



TUGAS AKHIR - SS141501

# **PENDEKATAN EKONOMETRIKA SPASIAL DATA PANEL UNTUK PEMODELAN PRESENTASE PENDUDUK MISKIN DI PROVINSI JAWA BARAT**

**FAJAR RIO KUSVIANSYAH**  
NRP 1313 100 135

Dosen Pembimbing  
Dr.Ir.Setiawan, MS

PROGRAM STUDI SARJANA  
DEPARTEMEN STATISTIKA  
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM  
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER  
SURABAYA 2017



**TUGAS AKHIR – SS141501**

**PENDEKATAN EKONOMETRIKA SPASIAL DATA  
PANEL UNTUK PEMODELAN PRESENTASE  
PENDUDUK MISKIN DI PROVINSI JAWA BARAT**

**FAJAR RIO KUSVIANSYAH  
NRP 1313 100 135**

**Dosen Pembimbing  
Dr.Ir.Setiawan, MS**

**PROGRAM STUDI SARJANA  
DEPARTEMEN STATISTIKA  
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN  
ALAM  
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER  
SURABAYA 2017**



**FINAL PROJECT – SS141501**

**SPATIAL ECONOMETRICS PANEL DATA  
APPROACH TO MODELING PERCENTAGE OF  
POOR PEOPLE IN WEST JAVA**

**FAJAR RIO KUSVIANSYAH  
NRP 1313 100 135**

**Supervisor  
Dr.Ir.Setiawan, MS**

**UNDERGRADUATE PROGRAM  
DEPARTMENT OF STATISTICS  
FACULTY OF MATHEMATICS AND NATURAL SCIENCES  
INSTITUTE OF TECHNOLOGY SEPULUH NOPEMBER  
SURABAYA 2017**

## LEMBAR PENGESAHAN

# PENDEKATAN EKONOMETRIKA SPASIAL DATA PANEL UNTUK PEMODELAN PRESENTASE PENDUDUK MISKIN DI PROVINSI JAWA BARAT

### TUGAS AKHIR

Diajukan Untuk Memenuhi Salah Satu Syarat  
Memperoleh Gelar Sarjana Sains  
pada  
Program Studi Sarjana Departemen Statistika  
Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam  
Institut Teknologi Sepuluh Nopember

Oleh :

**Fajar Rio Kusviansyah**  
NRP. 1313 100 135

Disetujui oleh Pembimbing:  
Dr.Ir. Setiawan, MS  
NIP. 19601030 198701 1 001



Mengetahui,  
Kepala Departemen



Dr. Suhartono  
NIP. 19710929 199512 1 001

SURABAYA, JULI 2017

# **PENDEKATAN EKONOMETRIKA SPASIAL DATA PANEL UNTUK PEMODELAN PRESENTASE PENDUDUK MISKIN DI PROVINSI JAWA BARAT**

**Nama Mahasiswa : Fajar Rio Kusviansyah**  
**NRP : 1313 100 135**  
**Departemen : Statistika**  
**Dosen pembimbing : Dr. Ir. Setiawan, MS**

## **Abstrak**

*Angka kemiskinan di Provinsi Jawa Barat pada tahun 2015 mencapai 9,57%. Angka ini masih relatif tinggi dibandingkan dengan angka kemiskinan nasional sebesar 8,83%. Di sisi lain, pada tahun yang sama pertumbuhan ekonomi di Jawa Barat menunjukkan angka yang lebih besar dibandingkan dengan pertumbuhan ekonomi nasional. Kemiskinan suatu wilayah mempunyai keterkaitan dengan kemiskinan di wilayah sekitarnya. Pada data spasial, seringkali pengamatan di suatu lokasi (space) memiliki keterkaitan pada pengamatan di lokasi lain yang saling berdekatan (neighbouring). Data dalam Penelitian ini merupakan data sekunder mengenai indikator-indikator yang berpengaruh terhadap Presentase Penduduk Miskin di setiap kota dan kabupaten di Jawa Barat yang diperoleh dari Badan Pusat Statistik (BPS). Hasil penelitian menunjukkan bahwa model yang terbentuk adalah SAR Fixed Effect. Terdapat dua variabel yang berpengaruh terhadap Presentase Penduduk Miskin di Provinsi Jawa Barat yaitu variabel Angka Melek Huruf dan Indeks Pembangunan Manusia yang masing-masing bernilai sebesar 0,038 dan 0,538 dengan  $R^2$  sebesar 87,32%.*

**Kata Kunci : Ekonometrika Spasial Data Panel, SAR, Kemiskinan, Jawa Barat**

*( Halaman ini sengaja dikosongkan )*

# SPATIAL ECONOMETRICS PANEL DATA APPROACH TO MODELING PERCENTAGE OF POOR PEOPLE IN WEST JAVA

**Student Name** : Fajar Rio Kusviansyah  
**NRP** : 1313 100 135  
**Department** : Statistika  
**Supervisor** : Dr.Ir.Setiawan,MS

## **Abstract**

*In 2015, the poverty rate in West Java reached 9,57%. This figure still relatively high compared to the national poverty rate of 8,83%. On the other hand, economic growth in West Java showed larger numbers than the national economic growth. The poverty of a region is related to poverty in the surrounding region. In spatial data, observations in a location (space) have interconnected observations at neighbouring locations. The data used in this study is secondary data on indicators affecting the Percentage of the Poor in every cities and districts in West Java obtained from the Badan Pusat Statistik (BPS). The results showed that the model that is formed is SAR Fixed Effect. There are two significant variables for the Percentage of the Poor in West Java Province, namely Literacy Rate and Human Development Index which each value is 0,038 and 0,538 with  $R^2$  of 87,32%.*

**Keywords** : *Spatial Econometrics Panel Data, SAR, Poverty, West Java*

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*



## KATA PENGANTAR

Puji Syukur kehadirat Allah SWT yang telah melimpahkan rahmat, taufik serta hidayah-Nya kepada penulis, sehingga penulis dapat menyelesaikan laporan Tugas Akhir yang berjudul **“PENDEKATAN EKONOMETRIKA SPASIAL DATA PANEL UNTUK PEMODELAN PRESENTASE PENDUDUK MISKIN DI JAWA BARAT”** ini tepat pada waktunya.

Penulisan laporan Tugas Akhir ini tidak akan berjalan dengan lancar tanpa bantuan dan dukungan beberapa pihak, oleh karena itu pada kesempatan kali ini penulis ingin mengucapkan terimakasih kepada :

1. Bapak Dr. Suhartono selaku Ketua Jurusan Statistika FMIPA ITS yang telah memberikan banyak fasilitas, sarana dan prasarana sehingga membantu penyelesaian Tugas Akhir ini.
2. Bapak Sutikno, S.Si., M.Si selaku Ketua Program Studi S1 Statistika ITS yang telah membantu dan memfasilitasi hingga selesainya Tugas Akhir ini.
3. Bapak Dr.Ir.Setiawan MS selaku dosen pembimbing yang telah banyak meluangkan waktu untuk membimbing dan mengarahkan penulis selama menyusun Tugas Akhir.
4. Bapak Dr. rer.pol.Heri Kuswanto M.Si dan Ibu Dr. Ismaini Zain, M.Si selaku dosen penguji yang telah banyak memberikan banyak masukan kepada penulis.
5. Seluruh dosen dan karyawan di lingkungan Jurusan Statistika ITS yang telah memberikan banyak ilmu, pengalaman dan bantuan kepada penulis selama menempuh proses perkuliahan.
6. Bapak Kusmana, Ibu Evie Paulina, Kedua adik penulis Taufan Kusumanegara dan Hafiz Akbar Kusviawan, serta keluarga penulis lainnya yang telah memberikan dukungan dan semangat baik secara moril dan materil

kepada penulis sehingga penulis dapat menyelesaikan Tugas Akhir dengan baik dan tepat waktu.

7. Teman-teman *legendary* sigma 24 khususnya teman-teman pejuang PW 116 yang telah memberikan semangat kepada penulis untuk dapat menyelesaikan Tugas Akhir ini.
8. Semua teman, relasi, dan berbagai pihak yang tidak bisa penulis sebutkan namanya satu per satu yang telah membantu dalam penulisan laporan ini.

Penulis menyadari bahwa laporan tugas akhir ini masih jauh dari kesempurnaan. Oleh karena itu, kritik dan saran diharapkan dari semua pihak untuk tahap pengembangan penelitian selanjutnya. Besar harapan penulis bahwa informasi sekecil apapun dalam Tugas Akhir ini bermanfaat bagi semua pihak dan dapat menambah wawasan serta pengetahuan.

Surabaya, Juni 2017

Penulis

# DAFTAR ISI

	<b>Halaman</b>
<b>HALAMAN JUDUL</b> .....	ii
<b>TITLE PAGE</b> .....	iii
<b>LEMBAR PENGESAHAN</b> .....	iv
<b>ABSTRAK</b> .....	v
<b>ABSTRACT</b> .....	vii
<b>KATA PENGANTAR</b> .....	ix
<b>DAFTAR ISI</b> .....	xi
<b>DAFTAR GAMBAR</b> .....	xv
<b>DAFTAR TABEL</b> .....	xvii
<b>DAFTAR LAMPIRAN</b> .....	xix
<b>BAB I PENDAHULUAN</b>	
1.1 Latar Belakang.....	1
1.2 Rumusan Masalah.....	6
1.3 Tujuan Penelitian.....	6
1.4 Manfaat Penelitian.....	6
1.5 Batasan Masalah.....	6
<b>BAB II TINJAUAN PUSTAKA</b>	
2.1 Statistika Deskriptif.....	9
2.2 <i>Exploratory Spatial Data Analysis</i> .....	9
2.2.1 <i>Uji Moran's I</i> .....	10
2.2.2 Moran's Scatterplot.....	11
2.3 Uji Spasial Dependensi.....	13
2.4 Model Spasial Data Panel.....	14
2.5 Estimasi Model Spasial Data Panel.....	16
2.6 Pengujian Signifikansi Parameter Spasial Data Panel.....	20
2.7 Kriteria Kebaikan Model ( <i>Goodness of Fit</i> ).....	21
2.8 Pemilihan pembobot Spasial.....	22
2.9 Pengujian Asumsi Model.....	24
2.10 Kemiskinan.....	26
<b>BAB III METODOLOGI PENELITIAN</b>	
3.1 Sumber Data.....	29

3.2 Variabel penelitian.....	29
3.3 Definisi Operasional.....	30
3.4 Spesifikasi Model.....	33
3.5 Langkah Analisis.....	35
3.6 Diagram Alir.....	37

## **BAB IV ANALISIS DAN PEMBAHASAN**

4.1 Karakteristik Kemiskinan Menurut Kabupaten/Kota di Jawa Barat dan Indikator yang mempengaruhi.....	41
4.1.1 Karakteristik Presentase Penduduk Miskin.....	42
4.1.2 Karakteristik Angka Melek Huruf.....	44
4.1.3 Karakteristik Penduduk Tanpa Akses Air Bersih....	47
4.1.4 Karakteristik Partisipasi Sekolah Usia Menengah...	49
4.1.5 Karakteristik Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja...	52
4.1.6 Karakteristik Indeks Pembangunan Manusia.....	54
4.1.7 Karakteristik Pekerja Sektor Pertanian.....	56
4.1.8 Karakteristik Laju Pertumbuhan Ekonomi.....	59
4.1.9 Karakteristik PDRB per Kapita.....	61
4.1.10 Scatterplot Presentase Penduduk Miskin dengan variabel yang diteliti.....	63
4.2 Pemodelan Presentase Penduduk Miskin Provinsi Jawa Barat.....	64
4.2.1 <i>Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA)</i> .....	64
4.2.2 Uji Spasial Dependensi.....	68
4.2.3 Pemodelan Presentase Penduduk Miskin dengan Model Spasial Data Panel.....	69
4.2.4 Uji Signifikasi Parameter.....	73
4.2.5 Uji Multikolinearitas.....	74
4.2.6 Pemilihan Model Terbaik dengan Menghilangkan Variabel yang Terindikasi menyebabkan Terjadinya Multikolinearitas.....	76
4.2.7 Uji Signifikasi Parameter Model dengan Empat Variabel Independen.....	80
4.2.8 Uji Multikolinearitas untuk Tiga Variabel Dependen.....	81

4.2.9	Model Presentase Penduduk Miskin Menurut Kabupaten/Kota di Jawa Barat.....	81
4.2.10	Pengujian Asumsi Klasik.....	82
4.2.11	Data Trial.....	84
4.3	Intepretasi Model.....	89
<b>BAB V KESIMPULAN DAN SARAN</b>		
5.1	Kesimpulan .....	95
5.2	Saran .....	95
<b>DAFTAR PUSTAKA .....</b>		
<b>LAMPIRAN.....</b>		<b>101</b>
<b>BIODATA PENULIS.....</b>		<b>145</b>

*(Halaman Ini Sengaja Dikosongkan)*

## DAFTAR GAMBAR

	<b>Halaman</b>
<b>Gambar 2.1</b> <i>Moran's Scatterplot</i> .....	12
<b>Gambar 2.2</b> Ilustrasi Persinggungan ( <i>Contiguity</i> ).....	23
<b>Gambar 3.1</b> Diagram Alir Penelitian .....	37
<b>Gambar 3.2</b> Diagram Alir Penelitian ( <i>lanjutan</i> ) .....	38
<b>Gambar 4.1</b> Karakteristik Indikator Kemiskinan Provinsi Jawa Barat Tahun 2010-2015 .....	42
<b>Gambar 4.2</b> Presentase Penduduk Miskin di Jawa Barat Tahun 2010-2015 .....	43
<b>Gambar 4.3</b> Peta Persebaran Penduduk Miskin tahun 2015 ..	44
<b>Gambar 4.4</b> Presentase Angka Melek Huruf di Jawa Barat Tahun 2010-2015 .....	45
<b>Gambar 4.5</b> Peta Persebaran Angka Melek Huruf tahun 2015 .....	46
<b>Gambar 4.6</b> Presentase Penduduk Tanpa Fasilitas Air Bersih di Jawa Barat Tahun 2010-2015.....	47
<b>Gambar 4.7</b> Peta Persebaran Penduduk Tanpa Fasilitas Air Bersih tahun 2015 .....	48
<b>Gambar 4.8</b> Presentase Angka Partisipasi Sekolah Usia Menengah di Jawa Barat Tahun 2010-2015 .....	50
<b>Gambar 4.9</b> Peta Persebaran Partisipasi Sekolah Usia Menengah tahun 2015.....	51
<b>Gambar 4.10</b> Presentase Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja di Jawa Barat Tahun 2010-2015 .....	52
<b>Gambar 4.11</b> Peta Persebaran Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja tahun 2015.....	53
<b>Gambar 4.12</b> Presentase Indeks Pembangunan Manusia di Jawa Barat tahun 2010-2015.....	54
<b>Gambar 4.13</b> Peta Persebaran Indeks Pembangunan Mnesia tahun 2015.....	55
<b>Gambar 4.14</b> Presentase Pekerja Sektor Pertanian di Jawa Barat Tahun 2010-2015 .....	57

<b>Gambar 4.15</b> Peta Persebaran Penduduk yang Bekerja di Sektor Pertanian tahun 2015 .....	58
<b>Gambar 4.16</b> Presentase Laju Pertumbuhan Ekonomi di Jawa Barat Tahun 2010-2015 .....	59
<b>Gambar 4.17</b> Peta Persebaran Laju Pertumbuhan Ekonomi Tahun 2015 .....	60
<b>Gambar 4.18</b> PDRB per Kapita ADHB di Jawa Barat Tahun 2010-2015 .....	61
<b>Gambar 4.19</b> Peta PDRB per Kapita ADHB tahun 2015 .....	62
<b>Gambar 4.20</b> <i>Scatterplot</i> antar variabel dependen dengan masing-masing variabel independen .....	63
<b>Gambar 4.21</b> Moran's <i>Scatterplot</i> dengan Pembobot Queen Contiguity .....	66
<b>Gambar 4.22</b> <i>Scatter Plot</i> Residual dengan Fits .....	82
<b>Gambar 4.23</b> Probability Plot Residual .....	83
<b>Gambar 4.24</b> Plot Autocorrelation Function Residual .....	84
<b>Gambar 4.25</b> <i>Scatter Plot</i> Residual dengan Fits Data Trial dan Error .....	92
<b>Gambar 4.26</b> Probability Plot Residual Data Trial dan Error ..	93
<b>Gambar 4.27</b> Plot Autocorrelation Function Residual Data Trial dan Error .....	94



## DAFTAR TABEL

	<b>Halaman</b>
<b>Tabel 2.1</b> Ukuran Kebaikan Untuk Model Spasial Data Panel	22
<b>Tabel 2.1</b> Uji Hipotesis Durbin Watson.....	26
<b>Tabel 3.1</b> Struktur Data Penelitian.....	29
<b>Tabel 3.2</b> Variabel Penelitian.....	30
<b>Tabel 4.1</b> Hasil Perhitungan indeks Morans's I Presentase Penduduk Miskin Pembobot Queen Contiguity.....	64
<b>Tabel 4.2</b> Nilai Korelasi dan Signifikasi Setiap Pasangan Variabel .....	67
<b>Tabel 4.3</b> Hasil Uji Spasial Dependensi .....	68
<b>Tabel 4.4</b> Hasil Estimasi Parameter SAR dengan Pembobot Queen Contiguity .....	71
<b>Tabel 4.5</b> Hasil Estimasi Parameter SEM dengan Pembobot Queen Contiguity .....	72
<b>Tabel 4.6</b> Hasil Uji <i>Likelihood Ratio (LR)</i> .....	73
<b>Tabel 4.7</b> <i>Variance Inflation Factors (VIF)</i> .....	74
<b>Tabel 4.8</b> Korelasi Pearson Antar Variabel .....	75
<b>Tabel 4.9</b> Hasil Uji Spasial Dependensi .....	76
<b>Tabel 4.10</b> Hasil Estimasi Parameter SAR Empat Variabel menggunakan Pembobot Queen Contiguity .....	78
<b>Tabel 4.11</b> Hasil Estimasi Parameter SEM Empat Variabel menggunakan Pembobot Queen Contiguity .....	79
<b>Tabel 4.12</b> Hasil Uji <i>Likelihood Ratio (LR)</i> .....	80
<b>Tabel 4.13</b> <i>Variance Inflation Factors (VIF)</i> tiga variabel.....	81
<b>Tabel 4.14</b> Hasil Uji Spasial Dependensi Trial.....	85
<b>Tabel 4.15</b> Hasil Estimasi Parameter SAR Tiga Variabel menggunakan Pembobot Queen Contiguity .....	87
<b>Tabel 4.16</b> Hasil Estimasi Parameter SEM Tiga Variabel menggunakan Pembobot Queen Contiguity .....	88
<b>Tabel 4.17</b> Hasil Uji <i>Likelihood Ratio (LR)</i> .....	89

*( Halaman Sengaja di Kosongkan )*

## DAFTAR LAMPIRAN

<b>Lampiran 1.</b>	Data Pengamatan (dalam persen) .....	101
<b>Lampiran 2.</b>	Rata-Rata Presentase Penduduk Miskin dan Indikator-Indikator yang Berpengaruh di Jawa Barat Tahun 2010-2015 (dalam persen) .....	102
<b>Lampiran 3.</b>	Karakteristik Presentase Penduduk Miskin (dalam Persen) .....	103
<b>Lampiran 4.</b>	Karakteristik Angka Melek Huruf (dalam Persen) .....	105
<b>Lampiran 5.</b>	Karakteristik Penduduk Tanpa Akses Air Bersih (dalam Persen) .....	107
<b>Lampiran 6.</b>	Karakteristik Angka Partisipasi Usia Sekolah Menengah (13-15 tahun) (dalam Persen).....	109
<b>Lampiran 7.</b>	Karakteristik Presentase Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (dalam Persen).....	111
<b>Lampiran 8.</b>	Karakteristik Presentase Indeks Pembangunan Manusia (dalam Persen).....	113
<b>Lampiran 9.</b>	Karakteristik Presentase Penduduk Bekerja di Sektor Pertanian (dalam Persen) .....	115
<b>Lampiran 10.</b>	Karakteristik Presentase Laju Pertumbuhan Ekonomi (dalam Persen) .....	117
<b>Lampiran 11.</b>	Karakteristik PDRB per Kapita (dalam Juta Rupiah) .....	119
<b>Lampiran 12.</b>	Uji Morans .....	121
<b>Lampiran 13.</b>	Uji Dependency .....	123
<b>Lampiran 14.</b>	Estimasi Parameter SAR .....	125
<b>Lampiran 15.</b>	Estimasi Parameter SEM.....	128
<b>Lampiran 16.</b>	Uji Dependency 4 Variabel .....	131
<b>Lampiran 17.</b>	Estimasi Parameter SAR 4 Variabel .....	133
<b>Lampiran 18.</b>	Estimasi Parameter SEM 4 Variabel.....	135
<b>Lampiran 19.</b>	Uji Dependency Data Trial .....	137
<b>Lampiran 20.</b>	Estimasi Parameter SAR Data Trial dan Error....	139
<b>Lampiran 21.</b>	Estimasi Parameter SEM Data Trial dan Error ...	142

*( Halaman Ini Sengaja Dikosongkan )*

# **BAB I**

## **PENDAHULUAN**

### **1.1 Latar Belakang**

Kemiskinan merupakan salah satu masalah klasik yang masih sering dihadapi oleh baik negara berkembang maupun negara maju. Kemiskinan menjadi prioritas utama pemerintah dalam menyusun strategi pembangunan di setiap negara. Masalah kemiskinan erat kaitannya dengan pertumbuhan ekonomi, sebab pertumbuhan ekonomi diyakini sebagai salah satu faktor yang mempengaruhi kemiskinan di suatu negara. Munajat (2009) mengemukakan bahwa kemiskinan merupakan masalah kritis yang harus ditangani dalam pembangunan nasional. Hal ini dikarenakan salah satu indikator keberhasilan pembangunan adalah sejauh mana kemiskinan dapat dikendalikan dan diupayakan untuk dikurangi secara nyata dari waktu ke waktu dengan tujuan agar tercapainya keadilan dan kemakmuran bersama.

