rata-rata dari dua efek sebelumnya. ATI didapatkan melalui perhitungan rata-rata semua elemen matriks S .

$$ATI = \frac{1}{n} i^t S i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n ATIT_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n ATIF_j \quad (2.62)$$

di mana:

i : vektor angka 1 berukuran $n \times 1$

5. *Average Indirect Impact*, merupakan selisih antara *Average Total Impact* dengan *Average Direct Impact*. AII didapatkan melalui perhitungan rata-rata semua elemen yang bukan elemen diagonal matriks S .



$$AII = ATI - ADI \quad (2.63)$$

Menurut Elhorst (2014) Efek langsung maupun tidak langsung dari berbagai model spasial dijelaskan pada Tabel 2.2:

Tabel 2.2 Efek Langsung dan Tidak Langsung Model Spasial

Model	Efek langsung	Efek tidak langsung
OLS/SEM	β_k	0
SAR/SAC	Rata-rata elemen diagonal dari matriks $(I - \delta W)^{-1} \beta_k$	Rata-rata elemen selain diagonal dari matriks $(I - \delta W)^{-1} \beta_k$
SLX/SDEM	β_k	θ_k
SDM/GNS	Rata-rata elemen diagonal dari matriks $(I - \delta W)^{-1} (\beta_k + W \theta_k)$	Rata-rata elemen selain diagonal dari matriks $(I - \delta W)^{-1} (\beta_k + W \theta_k)$

2.12. Angka Harapan Hidup

Menurut BPS (2016), Angka Harapan Hidup (AHH) adalah rata-rata tahun hidup yang masih akan dijalani oleh seseorang yang telah berhasil mencapai umur x, pada suatu tahun tertentu. Angka harapan hidup merupakan alat untuk mengevaluasi kinerja pemerintah dalam meningkatkan kesejahteraan penduduk pada umumnya, dan meningkatkan derajat kesehatan pada khususnya.

Idealnya angka harapan hidup dihitung berdasarkan angka kematian menurut umur (*Age Spesific Death Rate/ASDR*) yang datanya diperoleh dari catatan kematian secara bertahun-tahun sehingga dimungkinkan dibuat tabel kematian. Namun, karena sistem registrasi penduduk di Indonesia belum berjalan dengan baik, BPS menggunakan program khusus Mortpak untuk menghitung AHH. Data yang digunakan untuk perhitungan AHH dengan Mortpak adalah rata-rata jumlah anak lahir hidup dan rata-rata anak masih hidup menurut kelompok umur ibu 15-49 tahun, yang bersumber dari data hasil SUSENAS dan dengan memperhatikan trend hasil Sensus Penduduk. Berikut faktor-faktor yang diduga mempengaruhi Angka Harapan Hidup:

- a. Faktor Kesehatan



Pada bidang kesehatan, variabel yang diduga berpengaruh terhadap angka harapan hidup adalah jumlah sarana kesehatan dan jumlah bayi gizi buruk. Pemilihan variabel jumlah fasilitas kesehatan didasarkan pada penelitian yang dilakukan oleh Firdial (2010) di mana jumlah fasilitas kesehatan berpengaruh signifikan terhadap angka harapan hidup di Jawa Timur. Jumlah Bayi bergizi buruk dipilih berdasarkan penelitian yang telah dilakukan oleh Aljaza (2015) dimana bayi bergizi buruk berpengaruh signifikan terhadap AHH di Jawa Timur Tahun 2012.

b. Faktor Pendidikan

Pada umumnya semakin maju pendidikan di suatu wilayah maka kesadaran masyarakat akan pentingnya memelihara kesehatan di wilayah tersebut akan semakin tinggi (Ayuni, 2015). Oleh sebab itu, pendidikan diduga berpengaruh terhadap angka harapan hidup di wilayah tersebut. Pada bidang pendidikan, variabel yang digunakan adalah Angka Partisipasi Sekolah SLTA/SMA (16-18 Tahun) menurut kabupaten/kota dan Presentase pendidikan SMA yang ditamatkan penduduk usia 10 tahun ke atas menurut kabupaten/kota.

Angka Partisipasi Sekolah (APS) adalah proporsi dari semua anak yang masih sekolah pada satu kelompok umur tertentu terhadap kelompok umur yang sesuai. Angka ini bermanfaat untuk menunjukkan tingkat partisipasi pendidikan menurut kelompok umur tertentu (BPS, 2016). Perhitungan Angka Partisipasi Sekolah diberikan sebagai berikut:

$$APS = \frac{\text{Banyaknya penduduk usia sekolah tertentu yang sedang sekolah}}{\text{Banyaknya penduduk usia sekolah tertentu}} \times 100 \quad (2.64)$$

c. Faktor Sosial Ekonomi

Menurut Ayuni (2015), bidang keuangan dan ekonomi dapat mempengaruhi angka harapan hidup masyarakat. Semakin tinggi tingkat ekonomi masyarakat, dapat mendukung masyarakat dalam menjalankan hidup sehat dan memelihara kesehatan. Pertumbuhan ekonomi suatu negara di ukur oleh dua indikator utama yaitu PDB untuk lingkup nasional dan PDRB untuk lingkup regional (Wahyuningsih dan Zamzani, 2014).

Mankiw (2003) menjelaskan bahwa terdapat hubungan erat PDB sebuah Negara dengan ukuran kualitas hidup. Negara dengan PDB per kapita yang rendah cenderung memiliki balita dengan berat

saat lahir yang rendah, tingkat kematian bayi dan ibu serta kekurangan gizi yang lebih tinggi, dan akses terhadap air minum yang lebih rendah. PDB yang rendah menunjukkan standar hidup yang dijalani oleh Negara tersebut rendah.

Pertumbuhan ekonomi dalam ruang lingkup regional diukur oleh indikator PDRB. Menurut Saberan (2002), PDRB adalah nilai tambah yang mampu diciptakan dari berbagai aktivitas ekonomi dalam suatu wilayah. Penelitian yang dilakukan oleh Ardianti (2015) menunjukkan bahwa PDRB berpengaruh terhadap angka harapan hidup di Kabupaten Jember. Oleh sebab itu, pada penelitian ini variabel yang diduga berpengaruh terhadap angka harapan hidup dan dapat mewakili faktor ekonomi adalah PDRB.

Angka harapan hidup yang rendah di suatu daerah harus diikuti dengan program pembangunan kesehatan, dan program sosial lainnya termasuk kesehatan lingkungan, kecukupan gizi dan kalori termasuk program pemberantasan kemiskinan. Tingkat kemiskinan yang tinggi menggambarkan bahwa masyarakat belum mampu untuk memenuhi standar hidup yang layak. Pernyataan tersebut menjadi dasar dipilihnya presentase penduduk miskin untuk mewakili faktor sosial yang berpengaruh terhadap angka harapan hidup. Perhitungan presentase penduduk miskin diberikan sebagai berikut:

$$P_{\alpha} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left[\frac{z - y_i}{z} \right]^{\alpha} \quad (2.65)$$

di mana:

α : 0

z : garis kemiskinan

y_i : rata-rata pengeluaran per kapita sebulan penduduk yang berada dibawah garis kemiskinan ($i = 1, 2, 3, \dots, q$), $y_i < z$

q : banyaknya penduduk yang berada di bawah garis kemiskinan

n : jumlah penduduk

P_{α} : presentase penduduk miskin

2.13. Eksternalitas

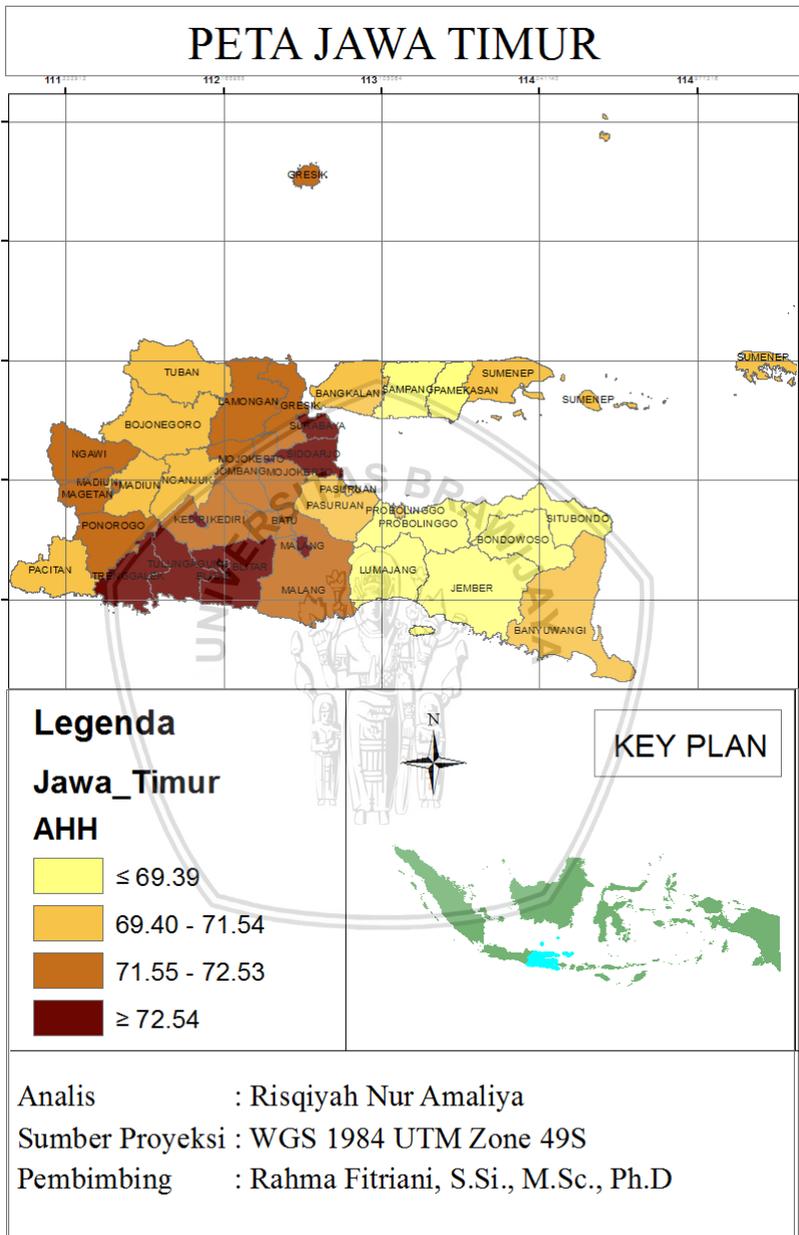
Menurut Case dan Fair (2007), eksternalitas adalah biaya manfaat yang disebabkan oleh suatu aktivitas atau transaksi yang dikenakan atau ditimpakan terhadap beberapa pihak di luar aktivitas atau transaksi. Dengan kata lain, eksternalitas dapat diartikan sebagai

keuntungan atau kerugian yang dinikmati atau diderita pelaku ekonomi sebagai akibat tindakan pelaku ekonomi yang lain (Rahardja dan Manurung, 2008).

Menurut LeSage (2009) pada konteks spasial, eksternalitas timbul dari karakteristik lokasi yang bertetanggan di mana memiliki efek langsung ke lokasi yang menjadi perhatian. LeSage mengilustrasikan eksternalitas dengan karakteristik tanah terhadap harga rumah. Jika suatu rumah memiliki halaman yang ditumbuhi sampah maka menyebabkan habitat tikus dan ular. Hal ini dapat menyebabkan menurunnya nilai jual rumah. Namun, jika suatu rumah memiliki halaman yang ditumbuhi dengan tanaman seperti bunga, maka akan menyebabkan nilai jual rumah tersebut lebih tinggi dari nilai jual rumah yang dipenuhi sampah. Pada pemodelan spasial, karakteristik tanah dari lokasi lain (WX) dapat berpengaruh secara langsung dalam menentukan nilai jual rumah (Y). Eksternalitas bisa terjadi pada variabel respon maupun prediktor. Apabila variabel mengandung unsur W dan signifikan, maka disimpulkan terdapat efek eksternalitas dari perubahan variabel yang digunakan.

2.14. Peta Jawa Timur

Peta kabupaten/kota di Jawa Timur yang menunjukkan unsur kedekatan lokasi diberikan pada Gambar 2.4



Gambar 2.4 Peta Provinsi Jawa Timur



BAB III METODOLOGI

3.1. Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder yang diperoleh dari Badan Pusat Statistik (BPS) Provinsi Jawa Timur tahun 2016. Data yang digunakan adalah Angka Harapan Hidup untuk 38 kabupaten/kota Provinsi Jawa Timur. Rincian variabel yang digunakan dalam penelitian akan dijelaskan pada Tabel 3.1:

Tabel 3.1 Variabel yang Digunakan

Variabel	Definisi Variabel	Satuan
Angka Harapan Hidup (Y)	Rata-rata tahun hidup yang masih akan dijalani oleh seseorang yang telah berhasil mencapai umur x , pada suatu tahun tertentu, dalam situasi mortalitas yang berlaku di lingkungan masyarakatnya	Tahun
Presentase Penduduk Miskin (X_1)	Presentase penduduk yang memiliki rata-rata pengeluaran perkapita perbulan dibawah garis kemiskinan.	Persen (%)
Jumlah Fasilitas Kesehatan (X_2)	Jumlah fasilitas kesehatan berupa rumah sakit, Puskesmas, Posyandu, Polindes di wilayah tertentu	Unit
Jumlah Bayi Bergizi Buruk (X_3)	keadaan kurang gizi tingkat berat pada anak berdasarkan indeks berat badan menurut tinggi badan (BB/TB) kurang dari -3 standar deviasi WHO-NCHS dan atau ditemukan tanda-tanda klinis marasmus, kwashiorkor dan marasmus kwashiorkor	Bayi

Variabel	Definisi Variabel	Satuan
Produk Domestik Regional Bruto (X_4)	Jumlah nilai tambah bruto yang dihasilkan seluruh unit usaha dalam wilayah tertentu	Miliar Rupiah
Angka Partisipasi Sekolah (X_5)	proporsi dari semua anak yang masih sekolah pada satu kelompok umur tertentu terhadap kelompok umur yang sesuai.	Persen(%)

3.2. Metode Analisis

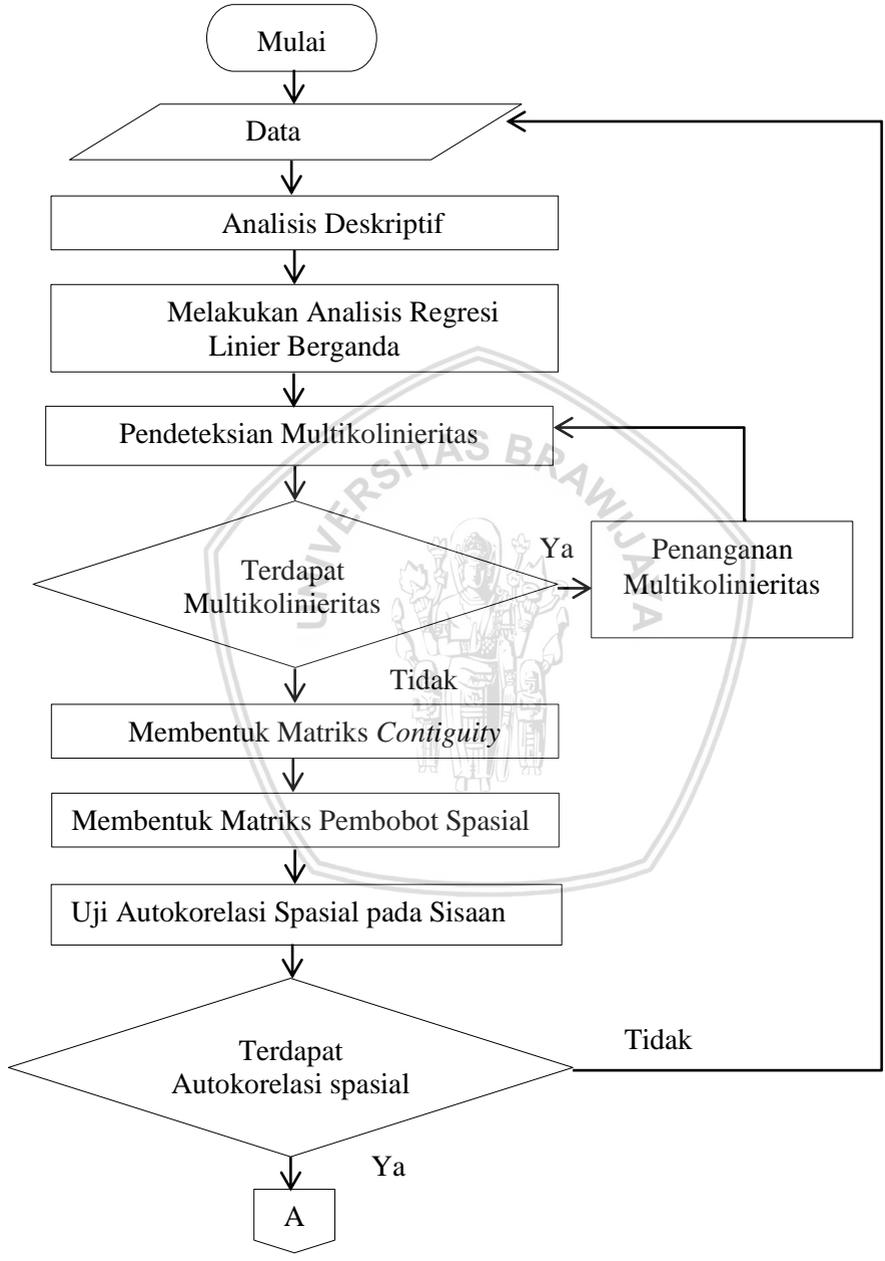
Metode analisis yang digunakan dalam penelitian ini:

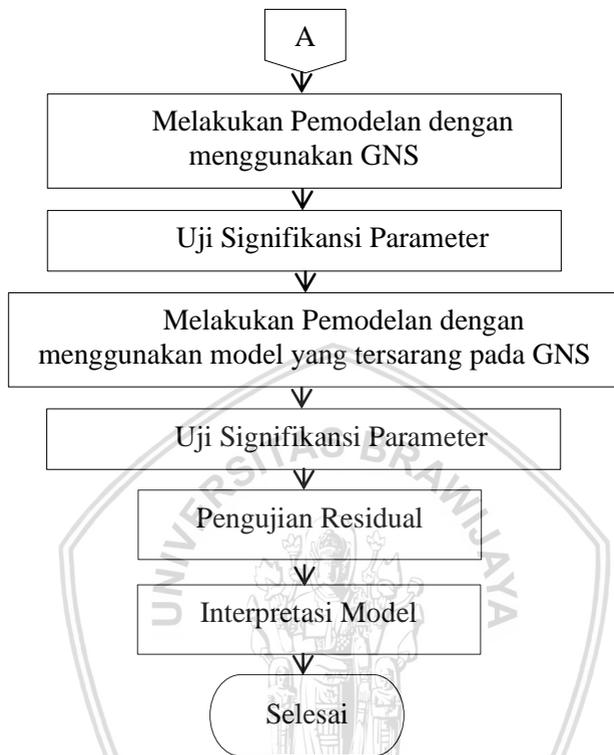
1. Melakukan analisis deskriptif dengan melihat pola autokorelasi spasial pada masing-masing variabel.
2. Meregresikan Angka Harapan Hidup (AHH) sebagai variabel respon dan presentase penduduk miskin, jumlah fasilitas kesehatan, jumlah bayi bergizi buruk, PDRB dan Angka Partisipasi Sekolah (APS) sebagai variabel prediktor.
3. Melakukan pendeteksian non multikolinieritas menggunakan nilai VIF seperti pada persamaan 2.48
4. Membentuk matriks *Contiguity* (C) dengan metode *Queen Contiguity* seperti pada persamaan 2.1
5. Membentuk matriks pembobot spasial (W) seperti pada persamaan 2.2
6. Pengujian autokorelasi spasial pada sisaan menggunakan uji Moran's I seperti pada persamaan 2.49
7. Melakukan pemodelan dengan menggunakan *General Nesting Spatial* sesuai pada persamaan 2.6 dan pengujian signifikansi parameter model
8. Melakukan Pemodelan dengan menggunakan model yang tersarang pada model GNS sesuai dengan Gambar 2.2 dan pengujian signifikansi parameter model.
9. Pengujian residual model yang diperoleh.
 - a. Pengujian normalitas menggunakan uji *Jarque Bera* pada 2.47

- b. Pengujian non heteroskedastisitas menggunakan uji *Breusch Pagan* pada persamaan 2.56
 - c. Pengujian autokorelasi spasial menggunakan uji Moran's I pada persamaan 2.49
10. Interpretasi model yang diperoleh serta menentukan efek langsung dan tidak langsung dari model tersebut.



3.3. Diagram Alir





Gambar 3.1. Diagram Alir Pemodelan Ekonometrika Spasial pada Data Angka Harapan Hidup Kabupaten/Kota Jawa Timur 2016

BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1. Analisis Deskriptif

Analisis statistika deskriptif pada variabel respon dan variabel prediktor disajikan dalam Tabel 4.1.

Tabel 4.1 Statistika Deskriptif untuk Variabel Respon dan Variabel Prediktor.

Variabel	Rata-Rata	Minimum	Maksimum
Angka Harapan Hidup (Y)	71,05 tahun	65,89 tahun	73,87 tahun
Presentase Penduduk Miskin (X_1)	11,87%	4,33%	24,11%
Jumlah Fasilitas Kesehatan (X_2)	1385 unit	173 unit	3291 unit
Jumlah Bayi Gizi Buruk (X_3)	149 bayi	0 bayi	567 bayi
Produk Domestik Regional Bruto (X_4)	Rp.37393,44 miliar	Rp.4079,26 miliar	Rp. 343652,6 miliar
Angka Partisipasi Sekolah (X_5)	72,81%	40,95%	89,52%

Tabel 4.1. menunjukkan nilai rata-rata, minimum, dan maksimum setiap variabel yang digunakan dalam penelitian. Berdasarkan Tabel 4.1. terlihat bahwa sebagian besar AHH di Jawa Timur sebesar 71,05 tahun. AHH kabupaten/kota tertinggi adalah Kota Surabaya sebesar 73,87 tahun. Kemudian untuk AHH kabupaten/kota terendah adalah Kabupaten Bondowoso sebesar 65,89 tahun.

Sebagian besar presentase penduduk miskin kabupaten/kota di Jawa Timur sebesar 11,87%. Kabupaten/kota yang memiliki presentase penduduk miskin tertinggi adalah Kabupaten Sampang sebesar 24,11% sedangkan presentase penduduk miskin terendah adalah Kabupaten Malang sebesar 4,33%.

Sebagian besar jumlah fasilitas kesehatan kabupaten/kota di Jawa Timur sebanyak 1385 unit. Kabupaten/kota yang memiliki jumlah fasilitas kesehatan tertinggi adalah Kabupaten Malang sebanyak 3291 buah sedangkan jumlah fasilitas kesehatan terendah adalah Kota Blitar sebanyak 173 unit.

Sebagian besar jumlah bayi gizi buruk di Jawa Timur sebesar 149 bayi. Jumlah bayi gizi buruk kabupaten/kota tertinggi adalah Kabupaten Banyuwangi sebanyak 567 bayi. Kemudian untuk jumlah bayi gizi buruk kabupaten/kota terendah adalah Kota Mojokerto dimana tidak terdapat bayi bergizi buruk.

Sebagian besar PDRB di Jawa Timur sebesar Rp. 37.393.442.600.000. PDRB kabupaten/kota tertinggi adalah Kota Surabaya sebanyak Rp. 343.652.600.000.000. Kemudian untuk PDRB kabupaten/kota terendah adalah Kota Blitar sebesar Rp. 4.079.260.000.000.

Sebagian besar angka partisipasi sekolah kabupaten/kota di Jawa Timur sebesar 72,81%. Kabupaten/kota yang memiliki angka partisipasi sekolah tertinggi adalah Kota Kediri sebesar 89,52% sedangkan angka partisipasi sekolah terendah adalah Kabupaten Probolinggo sebesar 40,95%.