Jawa Barat adalah salah satu provinsi di Indonesia yang secara administratif memiliki dasar hukum UU No.11 Tahun 1950 terdiri atas 16 kabupaten dan 9 kota dengan luas wilayah 35.222,18 Km<sup>2</sup>. Jawa Barat dapat dikatakan sebagai provinsi yang berkembang dalam bidang ekonomi. Hal ini dapat diketahui dari keberhasilan pembangunan di Jawa Barat, dimana pada tahun 2015 pertumbuhan ekonomi Jawa Barat adalah sebesar 5,03 persen yang jauh lebih tinggi dibandingkan dengan pertumbuhan ekonomi nasional yang hanya sebesar 4,79 persen. Di sisi lain, Jawa Barat masih memiliki permasalahan ekonomi yang mencemaskan, yaitu tingkat kemiskinan yang tinggi. Dikutip dari laman resmi Badan Pusat Statistik (BPS), di tahun 2015 tingkat kemiskinan Jawa Barat adalah sebesar 9,57 persen yang lebih tinggi dibanding tingkat kemiskinan nasional sebesar 8,83 persen. Pada tahun 2015, jumlah penduduk miskin di Jawa Barat sebanyak 4,48 juta jiwa. Angka ini merupakan angka kedua tertinggi setelah Provinsi Jawa Timur dan provinsi lainnya di Indonesia. Sebanyak 2,7 juta jiwa merupakan penduduk miskin dari perkotaan, sisanya penduduk di pedesaan

sebesar 1,77 juta jiwa. Bila dibandingkan dengan data pada Maret 2014, jumlah penduduk miskin telah bertambah sebanyak 0,49 juta jiwa. Di tahun 2014, jumlah penduduk miskin di Jawa Barat mencapai angka 4,38 juta jiwa. Jumlah ini mengalami kenaikan yg cukup signifikan dan menjadikan provinsi Jawa Barat dengan jumlah penduduk miskin tertinggi se-nasional.

Faktor-faktor yang mempengaruhi kemiskinan perlu diketahui sehingga dapat diharapkan mengatasi masalah kemiskinan di Jawa Barat. Selama ini kemiskinan cenderung dikaitkan dengan faktor ekonomi, hal ini dikarenakan lebih mudah dilakukan pengamatan, pengukuran, dan perbandingan. Selain faktor ekonomi, kemiskinan juga berkaitan dengan berbagai faktor lainnya, seperti faktor sosial, budaya, sosial politik, lingkungan, kesehatan, pendidikan, dan budi pekerti. Menurut *World Bank* dalam Sita (2014), selain dilihat dari faktor pendapatan, kemiskinan juga perlu dilihat dari faktor lain yaitu faktor sosial, faktor kesehatan, faktor pendidikan, faktor akses terhadap air bersih, dan perumahan. Strategi penanggulangan kemiskinan lebih efektif dengan menggunakan pendekatan geografis yang akan berhubungan dengan sumber daya alam dan manusia. Hakim dan Zuber (2008) menyatakan bahwa lokasi tempat tinggal, akses ke teknologi dan ketersediaan sumber daya alam berpengaruh terhadap kemiskinan. Kemiskinan suatu wilayah di duga dipengaruhi oleh wilayah di sekitarnya. Pada data spasial, seringkali pengamatan di lokasi (*space*) bergantung pada pengamatan lokasi lain yang saling berdekatan (*neighbouring*).

Masalah kemiskinan juga dapat diatasi dengan melakukan analisis terhadap kemiskinan berdasarkan waktu dan daerah. Menurut Anselin (1988) di dalam suatu observasi yang mengandung informasi ruang dan spasial, maka analisis data tidak akan akurat jika hanya menggunakan metode regresi sederhana. Dalam analisis regresi sederhana asumsi yang harus terpenuhi antar pengamatan adalah saling bebas (*independent*), sedangkan kasus kemiskinan sangat mungkin dipengaruhi oleh lokasi atau kondisi geografis wilayah sehingga jika dianalisis menggunakan

regresi maka kesimpulan yang dapat ditarik kurang tepat. Data ruang atau spasial hendaklah diperhitungkan dalam analisis. Anselin (1988) juga telah mengembangkan beberapa model spasial yang didasarkan atas teori ekonomi yang disebut dengan *spatial econometrics*. Model tersebut terdiri atas model *spatial lag*, model *spatial error* dan model campuran antara *spatial lag* dan *spatial error*, dan model komponen eror dengan autokorelasi spasial (model regresi data panel dengan korelasi spasial). Salah satu metode yang dapat digunakan adalah spasial data panel. Spasial data panel adalah data yang mengacu pada suatu posisi, objek dan hubungan diataranya dalam ruang bumi. *Mapping Science Comittee* dalam Rajabidfard (2011) menjelaskan mengenai pentingnya peranan dari posisi lokasi yaitu pengetahuan mengenai suatu aktifitas lain atau elemen lain dalam sebuah daerah yang sama atau lokasi yang berdekatan. Komponen yang paling mendasar dalam spasial data panel adalah matriks pembobot, matriks inilah yang mencerminkan adanya hubungan antara wilayah yang satu dengan wilayah yang lainnya (Grasa,1989) Metode dalam membuat matriks pembobot adalah dengan pendekatan area berupa kedekatan antar wilayah (Le Sage,1999).

Berdasarkan uraian yang telah dijelaskan, maka pada penelitian ini akan dilakukan analisa mengenai faktor – faktor yang berpengaruh terhadap kemiskinan Kabupaten/Kota di Jawa Barat melalui interaksi spasial yang akan menjadi bahan kajian adalah dengan adanya dependensi antar wilayah. Salah satu cara untuk memodelkan adanya dependensi spasial adalah *Spatial Autoregressive Model* (SAR) yang mengasumsikan variabel dependen pada suatu wilayah berkaitan oleh variabel dependen wilayah lainnya. Cara lainnya adalah melalui *Spatial Error Model* (SEM) dimana diasumsikan pada *error* model suatu wilayah dengan wilayah lainnya terdapat korelasi spasial. Le Sage dan Pace (2009) mengembangkan model yang mengasumsikan bahwa variabel dependen suatu wilayah juga berkaitan dengan variabel independen wilayah lainnya. Spesifikasi model dan prosedur estimasi untuk model ekonometrika spasial data panel telah banyak

dikembangkan oleh para ahli antara lain Anselin (2005), Baltagi (2010), Elhorst (2014). Pada penelitian ini prosedur estimasi parameter yang digunakan sebagai acuan adalah prosedur estimasi parameter model spasial data panel oleh Elhorst (2014). Pada Elhorst (2014) diuraikan mengenai estimasi parameter pada model SAR dan SEM dengan melibatkan model panel *fixed effects* dan *random effects* dengan metode estimasi *maximum likelihood*.

Penelitian yang memodelkan adanya dependensi spasial dengan menggunakan data panel sebelumnya telah dilakukan oleh Marsono (2013) memodelkan pengangguran terbuka di Indonesia pada tahun 2007–2011 dengan model spasial yang digunakan adalah SAR, SEM, dan SDM melibatkan model panel *fixed effects* dan *random effects*. Estimasi parameter dilakukan dengan menggunakan metode MLE. Setiawati & Setiawan (2012) yaitu pemodelan persentase penduduk miskin di Jawa Timur dengan pendekatan ekonometrika panel spasial, dimana diperoleh model terbaik adalah *Spatial Error Model (SEM) Fixed Effect*. Mildino (2011) yang memodelkan indeks rasio gini provinsi di Pulau Jawa pada tahun 2004–2008 dengan model spasial yang digunakan adalah SAR dan SEM melibatkan model panel *fixed effects* dan *random effects*. Estimasi parameter dilakukan dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation (MLE)*. Farmawati, dkk (2010) yaitu pendekatan ekonometrika panel spasial untuk pemodelan PDRB sektor industry di SWP Gerbangkertasusila dan Malang-Pasuruan. Diperoleh bahwa model yang dihasilkan yaitu model *Spatial Autoregressive (SAR)* dengan *fixed effect*. Penelitian tentang kemiskinan sudah banyak dilakukan dengan tinjauan spasial, yaitu Pandu (2016) yang memodelkan presentase kemiskinan di Provinsi Nusa Tenggara Timur dengan penggunaan estimasi OLS, *fixed effect* dan *random effect* menghasilkan model yang bias dan inkonsisten dan dilakukan penyelesaian dengan menggunakan estimasi *Spatially Blundell-Bond Generation Method of Moment (GMM)*. Masyudi (2014) yaitu memodelkan kemiskinan di Provinsi Nusa Tenggara Barat pada tahun 2010-2011 dengan model spasial yang digunakan adalah



SAR dan SEM, estimasi parameter yang digunakan adalah Maximum Likelihood Estimation (MLE) serta Djuraidah dan Wigena (2012) yang mengulas tentang faktor-faktor yang menyebabkan kemiskinan dengan cakupan wilayah di Provinsi Jawa Timur dan membentuk model *Spatial Durbin Model (SDM)*.

Dalam penelitian ini akan digunakan indikator kemiskinan yaitu persentase penduduk miskin. Pemodelan faktor-faktor ini mempertimbangkan adanya interaksi spasial dalam pemodelan yang terdiri atas 25 kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat pada kurun waktu selama 6 tahun sehingga digunakan pendekatan ekonometrika spasial.

Pemodelan faktor-faktor yang mempengaruhi kemiskinan di Provinsi Jawa Barat yaitu dengan model ekonometrika spasial yang menggunakan data *cross section* dan data *time series* kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat sehingga digunakan data panel di dalam penelitian ini untuk menggabungkan kedua data tersebut. Data panel adalah gabungan antara data *cross section* dan data *time series* dimana unit *cross section* yang sama diukur dalam waktu yang berbeda. Terdapat beberapa kelebihan dalam menggunakan data panel, yaitu bersifat heterogen, lebih informatif, bervariasi, derajat bebas lebih besar, lebih efisien, dapat menghindari masalah multikolinearitas, lebih unggul dalam mempelajari perubahan dinamis, lebih dapat mendeteksi dan mengukur pengaruh-pengaruh yang tidak dapat diobservasi pada data *cross section* murni dan *time series* murni, dan dapat meminimalisasi bias (Baltagi, 2010).

Penelitian mengenai faktor-faktor yang berpengaruh terhadap kemiskinan Kabupaten/Kota Jawa Barat menggunakan spasial data panel ini diharapkan mampu memberikan hasil terbaik. Model yang terbentuk diharapkan dapat menggambarkan kondisi kemiskinan di Jawa Barat yang secara tidak langsung menjadi dasar terkait pengambilan kebijakan pemerintah Provinsi Jawa Barat serta dengan model yang terbentuk dapat menjadi salah satu rujukan dalam program pengentasan kemiskinan yang tepat sasaran.

## 1.2 Rumusan Masalah

Kemiskinan pada suatu Kabupaten/Kota tidak lepas dari pengaruh kemiskinan di Kabupaten/Kota sekelilingnya, faktor interaksi melalui hubungan *neighbouring* mengindikasikan adanya pengaruh spasial. Melihat Indikator-Indikator yang mempengaruhi serta pengaruh spasial pada beberapa periode menjadi penting untuk memodelkan kemiskinan. Oleh karena itu rumusan masalah dalam penelitian ini sebagai berikut :

1. Bagaimana karakteristik Presentase Penduduk Miskin di Kabupaten/Kota di Jawa Barat serta faktor – faktor yang diduga mempengaruhi?
2. Bagaimana hasil estimasi model spasial data panel pada indikator yang berpengaruh terhadap persentase penduduk miskin di Kabupaten/Kota di Jawa Barat?

## 1.3 Tujuan Penelitian

Berdasarkan rumusan masalah yang telah diuraikan, berikut adalah tujuan yang ingin dicapai dari penelitian, yaitu:

1. Memperoleh informasi mengenai Presentase Penduduk Miskin serta faktor – faktor yang berpengaruh terhadap kemiskinan Kabupaten/Kota di Jawa Barat
2. Mendapatkan estimasi model pada faktor – faktor yang berpengaruh terhadap persentase penduduk miskin, Kabupaten/Kota di Jawa Barat menggunakan spasial data panel.

## 1.4 Manfaat Penelitian

Manfaat dari penelitian yang ingin dicapai adalah dapat memberikan masukan kepada pemerintah Provinsi Jawa Barat dalam mengambil kebijakan terhadap penanganan dan pengentasan masalah kemiskinan dan mengembangkan wawasan keilmuan dalam kajian mengenai model kemiskinan dengan mempertimbangkan dependensi spasial dalam konteks data panel.

## 1.5 Batasan Masalah

Batasan dalam penelitian ini adalah pemodelan dilakukan dengan menggunakan metode SAR (*Spatial Autoregressive Model*)

dan SEM (*Spatial Error Model*) pada masing-masing indikator kemiskinan sehingga dihasilkan model pendekatan ekonometrika spasial data panel. Selain itu, Model data panel yang digunakan adalah metode data panel statis dan matriks pembobot spasial yang digunakan adalah *Queen Contiguity*.

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## **BAB II**

### **TINJAUAN PUSTAKA**

Tinjauan pada bab ini akan membahas tentang empat materi utama yaitu konsep *exploratory spatial data analysis*, model regresi panel, ekonometrika spasial data panel dan pengujian-pengujian yang diperlukan, serta keterkaitan antar variabel yang berpengaruh terhadap presentase penduduk miskin.

#### **2.1 Statistika Deskriptif**

Statistika deskriptif merupakan metode-metode yang berkaitan dengan pengumpulan dan penyajian suatu gugus data sehingga memberikan informasi yang berguna. Statistika deskriptif memberikan informasi hanya mengenai data yang dimiliki dan sama sekali tidak menarik inferensia atau kesimpulan apa pun tentang gugus data induknya yang lebih besar (Walpole, 1995).

Dalam penyajian informasi karakteristik data salah satunya dengan membuat histogram dari masing-masing variabel yang diteliti. Histogram merupakan penyajian data dalam bentuk diagram yang memiliki kelas interval dan sumbu tegak untuk menyatakan frekuensi baik absolut maupun relatif. Selain itu, penyajian karakteristik data yang bersifat spasial dapat disajikan dengan membuat peta tematik dari masing-masing variabel menggunakan software ArcView. Peta tematik akan menjelaskan persebaran data sesuai kelompok data yang telah ditentukan.

#### **2.2 *Exploratory Spatial Data Analysis* (ESDA)**

*Exploratory Spatial Data Analysis* (ESDA) adalah kumpulan teknik untuk menggambarkan dan memvisualisasikan distribusi spasial, mengidentifikasi lokasi atipikal, menemukan pola asosiasi spasial (*spatial cluster*), dan bentuk ketidakstabilan spasial atau ketidakstasioneran spasial lainnya Anselin (2005) dalam Utami (2014). Perlu diketahui pula bagaimana hubungan autokorelasi antar wilayah dalam spasial. Autokorelasi spasial dapat bernilai positif atau negatif. Autokorelasi spasial yang positif terjadi ketika nilai yang sama terjadi pada wilayah yang berdekatan, hal ini menandakan terjadi pengelompokan

(*clustering*). Autokorelasi spasial negatif terjadi ketika nilai-nilai yang berbeda terjadi pada wilayah yang berdekatan, hal ini menandakan terjadi penyebaran (*dispersion*). Uji untuk mengetahui autokorelasi spasial adalah dengan menggunakan indeks *Moran* (*Moran's I*).

### 2.2.1 Uji *Moran's I*

*Moran's I* umumnya digunakan untuk mengukur autokorelasi spasial global. Uji ini bisa diterapkan untuk mendeteksi penyimpangan dari kerandoman spasial. Berawal dari kerandoman ini akan menunjukkan pola spasial, apakah cluster atau tren berdasarkan ruang. *Moran's I* didasarkan pada data *cross section* untuk mengukur autokorelasi spasial. *Moran's I* mengukur derajat asosiasi linear antara vektor  $\mathbf{x}$  dari nilai-nilai observasi dari variabel  $X$  *geo-referenced* dan spasial lag  $Lx$ , yaitu sebuah rata-rata tertimbang dari nilai-nilai tetangga.

$$I = \frac{N \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} \sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2} \quad (2.1)$$

Dalam matriks dapat dinotasikan sebagai berikut:

$$I = \frac{N}{S_0} \frac{(X - \bar{X})' W (X - \bar{X})}{(X - \bar{X})' (X - \bar{X})} \quad (2.2)$$

dimana,

$$S_0 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} \quad (2.3)$$

Keterangan:

- $X_i$  = data amatan ke- $i$  ( $i = 1, 2, \dots, N$ )
- $X_j$  = data amatan ke- $j$  ( $j = 1, 2, \dots, N$ )
- $\bar{X}$  = rata-rata data amatan
- $W$  = matriks pembobot spasial
- $N$  = jumlah wilayah

Uji signifikansi *Moran's I* dapat diasumsikan di bawah nilai perkiraan normal dan pengacakan. Hipotesis untuk uji signifikan indeks *Moran's I* adalah sebagai berikut:

Hipotesis:

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

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

Dengan statistik uji sebagai berikut:

$$Z(I) = \frac{I - E(I)}{\sqrt{\text{Var}(I)}} \sim N(0, 1) \quad (2.4)$$

$$E(I) = -\frac{1}{N-1} \quad \text{dan} \quad \text{Var}(I) = \frac{N^2 \cdot S_1 - N \cdot S_2 + 3 \cdot S_0^2}{(N^2 - 1) \cdot S_0^2} - [E(I)]^2$$

dengan,

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

$$S_2 = \sum_{i=1}^N \left( \sum_{j=1}^N w_{ij} + \sum_{j=1}^N w_{ji} \right)^2 = \sum_{i=1}^N (w_{i\cdot} + w_{\cdot i})^2$$

$$w_{i\cdot} = \sum_{j=1}^N w_{ij}$$

dimana,

$E(I)$  = *expected value* Moran's I

$\text{Var}(I)$  = varians Moran's I

Keputusan:

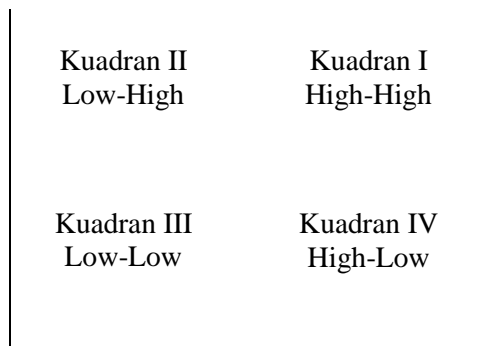
Tolak  $H_0$  jika  $|Z(I)| > Z_{\alpha/2}$ .

### 2.2.2 *Moran's Scatterplot*

Pola penyebaran antar lokasi dapat dilihat dengan membuat *Moran's scatterplot* yang disajikan pada **Gambar 2.1**. *Moran's scatterplot* dibagi atas empat kuadran yang cocok untuk empat pola kumpulan spasial lokal setiap wilayah yang bertetangga. Berikut adalah penjelasan dari masing-masing kuadran.

1. Kuadran I (terletak di kanan atas) disebut *High-High* (HH) menunjukkan wilayah yang memiliki pengamatan tinggi yang dikelilingi oleh wilayah yang juga memiliki pengamatan tinggi untuk variabel yang dianalisis.
2. Kuadran II (terletak di kiri atas) disebut *Low-High* (LH) menunjukkan wilayah dengan nilai rendah tapi dikelilingi wilayah dengan nilai tinggi.
3. Kuadran III (terletak di kiri bawah) disebut *Low-Low* (LL) menunjukkan wilayah dengan nilai pengamatan rendah dan dikelilingi oleh wilayah yang juga mempunyai nilai pengamatan rendah.
4. Kuadran IV disebut *High-Low* (HL) menunjukkan wilayah dengan nilai tinggi yang dikelilingi wilayah dengan nilai rendah.

Apabila amatan berada di kuadran I dan III maka terdapat indikasi terjadi pengelompokan (*clustering*) yang berarti terjadi autokorelasi spasial yang positif antara wilayah yang diamati dengan wilayah yang lainnya, sedangkan apabila amatan berada di kuadran II dan IV mengindikasikan terjadi penyebaran (*dispersion*) yang berarti terjadi autokorelasi negatif antara wilayah yang diamati dengan wilayah yang lainnya (Utami, 2014).



**Gambar 2.1** Moran's Scatterplot



### 2.3 Uji Spasial Dependensi

Sebelum melakukan estimasi parameter model dengan pendekatan ekonometrika spasial, maka tahap awal adalah menguji adanya ketergantungan wilayah (*spatial dependency*) dengan suatu uji statistik yang sesuai. Salah satu uji statistik untuk mengetahui adanya *spatial dependency* adalah dengan menggunakan uji *Lagrange Multiplier* (LM) dan *robust uji Lagrange Multiplier*. Untuk mengetahui apakah suatu model dikatakan model spasial lag menggunakan uji LM *spatial lag* sedangkan untuk mengetahui model spasial error menggunakan uji LM *spatial error*.

#### 1. Pengujian dependensi spasial pada *lag* variabel dependen

Uji Hipotesis

$H_0 : \rho = 0$  (tidak ada dependensi *lag* spasial dalam model)

$H_1 : \rho \neq 0$  (ada dependensi *lag* spasial pada model)

statistik Uji:

$$LM_{\rho} = \frac{\left[ e'(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W})\mathbf{Y} / \hat{\sigma}^2 \right]^2}{J} \quad (2.5)$$

dengan,

$$J = \frac{1}{\hat{\sigma}^2} \left[ ((\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W})\mathbf{X}\hat{\beta})' (\mathbf{I}_{nr} - \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}')(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W})\mathbf{X}\hat{\beta} + TT_w \hat{\sigma}^2 \right] \quad (2.6)$$

$$\text{robust } LM_{\rho} = \frac{[e'(I_T \otimes W)Y / \hat{\sigma}^2 - e'(I_T \otimes W)e / \hat{\sigma}^2]^2}{J - TT_w} \quad (2.7)$$

#### 2. Pengujian dependensi spasial *error*

Uji Hipotesis

$H_0 : \lambda = 0$  (tidak ada dependensi *error* spasial dalam model)

$H_1 : \lambda \neq 0$  (ada dependensi *error* spasial pada model)

statistik Uji:

$$LM_{\lambda} = \frac{\left[ e'(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W})\mathbf{Y} / \hat{\sigma}^2 \right]^2}{T \times T_w} \quad (2.8)$$

$$\text{robust } LM_j = \frac{\left[ e'(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W}) \frac{e}{\hat{\sigma}^2} - \frac{TT}{J} e'(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W})\mathbf{Y} / \hat{\sigma}^2 \right]}{TT \left[ 1 - \frac{TT}{J} \right]} \quad (2.9)$$

keputusan:

Statistik uji LM berdistribusi  $\chi^2_{(p)}$  dengan  $H_0$  ditolak jika  $LM > \chi^2_{(p)}$

## 2.4 Model Spasial Data Panel

Gabungan data *cross section* dan *time series* disebut data panel (*panelpooled data*). Regresi dengan menggunakan data panel disebut model regresi data panel. Ada beberapa keuntungan yang diperoleh dengan menggunakan data panel. Pertama, data panel mampu menyediakan data yang lebih banyak sehingga akan menghasilkan *degree of freedom* yang lebih besar. Kedua, menggabungkan informasi dari data *time series* dan *cross section* dapat mengatasi masalah yang timbul ketika adalah masalah penghilangan variabel (*omitted-variable*) (Widarjono, 2013).

Sedangkan regresi spasial merupakan suatu analisis untuk mengevaluasi hubungan antara satu variabel dengan variabel lain dengan mempertimbangkan pengaruh spasial. Sehingga model regresi yang menggunakan data panel untuk mengevaluasi hubungan spasial disebut model regresi spasial data panel.

Model regresi linier dengan efek spesifik spasial tetapi tanpa interaksi spasial dapat dituliskan seperti persamaan berikut:

$$y_{it} = \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + \mu_i + \varepsilon_{it}. \quad (2.10)$$

dimana efek spesifik spasial  $\mu_i$  pada persamaan (2.10) dapat diperlakukan sebagai *fixed effects* atau *random effect*.

Keterangan:

$i$  adalah indeks untuk dimensi *cross-section* (unit spasial), dimana  $i = 1, \dots, N$ .

$t$  adalah indeks untuk dimensi waktu (periode waktu), dimana  $t = 1, \dots, T$ .

$y_{it}$  adalah observasi terhadap variabel dependen pada data ke- $i$  waktu ke- $t$ .

$\mathbf{x}_{it}$  adalah vektor baris (1, $k$ ) dari observasi variabel independen.

$\boldsymbol{\beta}$  adalah vektor kolom ( $k,1$ ) dari parameter yang tidak diketahui.

$\mu_i$  adalah efek spesifik spasial.

$\varepsilon_{it}$  adalah eror yang berdistribusi normal dari observasi ke- $i$  dan waktu ke- $t$  dengan mean 0 dan varians  $\sigma^2$ .

SAR (*Spatial Autoregressive Model*) adalah salah satu metode spasial dengan pendekatan area dimana diasumsikan variabel dependen pada suatu wilayah berkaitan dengan variabel dependen wilayah lainnya dalam model.

Ketika terdapat interaksi secara spesifik antar unit spasial, maka model mengandung spasial *lag* pada variabel dependen atau proses spasial *autoregressive* yang dikenal sebagai model spasial *lag*. Model spasial *lag* dinyatakan bahwa variabel dependen saling keterkaitan dengan variabel dependen tetangga dan satu bagian dari karakteristik lokal. Model spasial *lag* dapat dituliskan sebagai berikut:

$$y_{it} = \delta \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\beta} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2.11)$$

dimana,

$\delta$  adalah koefisien autoregressive spasial

$w_{ij}$  adalah elemen dari matrik pembobot ( $\mathbf{W}$ ) spasial

$\mathbf{x}_{it}$  adalah vektor observasi pada variabel independen pada unit spasial ke- $i$  dan pada waktu ke- $t$  dengan  $\boldsymbol{\beta}$  adalah vektor parameter

Sehingga dari persamaan diatas matriks model spasial yang dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} y_{11} \\ y_{21} \\ \vdots \\ y_{N1} \\ \vdots \\ y_{iT} \\ \vdots \\ y_{NT} \end{bmatrix} = \delta \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} & \dots & w_{1N} & & \dots \\ w_{21} & w_{22} & \dots & w_{2N} & & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & & \vdots \\ w_{N1} & w_{N2} & \dots & w_{NN} & & \vdots \\ \vdots & \vdots & & \vdots & & \vdots \\ & & & & w_{11} & w_{12} & \dots & w_{1N} \\ & & & & w_{21} & w_{22} & \dots & w_{2N} \\ & & & & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ & & & & w_{N1} & w_{N2} & \dots & w_{NN} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{11} \\ y_{21} \\ \vdots \\ y_{N1} \\ \vdots \\ y_{iT} \\ \vdots \\ y_{NT} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} x_{111} & x_{112} & \dots & x_{11k} \\ x_{211} & x_{212} & \dots & x_{21k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{N11} & x_{N12} & \dots & x_{N1k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{iT1} & x_{iT2} & \dots & x_{iTk} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{NT1} & x_{NT2} & \dots & x_{NTk} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{11} \\ \varepsilon_{21} \\ \vdots \\ \varepsilon_{N1} \\ \vdots \\ \varepsilon_{iT} \\ \vdots \\ \varepsilon_{NT} \end{bmatrix}$$

SEM (*Spatial Error Model*) adalah salah satu metode spasial dengan pendekatan area yang diasumsikan pada *error* model suatu wilayah dengan wilayah lainnya terdapat korelasi spasial.

$$\begin{aligned} y_{it} &= \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + \mu_i + \phi_{it}, \\ \phi_{it} &= \rho \sum_{j=1}^N w_{ij}\phi_{it} + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \tag{2.12}$$

dimana,

$\phi_{it}$  adalah autokorelasi spasial *error*

$\rho$  adalah koefisien autokorelasi spasial.

## 2.5 Estimasi Model Spasial Data Panel

Menurut Anselin (2006) dalam Elthors (2011) terdapat dua pendekatan yang dibutuhkan untuk mengestimasi model spasial data panel, yaitu *fixed effects* model dan *random effects* model. Diasumsikan bahwa  $\mathbf{W}$  adalah konstan sepanjang waktu dan data panelnya seimbang (*balanced panel*).

### 1. Fixed Effect Spatial Autogressive Model

Anselin mengatakan bahwa parameter  $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ ,  $\lambda$ , dan  $\sigma^2$  dari model spasial lag dapat diestimasi dengan ML yang diawali dengan menggunakan data *cross section*. Prosedur estimasi ini juga dapat digunakan untuk maksimasi fungsi *log-likelihood* sehubungan dengan  $\delta$ , dan  $\sigma^2$  pada data panel. Hanya yang berbeda adalah bahwa data yang dikembangkan dari data *cross section* N observasi dan panel N x T observasi.

Fungsi *log-likelihood* dari model spasial *lag* jika efek spasial diasumsikan tetap adalah:

$$\text{Log}L = -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + T \log |I_N - \rho W| - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it} - \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt} - \mathbf{x}_{ij} \boldsymbol{\beta} - \mu_i)^2 \quad (2.13)$$

dimana bentuk turunan kedua yang mewakili bentuk *Jacobian* dari transformasi  $\varepsilon$  terhadap  $y$  mengambil bentuk endogen dari  $\sum_j W_{ij} y_{jt}$  (Anselin, 1988).

$$\frac{\partial \text{Log}L}{\partial \mu_i} = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{t=1}^T (y_{it} - \delta \sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt} - \mathbf{x}_{ij} \boldsymbol{\beta} - \mu_i) = 0, i=1, \dots, N. \quad (2.14)$$

sehingga diperoleh estimasi,

$$\mu_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_{it} - \delta \sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt} - \mathbf{x}_{ij} \boldsymbol{\beta}), i=1, \dots, N \quad (2.15)$$

dengan mensubstitusikan  $\mu_i$  pada fungsi *log-likelihood* dengan menfokuskan pada  $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ ,  $\delta$ , dan  $\sigma^2$  adalah sebagai berikut.

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}' \mathbf{Q} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}' \mathbf{Q} [\mathbf{Y} - \delta (\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W}) \mathbf{Y}], \quad (2.16)$$

dimana  $\mathbf{Q}$  merupakan *demeaning operator* dalam bentuk matriks sebagai berikut:

$$\mathbf{Q} = \mathbf{I}_{NT} - \frac{1}{T} \mathbf{1} \mathbf{1}' \otimes \mathbf{I}_N, \quad (2.17)$$

estimasi  $\sigma^2$  dihitung sebagai berikut:

$$\sigma^2 = \frac{1}{NT} (\mathbf{e}_0^* - \delta \mathbf{e}_1^*)' (\mathbf{e}_0^* - \delta \mathbf{e}_1^*). \quad (2.18)$$

## 2. Fixed Effect Spatial Error Model

Fungsi *log-likelihood* dari model spasial *error* jika efek spesifik spasial diasumsikan tetap adalah sebagai berikut:

$$\text{Log}L = -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + T \log |\mathbf{I}_N - \rho \mathbf{W}| - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \{y_{it}^* - \rho [\sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt}^*] - (\mathbf{x}_{it}^* - \rho [\sum_{j=1}^N w_{ij} \mathbf{x}_{jt}^*])' \boldsymbol{\beta}\}^2 \quad (2.19)$$

dengan adanya nilai  $\rho$ , estimasi *Maximum Likelihood* dari  $\hat{\boldsymbol{\beta}}$  dan  $\sigma^2$  dapat diselesaikan dengan turunan pertama kondisi maksimum, maka diperoleh:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}' - \rho(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W})\mathbf{X}')^{-1} \times [\mathbf{Y}' - \rho(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W})\mathbf{Y}'] \\ \sigma^2 = \frac{e(\rho)'e(\rho)}{NT} \quad (2.20)$$

dimana  $e(\rho) = \mathbf{Y}' - \rho(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W})\mathbf{Y}' - [\mathbf{X}' - \rho(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W})\mathbf{X}']\boldsymbol{\beta}$ . Maka fungsi *concentrated log-likelihood* dari  $\rho$  adalah:

$$\text{Log}L = -\frac{NT}{2} \log[e(\rho)'e(\rho)] + T \log |\mathbf{I}_N - \rho \mathbf{W}| \quad (2.21)$$

dengan memaksimalkan fungsi yang fokus kepada  $\rho$ , menghasilkan estimasi *Maximum Likelihood* untuk  $\rho$  dengan  $\boldsymbol{\beta}$  dan  $\sigma^2$  yang telah didapatkan. Prosedur secara *iterative* digunakan dengan beberapa nilai parameter  $\boldsymbol{\beta}$  dan  $\sigma^2$  sehingga didapat parameter  $\rho$  yang konvergen.

$$\mu_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_{it} - \mathbf{X}_{ij}\boldsymbol{\beta}), i=1, \dots, N. \quad (2.22)$$

### 3. *Random Effects Model Spatial Lag*

Fungsi *log-likelihood* dari model spasial *lag* jika efek spasial diasumsikan random adalah:

$$\text{Log}L = -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it} - \delta [\sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt}] - \mathbf{x}_{it}^* \boldsymbol{\beta})^2 \quad (2.23)$$

Dimana  $\delta$  menunjukkan transformasi variabel dependen terhadap  $\theta$

$$\text{Log}L = -\frac{NT}{2} \log[e(\theta)'e(\theta)] + \frac{N}{2} \log \theta^2, \quad (2.24)$$

dimana elemen  $e(\theta)$  didefinisikan sebagai berikut:

$$e(\theta) = y_{it} - (1-\theta) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} - \delta \left[ \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} - (1-\theta) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T w_{ij} y_{jt} \right] - [x_{ij} - (1-\theta) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it}] \beta. \quad (2.25)$$

prosedur secara iterasi menggunakan beberapa nilai parameter  $\hat{\beta}$ ,  $\delta$  dan  $\sigma^2$  hingga didapatkan nilai estimasi  $\theta$  yang konvergen. Prosedur ini adalah prosedur estimasi campuran yang dipakai untuk estimasi parameter model *fixed effect spasial lag* dan *non-spasial random effect*.

#### 4. Random Effect Model Spasial Error

Fungsi *log-likelihood* dari model spasial *error* jika efek spesifik spasial diasumsikan random adalah sebagai berikut:

$$\text{Log}L = -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2} \log |\mathbf{V}| + (T-1) \sum_{i=1}^N \log |\mathbf{B}| - \frac{1}{2\sigma^2} \mathbf{e}' \left( \frac{1}{T} \mathbf{l}_T \mathbf{l}_T' \otimes \mathbf{V}^{-1} \right) \mathbf{e} - \frac{1}{2\sigma^2} \mathbf{e}' \left( \mathbf{I}_{T \times T} \frac{1}{T} \mathbf{l}_T \mathbf{l}_T' \right) \otimes (\mathbf{B}' \mathbf{B}) \mathbf{e} \quad (2.26)$$

fungsi yang diperoleh dari hasil transformasi adalah sebagai berikut:

$$y_{it}^\circ = y_{it} - \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + \sum_{j=1}^N \{ [p_{ij} - (1-\rho w_{ij})] \} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{jt} \quad (2.27)$$

notasi  $p_{ij} = p(\rho, \varphi)_{ij}$  digunakan untuk menunjukkan elemen matriks  $\mathbf{P}$  yang tergantung pada  $\rho$  dan  $\varphi$ . Estimasi  $\hat{\beta}$  dan  $\sigma^2$  dengan diberikan pada  $\rho$  dan  $\varphi$  bisa dilakukan dengan regresi OLS antara  $\mathbf{Y}^\circ$  dengan  $\mathbf{X}^\circ$ .  $\mathbf{e}^\circ = \mathbf{Y}^\circ - \beta \mathbf{X}^\circ$  diperoleh  $\hat{\beta} = (\mathbf{X}^\circ \mathbf{X}^\circ)^{-1} \mathbf{X}^\circ \mathbf{Y}^\circ$  dan  $\hat{\sigma}^2 = (\mathbf{Y}^\circ \mathbf{X}^\circ \beta)' (\mathbf{Y}^\circ - \mathbf{X}^\circ \beta) / nT$ . Namun estimasi  $\rho$  dan  $\varphi$  dengan diberikan  $\beta$  dan  $\sigma^2$  harus dilakukan secara numerik.

## 2.6 Pengujian Signifikansi Parameter Spasial Data Panel

Menurut Debarsy dan Ertur (2010) untuk menguji signifikansi dari koefisien spasial digunakan *uji Likelihood Rasio* (LR). Demikian juga menurut Elhorst pengujian dapat dilakukan dengan *uji Likelihood Rasio* (LR).

- individu (*fixed effect*)

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_N$$

$H_1 : \mu_i \neq 0$  (minimal ada salah satu yang berbeda)

- Efek random (*random effect*)

$$H_0 : \theta = 1 (\sigma_{\mu} = 0)$$

$H_1 : \theta \neq 1$  (minimal ada salah satu yang berbeda)

uji ini didasarkan pada selisih *log-likelihood unrestricted* dan *restricted*, bentuk umumnya sebagai berikut;

$$LR = 2[L(\hat{\mathcal{G}}) - L(\tilde{\mathcal{G}})] \quad (2.27)$$

Dengan  $\mathcal{G}$  adalah parameter yang dievaluasi pada estimasi yang tidak dibatasi (*unrestricted*) dan yang dibatasi (*restricted*). Uji LR secara *asymtotik* mengikuti distribusi *chi-square* derajat bebas  $q$ ,  $\chi^2(q)$ . Dengan  $q$  adalah jumlah parameter yang dibatasi.

Untuk menguji koefisien spasial *lag* model spasial data panel *fixed effect* dengan hipotesis adalah:

$H_0 : \delta = 0$  (tidak ada dependensi spasial lag)

$H_1 : \delta \neq 0$  (ada dependensi spasial lag)

dengan menggunakan LR test sebagai berikut;

$$LR_{\delta} = NT[\log \tilde{\sigma}^2 - \log \hat{\sigma}^2] + 2T[\log |\mathbf{I}_N - \delta \mathbf{W}|] \quad (2.28)$$

uji ini secara *asymtotik* mengikuti distribusi *chi-square* derajat bebas 1,  $\chi^2(1)$ .

Untuk menguji koefisien spasial *error* model spasial data panel *fixed effect* dengan hipotesis adalah:

$H_0 : \rho = 0$  (tidak ada dependensi spasial error)

$H_1 : \rho \neq 0$  (ada dependensi spasial error)

dengan menggunakan LR test sebagai berikut;

$$LR_{\rho} = NT[\log \tilde{\sigma}^2 - \log \hat{\sigma}^2] + 2T[\log |\mathbf{I}_N - \rho \mathbf{W}|] \quad (2.28)$$



uji ini secara asyptotik mengikuti distribusi *chi-square* derajat bebas 1,  $\chi^2(1)$ .

Untuk menguji signifikansi koefisien spasial *lag* dan spasial *error* secara bersama-sama (*joint test*) dengan hipotesis sebagai berikut;

$H_0 : \delta = \rho = 0$  (tidak ada depedensi spasial *lag* dan spasial *error*)

$H_1 : \delta = \rho \neq 0$  (minimal ada satu interaksi atau depedensi spasial)

dengan menggunakan uji LR adalah;

$$LR_j = NT[\log \hat{\sigma}^2 - \log \hat{\sigma}^2] + 2T([\log |\mathbf{I}_N - \delta \mathbf{W}| + \log |\mathbf{I}_N - \rho \mathbf{W}|]) \quad (2.29)$$

uji ini secara *asyptotik* mengikuti distribusi *chi-square* derajat bebas 2,  $\chi^2(2)$ .

## 2.7 Kriteria Kebaikan Model (*Goodness of Fit*)

Kriteria kebaikan model pada model spasial data panel dapat dilihat dari nilai koefisien determinasi ( $R^2$ ) dan  $corr^2$ . Koefisien determinasi ( $R^2$ ) adalah proporsi besarnya variasi data yang dapat diberikan atau diterangkan oleh model. Perhitungan  $R^2$  untuk data panel menggunakan persamaan berikut ini (Elhorst, 2011).

$$R^2(\mathbf{e}, \Omega) = 1 - \frac{\mathbf{e}'\Omega\mathbf{e}}{(\mathbf{Y}-\bar{\mathbf{Y}})'(\mathbf{Y}-\bar{\mathbf{Y}})} \quad \text{atau} \quad R^2(\tilde{\mathbf{e}}) = 1 - \frac{\tilde{\mathbf{e}}'\tilde{\mathbf{e}}}{(\mathbf{Y}-\bar{\mathbf{Y}})'(\mathbf{Y}-\bar{\mathbf{Y}})} \quad (2.30)$$

$\mathbf{e}'\Omega\mathbf{e}$  dapat diganti dengan *residual sum of square* dari *transformed* residual  $\tilde{\mathbf{e}}'\tilde{\mathbf{e}}$ . Ukuran kebaikan model lainnya adalah  $corr^2$ , yaitu koefisien korelasi kuadrat antara variabel dependen dengan variabel dependen taksiran.

$$corr^2(\mathbf{Y}, \hat{\mathbf{Y}}) = \frac{[(\mathbf{Y}-\bar{\mathbf{Y}})'(\hat{\mathbf{Y}}-\bar{\mathbf{Y}})]^2}{[(\mathbf{Y}-\bar{\mathbf{Y}})'(\mathbf{Y}-\bar{\mathbf{Y}})][(\hat{\mathbf{Y}}-\bar{\mathbf{Y}})'(\hat{\mathbf{Y}}-\bar{\mathbf{Y}})]} \quad (2.31)$$

Ukuran kebaikan model untuk model spasial data panel yang berbeda dapat dilihat pada tabel 2.1 berikut:

**Tabel 2.1** Ukuran Keباikan Model Untuk Model Spasial Data Panel

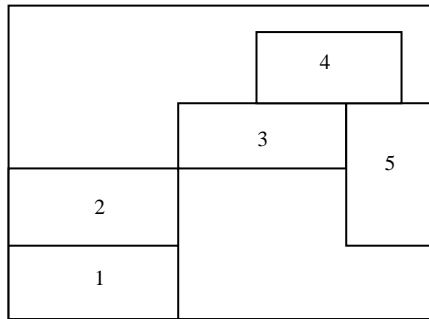
<b>Fixed Effect SAR</b>	
$R^2(\mathbf{e}, \mathbf{I}_N)$	$\mathbf{e} = \mathbf{Y} - \hat{\rho} (\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W})\mathbf{Y} - \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}} - (\boldsymbol{\tau}_T \otimes \mathbf{I}_N)\hat{\boldsymbol{\mu}}$
$Corr^2$	$Corr^2(\mathbf{Y}^*, [\mathbf{I}_{NT} - \hat{\rho}(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W})]^{-1}\mathbf{X}^*\hat{\boldsymbol{\beta}})$
<b>Fixed Effect SEM</b>	
$R^2(\bar{\mathbf{e}})$	$\bar{\mathbf{e}} = \mathbf{Y} - \hat{\lambda} (\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W})\mathbf{Y} - [\mathbf{X} - \hat{\lambda} (\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W})\mathbf{X}]\hat{\boldsymbol{\beta}} - (\boldsymbol{\tau}_T \otimes \mathbf{I}_N)\hat{\boldsymbol{\mu}}$
$Corr^2$	$Corr^2(\mathbf{Y}^*, \mathbf{X}^*\hat{\boldsymbol{\beta}})$
<b>Random Effect SAR</b>	
$R^2(\bar{\mathbf{e}})$	$\bar{\mathbf{e}} = \mathbf{Y}' - \hat{\rho} (\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W}) \mathbf{Y}' - \mathbf{X}'\hat{\boldsymbol{\beta}}$
$Corr^2$	$Corr^2(\mathbf{Y}, [\mathbf{I}_{NT} - \hat{\rho}(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W})]^{-1}\mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}})$
<b>Random Effect SEM</b>	
$R^2(\bar{\mathbf{e}})$	$\bar{\mathbf{e}} = \mathbf{Y}' - \mathbf{X}'\hat{\boldsymbol{\beta}}$
$Corr^2$	$Corr^2(\mathbf{Y}, \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}})$

## 2.8 Pemilihan Pembobot Spasial

Matriks pembobot spasial ( $\mathbf{W}$ ) dapat diperoleh berdasarkan informasi jarak dari kedekatan ketetanggaan (*neighborhood*), atau dalam kata lain jarak antara satu wilayah dengan wilayah yang lain. Beberapa metode untuk mendefinisikan hubungan persinggungan (*contiguity*) antar wilayah menurut LeSage (1999) dalam Utami (2014) antara lain sebagai berikut:

- Linear Contiguity* (persinggungan tepi). Persinggungan tepi mendefinisikan  $w_{ij} = 1$  untuk wilayah yang berada di tepi (*edge*) kiri maupun kanan wilayah yang menjadi perhatian,  $w_{ij} = 0$  untuk wilayah lainnya.
- Rook Contiguity* (persinggungan sisi). Persinggungan sisi mendefinisikan  $w_{ij} = 1$  untuk wilayah yang bersisian (*common side*) dengan wilayah yang menjadi perhatian,  $w_{ij} = 0$  untuk wilayah lainnya.
- Bhisop Contiguity* (persinggungan sudut). Persinggungan sudut mendefinisikan  $w_{ij} = 1$  untuk wilayah yang titik

- sudutnya (*common vertex*) bertemu dengan sudut wilayah yang menjadi perhatian,  $w_{ij} = 0$  untuk wilayah lainnya.
- d. *Double Linear Contiguity* (persinggungan dua tepi). Persinggungan dua tepi mendefinisikan  $w_{ij} = 1$  untuk dua wilayah yang berada di sisi (*edge*) kiri dan kanan wilayah yang menjadi perhatian,  $w_{ij} = 0$  untuk wilayah lainnya.
  - e. *Double Rook Contiguity* (persinggungan dua sisi). Persinggungan dua sisi mendefinisikan  $w_{ij} = 1$  untuk dua wilayah yang berada di kiri, kanan, utara dan selatan wilayah yang menjadi perhatian,  $w_{ij} = 0$  untuk wilayah lainnya.
  - f. *Queen Contiguity* (persinggungan sisi-sudut). Persinggungan sisi-sudut mendefinisikan  $w_{ij} = 1$  untuk wilayah yang bersisian (*common side*) atau titik sudutnya (*common vertex*) bertemu dengan sudut wilayah yang menjadi perhatian,  $w_{ij} = 0$  untuk wilayah lainnya.