Kemudian dilakukan eksplorasi data untuk mengetahui pola autokorelasi spasial dari masing-masing variabel. Pengujian autokorelasi spasial dengan menggunakan uji Moran's I. Hipotesis yang diberikan sebagai berikut:

$H_0: I = 0$ (tidak terdapat autokorelasi spasial)

$H_1: I \neq 0$ (terdapat autokorelasi spasial)

Berikut adalah pengujian autokorelasi spasial pada masing-masing variabel dengan menggunakan uji Moran's I:

Tabel 4.2. Pengujian Autokorelasi Spasial Untuk Semua Variabel

Variabel	I	E(I)	<i>p-value</i>	Kesimpulan
Angka Harapan Hidup (Y)	0,6574	-0,0270	$5,0089 \times 10^{-8}$	Terdapat autokorelasi spasial
Presentase Penduduk Miskin (X_1)	0,2644	-0,0270	0,02061	Terdapat autokorelasi spasial

Variabel	I	E(I)	<i>p-value</i>	Kesimpulan
Jumlah Fasilitas Kesehatan (X_2)	-0,0397	-0,0270	0,91931	Tidak terdapat autokorelasi spasial
Jumlah Bayi Gizi Buruk (X_3)	0,1413	-0,0270	0,17568	Tidak terdapat autokorelasi spasial
Produk Domestik Regional Bruto (X_4)	0,2039	-0,0270	0,00518	Terdapat autokorelasi spasial
Angka Partisipasi Sekolah (X_5)	0,3182	-0,0270	0,00619	Terdapat autokorelasi spasial

Berdasarkan hasil pengujian autokorelasi spasial pada Tabel 4.2 dapat dilihat bahwa *p-value* variabel Angka Harapan Hidup (AHH) kurang dari $\alpha = 5\%$ artinya memiliki autokorelasi spasial. Maka dapat disimpulkan angka harapan hidup di lokasi i memiliki hubungan atau korelasi dengan angka harapan hidup di lokasi j yang bertetangga. Pola autokorelasi spasial dapat dilihat dengan cara membandingkan statistik uji moran dengan nilai harapan I. Nilai statistik uji moran variabel AHH lebih dari nilai harapan I. Maka dapat disimpulkan bahwa pola autokorelasi spasial yang terbentuk pada data AHH adalah pola *clustered*/gerombol.

Variabel prediktor yang memiliki autokorelasi spasial adalah variabel presentase penduduk miskin, PDRB dan Angka Partisipasi Sekolah (APS) dimana ketiga variabel tersebut memiliki *p-value* kurang dari $\alpha = 5\%$. Maka dapat disimpulkan presentase penduduk miskin di lokasi i memiliki hubungan atau korelasi dengan presentase penduduk miskin di wilayah j yang bertetangga. PDRB di lokasi i memiliki hubungan atau korelasi dengan PDRB di lokasi j yang

bertetangga. Kemudian, APS di lokasi i juga memiliki hubungan dengan APS di lokasi j yang bertetangga.

4.3. Pendeteksian Multikolinieritas

Multikolinieritas dapat dideteksi dengan menggunakan nilai *Variance Inflation Factor* (VIF) yang dapat dihitung menggunakan persamaan 2.58. Jika terdapat variabel prediktor yang memiliki nilai $VIF > 10$ maka terdapat multikolinieritas. Nilai VIF dari seluruh variabel prediktor dapat dilihat pada Tabel 4.3.

Tabel 4.3. Nilai VIF pada variabel prediktor

Variabel	Nilai VIF
Miskin	1,723
Faskes	1,953
BGB	1,365
PDRB	1,714
APS	1,796

Berdasarkan hasil pada Tabel 4.3. seluruh variabel prediktor memiliki nilai $VIF < 10$. Maka dapat disimpulkan tidak terdapat multikolinieritas.

4.3. Pembentukan Matriks Pembobot Spasial

Kedekatan atau hubungan antar lokasi pengamatan dinyatakan pada matriks pembobot spasial. Matriks pembobot spasial yang digunakan pada penelitian ini diperoleh berdasarkan sifat ketetanggaan (kontiguitas) yang digambarkan dengan matriks *contiguity*. Tipe hubungan ketetanggaan yang dipilih adalah tipe *Queen Contiguity* dimana wilayah dianggap bertetangga dengan wilayah lainnya jika bersinggungan sisi atau sudut. Tipe *Queen Contiguity* mampu menggambarkan hubungan antar wilayah kabupaten/kota di Jawa Timur yang bersinggungan secara sisi maupun sudut.

Elemen pada matriks *contiguity* bernilai 1 apabila suatu wilayah bersinggungan sisi atau sudut dengan wilayah yang menjadi perhatian dan bernilai 0 jika tidak bersinggungan. Matriks *contiguity* yang dihasilkan dapat dilihat pada Lampiran 2 dengan struktur matriks sebagai berikut:

$$C = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & \dots & c_{1n} \\ c_{21} & c_{22} & \dots & c_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ c_{n1} & c_{n2} & \dots & c_{nn} \end{bmatrix}$$

Kemudian dilakukan penjumlahan pada tiap baris:

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

Elemen matriks pembobot spasial merupakan hasil standarisasi dari matriks *contiguity*:

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

Matriks pembobot spasial yang dihasilkan dapat dilihat pada Lampiran 3 dengan struktur matriks sebagai berikut:

$$W = \begin{bmatrix} w_{11} & \dots & w_{n1} \\ \vdots & w_{ij} & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ w_{1n} & \dots & w_{nn} \end{bmatrix}$$

4.4. Uji Autokorelasi Spasial

Pengujian autokorelasi spasial bertujuan untuk mengetahui apakah antar pengamatan memiliki ketergantungan spasial (lokasi). Apabila terdapat ketergantungan spasial, maka model regresi yang digunakan adalah model regresi spasial. Pengujian autokorelasi spasial dengan menggunakan uji Moran's I. Hipotesis yang diberikan sebagai berikut:

$H_0: I = 0$ (tidak terdapat autokorelasi spasial)

$H_1: I \neq 0$ (terdapat autokorelasi spasial)

Untuk melakukan uji Moran's I diperlukan matriks pembobot spasial. Matriks pembobot spasial pada penelitian ini dapat dilihat pada Lampiran 3. Kemudian, dilakukan pengujian Moran's I pada sisaan model regresi linier berganda yang didapatkan dengan meregresikan variabel AHH dengan presentase penduduk miskin, jumlah fasilitas kesehatan, jumlah bayi bergizi buruk, PDRB dan angka partisipasi sekolah menggunakan statistik uji Moran's I sesuai dengan persamaan 2.59 dan hasil standarisasi I pada persamaan 2.65. Hasil uji autokorelasi spasial pada sisaan dengan menggunakan uji Moran's I dapat di lihat pada Tabel 4.4 dan selengkapnya pada Lampiran 4.

Tabel 4.4. Pengujian Autokorelasi Spasial pada Sisaan Model Regresi Linier Berganda

I	$E(I)$	p -value	Kesimpulan ($\alpha = 5\%$)
0,3320	-0,0270	0,003576	Terdapat autokorelasi spasial

Berdasarkan hasil pengujian autokorelasi spasial pada Tabel 4.4 dapat dilihat bahwa p -value kurang dari $\alpha = 5\%$ sehingga dapat disimpulkan terdapat autokorelasi spasial pada sisaan. Artinya sisaan memiliki ketergantungan antar kabupaten/kota. Nilai statistik uji moran pada sisaan lebih dari nilai harapan I. Maka dapat disimpulkan bahwa pola autokorelasi spasial yang terbentuk adalah pola *clustered*/gerombol.

Dari hasil uji Moran's I didapatkan hasil terdapat autokorelasi spasial pada sisaan, akibatnya pemodelan dengan menggunakan analisis regresi linier berganda kurang tepat untuk digunakan. Oleh sebab itu perlu dilakukan pemodelan dengan menggunakan analisis regresi spasial. Sesuai dengan indikasi awal model regresi spasial yang digunakan adalah model *General Nesting Spatial* (GNS).