**Gambar 2.2** Ilustrasi Persinggungan (*Contiguity*)

## 2.9 Pengujian Asumsi Model

Asumsi penting yang digunakan dalam regresi linier adalah metode *non-multikolinearitas*, *non-autokorelasi* dan *homoskedastisitas*. Oleh karena itu dilakukan pengujian asumsi klasik yaitu:

### a. Asumsi Kenormalan Residual

Asumsi persyaratan normalitas harus terpenuhi untuk mengetahui apakah residual dari model berdistribusi normal. Cara pengujian normalitas salah satunya dapat dilakukan dengan *Kolmogorov-Smirnov normality test* dengan hipotesis sebagai berikut:

$H_0$  :  $F(x) = F_0(x)$  untuk semua nilai  $x$   
(residual mengikuti distribusi normal)

$H_1$  :  $F(x) \neq F_0(x)$  untuk sekurang-kurangnya nilai  $x$   
(residual tidak mengikuti distribusi normal)

statistik uji yang digunakan adalah  $D$  dengan  $D$  adalah

$$D = \text{Sup}_z | F_n(x) - F_0(x) | \quad (2.32)$$

dasar penolakan  $H_0$  adalah tolak  $H_0$  jika  $D > D_\alpha$ .  $D_\alpha$  adalah nilai kritis untuk uji *Kolmogorov-Smirnov* satu sampel yang diperoleh dari tabel *Kolmogorov-Smirnov* satu sampel.  $F_n(x)$  adalah nilai distribusi kumulatif sampel.  $F_0(x)$  adalah nilai distribusi kumulatif dibawah  $H_0$   $P(Z < Z_\alpha)$ . Apabila pengujian normalitas tidak dapat dipenuhi maka solusinya dapat dilakukan dengan: transformasi data, pendeteksian data outlier (pencilan), dan regresi bootstrap.

### b. Asumsi Multikolinearitas

*Multikolinearitas* merupakan situasi adanya korelasi antara variabel-variabel independen, yang menggambarkan hubungan antara variabel independen tersebut lebih tinggi dari hubungan variabel independen terhadap variabel dependen. Diuji dengan melihat nilai toleransi lebih dari 0,1 dan nilai *Variance Inflation Factor* (VIF) kurang dari 10.

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2}; j = 1, 2, \dots, k \quad (2.33)$$

dimana  $R_j^2$  adalah nilai koefisien determinasi regresi *auxiliary* antara variabel independen ke- $j$  dengan variabel independen sisanya. Apabila nilai VIF dari variabel independen lebih besar dari 10, maka variabel tersebut dikatakan mengalami multikolinieritas.

c. *Asumsi Homoskedastisitas*

Pendeteksian kekonstanan varians dengan metode grafis dilakukan dengan melihat *scatter plot* nilai prediksi (*fits*) dengan residual, dimana jika titik-titik tidak menyebar secara acak dan membentuk pola tertentu maka dapat dikatakan terjadi kasus heteroskedastisitas. Untuk melakukan uji homoskedastisitas dapat dilakukan dengan uji Glejser yang menyarankan melakukan regresi fungsi residual sebagai berikut:

$$|e_i| = \beta_0 + \beta_1 X_i + v_i \quad (2.34)$$

jika nilai  $\beta_1$  tidak signifikan melalui uji t maka dapat disimpulkan tidak ada heteroskedastisitas dan sebaliknya jika  $\beta_1$  signifikan secara statistik maka model mengandung masalah heteroskedastisitas.

d. *Asumsi Autokorelasi*

Untuk melihat adanya autokorelasi antar residual dapat dilakukan dengan cara melihat plot dari *Autocorrelation Function* (ACF), dimana cara ini sering digunakan dalam analisis *time series*. Apabila terdapat lag yang keluar dari batas-batas signifikansi, dapat disimpulkan bahwa terjadi autokorelasi atau residual tidak independen. Secara formal uji autokorelasi dilakukan dengan menggunakan uji *Durbin Watson*. Hipotesis dari uji *Durbin Watson* sebagai berikut:

$H_0 : \rho = 0$  (tidak terjadi autokorelasi antar residual)

$H_1 : \rho \neq 0$  (terjadi autokorelasi antar residual)

statistik uji *Durbin Watson* adalah sebagai berikut:

$$d = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (e_{i,t} - e_{i,t-1})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T e_{i,t}^2} \quad (2.36)$$

kriteria yang digunakan dalam uji *Durbin Watson* disajikan pada **Tabel 2.2**

**Tabel 2.2** Uji Hipotesis *Durbin Watson*

Hipotesis Nol	Keputusan	Jika
Tidak ada autokorelasi positif	Tolak	$0 < d < d_L$
Tidak ada autokorelasi positif	Tidak ada keputusan	$d_L \leq d \leq d_U$
Tidak ada autokorelasi negative	Tolak	$4 - d_L < d < 4$
Tidak ada autokorelasi negatif	Tidak ada keputusan	$4 - d_U \leq d \leq 4 - d_L$
Tidak ada autokorelasi positif maupun negative	Gagal tolak	$d_U < d < 4 - d_U$

## 2.10 Kemiskinan

Kemiskinan adalah keadaan dimana terjadi ketidakmampuan untuk memenuhi kebutuhan dasar seperti makanan, pakaian, tempat berlindung, pendidikan, dan kesehatan. Kemiskinan dapat disebabkan oleh kelangkaan alat pemenuh kebutuhan dasar, ataupun sulitnya akses terhadap pendidikan dan pekerjaan. Sedangkan menurut *World Bank* (Bank Dunia) dalam Sita (2014), definisi kemiskinan adalah kehilangan kesejahteraan (*deprivation of well being*). Kesejahteraan dapat diartikan sebagai kemampuan untuk mengakses sumber daya yang tersedia (barang yang dikonsumsi) yang dapat diukur melalui pendapatan ataupun pengeluaran seseorang. Menurut Badan Pusat Statistik (BPS) dalam Analisis dan Penghitungan Tingkat Kemiskinan Tahun 2008, secara konseptual kemiskinan dikelompokkan dalam dua kategori berdasarkan standar penilaian yaitu:

### 1. Kemiskinan Relatif

Kemiskinan relatif merupakan kondisi miskin karena pengaruh kebijakan pembangunan yang belum mampu menjangkau seluruh lapisan masyarakat sehingga menyebabkan

ketimpangan dari distribusi pendapatan yang mengakibatkan terjadinya perbedaan yang tinggi.

## 2. Kemiskinan Absolut

Kemiskinan secara absolute ditentukan berdasarkan ketidakmampuan untuk mencukupi kebutuhan pokok minimum seperti pangan, sandang, kesehatan, perumahan, dan pendidikan yang diperlukan untuk bisa hidup dan bekerja.

Berdasarkan penyebab kemiskinan, BPS (2008) membagi kemiskinan berdasarkan penyebabnya menjadi dua kategori, yaitu kemiskinan struktural dan kemiskinan kultural. Kemiskinan struktural adalah kemiskinan yang disebabkan oleh kondisi struktur, atau tatanan kehidupan yang tidak menguntungkan. Tatanan yang tidak adil menyebabkan banyak masyarakat yang gagal memperoleh peluang dan/atau akses untuk mengembangkan diri serta meningkatkan kualitas hidupnya, sehingga mereka terperangkap dalam kemiskinan yang serba kekurangan. Sedangkan kemiskinan kultural disebabkan oleh faktor-faktor adat dan budaya suatu daerah tertentu yang membelenggu seseorang tetap melekat dengan indikator kemiskinan. Keadaan tersebut dapat dikurangi atau dihilangkan secara bertahap dengan mengabaikan faktor-faktor adat budaya tertentu yang menghalangi seseorang untuk melakukan perubahan ke arah tingkat kehidupan yang lebih baik. BPS mengukur kemiskinan menggunakan konsep kemampuan memenuhi kebutuhan dasar (*basic needs approach*). Dalam hal tersebut digunakan garis kemiskinan yang didefinisikan sebagai nilai rupiah untuk memenuhi kebutuhan dasar makanan dan bukan makanan. Garis kemiskinan terdiri dari dua komponen yaitu Garis Kemiskinan Makanan (GKM) dan Garis Kemiskinan Non-Makanan (GKNM). GKM merupakan nilai pengeluaran kebutuhan minimum makanan yang disetarakan dengan 2100 kilokalori per kapita per hari. Sedangkan GKNM adalah kebutuhan minimum untuk perumahan, sandang, pendidikan, dan kesehatan. Penduduk yang memiliki rata-rata pengeluaran per kapita per bulan di bawah Garis Kemiskinan dikategorikan sebagai penduduk miskin.

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*



## BAB III

### METODOLOGI PENELITIAN

#### 3.1. Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data sekunder yang didapatkan dari Badan Pusat Statistik (BPS) Jawa Barat mengenai Kemiskinan di 25 Kabupaten/Kota Jawa Barat beserta indikator yang diduga berpengaruh terhadap kemiskinan tahun 2010-2015

#### 3.2. Variabel Penelitian

Variabel yang digunakan dibedakan menjadi dua jenis, yaitu variabel prediktor dan variabel respon. Dalam penelitian ini digunakan Presentasen Penduduk Miskina sebagai variabel respon. Sedangkan variabel prediktor yang digunakan adalah sebanyak delapan variabel prediktor. Pemilihan variabel prediktor pada umumnya berasal dari penelitian yang dilakukan oleh Saleh (2002) dan Wini (2010). Adapun struktur data yang digunakan dapat dilihat melalui Tabel 3.1

**Tabel 3.1** Struktur Data Penelitian

Tahun ke- $t$	Sampel ke- $i$	$Y_{1it}$	$X_{1it}$	$X_{2it}$	...	$X_{8it}$
1	1	$Y_{111}$	$X_{111}$	$X_{211}$		$X_{811}$
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮		⋮
1	$N$	$Y_{1n1}$	$X_{1n1}$	$X_{2n1}$		$X_{8n1}$
2	1	$Y_{112}$	$X_{112}$	$X_{212}$		$X_{812}$
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮		⋮
2	$N$	$Y_{1n2}$	$X_{1n2}$	$X_{2n2}$		$X_{8n2}$
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮		⋮
6	1	$Y_{116}$	$X_{116}$	$X_{216}$		$X_{816}$
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮		⋮
6	$N$	$Y_{1n6}$	$X_{1n6}$	$X_{2n6}$		$X_{8n6}$

Sedangkan variabel penelitian yang digunakan dalam penelitian ini akan disajikan melalui Tabel 3.2

**Tabel 3.2** Variabel Penelitian

Variabel	Simbol	Nama	Satuan
Respon	$Y_1$	Presentase Penduduk Miskin	Persen
	$X_1$	Angka Melek Huruf	Persen
Prediktor	$X_2$	Persentase Penduduk yang Tidak Mendapatkan Akses Air Bersih	Persen
	$X_3$	Angka Partisipasi Sekolah Usia Menengah	Persen
	$X_4$	Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja	Persen
	$X_5$	Indeks Pembangunan Manusia	Persen
	$X_6$	Persentase Penduduk yang Bekerja di Sektor Pertanian	Persen
	$X_7$	Laju Pertumbuhan Ekonomi	Persen
	$X_8$	PDRB per Kapita ADHB	Juta Rupiah

### 3.3. Definisi Operasional

Berikut akan disajikan uraian mengenai variabel penelitian yang dikutip dari Badan Pusat Statistik.

#### a. Angka Melek Huruf ( $X_1$ )

Angka melek huruf adalah persentase penduduk usia 15 tahun keatas yang dapat membaca dan menulis huruf latin atau huruf lainnya. Dikatakan dapat membaca dan menulis dengan kata-kata/kalimat sederhana dalam aksara tertentu yaitu huruf latin atau aksara lainnya. Angka melek huruf merupakan salah satu indikator kesejahteraan di bidang pendidikan. Indikator ini mencerminkan kemampuan penduduk di suatu daerah untuk mengakses fasilitas, layanan pemerintahan, dan sarana lainnya yang membutuhkan kemampuan untuk bisa membaca dan menulis, termasuk diantaranya adalah persyaratan dalam mencari kerja (Suryawati, 2004). Semakin tinggi jumlah penduduk yang melek huruf, maka semakin tinggi pula kemampuan masyarakat untuk mengakses fasilitas maupun sarana untuk dapat meningkatkan taraf

kesejahteraannya, sehingga akan menurunkan tingkat kemiskinan (Wini, 2010).

**b. Penduduk yang Tidak Mendapat Akses Air Bersih ( $X_2$ )**

Akses terhadap air bersih atau air minum akan menentukan kemampuan penduduk untuk mencukupi kebutuhan pokoknya yang terdiri atas kebutuhan makanan, minuman, serta kebutuhan lain yang berhubungan dengan peningkatan kesejahteraan. Jika penduduk kesulitan dalam mendapat akses air bersih, maka penduduk akan mudah terserang penyakit. Akibatnya, penduduk menjadi tidak produktif sehingga tidak dapat memenuhi kebutuhannya. Jadi, semakin tinggi jumlah penduduk yang tidak mendapat akses atas air bersih, maka akan semakin tinggi pula jumlah penduduk miskin di daerah tersebut (Wini, 2010).

**c. Angka Partisipasi Sekolah Usia Menengah ( $X_3$ )**

Angka partisipasi sekolah usia menengah menunjukkan persentase penduduk yang bersekolah pada jenjang menengah terhadap seluruh penduduk usia menengah. Usia menengah yang dimaksud adalah pada usia 13-15 tahun. Bank Dunia (2010) menyatakan bahwa lebih dari 52 persen angkatan kerja di Jawa Barat hanya berpendidikan SD atau bahkan lebih rendah. Pendidikan yang rendah menyebabkan keterampilan pekerja juga cenderung rendah sehingga tingkat upah relatif rendah. Semakin tinggi angka partisipasi sekolah usia menengah maka akan menurunkan tingkat kemiskinan. Sebagaimana telah dibuktikan dalam penelitian Siregar dan Wahyuniarti dalam Kuncoro (2014) bahwa pendidikan berpengaruh positif terhadap penurunan kemiskinan.

**d. Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja ( $X_4$ )**

Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK) adalah persentase penduduk yang bekerja terhadap jumlah seluruh penduduk usia kerja (15-64 tahun). Semakin rendah TPAK, maka akan memperbesar rasio ketergantungan penduduk. Jika rasio ketergantungan meningkat, maka hal itu akan memperbesar tingkat kemiskinan (Saleh, 2002).

**e. Indeks Pembangunan Manusia ( $X_5$ )**

Konsep pembangunan manusia seutuhnya merupakan konsep yang menghendaki peningkatan kualitas hidup penduduk baik secara fisik, mental maupun secara spritual. Bahkan secara eksplisit disebutkan bahwa pembangunan yang dilakukan menitikberatkan pada pembangunan sumber daya manusia yang seiring dengan pertumbuhan ekonomi. Pembangunan sumber daya manusia secara fisik dan mental mengandung makna peningkatan kapasitas dasar penduduk yang kemudian akan memperbesar kesempatan untuk dapat berpartisipasi dalam proses pembangunan yang berkelanjutan. (Saleh,2010).

Indeks Pembangunan Manusia merupakan pengukuran perbandingan dari harapan hidup, produk nasional bruto dan angka lama sekolah. IPM menjelaskan bagaimana penduduk dapat mengakses hasil pembangunan dalam memperoleh pendapatan, kesehatan, pendidikan dan sebagainya (Wini,2010).

**f. Penduduk yang Bekerja di Sektor Pertanian ( $X_6$ )**

Menurut Kuncoro dalam Wini (2010), penduduk negara tersebut miskin karena menggantungkan diri pada sektor pertanian yang subsistem, metode produksi yang tradisional, yang seringkali dibarengi dengan sikap apatis terhadap lingkungan. Metode yang tradisional, aksesibilitas yang rendah pada modal, serta teknologi yang kurang memadai menyebabkan rendahnya penghasilan yang diterima oleh penduduk yang bekerja di sektor pertanian (Munajat, 2009). Ketidakmampuan dalam pemenuhan kebutuhan akibat penghasilan yang rendah, menyebabkan terjadinya kemiskinan.

**g. Laju Pertumbuhan Ekonomi ( $X_7$ )**

Pertumbuhan ekonomi yang tinggi dan berkelanjutan merupakan kondisi utama atau suatu keharusan bagi kelangsungan pembangunan ekonomi dan peningkatan kesejahteraan. Menurunnya laju pertumbuhan ekonomi suatu daerah berdampak pada kualitas dan konsumsi rumah tangga. Menurut penelitian Siregar dan Wahyuniarti (2008) menunjukkan hasil yang negatif antara pertumbuhan ekonomi dan penurunan jumlah penduduk miskin

#### h. PDRB Per Kapita ADHB ( $X_8$ )

Pada prinsipnya, PDRB per kapita merupakan konsep dasar dari pendapatan per kapita yang diimplemantasikan penjelasannya pada lingkup regional/daerah. Dalam hal ini digunakan PDRB per kapita Atas Dasar Harga Berlaku (ADHB) yang artinya PDRB per kapita dipengaruhi adanya inflasi. Pendapatan per kapita ADHB menggambarkan kemampuan rata-rata pendapatan masyarakat di suatu daerah. Apabila pendapatan per kapita ADHB meningkat, maka kemampuan rata-rata pendapatan masyarakat di suatu daerah akan semakin meningkat. Ini berarti kemampuan pendapatan dalam memenuhi kebutuhan pokok di daerah tersebut juga akan semakin meningkat. Jika kemampuan untuk memenuhi kebutuhan pokok meningkat, maka jumlah penduduk miskin di daerah tersebut akan berkurang (Wini, 2010). Sehingga, PDRB per kapita ADHB berpengaruh negatif terhadap jumlah penduduk miskin.

### 3.4. Spesifikasi Model

Model yang akan digunakan dan dibangun pada penelitian ini terdiri dari dua model spasial yaitu SAR dan SEM. Setiap model spasial tersebut akan dimodelkan menggunakan model panel *pooled*, *fixed effects* dan *random effects*. Model dari variabel-variabel di atas dapat dituliskan sebagai berikut:

#### a. Model Spasial Lag:

Model spasial lag data panel yang dibentuk terdiri dari;

1. Model spasial lag tanpa *fixed effect* (*pooled*)

$$Y_{it} = \delta \sum_{j=1}^{25} w_{ij} y_{jt} + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \beta_4 x_{4t} + \beta_5 x_{5t} \\ + \beta_6 x_{6t} + \beta_7 x_{7t} + \beta_8 x_{8t} + \varepsilon_{it}$$

2. Model spasial lag dengan spasial *fixed effect*

$$Y_{it} = \delta \sum_{j=1}^{25} w_{ij} y_{jt} + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \beta_4 x_{4t} + \beta_5 x_{5t} \\ + \beta_6 x_{6t} + \beta_7 x_{7t} + \beta_8 x_{8t} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

3. Model spasial lag dengan *random effect*

$$Y_{it} = \delta \sum_{j=1}^{25} w_{ij} y_{jt} + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \beta_4 x_{4t} + \beta_5 x_{5t} \\ + \beta_6 x_{6t} + \beta_7 x_{7t} + \beta_8 x_{8t} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

b. Model Spasial *Error*:

Model spasial *Error* data panel yang dibentuk terdiri dari:

1. Model spasial error tanpa *fixed effect*

$$Y_{it} = \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \beta_4 x_{4t} + \beta_5 x_{5t} + \beta_6 x_{6t} \\ + \beta_7 x_{7t} + \beta_8 x_{8t} + \varphi_{it} \\ \phi_{it} = \rho \sum_{j=1}^{25} w_{ij} \phi_{it} + \varepsilon_{it}$$

2. Model spasial error dengan spasial *fixed effect*

$$Y_{it} = \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \beta_4 x_{4t} + \beta_5 x_{5t} + \beta_6 x_{6t} \\ + \beta_7 x_{7t} + \beta_8 x_{8t} + \mu_i + \varphi_{it} \\ \phi_{it} = \rho \sum_{j=1}^{25} w_{ij} \phi_{it} + \varepsilon_{it}$$

3. Model spasial error dengan *random effect*

$$Y_{it} = \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \beta_4 x_{4t} + \beta_5 x_{5t} + \beta_6 x_{6t} \\ + \beta_7 x_{7t} + \beta_8 x_{8t} + \theta + \varphi_{it} \\ \phi_{it} = \rho \sum_{j=1}^{25} w_{ij} \phi_{it} + \varepsilon_{it}$$

Tanda dari masing-masing parameter adalah sebagai berikut:

- a. Tanda yang diharapkan dari  $\beta_1, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_7$ , dan  $\beta_8$  adalah negatif (  $\beta_1 < 0, \beta_3 < 0, \beta_4 < 0, \beta_5 < 0, \beta_7 < 0$  dan  $\beta_8 < 0$  ). Hal ini berdasarkan uraian pada subbab sebelumnya yang menunjukkan bahwa variabel  $X_1, X_3, X_4, X_5, X_7$  dan  $X_8$  memiliki hubungan yang berbanding terbalik dengan presentase penduduk miskin

- b. Tanda yang diharapkan dari  $\beta_2$  dan  $\beta_6$  adalah positif ( $\beta_2 > 0$  dan  $\beta_6 > 0$ ). Hal ini berdasarkan uraian pada subbab sebelumnya yang menunjukkan bahwa variabel  $X_2$  dan  $X_6$  memiliki hubungan yang berbanding lurus dengan presentase penduduk miskin

Matriks pembobot ( $W$ ) yang digunakan dalam penelitian ini adalah dengan matriks *Queen contiguity* dimana pembobot yang digunakan yaitu dengan melihat kedekatan persinggungan sisi dan sudut antar Kabupaten/kota yang saling berdekatan di Jawa Barat. Persinggungan sisi-sudut mendefinisikan  $w_{ij}=1$  untuk wilayah yang bersisian (*common side*) atau titik sudutnya (*common vertex*) bertemu dengan sudut wilayah yang menjadi perhatian,  $w_{ij}=0$  untuk wilayah lainnya. Penentuan matriks pembobot ini didasarkan atas letak dan bentuk wilayah kabupaten/kota yang ada di Jawa Barat yang sulit untuk dibedakan antara sisi yang bersinggungan dengan wilayah lainnya. Oleh sebab itu pendekatan matriks *Queen contiguity* digunakan untuk mengatasi masalah tersebut. Hasil akhir yang diharapkan adalah dengan penggunaan matriks pembobot ini akan menghasilkan efek spasial yang positif sesuai dengan teori ekonomi.

### 3.5. Langkah Analisis

Dalam melaksanakan penelitian, dilakukan beberapa langkah analisis sebagai berikut:

1. Melakukan identifikasi terhadap karakteristik dari masing – masing variabel menggunakan statistika deskriptif.
2. Untuk menjawab tujuan kedua, dengan mendeskripsikan sebaran atau asosiasi spasial dari kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat, dimana variabel respon yang digunakan adalah persentase penduduk miskin maka dilakukan langkah sebagai berikut:
  - a. Menyiapkan set data panel dan matrik bobot spasial  $W$ .
  - b. Menghitung autokorelasi spasial dengan menggunakan statistik *Moran's I* dari setiap tahun dengan menggunakan

data penduduk miskin di kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat pada tahun 2010 – 2015.

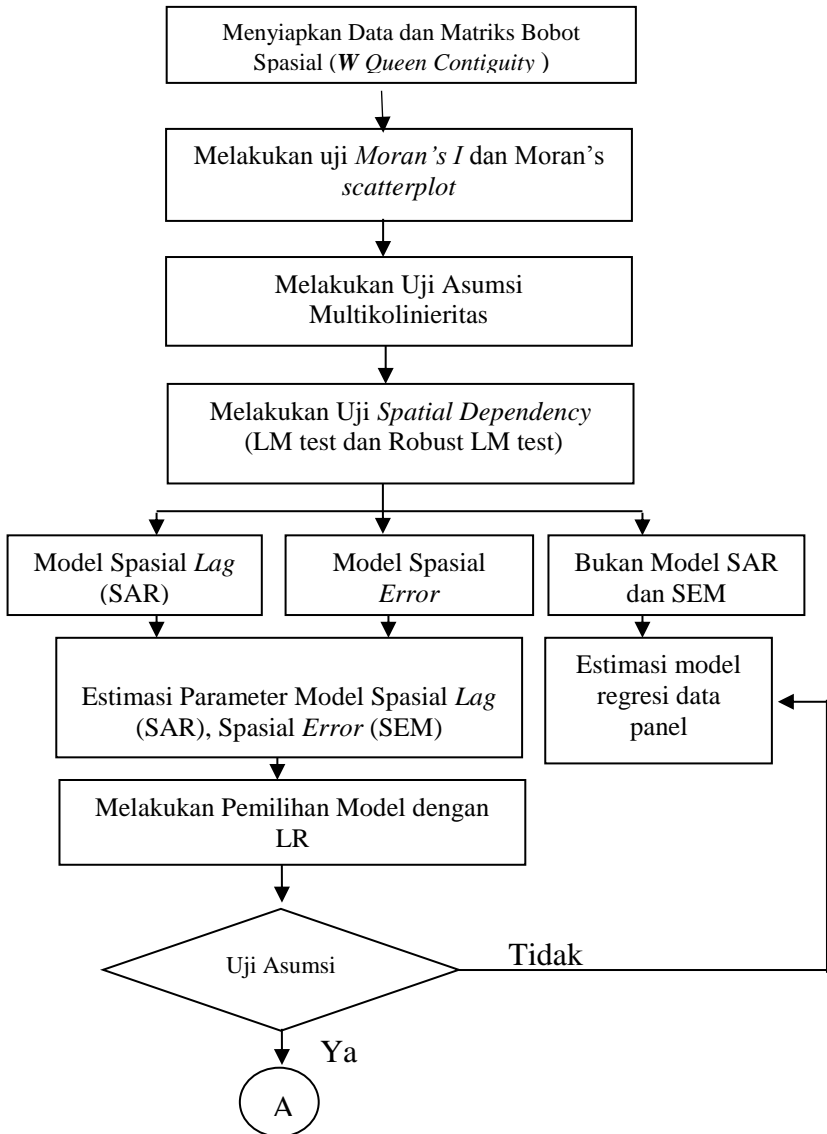
- c. Membuat *Moran's scatterplot* dari statistik *Moran's I* yang diperoleh pada masing-masing tahun.
- d. Menginterpretasi hasil dari *Moran's scatterplot* untuk mendeskripsikan sebaran atau asosiasi spasial.

Selanjutnya, untuk memperoleh model presentase penduduk miskin di Provinsi Jawa Barat dengan menggunakan model ekonometrika spasial data panel (SAR panel dan SEM panel ) dengan langkah-langkah sebagai berikut :

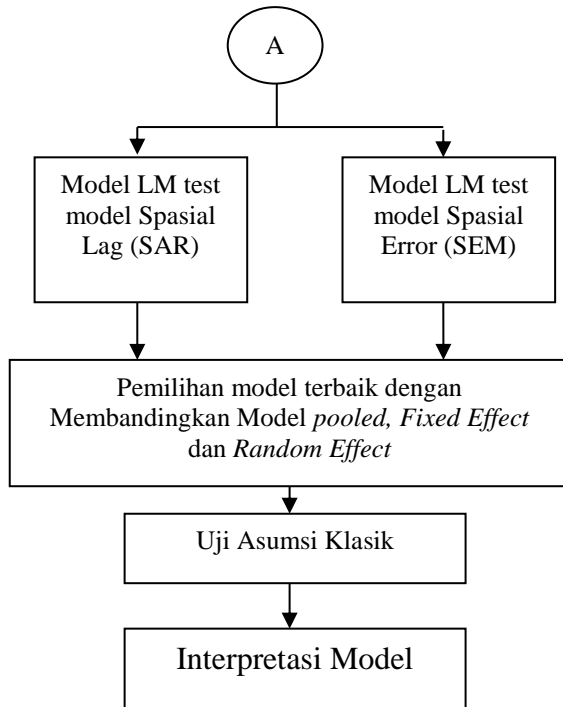
- a. Melakukan uji dependensi spasial dengan menggunakan uji *Lagrange Multiplier (LM)* dan *robust LM* untuk *lag* dan *error*, dengan ketentuan:
  - apabila uji *LM lag* signifikan, maka model yang sesuai adalah SAR panel
  - apabila uji *LM error* signifikan, maka model yang sesuai adalah SEM
- b. Memodelkan efek panel *pooled*, *fixed effects* dan *random effects* untuk setiap model spasial (SAR panel dan SEM panel).
- c. Membandingkan model *pooled*, *fixed effects* dan *random effects* untuk setiap model spasial (SAR panel dan SEM panel) dengan uji spesifikasi *Likelihood Ratio*.
- d. Melakukan pemilihan model terbaik dengan kriteria  $R^2$ ,  $Corr^2$ ,  $\sigma^2$  dan variabel yang paling banyak signifikan.
- e. Pengujian Asumsi residual Identik, Independen dan Distribusi Normal (IIDN).
- f. Melakukan intepretasi model dari hasil perhitungan di atas



### 3.6. Diagram Alir



**Gambar 3.1** Diagram Alir Penelitian



**Gambar 3.1** Diagram Alir Penelitian (*lanjutan*)

## **BAB IV**

### **HASIL DAN PEMBAHASAN**

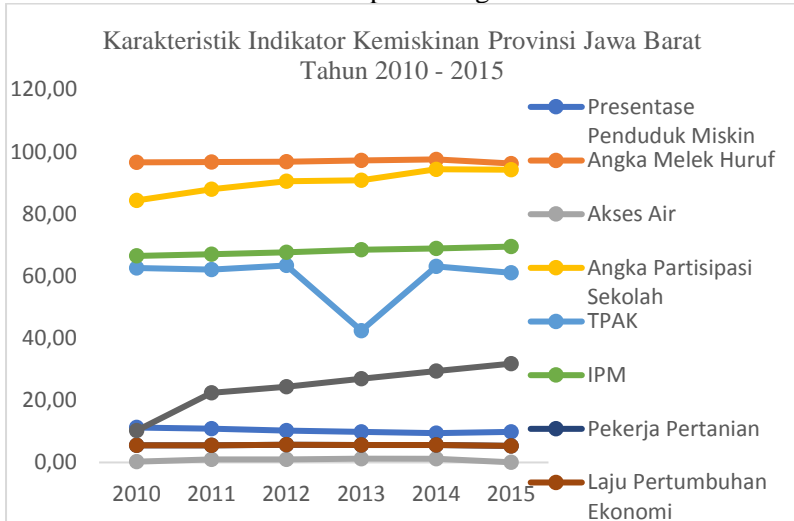
Pada bagian ini akan disajikan karakteristik kemiskinan beserta indikator-indikator yang diduga berpengaruh terhadap kemiskinan Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Barat pada tahun 2010 sampai dengan tahun 2015 dengan menggunakan pendekatan regresi spasial data panel. Sebelum memulai analisis lanjutan, pembahasan akan diawali dengan melihat karakteristik masing-masing setiap variabel,

#### **4.1 Karakteristik Kemiskinan menurut Kabupaten/Kota di Jawa Barat dan Indikator yang mempengaruhi**

Karakteristik kemiskinan dan Indikator yang diduga berpengaruh terhadap kemiskinan Kabupaten/Kota di Jawa Barat dapat diketahui dengan menggunakan analisis statistika deksriptif. Dalam hal ini akan dihitung nilai rata-rata, setiap variabel pada setiap tahun dari tahun 2010 sampai dengan 2015 yang dapat dilihat pada lampiran 2.

Lampiran 2 menampilkan bahwa rata-rata pada setiap tahun memiliki penurunan Untuk Variabel Persentase Penduduk Miskin (Y) terkecil berada pada tahun 2015 yaitu sebesar 9,96%, lalu Persentase Penduduk Tanpa Fasilitas Air Bersih juga terkecil berada pada tahun 2015 yang hanya sebesar 0,03%. Untuk persentase penduduk yang bekerja di sektor pertanian pada tahun 2015 hanya 19,17%. Untuk variabel Angka Melek Huruf yang tertinggi berada pada tahun 2015 sebesar 97,36%, lalu angka partisipasi sekolah usia menengah pada tahun 2015 mencapai 94,57%. Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja tertinggi pada tahun 2012 sebesar 63,40%, Indeks Pembangunan Manusia (IPM) sebesar 69,46% pada tahun 2015 dan PDRB atas dasar harga yang berlaku yang mengalami kenaikan setiap tahun dan pada tahun 2015 mencapai 31,80 Juta Rupiah. Selain itu juga akan disajikan perkembangan kemiskinan indikator yang diduga berpengaruh

terhadap kemiskinan di Jawa Barat dari tahun 2010 sampai dengan 2015 dalam bentuk Time serie plot sebagai berikut :



**Gambar 4.1** Karakteristik Indikator Kemiskinan Provinsi Jawa Barat Tahun 2010-2015

Informasi yang didapatkan melalui Gambar 4.1 adalah keseluruhan dari Indikator Kemiskinan Provinsi Jawa Barat dari tahun 2010 sampai dengan 2015, seluruh variabel memiliki kecenderungan yang berbeda-beda terdapat beberapa variabel yang mengalami kenaikan dan variabel lain yang mengalami penurunan secara bertahap. Kenaikan paling signifikan terjadi pada variabel PDRB.

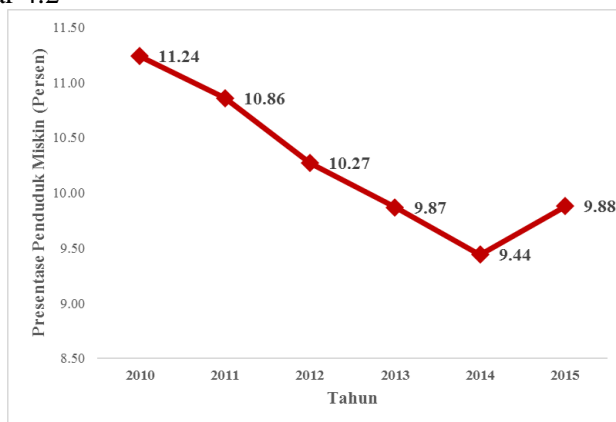
#### 4.1.1 Karakteristik Presentase Penduduk Miskin

Presentase penduduk miskin menunjukkan banyaknya penduduk yang berada di bawah garis kemiskinan. Presentase penduduk miskin berbeda pada setiap Kabupaten/Kota. Karakteristik presentase penduduk miskin di tiap Kabupaten/Kota di Jawa Barat dapat dilihat melalui lampiran 3.

Lampiran 3 memberikan informasi mengenai nilai rata-rata, deviasi standar, minimum dan maksimum presentase penduduk

miskin pada 25 Kabupaten/Kota di Jawa Barat. Rata-rata presentase penduduk miskin di Kabupaten Bogor adalah sebesar 9,31 persen. Nilai deviasi standar sebesar 0.47 menunjukkan bahwa selama tahun 2010 sampai dengan 2015, keragaman presentase penduduk miskin di Kabupaten Bogor adalah sebesar 0,47 persen. Presentase penduduk miskin terendah dan tertinggi di Kabupaten Bogor masing-masing ditunjukkan oleh nilai minimum dan maksimum, yaitu sebesar 8,82 persen dan 9,97 persen. Nilai rata-rata, standar deviasi, minimum dan maksimum juga memiliki makna yang sama untuk Kota/Kabupaten kota lainnya. Dari lampiran 3 diketahui bahwa Kota Tasikmalaya memiliki rata-rata dan standar deviasi presentase penduduk miskin tertinggi yaitu sebesar 18,17 persen dengan standar deviasi 1,99 persen.

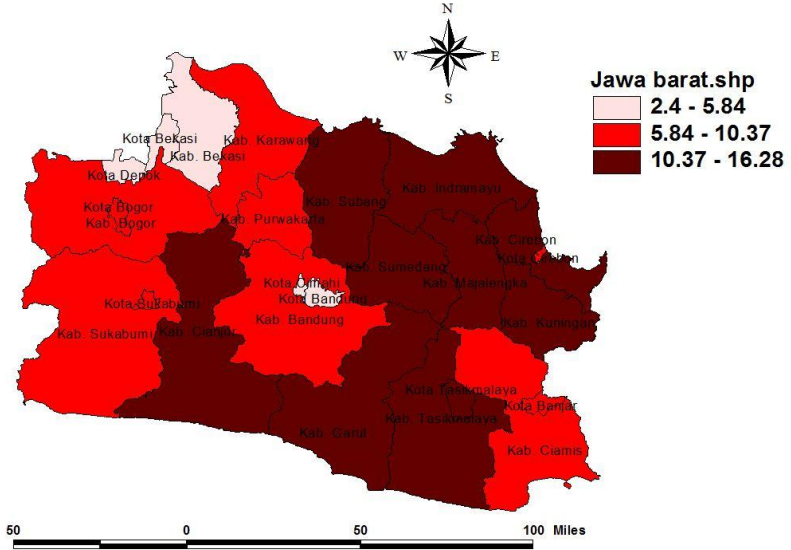
Karakteristik presentase penduduk miskin di Jawa barat juga akan disajikan dalam bentuk time series plot. Dalam hal ini bertujuan untuk mengetahui perkembangan presentase penduduk miskin di Jawa Barat dari tahun 2010 sampai dengan 2015. Adapun hasilnya berdasarkan data pada lampiran 2 dapat dilihat melalui Gambar 4.2



**Gambar 4.2** Presentase Penduduk Miskin di Jawa Barat Tahun 2010-2015

Informasi yang didapatkan melalui Gambar 4.2 adalah presentase penduduk miskin di Jawa Barat cenderung mengalami

penurunan dari tahun 2010 sampai dengan 2014, kenaikan terjadi satu kali yaitu pada tahun 2015. Sebagai informasi tambahan maka akan disajikan peta sebaran presentase penduduk miskin di provinsi Jawa Barat tahun 2015 pada gambar 4.3



**Gambar 4.3** Peta Persebaran Presentase Penduduk Miskin tahun 2015

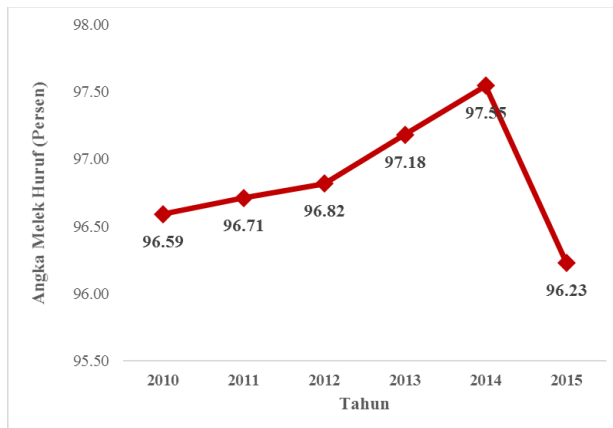
Berdasarkan pada Gambar 4.3 pola penyebaran presentase penduduk miskin rata-rata berada di wilayah bagian timur yaitu dengan tingkat presentase kemiskinan tertinggi (10,37-16,28) terletak pada kota Tasikmalaya, Kabupaten Indramayu, Kabupaten Cirebon dan Kabupaten Majalengka. Kemudian dengan presentase sedang (5.84-10,37) berada pada Kota Cimahi, Kota Banjar dan Kota Bogor sedangkan dengan presentasi rendah (2.4-5.84) terletak pada Kota Depok, Kota Bandung dan Kota Bekasi.

#### 4.1.2 Karakteristik Angka Melek Huruf

Angka melek huruf merupakan salah satu indikator untuk melihat perkembangan pendidikan penduduk. Semakin tinggi angka

melek huruf atau kecakapan baca/tulis maka semakin tinggi pula mutu dan kualitas sumber daya manusia di wilayah tersebut. Penduduk yang bisa membaca dan meulis diasumsikan memiliki kemampuan dan keterampilan karena dapat menyerap informasi baik secara lisan maupun tulisan. Karakteristik angka melek huruf pada masing-masing Kabupaten/Kota di Jawa Barat disajikan pada lampiran 4. Dapat diketahui bahwa Kabupaten Indramayu memiliki rata-rata, standar deviasi, nilai minimum dan maksimum terendah dibandingkan dengan Kota/Kabupaten lain. Adapun besarnya nilai rata-rata, standar deviasi, nilai minimum dan maksimum dari Kabupaten Indramayu adalah 86,85; 3,24; 84,59 dan 93,37.

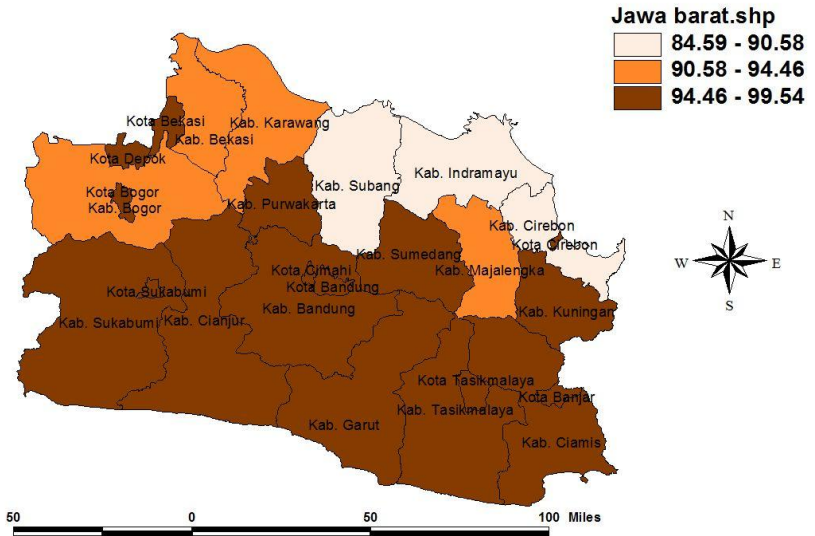
Karakteristik angka melek huruf di Provinsi Jawa Barat juga disajikan dalam bentuk *time series plot*. Hal ini bertujuan untuk mengetahui perkembangan angka melek huruf di Provinsi Jawa Barat dari tahun 2010 sampai dengan tahun 2015. Adapun hasilnya berdasarkan pada Lampiran 2 dapat dilihat melalui Gambar 4.4



**Gambar 4.4** Presentase Angka Melek Huruf di Jawa Barat Tahun 2010-2015

Dari Gambar 4.4 menunjukkan pola perkembangan angka melek huruf di Jawa Barat, Informasi yang didapatkan melalui gambar 4.4 adalah terdapat kecenderungan kenanikan pada pola perkembangan angka melek huruf di Jawa Barat pada tahun 2010

sampai dengan 2014, namun terjadi penurunan pada tahun 2015 sebesar 1,32 persen dan menjadi angka melek huruf terendah selama periode 6 tahun terakhir. Sebagai informasi tambahan maka akan disajikan peta sebaran angka melek huruf di setiap kota/kabupaten di provinsi Jawa Barat tahun 2015 pada gambar 4.5



**Gambar 4.5** Peta Persebaran Angka Melek Huruf tahun 2015

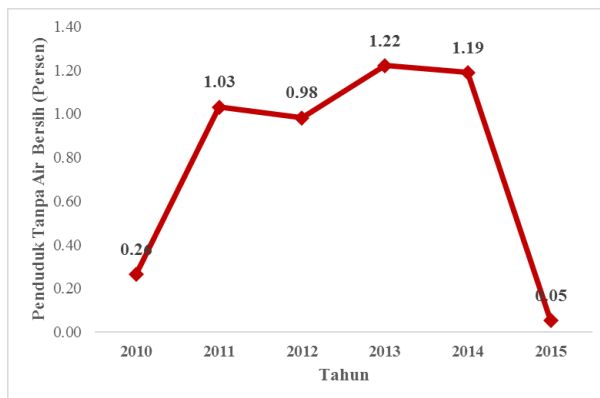
Berdasarkan peta persebaran pada gambar 4.5 dapat dilihat secara visual bahwa daerah pada kelompok I dengan indeks angka melek huruf terendah (84.59 – 90.58) yaitu Kabupaten Subang, Kabupaten Indramayu dan Kabupaten Cirebon. Untuk daerah pada kelompok II dengan indeks angka melek huruf menengah (90.58-94.48) yaitu terdapat Kabupaten Karawang, Kabupaten Bekasi dan Kabupaten Bogor sedangkan pada kelompok III dengan indeks angka melek huruf tinggi (94.46-99.54) terdapat Kota dan Kabupaten di wilayah selatan seperti Kota Bandung, Kabupaten Cianjur, Kabupaten Tasikmalaya dan Kota Banjar.