4.5. Pemodelan *General Nesting Spatial*

Pendugaan parameter model *General Nesting Spatial* menggunakan metode *Generalized Spatial Two Stage Least Square*. Matriks *contiguity* yang digunakan bertipe *Queen Contiguity*. Hasil pendugaan parameter model GNS dapat dilihat pada Tabel 4.4 dan disajikan pada Lampiran 5.

Tabel 4.5. Pendugaan Parameter Model GNS

Variabel	Koefisien	p -value
<i>Intercept</i>	28,691	0,025996
X_1 (Presentase Penduduk Miskin)	-0,11061	0,126055
X_2 (Jumlah Fasilitas Kesehatan)	$4,5334 \times 10^{-4}$	0,119048
X_3 (Jumlah Bayi Gizi Buruk)	$-4,7229 \times 10^{-4}$	0,735134
X_4 (Produk Domestik Regional Bruto)	$-5,0528 \times 10^{-8}$	0,99057
X_5 (Angka Partisipasi Sekolah)	$6,5184 \times 10^{-2}$	0,008319
WY (rata-rata angka harapan hidup lokasi yang bertetangga)	0,57303	0,003211
WX_1 (rata-rata presentase penduduk miskin lokasi yang bertetangga)	$-2,5861 \times 10^{-2}$	0,807748
WX_2 (rata-rata jumlah fasilitas)	$-1,7234 \times 10^{-4}$	0,734325

kesehatan lokasi yang bertetangga)		
------------------------------------	--	--

Variabel	Koefisien	<i>p-value</i>
WX_3 (rata-rata jumlah bayi gizi buruk lokasi yang bertetangga)	$-3,2040 \times 10^{-3}$	0,187611
WX_4 (rata-rata PDRB lokasi yang bertetangga)	$3,0237 \times 10^{-6}$	0,620931
WX_5 (rata-rata angka partisipasi sekolah lokasi yang bertetangga)	$-1,6902 \times 10^{-2}$	0,660209
Wu (rata-rata error)	-0,2324	

Berdasarkan hasil pada Tabel 4.5 dapat dilihat variabel yang signifikan dengan cara membandingkan nilai *p-value* dengan $\alpha = 5\%$. Terdapat dua variabel yang signifikan yaitu variabel X_5 (Angka Partisipasi Sekolah) dan variabel WY (rata-rata angka harapan hidup lokasi yang bertetangga). Pada parameter spasial variabel prediktor (θ) tidak didapatkan hasil yang signifikan. Model GNS yang terbentuk adalah

$$\begin{aligned} \overline{AHH}_i = & 28,691 + 0,57303 \sum_{j=1}^{38} w_{ij}AHH_j - 0,11061 \text{ Miskin}_i + \\ & 4,5334 \times 10^{-4} \text{ Faskes}_i - 4,7229 \times 10^{-4} \text{ BGB}_i - \\ & 5,0528 \times 10^{-8} \text{ PDRB}_i + 6,5184 \times 10^{-2} \text{ APS}_i - \\ & 0,025861 \sum_{j=1}^{38} w_{ij} \text{ Miskin}_j - 1,7234 \times \\ & 10^{-4} \sum_{j=1}^{38} w_{ij} \text{ Faskes}_j - 3,2040 \times 10^{-3} \sum_{j=1}^{38} w_{ij} \text{ BGB}_j + \\ & 3,0237 \times 10^{-6} \sum_{j=1}^{38} w_{ij} \text{ PDRB}_j - 1,6902 \times \\ & 10^{-2} \sum_{j=1}^{38} w_{ij} \text{ APS}_j + u_i \end{aligned}$$

$$u_i = -0,2324 \sum_{j=1}^{38} w_{ij}u_j + \varepsilon$$

di mana:

- \overline{AHH}_i : penduga AHH di kabupaten/kota ke-*i*
- $\sum_{j=1}^{38} w_{ij}AHH_j$: rata-rata nilai AHH kabupaten/kota ke-*j* yang bertetangga dengan kabupaten/kota ke-*i*



- $\sum_{j=1}^{38} w_{ij}x_j$: rata-rata nilai variabel prediktor ke- k kabupaten/kota ke- j yang bertetangga dengan kabupaten/kota ke- i
- x_{pi} : nilai variabel prediktor ke- p di kabupaten/kota ke- i
- u_i : vektor sisaan dengan interaksi spasial
- ε : vektor sisaan
- $\sum_{j=1}^{38} w_{ij}u_j$: rata-rata sisaan kabupaten/kota ke- j

Kemudian dilakukan pengujian autokorelasi spasial pada sisaan (ε) model GNS untuk mengetahui apakah dengan dimodelkan secara spasial, sisaan sudah bebas dari unsur spasial.

Tabel 4.6. Uji Autokorelasi Spasial Sisaan Model GNS

I	<i>p-value</i>	Kesimpulan
-0,25513012	0,07031	Tidak terdapat autokorelasi spasial

Berdasarkan hasil pengujian autokorelasi spasial sisaan model GNS pada Tabel 4.6. dengan dimodelkannya sisaan secara spasial sudah dapat mengatasi masalah autokorelasi spasial pada sisaan. Artinya dapat disimpulkan bahwa keberadaan koefisien spasial sisaan (λ) signifikan dalam mengurangi autokorelasi spasial pada sisaan (ε). Oleh sebab itu, diperlukan model spasial yang tersarang pada GNS dimana signifikan pada parameter spasial variabel respon ($\delta \neq 0$) dan parameter spasial pada sisaan ($\lambda \neq 0$) namun tidak signifikan pada parameter spasial variabel prediktor ($\theta = 0$). Sehingga model yang dapat digunakan adalah model SAC. Model SAC digunakan apabila terdapat pengaruh variabel respon di lokasi j terhadap variabel respon di lokasi pengamatan i dan terdapat pengaruh galat di lokasi j terhadap galat di lokasi pengamatan i yang secara tidak langsung berpengaruh terhadap variabel respon di lokasi i .

4.6. Pemodelan *Spatial Autoregressive Confused*

Pendugaan parameter model *Spatial Autoregressive Confused* (SAC) menggunakan metode *Generalized Spatial Two Stage Least Square*. Matriks *contiguity* yang digunakan bertipe *Queen Contiguity*. Hasil pendugaan parameter model SAC dapat dilihat pada Tabel 4.7 dan terlampir di Lampiran 7.



Tabel 4.7. Pendugaan Parameter Model SAC

Variabel	Koefisien	<i>p-value</i>
<i>Intercept</i>	21,903	0,00004716
X_1 (Presentase Penduduk Miskin)	-0,11199	0,000214
X_2 (Jumlah Fasilitas Kesehatan)	0,000398	0,099118
X_3 (Jumlah Bayi Gizi Buruk)	-0,00108	0,339961

Variabel	Koefisien	<i>p-value</i>
X_4 (Produk Domestik Regional Bruto)	$1,19 \times 10^{-6}$	0,663396
X_5 (Angka Partisipasi Sekolah)	0,057256	$3,02 \times 10^{-5}$
<i>WY</i> (rata-rata angka harapan hidup lokasi yang bertetangga)	0,64734	$2,22 \times 10^{-16}$
<i>Wu</i> (rata-rata error)	-0,43936	

Berdasarkan hasil pendugaan parameter model SAC pada Tabel 4.7 dapat dilihat bahwa dengan taraf nyata 5%, variabel presentase penduduk miskin (X_1), Angka Partisipasi Sekolah (X_5) dan rata-rata angka harapan hidup lokasi yang berdekatan (*WY*) berpengaruh secara signifikan terhadap angka harapan hidup. Model SAC yang terbentuk adalah:

$$\widehat{AHH}_i = 21,903 + 0,64734 \sum_{j=1}^{38} w_{ij}AHH_j - 0,11199 \text{ Miskin}_i + 0,000398 \text{ Faskes}_i - 0,00108 \text{ BGB}_i + 1,19 \times 10^{-6} \text{ PDRB}_i + 0,057256 \text{ APS}_i + u_i$$

$$u_i = -0,43936 \sum_{j=1}^{38} w_{ij}u_j + \varepsilon$$

di mana:

- \widehat{AHH}_i : penduga AHH di kabupaten/kota ke-*i*
- $\sum_{j=1}^{38} w_{ij}AHH_j$: rata-rata nilai AHH kabupaten/kota ke-*j* yang bertetangga dengan kabupaten/kota ke-*i*
- x_{pi} : nilai variabel prediktor ke-*k* di kabupaten/kota ke-*i*
- u_i : vektor sisaan dengan interaksi spasial
- ε : vektor sisaan



$\sum_{j=1}^{38} w_{ij}u_j$: rata-rata sisaan kabupaten/kota ke- j

4.7. Pengujian Sisaan Model SAC

Pengujian pada sisaan model SAC untuk mengetahui apakah sisaan sudah memenuhi asumsi regresi spasial. Asumsi regresi spasial meliputi uji non autokorelasi spasial, uji non heterogenitas spasial dan uji normalitas sisaan.