### 4.1.3 Karakteristik Penduduk Tanpa Akses Air Bersih

Ketersediaan Air Bersih merupakan salah satu hal dalam keberhasilan pembangunan di wilayah tersebut, air yang baik dan dapat digunakan oleh seluruh warga tanpa terkecuali merupakan suatu Indikator bahwa pembangunan sudah merata. Karakteristik presentase penduduk Tanpa Akses Air Bersih di Kota/Kabupaten di Jawa Barat disajikan pada lampiran 5. Pada lampiran 5 diberikan Informasi bahwa rata-rata, standar deviasi, nilai minimum dan maksimum tertinggi dimiliki oleh kabupaten Indramayu yaitu berturut turut sebesar 3,06; 2,41; 0,00 dan 6,01. Artinya bahwa Kabupaten Indramayu merupakan Kabupaten yang paling besar dalam ketidaktersediaan fasilitas air bersih.

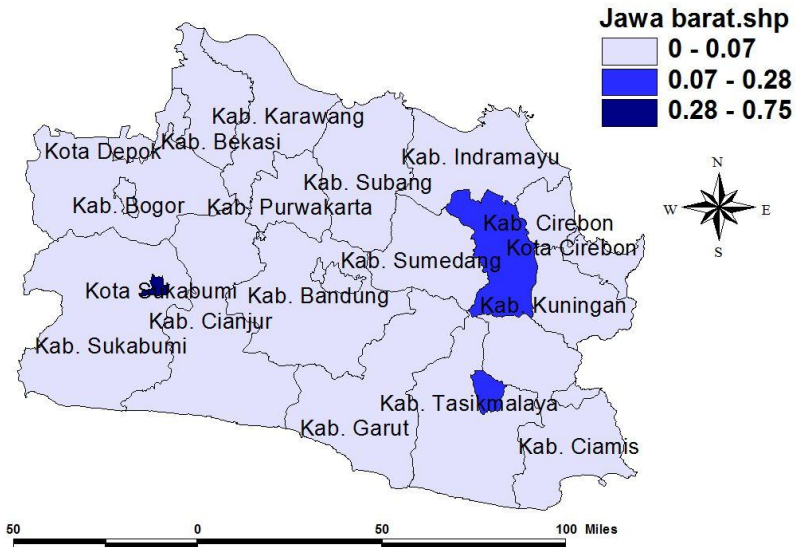
Karakteristik penduduk tanpa akses air bersih di Provinsi Jawa Barat juga disajikan dalam bentuk *time series plot*. Hal ini bertujuan untuk mengetahui perkembangan yang tidak mendapat fasilitas air bersih di Provisni Jawa Barat dari tahun 2010 sampai dengan tahun 2015. Adapun hasilnya berdasarkan pada Lampiran 2 dapat dilihat melalui Gambar 4.6



**Gambar 4.6** Presentase Penduduk Tanpa Fasilitas Air Bersih di Jawa Barat Tahun 2010-2015

Pola perkembangan penduduk yang tidak mendapat akses air bersih di Jawa Barat mengalami perkembangan yang fluktuatif

yaitu dimana dari tahun 2010 sampai 2014 terjadi kenaikan yang cukup signifikan. Pada tahun 2010 penduduk yang tidak mendapat fasilitas akses air bersih di Jawa Barat sebesar 0,26 persen dan mengalami peningkatan menjadi 1,03 persen, lalu mencapai puncak tertinggi di tahun 2013 sebesar 1,22 persen dan selanjutnya mengalami penurunan hingga pada tahun 2015 hanya sebesar 0,05 persen penduduk yang tidak mendapat fasilitas air bersih di provinsi Jawa Barat, Sebagai informasi tambahan maka akan disajikan peta sebaran penduduk tanpa akses air bersih di setiap kota/kabupaten di provinsi Jawa Barat tahun 2015 pada gambar 4.7



**Gambar 4.7** Peta Persebaran Penduduk Tanpa Fasilitas Air Bersih Tahun 2015

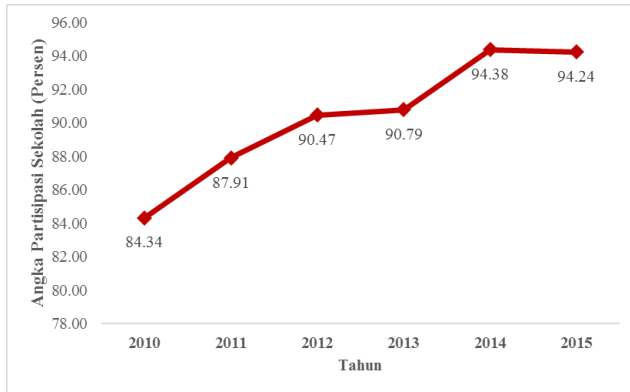
Berdasarkan peta persebaran pada gambar 4.7 dapat dilihat secara visual bahwa daerah pada kelompok I dengan indeks presentase penduduk tanpa fasilitas air bersih terendah ( 0– 0,07) yaitu hampir semua Kota/Kabupaten. Yang artinya hampir seluruh daerah di Provinsi Jawa Barat sudah mendapatkan fasilitas air bersih

degan layak. Untuk daerah pada kelompok II dengan indeks presentase penduduk tanpa fasilitas air bersih sedang (0.07 – 0.28) yaitu terdapat Kabupaten Majalengka dan Kota Tasikmalaya sedangkan pada kelompok III dengan indeks presentase penduduk tanpa fasilitas air bersih tinggi (0.28-0.75) terdapat Kota Sukabumi.

#### **4.1.4 Karakteristik Partisipasi Sekolah Usia Menengah**

Angka Partisipasi Sekolah merupakan ukuran daya serap lembaga pendidikan terhadap penduduk usia sekolah. APS merupakan indikator dasar yang digunakan untuk melihat akses penduduk pada fasilitas pendidikan khususnya bagi penduduk usia sekolah. Semakin tinggi Angka Partisipasi Sekolah semakin besar jumlah penduduk yang berkesempatan mengenyam pendidikan. Namun demikian meningkatnya APS tidak selalu dapat diartikan sebagai meningkatnya pemerataan kesempatan masyarakat untuk mengenyam pendidikan. Indikator yang digunakan untuk melihat sebuah perkembangan pendidikan suatu daerah diantaranya adalah Partisipasi Sekolah Usia Menengah, dalam hal ini pendidikan menentukan tingkat kesejahteraan penduduk. Karakteristik Partisipasi Sekolah Usia Menengah di Kota/Kabupaten di Jawa Barat disajikan pada lampiran 6. Pada lampiran 6 dapat diketahui bahwa Kabupaten Bogor memiliki nilai rata-rata terendah dalam partisipasi usia sekolah menengah yaitu sebesar 83,40 persen, sedangkan standar deviasi tertinggi dimiliki oleh kabupaten purwakarta yaitu sebesar 7.55. Kabupaten Cirebon memiliki nilai minimum terendah dibandingkan dengan kota/kabupaten lainnya yaitu hanya sebesar 74.63 persen. Kabupaten Garut memiliki nilai maksimum terendah dalam partisipasi sekolah usia menengah

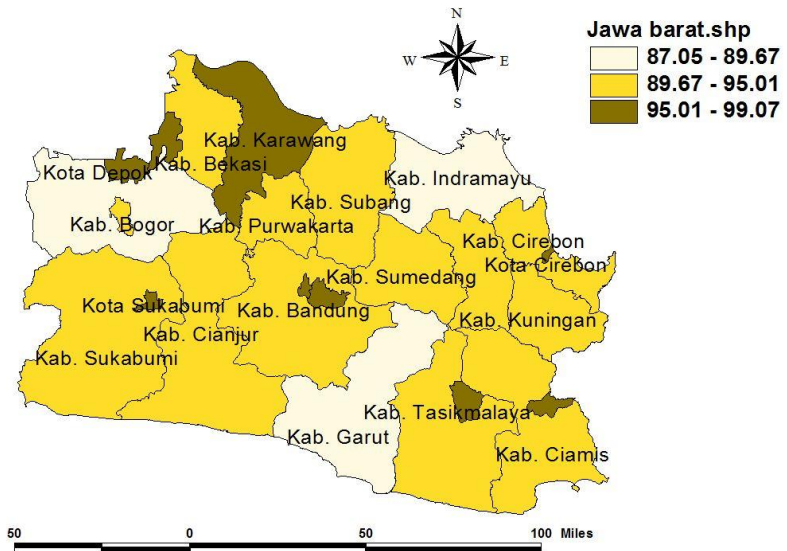
Karakteristik partisipasi sekolah usia menengah di Provinsi Jawa Barat juga disajikan dalam bentuk *time series plot*. Hal ini bertujuan untuk mengetahui perkembangan angka partisipasi sekolah usia menengah di Provinsi Jawa Barat dari tahun 2010 sampai dengan tahun 2015. Adapun hasilnya berdasarkan pada Lampiran 2 dapat dilihat melalui Gambar 4.8



**Gambar 4.8** Presentase Angka Partisipasi Sekolah Usia Menengah di Jawa Barat Tahun 2010-2015

Pola perkembangan angka partisipasi sekolah usia menengah di Jawa Barat setiap tahunnya mengalami kenaikan. Hal ini dapat dilihat melalui gambar 4.7. Angka partisipasi sekolah usia menengah tahun 2015 mencapai 94.24 persen. Ini mengindikasikan bahwa setiap tahun minat penduduk pada usia menengah ( 13 – 15 tahun) untuk melanjutkan sekolah semakin tinggi, tentunya ini diimbangi juga dengan perbaikan sarana dan prasarana fasilitas pendidikan dalam mengakomodasi serta memfasilitasi para penduduk yang ingin melanjutkan sekolah tersebut. Terlebih dengan dikeluarkannya aturan pemerintah yaitu “Wajib Belajar” yaitu sebuah Program yang mewajibkan setiap warga negara Indonesia untuk bersekolah selama 9 (sembilan) tahun pada jenjang pendidikan dasar, yaitu dari tingkat kelas 1 Sekolah Dasar (SD) hingga kelas 9 Sekolah Menengah Pertama (SMP) yang turut membuat partisipasi sekolah di Provinsi Jawa Barat terus mengalami peningkatan setiap tahunnya.

Sebagai informasi tambahan maka akan disajikan peta sebaran angka partisipasi sekolah usia menengah di setiap kota/kabupaten di provinsi Jawa Barat tahun 2015 pada gambar 4.8



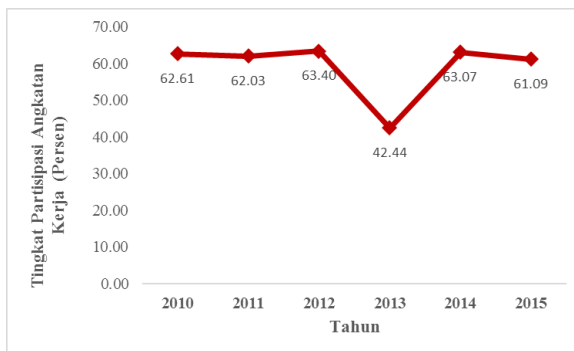
**Gambar 4.9** Peta Persebaran Angka Partisipasi Sekolah Usia Menengah Tahun 2015

Berdasarkan peta persebaran pada gambar 4.9 dapat dilihat secara visual bahwa daerah pada kelompok I dengan indeks Partisipasi Sekolah Usia Menengah terendah (87,05–89,67) yaitu Kabupaten Bogor, Kabupaten Garut dan Kabupaten Indramayu. Untuk daerah pada kelompok II dengan indeks Partisipasi Sekolah Usia Menengah sedang (89,67–95,01) yaitu menyebar hampir secara merata dengan daerah yang saling bertetangaan, hal ini dapat diketahui bahwa ada efek spasial yang terjadi disini. Sedangkan pada kelompok III dengan indeks Partisipasi Sekolah Usia Menengah tinggi (95,01-99,07) terdapat pada wilayah Kota yaitu Kota Sukabumi, Kota Bandung, Kota Cimahi, Kota Ciamis, Kota Cirebon, Kota Depok, Kota Bekasi dan Kabupaten Karawang.

#### 4.1.5 Karakteristik Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja

Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK) merupakan indikator yang digunakan untuk mengukur tingkat partisipasi tenaga kerja yang aktif dalam kegiatan ekonomi (bekerja & mencari pekerjaan). Karakteristik Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja di Kota/Kabupaten di Jawa Barat disajikan pada lampiran 7. Pada lampiran 7 dapat diketahui bahwa Kabupaten Garut memiliki nilai rata-rata dan maksimum terendah dalam tingkat partisipasi angkatan kerja yaitu masing-masing sebesar 55,57 persen dan 60,94 persen, sedangkan standar deviasi tertinggi dan nilai minimum terendah dalam tingkat partisipasi angkatan kerja dimiliki oleh Kabupaten Karawang yaitu masing-masing sebesar 11,10 dan 35,56 persen.

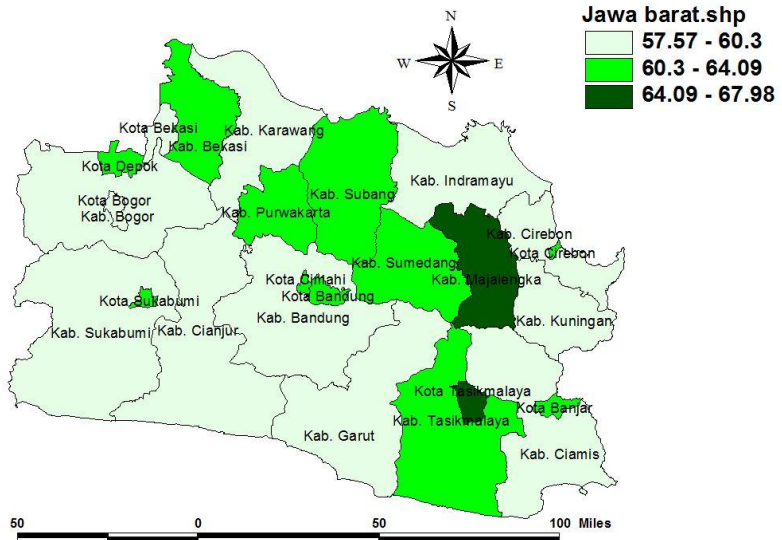
Karakteristik tingkat partisipasi amgkatan kerja di Provinsi Jawa Barat juga disajikan dalam bentuk *time series plot*. Hal ini bertujuan untuk mengetahui perkembangan tingkat partisipasi amgkatan kerja di Provisni Jawa Barat dari tahun 2010 sampai dengan tahun 2015. Adapun hasilnya berdasarkan pada Lampiran 2 dapat dilihat melalui Gambar 4.10



**Gambar 4.10** Presentase Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja di Jawa Barat Tahun 2010-2015

Gambar 4.10 menunjukkan pola perkembangan tingkat partisipasi angkatan kerja di Jawa Barat tahun 2010 sampai dengan 2015. Tingkat partisipasi angkatan kerja terendah terjadi pada tahun 2013 yaitu sebesar 42,44 persen. Tingkat partisipasi angkatan kerja

teringgi terjadi pada tahun 2014 sebesar 63,07 persen. Di tahun 2015 tingkat partisipasi angkatan kerja mencapai angka 61,09 persen. Sebagai informasi tambahan maka akan disajikan peta sebaran tingkat partisipasi angkatan kerja di setiap kota/kabupaten di provinsi Jawa Barat tahun 2015 pada gambar 4.11



**Gambar 4.11** Peta Persebaran Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja Tahun 2015

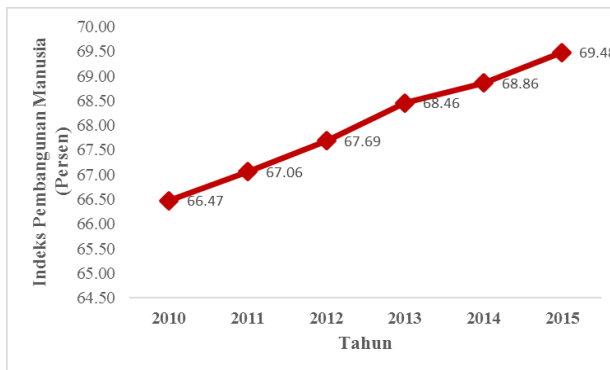
Berdasarkan peta persebaran pada gambar 4.11 dapat dilihat secara visual bahwa daerah pada kelompok I dengan indeks tingkat partisipasi angkatan kerja terendah (57,57–60,3) yaitu Kabupaten Bogor, Kabupaten Garut dan Kabupaten Indramayu. Untuk daerah pada kelompok II dengan indeks tingkat partisipasi angkatan kerja menengah (60,3–64,09) yaitu menyebar hampir secara merata dengan daerah yang saling bertetangaan di wilayah utara yaitu Kabupaten Bekasi, Kabupaten Purwakarta, Kabupaten Subang dan Kabupaten Sumedang, hal ini dapat diketahui bahwa ada efek spasial yang terjadi disini. Sedangkan pada kelompok III dengan

indeks tingkat partisipasi angkatan kerja tinggi (64.09-67.98) terdapat pada wilayah Kabupaten Majalengka dan Kota Tasikmalaya.

#### 4.1.6 Karakteristik Indeks Pembangunan Manusia

Indeks Pembangunan Manusia merupakan indeks komposit dari indeks kesehatan dan daya beli yang diukur dari tingkat kehidupan secara menyeluruh. Karakteristik Indeks Pembangunan Manusia di Kota/Kabupaten di Jawa Barat disajikan pada lampiran 8. Pada lampiran 8 dapat diketahui bahwa Kabupaten Garut memiliki nilai rata-rata, standar deviasi, nilai maksimum dan nilai minimum terendah dalam indeks pembangunan manusia yaitu masing-masing sebesar 60,74; 1,56; 62,42; 58,58.

Karakteristik indeks pembangunan manusia di Provinsi Jawa Barat juga disajikan dalam bentuk *time series plot*. Hal ini bertujuan untuk mengetahui perkembangan indeks pemngangunan manusia di Provisni Jawa Barat dari tahun 2010 sampai dengan tahun 2015. Adapun hasilnya berdasarkan pada Lampiran 2 dapat dilihat melalui Gambar 4.12

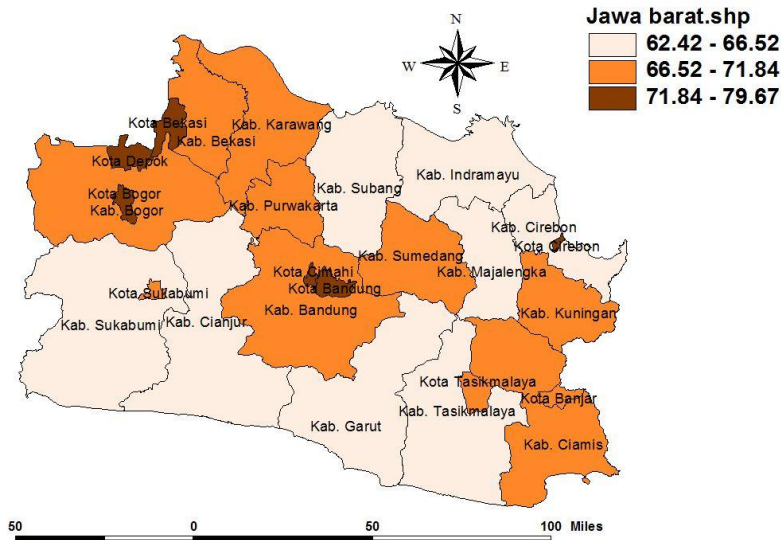


**Gambar 4.12** Presentase Indeks Pembangunan Manusia di Jawa Barat Tahun 2010-2015

Gambar 4.12 menunjukkan bahwa pola perkembangan Indeks Pembangunan Manusia di Jawa Barat setiap tahunnya mebgalami kenaikan. Hal ini dapat dilihat melalui gambar 4.11.