4.7.1. Uji Non Autokorelasi Spasial

Pengujian non autokorelasi spasial pada sisaan model SAC menggunakan uji Moran's I pada persamaan 2.59 dan hasil selengkapnya disajikan pada Lampiran 8. Hipotesis yang digunakan sebagai berikut:

$H_0: I = 0$ (tidak terdapat autokorelasi spasial)

$H_1: I \neq 0$ (terdapat autokorelasi spasial)

Tabel 4.8. Uji Moran's I pada sisaan model SAC

I	<i>p-value</i>	Kesimpulan
-0,17286423	0,2472	Tidak terdapat autokorelasi spasial

Berdasarkan hasil uji Moran's I pada Tabel 4.8. dapat dilihat bahwa *p-value* lebih dari taraf nyata 5% maka dapat disimpulkan bahwa tidak terdapat autokorelasi spasial pada sisaan model SAC.

4.7.2. Uji Non Heterogenitas

Pengujian non heterogenitas pada sisaan model SAC menggunakan uji *Breusch Pagan* pada persamaan 2.56 dan hasil selengkapnya disajikan pada Lampiran 9.

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

$H_1: \text{minimal terdapat satu } \sigma_i^2 \neq \sigma^2$

Tabel 4.9. Uji *Breusch-Pagan* pada sisaan model SAC

BP	<i>p-value</i>	Kesimpulan
6.728207	0.5662208	Tidak terdapat heterogenitas

Berdasarkan hasil uji *Breusch-Pagan* pada Tabel 4.9. dapat dilihat bahwa *p-value* lebih dari taraf nyata 5% maka dapat disimpulkan bahwa tidak terdapat heterogenitas pada sisaan model SAC.

4.7.3. Uji Normalitas



Pengujian normalitas pada sisaan untuk mengetahui apakah sisaan sudah berdistribusi normal. Uji Normalitas pada sisaan dilakukan dengan menggunakan uji *Jarque Bera* pada persamaan 2.57 dan hasil selengkapnya disajikan pada Lampiran 10. Hipotesis yang digunakan pada Uji *Jarque Berra* sebagai berikut:

$$H_0 : \varepsilon_i \sim N(\mu, \sigma^2)$$

$$H_1 : \varepsilon_i \not\sim N(\mu, \sigma^2)$$

Tabel 4.10. Uji Normalitas pada sisaan model SAC

JB	<i>p-value</i>	Kesimpulan
1,5374	0,4636	Sisaan berdistribusi normal

Berdasarkan hasil uji normalitas pada Tabel 4.10. dapat dilihat bahwa *p-value* lebih dari taraf nyata 5% maka dapat disimpulkan bahwa sisaan model SAC sudah berdistribusi normal.

4.8. Interpretasi Model

Model yang terbentuk dari model SAC adalah sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \overline{AHH}_i = & 21,903 + 0,64734 \sum_{j=1}^{38} w_{ij}AHH_j - 0,11199 \text{ Miskin}_i + \\ & 0,000398 \text{ Faskes}_i - 0,00108 \text{ BGB}_i + 1,19 \times 10^{-6} \text{ PDRB}_i \\ & + 0,057256 \text{ APS}_i + u_i \end{aligned}$$

$$u_i = -0,43936 \sum_{j=1}^{38} w_{ij}u_j + \varepsilon$$

Model tersebut dapat diinterpretasikan sebagai berikut:

- Apabila rata-rata AHH di kabupaten/kota *j* (kabupaten/kota tetangga) meningkat 10 tahun maka AHH di kabupaten/kota *i* akan mengalami peningkatan sebesar 6,5 tahun dimana faktor lain dianggap konstan.
- Apabila presentase penduduk miskin di kabupaten/kota *i* meningkat sebesar 10% maka AHH di kabupaten/kota *i* akan mengalami penurunan sebesar 1,1 tahun dimana faktor lain dianggap konstan.
- Apabila jumlah fasilitas kesehatan di kabupaten/kota *i* meningkat sebesar 10.000 unit maka AHH di kabupaten/kota *i* akan mengalami peningkatan sebesar 3,9 tahun dimana faktor lain dianggap konstan.



- d. Apabila jumlah bayi bergizi buruk di kabupaten/kota i meningkat sebanyak 1000 bayi maka AHH di kabupaten/kota i akan mengalami penurunan sebesar 1 tahun dimana faktor lain dianggap konstan.
- e. Apabila PDRB di kabupaten/kota i meningkat sebesar Rp.1000 miliar maka AHH di kabupaten/kota i akan mengalami peningkatan sebesar 0,00119 tahun dimana faktor lain dianggap konstan.
- f. Apabila APS di kabupaten/kota i meningkat sebesar 10% maka AHH di kabupaten/kota i akan mengalami peningkatan sebesar 0,57 tahun dimana faktor lain dianggap konstan.
- g. Apabila faktor-faktor yang tak ter jelaskan di kabupaten/kota j (kabupaten/kota tetangga) meningkat sebesar 10 satuan maka AHH di kabupaten/kota i akan mengalami penurunan sebesar 4,3 tahun dimana faktor lain dianggap konstan.

Pada model SAC perubahan nilai AHH di kabupaten/kota j yang bertetangga berpengaruh signifikan terhadap nilai AHH di kabupaten/kota i . Hal ini dimungkinkan karena adanya kerjasama antar kabupaten/kota yang berdekatan dalam peningkatan derajat kesehatan masyarakat. Ketika di wilayah j terdapat upaya untuk meningkatkan derajat kesehatan masyarakat, maka masyarakat di wilayah i yang berdekatan secara tidak langsung ikut merasakan efeknya. Misalnya kerjasama dalam pemberian vaksin untuk mencegah wabah penyakit tertentu.

Selain itu, masih terdapat faktor lain yang mempengaruhi AHH selain kelima variabel prediktor yang digunakan. Faktor lain tersebut juga memiliki efek spasial.

4.9. Efek Langsung dan Efek Tidak Langsung

Model SAC mengakomodir adanya interaksi spasial pada variabel respon (AHH) dan galat. Artinya adanya perubahan variabel prediktor di lokasi i memberikan efek langsung terhadap AHH di lokasi i maupun secara tidak langsung terhadap AHH di lokasi j , tetangga lokasi i . Kemudian perubahan variabel tak terukur u di lokasi j memberikan efek langsung terhadap AHH di lokasi j , tetangga lokasi i dan efek tidak langsung terhadap AHH di lokasi i . Perhitungan rata-rata efek langsung dan tidak langsung

menggunakan rata-rata dari elemen matriks $(I - \delta W)^{-1} \beta_k$ seperti yang dijelaskan pada Tabel 2.2. Hasil perhitungan efek langsung maupun tidak langsung untuk perubahan variabel presentase penduduk miskin (%) terhadap AHH (Tahun) secara keseluruhan setiap kabupaten/kota dapat dilihat pada Lampiran 12.

Tabel 4.11. Efek Perubahan Variabel Presentase Penduduk Miskin (%) terhadap AHH (Tahun).

Efek	Nilai Perubahan AHH terhadap X_1 (%)	Nilai Perubahan AHH terhadap X_1 (10%)
Efek langsung	-0,13	-1,3
Efek tidak langsung	-0,18	-1,8

Tabel 4.11 adalah contoh dari rata-rata efek yang ditimbulkan akibat perubahan presentase penduduk miskin terhadap AHH. Rata-rata efek langsung didapatkan dari rata-rata elemen diagonal utama matriks $(I - 0,64734 W)^{-1} \times -0,11199$ seperti pada persamaan 2.67 sedangkan rata-rata efek tidak langsung didapatkan dari rata-rata elemen diluar diagonal matriks tersebut sesuai Tabel 2.2. Rata-rata efek tidak langsung juga bisa didapatkan dari selisih antara rata-rata efek total dengan rata-rata efek langsung seperti yang tertera pada persamaan 2.71.

Berdasarkan hasil pada Tabel 4.11 dapat diketahui bahwa apabila presentase penduduk miskin di lokasi i meningkat 10% maka secara langsung akan menurunkan AHH di lokasi i rata-rata sebesar 1 tahun. Sedangkan, apabila presentase penduduk miskin di lokasi i meningkat 10% maka secara tidak langsung akan menurunkan AHH di lokasi lainnya rata-rata sebesar 1- 2 tahun.

Tabel 4.12. Efek Perubahan Variabel PDRB (Miliar Rupiah) terhadap AHH (Tahun).

Efek	Nilai Perubahan AHH terhadap X_4 (Miliar Rupiah)	Nilai Perubahan AHH terhadap X_4 (1.000 Triliun Rupiah)



Efek langsung	$1,40 \times 10^{-6}$	1,4
Efek tidak langsung	$1,99 \times 10^{-6}$	1,99

Tabel 4.12 adalah contoh dari rata-rata efek yang ditimbulkan akibat perubahan PDRB. terhadap AHH. Berdasarkan hasil pada Tabel 4.12 dapat diketahui bahwa apabila PDRB di lokasi *i* meningkat Rp. 1.000.000 Miliar maka secara langsung akan menaikkan AHH di lokasi *i* rata-rata sebesar 1,4 tahun. Sedangkan, apabila PDRB di lokasi *i* meningkat Rp. 1.000.000 Miliar maka secara tidak langsung akan menaikkan AHH di lokasi lainnya rata-rata sebesar 2 tahun.

4.10. Pemetaan

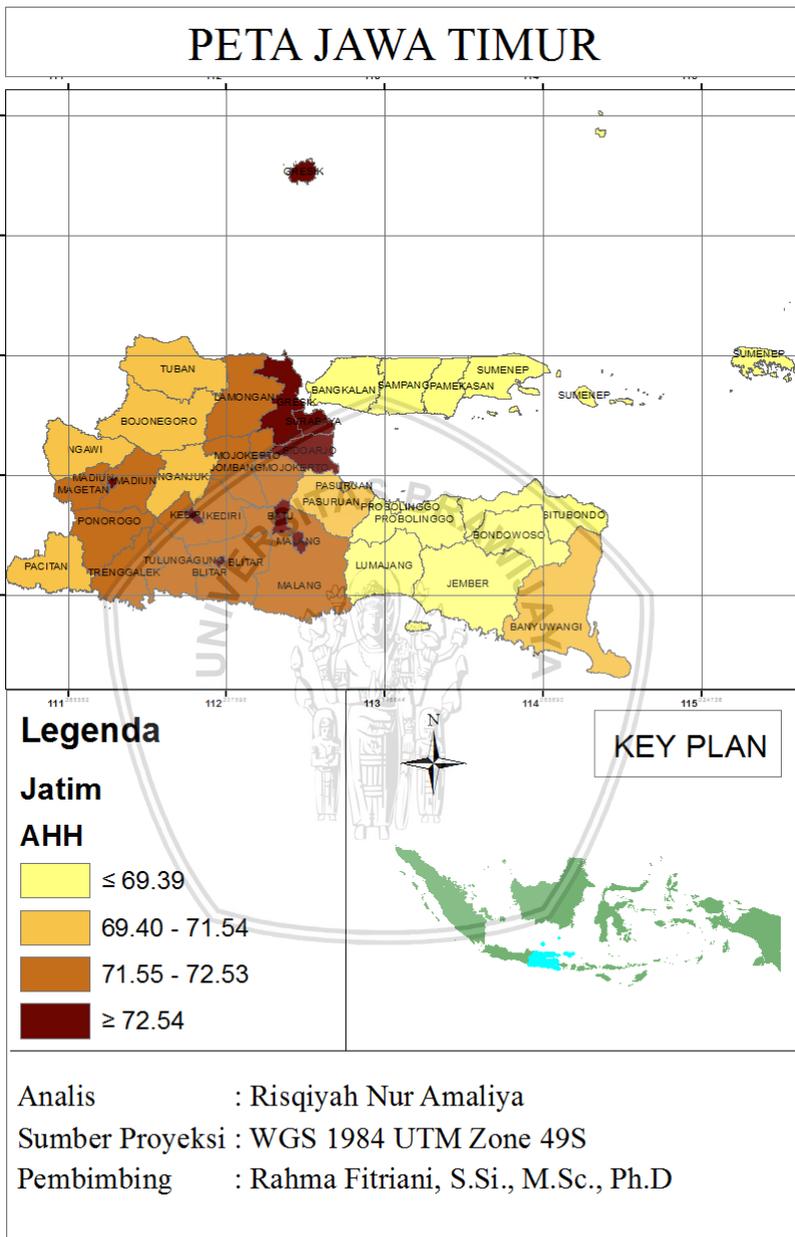
Pemetaan menggunakan nilai prediksi pada variabel AHH dengan menggunakan Model SAC berdasarkan kondisi tahun 2016 dapat dilihat pada Lampiran 11. Pemetaan dilakukan dengan mengklasifikasikan kabupaten/kota di Jawa Timur menjadi empat kategori berdasarkan batas kuartil. Didapatkan $Q_1 = 69,39$, $Q_2 = 71,54$ dan $Q_3 = 72,53$.

Tabel 4.13. Klasifikasi AHH

Kategori	Range
1	$\leq 69,39$ (tahun)
2	69,40 – 71,54 (tahun)
3	71,55 – 72,53 (tahun)
4	$\geq 72,54$ (tahun)

Pemetaan nilai prediksi AHH dapat dilihat pada Gambar 4.1 sebagai berikut:





Gambar 4.1. Pemetaan Nilai Prediksi AHH Model SAC

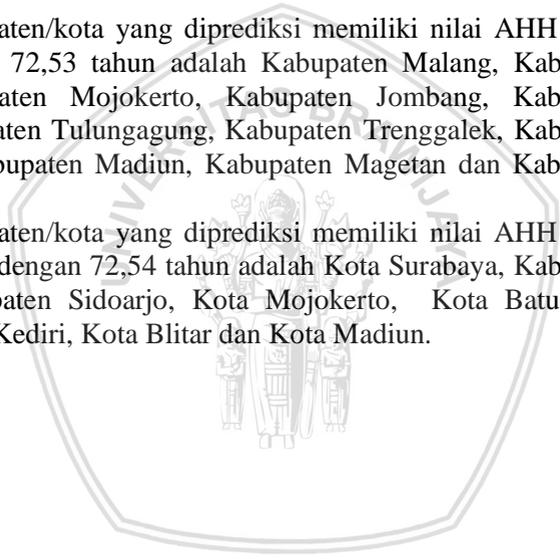


Berdasarkan Pemetaan yang sudah dilakukan dapat diketahui bahwa nilai AHH dibagi menjadi empat kategori. kabupaten/kota yang diprediksi memiliki nilai AHH kurang dari sama dengan 69,39 tahun adalah Kabupaten Jember, Kabupaten Bondowoso, Kabupaten Situbondo, Kabupaten Probolinggo, Kota Probolinggo, Kabupaten Lumajang, Kabupaten Bangkalan, Kabupaten Sampang, Kabupaten Pamekasan dan Kabupaten Sumenep.

Kabupaten/kota yang diprediksi memiliki nilai AHH antara 69,40 tahun – 71,54 tahun adalah Kabupaten Pasuruan, Kota Pasuruan, Kabupaten Banyuwangi, Kabupaten Pacitan, Kabupaten Ngawi, Kabupaten Bojonegoro, Kabupaten Nganjuk dan Kabupaten Tuban.