Indeks Pembangunan Manusia tahun 2015 mencapai 69.48 persen. Sebagai informasi tambahan maka akan disajikan peta sebaran indeks pembangunan manusia di setiap kota/kabupaten di provinsi Jawa Barat tahun 2015 pada gambar 4.13



**Gambar 4.13** Peta Persebaran Indeks Pembangunan Manusia Tahun 2015

Berdasarkan peta persebaran pada gambar 4.13 dapat dilihat secara visual bahwa daerah pada kelompok I dengan indeks pembangunan manusia rendah (62.42–66.52) adalah daerah yang berada di wilayah pesisir utara yaitu Kabupaten Subang, Kabupaten Indramayu dan Kabupaten Cirebon selain itu daerah di pesisir selatan juga berada pada daerah dengan indeks pembangunan manusia rendah yaitu Kabupaten Cianjur, Kabupaten Garut dan Kabupaten Tasikmalaya. Untuk daerah pada kelompok II dengan indeks pembangunan manusia menengah sedang (66,52–71,84) yaitu menyebar hampir secara merata dengan daerah yang saling bertetangaan, hal ini dapat diketahui bahwa ada efek spasial yang

terjadi disini sedangkan pada kelompok III dengan indeks pembangunan manusia tinggi (71.84-79.67) terdapat pada wilayah perkotaan seperti Kota Bandung, Kota Cimahi, dan Kota Cirebon.

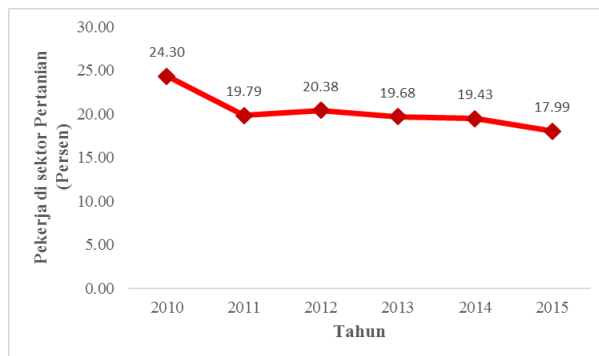
#### **4.1.7 Karakteristik Pekerja di Sektor Pertanian**

Penduduk di sektor pertanian pada umumnya selalu lebih miskin dibandingkan penduduk yang sumber utama pendapatannya dari sektor-sektor lainnya, terutama industri manufaktur, keuangan, dan perdagangan, walaupun pendapatan bervariasi menurut subsektor atau kelompok usaha di masing-masing sektor tersebut. Beberapa faktor yang menyebabkan jumlah penduduk miskin di sektor pertanian dibandingkan sektor lainnya adalah distribusi lahan yang timpang, pendidikan petani dan pekerja yang rendah, sulitnya mendapatkan modal, dan nilai tukar petani yang terus menurun. Padahal sektor pertanian masih memiliki peran yang penting dalam menyerap tenaga kerja yang ada kontribusi sektor ini dalam ketenagakerjaan masih sangat tinggi. Penyebab utama merosotnya kontribusi sektor pertanian karena policy dari pemerintah terlalu tergila-gila ke sektor manufacturing, bukan ke agroindustri. Pabrik kapal terbang dan manufacturing lainnya memakai investasi yang sangat tinggi, bukan mendorong kemajuan pertanian, bahkan hasil dari pertanianlah dikorbankan kesana. Menurunnya peran atau kontribusi sektor pertanian dalam PDB atau dalam nilai ekspor bukan berarti jumlah PDB sektor pertanian atau jumlah nilai ekspor pertanian menurun.

Karakteristik Pekerja Sektor Pertanian di Kota/Kabupaten di Jawa Barat disajikan pada lampiran 9 . Pada lampiran 9 dapat diketahui bahwa nilai rata-rata tertinggi dan nilai minimum tertinggi berada pada Kabupaten Cianjur dengan nilai masing-masing sebesar 42,04 persen dan 35,97 persen. Sedangkan standar deviasi dan nilai minimum tertinggi dimiliki oleh Kabupaten Kuningan yaitu sebesar 8,71 dan 54,81 persen.

Karakteristik pekerja sektor pertanian di Provinsi Jawa Barat juga disajikan dalam bentuk *time series plot*. Hal ini bertujuan untuk mengetahui pekerja sektor pertanian di Provisni Jawa Barat

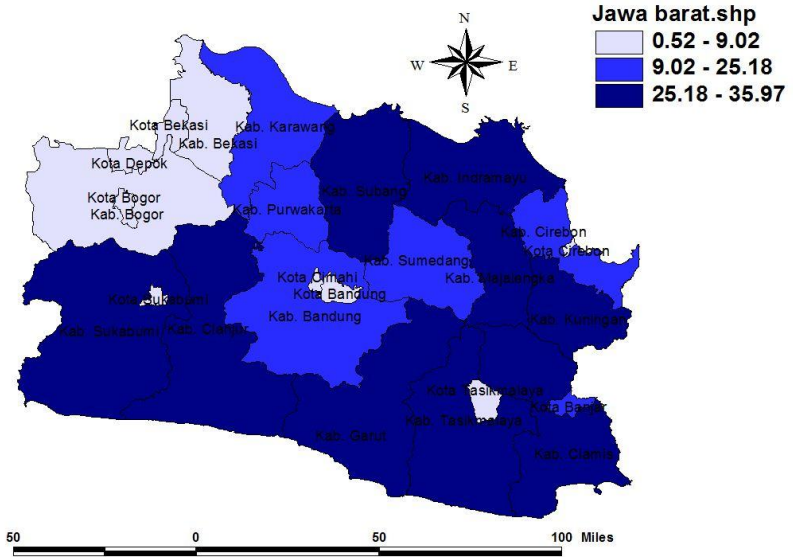
dari tahun 2010 sampai dengan tahun 2015. Adapun hasilnya berdasarkan pada Lampiran 2 dapat dilihat melalui Gambar 4.14



**Gambar 4.14** Presentase Pekerja Sektor Pertanian di Jawa Barat Tahun 2010-2015

Gambar 4.14 menunjukkan bahwa pola perkembangan presentase penduduk yang bekerja di sektor pertanian di Jawa Barat tahun 2010 sampai dengan 2015 mengalami penurunan dimana pada tahun 2015 terdapat total 17,99 persen penduduk provinsi Jawa Barat yang bekerja di sektor pertanian. Hal ini disebabkan oleh rata-rata pekerja sektor pertanian adalah penduduk yang sudah tua karena pekerja pada usia muda lebih memilih bekerja di bidang industri manufaktur dan jasa. Hal ini diperburuk oleh semakin banyaknya areal pertanian yang berganti fungsi ke kegiatan-kegiatan non pertanian. Menurut Tjondronegoro (2006) “Tanah sebagai tumpuan hidup petani kian berkurang, bukan karena penduduk bertambah, tetapi karena pemusatan kepemilikan tanah oleh pemodal besar yang hidup di perkotaan. Itu beberapa penyebab utama mengapa akses kepada tanah dan air serta sumber daya alam kian sulit bagi petani dan nelayan”. Rasanya mustahil meraih produksi berlimpah ketika tanah yang akan ditanami semakin sempit. Sempitnya lahan garapan tidak lepas dari keterdesakan petani atas laju pembangunan.

Sebagai informasi tambahan maka akan disajikan peta sebaran pekerja yang berada di sektor pertanian di setiap kota/kabupaten di provinsi Jawa Barat tahun 2015 pada gambar 4.15



**Gambar 4.15** Peta Persebaran Penduduk yang Bekerja di Sektor Pertanian tahun 2015

Berdasarkan peta persebaran pada gambar 4.15 dapat dilihat secara visual bahwa daerah pada kelompok I dengan presentase penduduk yang bekerja di sektor pertanian rendah (0.52–9.02) adalah daerah yang sebagian besar berada di wilayah Perkotaan seperti Kota Bogor, Kota Drepok, Kota Bandung dan Kota sukabumi Untuk daerah pada kelompok II dengan presentase penduduk yang bekerja di sektor perrtanian sedang (9,02–25,18) yaitu menyebar hampir secara merata dengan daerah yang saling bertetangaan, seperti pada daerah Kabupaten Bandung, Kabupaten Sumedang, Kabupaten Purwakarta dan Kabupaten Karawang. Sedangkan pada kelompok III dengan presentase penduduk bekerja di sektor pertanian tinggi (25.18-35.97) yaitu menyebar hampir

secara merata dengan daerah yang saling bertetangaan, hal ini dapat diketahui bahwa ada efek spasial yang terjadi.

#### 4.1.8 Karakteristik Laju Pertumbuhan Ekonomi

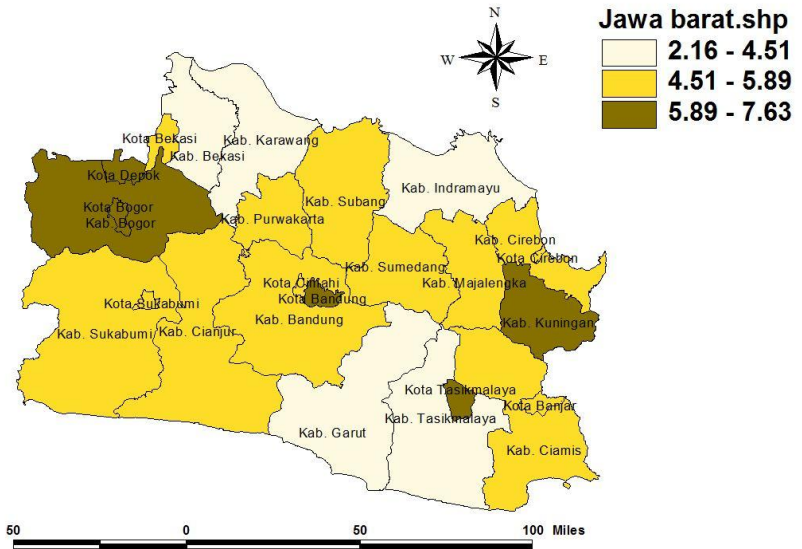
Pertumbuhan ekonomi merupakan indikator untuk melihat keberhasilan pembangunan dan merupakan syarat bagi pengurangan tingkat kemiskinan. Sehingga laju pertumbuhan ekonomi perlu dikaji untuk mengetahui apakah mempunyai pengaruh terhadap presentase kemiskinan. Karakteristik Laju Pertumbuhan Ekonomi di Kota/Kabupaten di Jawa Barat disajikan pada lampiran 10 . Pada lampiran 10 dapat diketahui bahwa nilai rata-rata terendah sebesar 3,54 persen dimiliki oleh Kabupaten Indramayu, standar deviasi dan nilai minimum terkecil dimiliki oleh Kabupaten Sukabumi dengan nilai masing-masing sebesar 1,71 dan 0,60 persen dan nilai maksimum terendah berada pada Kabupaten Tasikmalaya dengan nilai 4.78 persen.

Karakteristik laju pertumbuhan ekonomi di Provinsi Jawa Barat juga disajikan dalam bentuk *time series plot*. Hal ini bertujuan untuk mengetahui laju pertumbuhan ekonomi di Provisni Jawa Barat dari tahun 2010 sampai dengan tahun 2015. Adapun hasilnya berdasarkan pada Lampiran 2 dapat dilihat melalui Gambar 4.16



**Gambar 4.16** Presentase Laju Pertumbuhan Ekonomi di Jawa Barat Tahun 2010-2015

Gambar 4.16 menunjukkan bahwa pola laju pertumbuhan ekonomi di Jawa Barat tahun 2010 sampai dengan 2015 mengalami kenaikan dari tahun 2010 sampai dengan 2012 dengan nilai tertinggi yaitu sebesar 5,69 persen. Laju pertumbuhan ekonomi terendah terjadi pada tahun 2015 yaitu sebesar 5,35 persen. Sebagai informasi tambahan maka akan disajikan peta sebaran laju pertumbuhan ekonomi di setiap kota/kabupaten di provinsi Jawa Barat tahun 2015 pada gambar 4.17



**Gambar 4.17** Peta Persebaran Laju Pertumbuhan Ekonomi tahun 2015

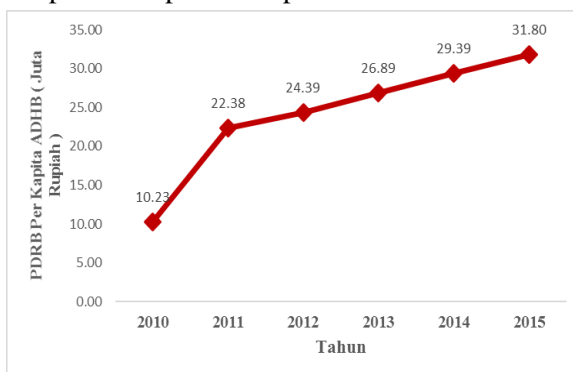
Berdasarkan peta persebaran pada gambar 4.17 dapat dilihat secara visual bahwa daerah pada kelompok I dengan laju pertumbuhan ekonomi rendah (2.16–4.51) adalah Kab.Bekasi, Kab.Karawang, Kab.Indramayu, Kab. Garut dan Kab. Tasikmalaya. Untuk daerah pada kelompok II dengan presentase laju pertumbuhan ekonomi sedang (4,51–5,89) yaitu menyebar hampir secara merata dengan daerah yang saling bertetangaan, hal ini dapat

diketahui bahwa ada efek spasial yang terjadi disini seperti pada daerah Kabupaten Bandung, Kabupaten Sumedang, Kabupaten Purwakarta dan Kabupaten Cianjur. Sedangkan pada kelompok III dengan presentase laju pertumbuhan ekonomi tinggi (5.89-7.63) yaitu menyebar hampir secara merata di daerah perkotaan seperti Kota Bandung, Kota Tasikmalaya, Kota Bogor dan Kota Cimahi.

#### 4.1.9 Karakteristik PDRB Per Kapita ADHB

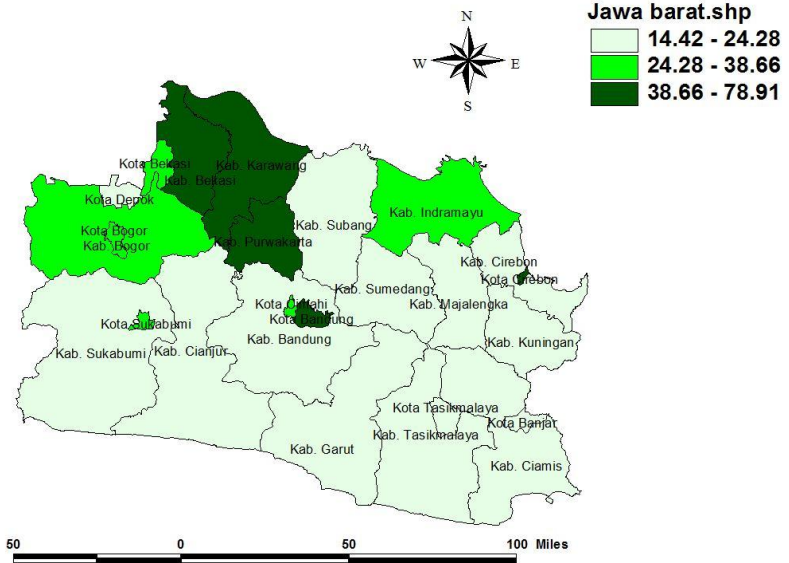
Untuk menghitung tingkat pertumbuhan ekonomi dalam suatu periode tertentu digunakan data PDRB atas dasar harga berlaku yang berpengaruh terhadap presentase kemiskinan. Karakteristik PDRB per kapita ADHB di Kota/Kabupaten di Jawa Barat disajikan pada lampiran 11 . Pada lampiran 11 dapat diketahui bahwa nilai rata-rata terendah, nilai maksimum terendah dan nilai minimum terendah berada pada kabupaten Cianjur dengan nilai masing-masing sebesar 11,49 persen; 9,01 persen dan 14,42 persen. Deviasi standar tertinggi sebesar 13.85 adalah Kota Bandung.

Karakteristik PDRB per kapita ADHB di Provinsi Jawa Barat juga disajikan dalam bentuk *time series plot*. Hal ini bertujuan untuk mengetahui PDRB per kapita ADHB di Provinsi Jawa Barat dari tahun 2010 sampai dengan tahun 2015. Adapun hasilnya berdasarkan pada Lampiran 2 dapat dilihat melalui Gambar 4.18



**Gambar 4.18** PDRB per Kapita ADHB di Jawa Barat Tahun 2010-2015

Gambar 4.18 menunjukkan bahwa pola PDRB per Kapita ADHB di Jawa Barat tahun 2010 sampai dengan 2015. Informasi yang didapat adalah mengalami kenaikan pada pola perkembangan PDRB per Kapita ADHB Jawa Timur. Pada tahun 2015 PDRB per Kapita ADHB Jawa Barat mencapai angka 31,80 juta rupiah. Sebagai informasi tambahan maka akan disajikan peta PDRB per Kapita ADHB di setiap kota/kabupaten di provinsi Jawa Barat tahun 2015 pada gambar 4.19



**Gambar 4.19** Peta PDRB per Kapita ADHB tahun 2015

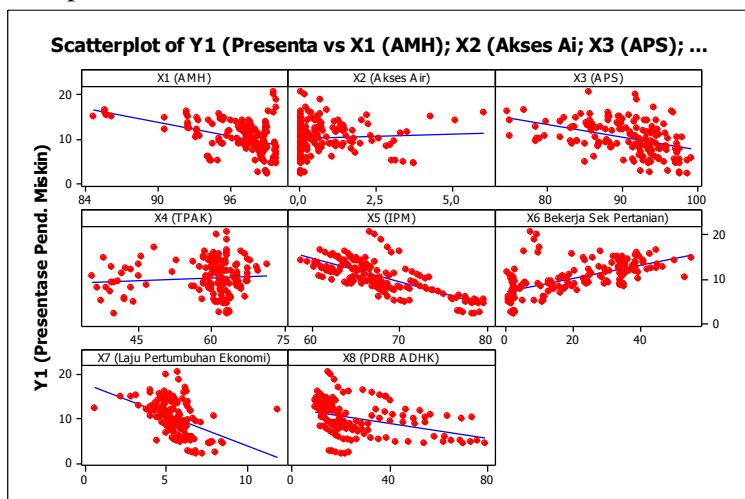
Berdasarkan peta persebaran pada gambar 4.19 dapat dilihat secara visual bahwa daerah pada kelompok I dengan PDRB per Kapita ADHB rendah (14.42–24.28) yaitu menyebar hampir secara merata dengan daerah yang saling bertetangaan, hal ini dapat diketahui bahwa ada efek spasial yang terjadi disini seperti pada daerah Kabupaten Bandung, Kabupaten Sumedang, Kabupaten Sukabumi dan Kabupaten Cianjur. Untuk daerah pada kelompok II dengan PDRB per Kapita ADHB sedang (24,28–38,55) berada pada



Kabupaten dan Kota Bogor, Kota Bekasi dan Kota Sukabumi Sedangkan pada kelompok III dengan PDRB perkapita ADHB tinggi (38.66-78.91) yaitu berada di daerah yang saling bertetangaan yaitu Kabupaten Purwakarta, Kabupaten Karawang dan Kabupaten Bekasi.

#### 4.1.10 Scatterplot Presentase Penduduk Miskin dengan Variabel yang diteliti

Hubungan antara variabel dependen yaitu presentase penduduk miskin dengan masing-masing variabel independen dapat dilihat pada Gambar 4.19 berikut



**Gambar 4.20** Scatterplot antar variabel dependen dengan masing-masing variabel independen

Berdasarkan diagram pancar (*scatterplot*) yang terlihat dapat diidentifikasi bahwa Variabel Angka melek Huruf (X1), Angka Partisipasi Sekolah (X3), Indeks Pembangunan Manusia (X5), Laju Pertumbuhan Ekonomi (X7) dan PDRB kapita ADHB (X8) mempunyai pengaruh positif terhadap presentase penduduk miskin. Sedangkan variabel Pekerja di Sektor Pertanian (X6) mempunyai pengaruh negatif. Variabel Akses Air Bersih (X2) dan

Tingkat partisipasi Angkatan Kerja (X4) secara visual sulit dijelaskan karena terlihat bahwa pada kedua variabel tersebut cenderung tidak memiliki hubungan untuk itu perlu dilakukan uji korelasi untuk melihat hubungan-hubungan pada setiap variabel.

#### 4.2 Pemodelan Presentase Penduduk Miskin Provinsi Jawa Barat

Dalam ekonometrika spasial data panel, data yang digunakan adalah data gabungan antara data *time series* dan *cross section* atau biasa disebut data panel. Unit *cross section* diobservasi secara ulang beberapa waktu, jika hasil setiap observasi tersebut sama maka disebut data panel seimbang (*balance panel data*) dan sebaliknya jika hasil observasi tersebut tidak sama maka disebut data panel tidak seimbang (*unbalance panel data*). Bobot yang digunakan dalam penelitian ini adalah bobot *queen contiguity* yang berasal dari presentase kemiskinan di Provinsi Jawa Barat tahun 2010 sampai dengan 2015. Matriks pembobot spasial yang disesuaikan atas persdindingungan sisi dan sudut untuk wilayah yang saling bersisian (*common side*) atau titik sudutnya (*common vertex*) bertemu dengan sudut wilayah yang menjadi perhatian.

##### 4.2.1 *Exploratory Spatial Data Analysis* (ESDA)

ESDA adalah konsep autokorelasi spasial yang mengukur korelasi variabel dengan dirinya sendiri melalui ruang. Uji ini bisa diterapkan untuk mendeteksi penyimpangan dari kerandoman spasial. Autokorelasi spasial dapat dideteksi dengan melihat nilai indeks Moran (*Moran's I*) dari variabel yang diamati.

Hasil perhitungan indeks Moran dari Presentase Penduduk Miskin di Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Barat menggunakan pembobot spasial *queen contiguity* disajikan pada Tabel 4.1.