Kabupaten/kota yang diprediksi memiliki nilai AHH antara 71,55 tahun – 72,53 tahun adalah Kabupaten Malang, Kabupaten Blitar, Kabupaten Mojokerto, Kabupaten Jombang, Kabupaten Kediri, Kabupaten Tulungagung, Kabupaten Trenggalek, Kabupaten Ponorogo, Kabupaten Madiun, Kabupaten Magetan dan Kabupaten Lamongan.

Kabupaten/kota yang diprediksi memiliki nilai AHH antara lebih dari sama dengan 72,54 tahun adalah Kota Surabaya, Kabupaten Gresik, Kabupaten Sidoarjo, Kota Mojokerto, Kota Batu, Kota Malang, Kota Kediri, Kota Blitar dan Kota Madiun.





BAB V PENUTUP

5.1. Kesimpulan

Dari hasil analisis yang telah dilakukan dapat diambil kesimpulan:

1. Berdasarkan model GNS diketahui bahwa variabel yang berpengaruh signifikan terhadap Angka Harapan Hidup (AHH) di suatu daerah adalah angka partisipasi sekolah di daerah yang sama dan AHH di lokasi yang bertetanggan dengan daerah tersebut. Serta terdapat faktor lain di luar model yang berpengaruh terhadap AHH dan memiliki interaksi antar lokasi.
2. Pada model GNS didapatkan hasil bahwa koefisien spasial pada variabel prediktor (θ) tidak signifikan. Oleh sebab itu dilakukan pemodelan dengan menggunakan model yang tersarang didalam model GNS, yaitu model SAC. Berdasarkan model SAC diketahui bahwa variabel yang berpengaruh signifikan terhadap AHH di suatu daerah adalah presentase penduduk miskin dan angka partisipasi sekolah di daerah yang sama. AHH di lokasi yang bertetanggan juga berpengaruh terhadap AHH di daerah tersebut. Serta terdapat faktor lain di luar model yang berpengaruh terhadap AHH dan memiliki interaksi antar lokasi.
3. Berdasarkan hasil yang telah didapatkan dari Model SAC, Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) lokasi yang berdekatan (lokasi j) tidak berpengaruh secara nyata terhadap AHH kabupaten/kota di lokasi i sehingga efek eksternalitas dari variabel PDRB tidak nyata.

5.2. Saran

1. Bagi Pemerintah Provinsi Jawa Timur diharapkan lebih memperhatikan presentase penduduk miskin dan Angka Partisipasi Sekolah (APS) masyarakat dikarenakan variabel tersebut berpengaruh signifikan terhadap AHH di Jawa Timur.
2. Saran untuk penelitian yang akan datang dapat menggunakan variabel lain yang memiliki efek spasial dimana diduga berpengaruh terhadap angka harapan hidup.



DAFTAR PUSTAKA

- Aljaza, H. R. 2015. *Pemodelan Geographically Weighted Regression Dengan Pembobot Tricube Kernel*. Malang: Tugas Akhir Jurusan Matematika Universitas Brawijaya.
- Anselin, L. 1988. *Spatial Econometrics : Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Anastasia I. T. K. 2014. *Aplikasi Regresi Spasial untuk Pemodelan Angka Harapan Hidup di Provinsi Jawa Tengah*. Yogyakarta: Tugas Akhir Jurusan Pendidikan Matematika Universitas Negeri Yogyakarta.
- Anggraeni, E. 2007. *Faktor-faktor yang mempengaruhi kualitas penduduk lanjut usia laki-laki di Kelurahan Kranjangan Kecamatan Sumbersari Kabupaten Jember*. Jember: Tugas Akhir Universitas Jember.
- Ardianti, A. V. 2015. *Faktor-faktor yang mempengaruhi Angka Harapan Hidup di Kabupaten Jember*. Jember: Tugas Akhir Jurusan Ekonomi Pembangunan FE Universitas Jember.
- Arbia, G. 2014. *A Primer for Spatial Econometrics With Applications in R*. Hampshire: Palgrave Macmillan.
- Ayuni, N. W. D. 2015. *Pemodelan Angka Harapan Hidup di Provinsi Jawa Timur dengan Menggunakan Feed Forward Neural Network (FFNN)*. Jurnal Sosial dan Humaniora, Vol. 5, No.2. Jurusan Akuntansi Politeknik Negeri Bali.
- BPS. 2015. *Laporan Eksekutif Kesehatan Provinsi Jawa Timur 2015*. Jakarta: Badan Pusat Statistik.
- BPS. 2016. *Laporan Eksekutif Kesehatan Provinsi Jawa Timur 2016*. Jakarta: Badan Pusat Statistik.
- BPS. 201691. *Laporan Eksekutif Pendidikan Provinsi Jawa Timur 2016*. Jakarta: Badan Pusat Statistik.

- BPS. 2017. *Provinsi Jawa Timur dalam Angka 2017*. Jakarta: Badan Pusat Statistik.
- Burridge, P. 2011. *A Research Agenda on General-to-Specific Spatial Model Search*. [Investigaciones Regionales - Journal Of Regional Research](#), Asociación Española de Ciencia Regional, issue 21, Hal 71-90.
- Burridge, P. Elhorst, P dan Zigova, K. 2016. *Group interaction in research: a general nesting spatial model with heteroskedastic shocks*. *Spatial Econometrics: Qualitative and Limited Dependent Variables*, volume 37, pages 223-258 Emerald Publishing Ltd.
- Case, K. E. & Fair, R. C. 2007. *Prinsip-Prinsip Ekonomi Edisi 8 Jilid 2*. Y. Andri Zaimur, Eds. Jakarta: Erlangga.
- Elhorst, J. P. 2014. *Spatial Econometrics*. London: Springer.
- Ekananda, M. 2015. *Ekonometrika Dasar Untuk Penelitian Dibidang Ekonomi, Sosial dan Bisnis*. Jakarta: Mitra Wacana Media.
- Firdial, L. 2010. *Pemodelan Angka Harapan Hidup di Jawa Timur dan Jawa Tengah dengan Metode Geographically Weighted Regression*. Surabaya: Tugas Akhir Jurusan Statistika FMIPA ITS.
- Gujarati, D. N. 2003. *Dasar – Dasar Ekonometrika Jilid 2*. Jakarta: Erlangga.
- Kelejian, H.H., dan Prucha, I.R. 1998. *A Generalized Spatial Two-Stage Least Squares Procedure for Estimating a Spatial Autoregressive Model with Autoregressive Disturbances*. *Boston: Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17 (1), hal. 99-121.
- Kelejian, H.H., dan Prucha, I.R. 1999. *Generalized Moments Estimator for The Autoregressive Parameter in A Spatial Model*. *International Economic Review* Vol. 40, No. 2 (May, 1999), Hal. 509-533.

- Lee, J., dan Wong, D. W. 2001. *Statistical analysis with ArcView GIS*. Canada: John Wiley & Sons, Inc.
- LeSage. 1999. *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*. Toledo: Departement of Econometrics University of Toledo.
- LeSage dan Pace, R. K. 2009. *Introduction to Spatial Econometrics*. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC Press.
- Mankiw, N. G. 2003. *Pengantar Ekonomi Makro*. Jakarta: Erlangga.
- Rahardja P. dan Manurung M. 2008. *Pengantar Ilmu Ekonomi (Mikroekonomi & Makroekonomi) Edisi Ketiga*. Jakarta: Lembaga Penerbit Fakultas Ekonomi Universitas Indonesia.
- Saberan, H. 2002. *Produk Domestik Regional Bruto*. Jakarta: Rajawali.
- Sirusa BPS. 2017. *Angka Harapan Hidup*. <https://sirusa.bps.go.id>. Diakses 15 Oktober 2017
- Wahyuningsih Y. E. & Zamzani. 2014. *Analisis Pengaruh Produk Regional Bruto dan Jumlah Penduduk Terhadap Tingkat Kemiskinan di Kabupaten Nagran Raya*. Jurnal Ekonomi dan Kebijakan Publik Indonesia. Universitas Teuku Umar.