**Tabel 4.1** Hasil perhitungan indeks Moran's I Presentase Penduduk Miskin pembobot *Queen Contiguity*

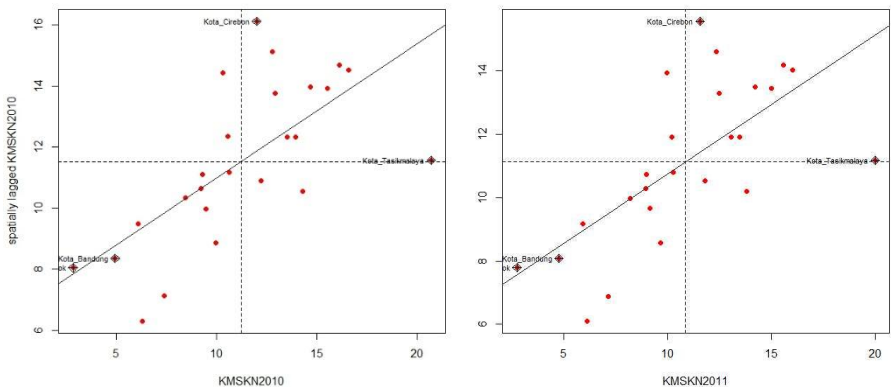
Tahun	I	Z(I)	p-value	Pola
2010	0,439	3,232	0,000	Menyebarkan
2011	0,438	3,226	0,001	Menyebarkan
2012	0,464	3,386	0,000	Menyebarkan

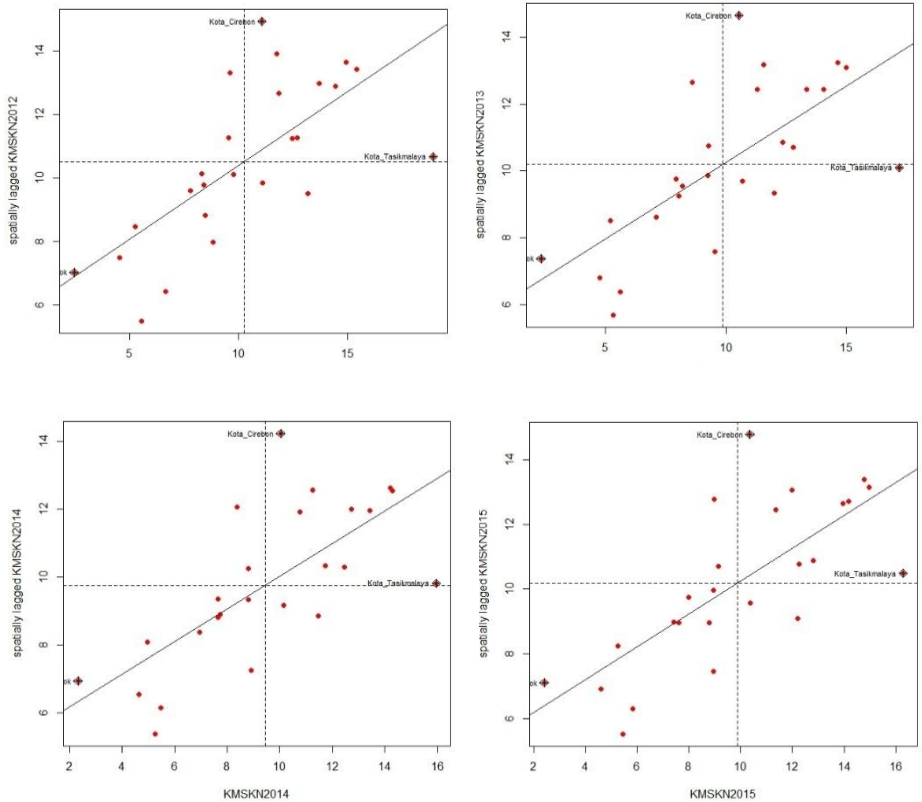
2013	0,457	3,314	0,000	Menyebarkan
2014	0,479	3,453	0,000	Menyebarkan
2015	0,507	3,631	0,000	Menyebarkan

Dari hasil perhitungan indeks Moran Presentase Penduduk Miskin dengan pembobot *queen contiguity* pada Tabel 4.1 dapat disimpulkan bahwa terjadi autokorelasi spasial positif antar kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat terlihat dari uji signifikansi indeks Moran yang signifikan pada  $\alpha = 5\%$  untuk semua tahun. Moran Scatterplot menggambarkan keadaan sebenarnya yang terjadi pada suatu wilayah, dengan demikian kita dapat mengetahui penyebaran yang ada berdasarkan letak kuadran dari masing-masing variabel yang dimaksud dengan tujuan untuk memahami serta menginterpretasi hal yang sudah ada untuk di transformasi kan dalam bentuk gambar yang sesuai.

Hal ini mengindikasikan bahwa dari tahun 2010 sampai dengan tahun 2015 presentase penduduk miskin di suatu kabupaten/kota berkaitan dengan presentase penduduk miskin dari kabupaten/kota lainnya di Provinsi Jawa Barat. Indeks Moran yang bernilai positif menyatakan bahwa terbentuk pola menyebar (dispersion) dimana presentase penduduk miskin yang sama terjadi pada wilayah yang saling berdekatan.

Pola penyebaran antar lokasi dapat dilihat dengan membuat *Moran's scatterplot*. *Moran's scatterplot* dibagi atas empat kuadran yang cocok untuk empat pola kumpulan spasial lokal setiap wilayah yang bertetangga yang disajikan dalam Gambar 4.19.





**Gambar 4.21** Moran's *Scatterplot* dengan Pembobot *Queen Contiguity*

Berdasarkan moran's I *scatterplot* dengan matriks *Queen contiguity* juga terlihat bahwa titik observasi berada dikeluarga kuadran yaitu di kuadran I (High-High), kuadran II (Low-High), kuadran III (Low-Low) dan kuadran IV (high-Low). Dapat disimpulkan maka terdapat indikasi terjadi pengelompokan (*clustering*) yang berarti terdapat autokorelasi spasial yang positif antara wilayah yang diamati dengan wilayah yang lainnya. Hal ini juga dapat dilihat bahwa Kota Tasikmalaya berada pada antara

kuadran II dan Kuadran III yang artinya Presentase Penduduk Miskin tergolong tinggi namun dikelilingi oleh kabupaten/kota yang memiliki presentase penduduk miskin yang tergolong rendah.

Hubungan antara presentase penduduk miskin sebagai variabel respon dengan variabel-variabel prediktornya dapat dilihat melalui nilai korelasi. Pengujian ini menggunakan statistik uji Pearson, dimana nilai korelasi dan signifikansi untuk setiap pasangan variabel respon dan prediktor dapat dilihat pada Tabel 4.2

**Tabel 4.2** Nilai Korelasi dan Signifikansi Setiap Pasangan Variabel

<b>Prediktor</b>	<b>Presentase Penduduk Miskin (Y)</b>
Angka Melek Huruf ( $X_1$ )	-0,418 (0,000)
Penduduk Tanpa Akses Air Bersih ( $X_2$ )	0,061 (0,457)
Angka Partisipasi Sekolah ( $X_3$ )	-0,411 (0,000)
Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja ( $X_4$ )	0,084 (0,309)
Indeks Pembangunan Manusia ( $X_5$ )	-0,733 (0,000)
Pekerja di Sektor Pertanian ( $X_6$ )	0,607 (0,000)
Laju Pertumbuhan Ekonomi ( $X_7$ )	-0,456 (0,000)
PDTB Per Kapita ADHK ( $X_8$ )	-0,376 (0,000)

Berdasarkan nilai pada Tabel 4.2 menunjukkan bahwa terjadi korelasi positif pada variabel  $X_2, X_4$  dan  $X_6$  sedangkan pada variabel  $X_1, X_2, X_3, X_5, X_7$ , dan  $X_8$  memiliki korelasi negatif. Hal ini sudah sesuai dengan tanda yang diharapkan yang telah dibahas pada bab sebelumnya. Sebagian besar dari nilai korelasi tersebut memiliki nilai signifikansi yang kurang dari  $\alpha=5\%$ . Hanya pasangan variabel

Penduduk Tanpa Akses Air Bersih ( $X_2$ ) dan Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja ( $X_4$ ) dengan Presentase Penduduk Miskin yang nilai signifikannya lebih dari  $\alpha=5\%$ . Hal ini berarti bahwa hubungan antara kedua variabel tersebut tidak signifikan pada tingkat kepercayaan 95%.

#### 4.2.2 Uji Spasial Dependensi

Sebelum melakukan estimasi parameter model dengan pendekatan ekonometrika spasial, maka tahap awal adalah menguji adanya ketergantungan wilayah (*spatial dependency*) dengan suatu uji statistik yang sesuai. Salah satu uji statistik untuk mengetahui adanya *spatial dependency* adalah dengan menggunakan uji *Lagrange Multiplier* (LM) dan *robust uji Lagrange Multiplier*. Untuk mengetahui apakah suatu model dikatakan model spasial *lag* menggunakan uji LM *spatial lag* sedangkan untuk mengetahui model spasial *error* menggunakan uji LM *spatial error*. Uji LM menggunakan bobot spasial ( $W$ ) dalam perhitungannya, pada penelitian ini menggunakan bobot *queen contiguity*. Hasil uji *dependency* dapat dilihat pada Tabel 4.3

**Tabel 4.3** Hasil Uji Spasial Dependensi

Uji LM	<i>Pooled</i>	<i>Spasial Fixed Effect</i>	<i>Spasial random effect</i>
	LM	LM	LM
<b>LM lag</b>	1,1370	1,9270	0,1046
P- Value	(0,286)	(0,165)	(0,746)
<b>LM error</b>	8,6248	12,2428	0,5232
P- Value	(0,003)	(0,000)	(0,469)
<b>Rob Lag</b>	25,5854	16,3812	0,1772
P-Value	(0,000)	(0,000)	(0,674)
<b>Rob. error</b>	33,0732	26,6971	0,5958
P-Value	(0,000)	(0,000)	(0,440)

Berdasarkan tabel 4.3 di atas, saat menggunakan uji LM pada kondisi *tanpa fixed effect* (*pooled OLS*) dengan menggunakan

bobot *W Queen Contiguity* nilai spasial lag yang diperoleh adalah sebesar 1,1370 dengan nilai *P-Value* 0,286 (lebih dari  $\alpha = 5\%$ ) membuktikan bahwa uji LM spasial *lag* gagal tolak  $H_0$  dengan kata lain model tidak mengandung spasial *lag*. Namun, hasil ini tidak diperkuat dengan nilai signifikansi 0,000 (kurang dari  $\alpha = 5\%$ ). Pada nilai uji LM spasial *error* yaitu sebesar 8,6248 dengan nilai *P-Value* 0,003 (kurang dari  $\alpha = 5\%$ ) menunjukkan bahwa model mengandung spasial *error* dimana hal ini ini didukung oleh nilai robust LM error yang memiliki *P-Value* 0,000 (kurang dari  $\alpha = 5\%$ ). Pada kondisi *spatial fixed effect* maka menghasilkan kesimpulan yang sama dengan tanpa *fixed effect* (*pooled OLS*) nilai spasial lag sebesar 1,9270 dengan nilai *P-Value* 0,165 (lebih dari  $\alpha = 5\%$ ) membuktikan bahwa uji LM spasial *lag* gagal tolak  $H_0$  dengan kata lain model tidak mengandung spasial *lag*. Begitu pula dengan nilai uji LM spasial *error* yaitu sebesar 12,2428 dengan *P-Value* 0,000 (lebih dari  $\alpha = 5\%$ ). Yang diperkuat dengan tinjauan nilai dari robust LM error sebesar 26,6971 dengan *P-Value* sebesar 0,000 mengindikasikan bahwa model mengandung spasial error.

Pada kondisi *spatial random effect* dilihat dari nilai spasial *lag* sebesar 0,1046 dan dengan nilai *P-Value* 0,746 (lebih dari  $\alpha = 5\%$ ) menunjukkan bahwa uji LM spasial *lag* gagal tolak  $H_0$  dengan kata lain model tidak mengandung spasial *lag*. Nilai spasial *error* sebesar 0,1772 dengan *P-Value* 0,674 (lebih dari  $\alpha = 5\%$ ) juga menjelaskan bahwa model juga tidak mengandung spasial *error*.

Meskipun pada kondisi *spatial random effect* model spasial *error* tidak didukung oleh nilai *robust* uji LM spasial *error* namun akan tetap dilakukan pemodelan dengan model SAR dan SEM karena pada hasil uji LM terdapat indikasi terjadi dependensi spasial pada variabel dependen.

#### **4.2.3 Pemodelan Presentase Penduduk Miskin Dengan Model Spasial Data Panel**

Pada penelitian ini, model spasial data panel yang digunakan untuk memodelkan persentase penduduk miskin pada kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat dengan model SAR dan SEM

yang menggunakan pembobot spasial *W queen contiguity*. Pada penelitian ini model SAR digunakan untuk melihat apakah persentase penduduk miskin pada suatu kabupaten/kota di Jawa Barat berkaitan dengan persentase penduduk miskin pada kabupaten/kota lainnya di Jawa Barat. Sedangkan model SEM digunakan untuk melihat apakah pada error model suatu kabupaten/kota dengan kabupaten/kota lainnya di Provinsi Jawa Barat terdapat korelasi spasial.

Dalam Pengujian Ini pendugaan parameter yang digunakan adalah dengan menggunakan *Pooled*, *fixed effect* dan *random effect* berdasarkan Baltagi (2005). Pemodelan data panel spasial merupakan metode analisis yang mengikutsertakan dimensi ruang dan waktu. Pada analisis ini, diperlukan set data yang merupakan gabungan antara data lintas individu dan deret waktu, yaitu berupa data yang diamati pada tiap-tiap lokasi pengamatan secara berkala dari waktu ke waktu. Pada pemodelan data panel terdapat tiga pendekatan, yaitu model gabungan, model pengaruh tetap dan model pengaruh acak. Sementara pada pemodelan data panel spasial terdapat beberapa pendekatan yang merupakan kombinasi dari ketiga pendekatan pada pemodelan data panel dengan model autoregresi spasial (SAR) dan model galat spasial (SEM). Penelitian ini bertujuan untuk menerapkan analisis model data panel spasial dengan mengikutsertakan dimensi ruang dan dimensi waktu ke dalam model.

Model yang dihasilkan diharapkan mampu menghasilkan efek spasial yang positif dan tidak terdapat kasus multikolinearitas. Hal ini ditandai dengan tanda koefisien yang sesuai dengan nilai korelasi. Apabila terjadi perbedaan tanda antara korelasi dan model, maka terdapat indikasi terjadinya multikolinearitas. Dan jika diperoleh efek spasial yang negative maka hal ini kurang sesuai dengan teori ekonomi yang diharapkan. Dimana ekonometrika adalah pembuktian teori ekonomi dengan perhitungan statistika. Adapun hasil estimasi parameter dengan model SAR dan SEM dengan *fixed effect* dan *random effect* dapat dilihat pada Tabel 4.4 dan 4.5.



**Tabel 4.4** Hasil Estimasi Parameter SAR dengan Pembobot *Queen Contiguity*

Variabel	<i>Pooled</i>		<i>Fixed Effect</i>		<i>Random Effect</i>	
	Koefisien	P-value	Koefisien	P-value	Koefisien	P-value
Intercept	66,056631	0,000000				
X <sub>1</sub> (AMH)	-0,233594	0,005608	-0,336424	0,000313	0,243312	0,000045
X <sub>2</sub> (PTAB)	-0,325470	0,092850	-0,431919	0,029890	-0,238107	0,278597
X <sub>3</sub> (APS)	0,052754	0,254277	0,022283	0,637710	0,089830	0,085610
X <sub>4</sub> (TPAK)	0,002706	0,911771	-0,006048	0,804702	0,023754	0,387007
X <sub>5</sub> (IPM)	-0,535211	0,000000	-0,522202	0,000000	-0,359067	0,000032
X <sub>6</sub> (PBST)	-0,044432	0,088976	-0,073274	0,008254	0,037911	0,132018
X <sub>7</sub> (LPE)	-0,101168	0,618019	0,009387	0,966136	-0,303885	0,182069
X <sub>8</sub> (PDRB)	-0,035438	0,020061	-0,069143	0,000071	-0,001608	0,921717
$\delta$	0,091294	0,248186	0,112298	0,156670	0,268343	0,000474
$\phi$					0,996894	0,000000
$R^2$	0,5917		0,6698		0,4712	
$Corr^2$	0,5775		0,6236		0,4115	
$\sigma^2$	5,7036		5,5349		7,3874	

**Tabel 4.5** Hasil Estimasi Parameter SEM dengan Pembobot *Queen Contiguity*

Variabel	<i>Pooled</i>		<i>Fixed Effect</i>		<i>Random Effect</i>	
	Koefisien	P-value	Koefisien	P-value	Koefisien	P-value
Intercept	69,86860	0,000000				
X <sub>1</sub> (AMH)	-0,194793	0,025234	-0,270979	0,004287	0.333679	0.000000
X <sub>2</sub> (PTAB)	-0,365394	0,053186	-0,433845	0,022797	-0.249012	0.255601
X <sub>3</sub> (APS)	0,038574	0,385537	0,005475	0,902221	0.075521	0.143791
X <sub>4</sub> (TPAK)	-0,004585	0,837339	-0,013015	0,549055	0.016360	0.522816
X <sub>5</sub> (IPM)	-0,612027	0,000000	-0,606126	0,000000	-0.433030	0.000000
X <sub>6</sub> (PBST)	-0,041817	0,101575	-0,074786	0,005646	0.062631	0.014252
X <sub>7</sub> (LPE)	-0,054123	0,772917	0,015376	0,939267	-0.215421	0.310761
X <sub>8</sub> (PDRB)	-0,031129	0,054943	-0,071111	0,000170	0.003401	0.853137
$\rho$	0,344996	0,000064	0,396954	0,000002	0.407851	0.000000
$\phi$					0.000000	0.999999
$R^2$	0,5808		0,6554		0,6474	
$Corr^2$	0,5830		0,6295		0,5800	
$\sigma^2$	5,1687		4,8440		4,9261	

Berdasarkan hasil estimasi yang diperoleh terlihat bahwa pada tabel 4.4 untuk model SAR *pooled*, SAR *fixed effect* dan SAR *random effect* dengan pembobot *Queen Contiguity* diperoleh hasil bahwa variabel yang berpengaruh adalah  $X_1, X_5$  dan  $X_8$  pada taraf  $\alpha = 5\%$ . Begitu juga untuk tabel 4.5 diperoleh interpretasi yang sama untuk model SEM *pooled* dengan pembobot *Queen Contiguity* diperoleh hasil bahwa variabel yang berpengaruh adalah  $X_1$  dan  $X_5$ . Sedangkan untuk *fixed effect* variabel yang berpengaruh adalah  $X_1, X_5$  dan  $X_8$  dan *random effect* diperoleh bawa variabel  $X_1$  dan  $X_5$  yang berpengaruh pada  $\alpha = 5\%$ .

#### 4.2.4 Uji Signifikasi Parameter

Sebelum memilih model terbaik perlu dilakukan uji *likelihood ratio* (LR) untuk mengetahui parameter *spatial fixed effect* dan *spatial random effect* signifikan. Jika uji *likelihood ratio* (LR) diperoleh nilai *p-value* 0,000 kurang dari nilai  $\alpha = 5\%$  pada masing-masing model *spatial fixed effect* dan *spatial random effect* mengindikasikan bahwa parameter *spatial fixed effect* dan *spatial random effect* signifikan. Pengujian signifikansi parameter dilakukan untuk membandingkan dan memilih model spasial *lag* atau spasial *error*. Hasil uji LR untuk melihat pengaruh variabel spasial secara simultan. Adapun hasil uji *likelihood ratio* (LR) disajikan dalam Tabel 4.6

**Tabel 4.6** Hasil Uji *Likelihood Ratio* (LR)

Keterangan	Nilai LR	<i>P-value</i>
<b>Model SAR</b>		
SAR <i>fixed effect</i>	70,8537	0,0000
SAR <i>random effect</i>	-0,0547	1,0000
<b>Model SEM</b>		
SEM <i>fixed effect</i>	84,5888	0,0000
SEM <i>random effect</i>	3,4395	0,0599

Berdasarkan tabel 4.6 terlihat bahwa nilai *p-value*  $< 0.005$  yang artinya  $H_0$  ditolak pada tingkat signifikansi 5%. Artinya model secara simultan berpengaruh dan sudah signifikan pada model SAR dan SEM. Namun pada hasil estimasi parameter, terlihat

bahwa model *random effect* kurang baik, yaitu terlihat bahwa banyak variabel yang tidak signifikan dan efek spasial yang tidak signifikan. Maka model terbaik yang dipilih adalah model SEM *fixed effect*. Selain itu kriteria model terbaik dapat pula dilihat dengan menggunakan kriteria  $R^2$ ,  $corr^2$ ,  $\sigma^2$  dan jumlah variabel yang signifikan dalam model.

#### 4.2.5 Uji Multikolinearitas

Pendeteksian multikolinearitas antar variabel independen dapat dilakukan dengan melihat nilai *Variance Inflation Factors* (VIF) pada Tabel 4.7, selain itu korelasi antar variabel independen dilihat pada Tabel 4.8.

**Tabel 4.7** *Variance Inflation Factors* (VIF)

Variabel	VIF
Angka Melek Huruf ( $X_1$ )	1,654
Penduduk Tanpa Akses Air Bersih ( $X_2$ )	1,214
Angka Partisipasi Sekolah ( $X_3$ )	1,659
Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja ( $X_4$ )	1,022
Indeks Pembangunan Manusia ( $X_5$ )	4,644
Pekerja Sektor Pertanian ( $X_6$ )	4,025
Laju Pertumbuhan Ekonomi ( $X_7$ )	1,581
PDRB per Kapita ADHK ( $X_8$ )	1,703

Dari hasil uji multikolinieritas pada tabel 4.7 terlihat bahwa seluruh variabel telah memiliki nilai VIF yang lebih kecil dari 10, hal ini mengidentifikasi tidak terjadinya multikolinieritas. Namun hal ini belum tentu sehingga diperlukan uji yang memperkuat nilai multikolinearitas tersebut. Salah satu metode untuk menguji apakah keterkaitan antar variabel apakah sudah tepat dengan menggunakan uji korelasi. Untuk meneliti lebih jauh maka dapat dilihat dari nilai korelasi antar variabel di Tabel 4.8.

**Tabel 4.8** Korelasi Pearson antar Variabel

<b>Var</b>	<b>Y</b>	<b>X<sub>1</sub></b>	<b>X<sub>2</sub></b>	<b>X<sub>3</sub></b>	<b>X<sub>4</sub></b>	<b>X<sub>5</sub></b>	<b>X<sub>6</sub></b>	<b>X<sub>7</sub></b>
<b>X<sub>1</sub></b>	-0,418 (0,000)							
<b>X<sub>2</sub></b>	0,061 (0,457)	-0,266 (0,001)						
<b>X<sub>3</sub></b>	-0,411 (0,000)	0,256 (0,002)	-0,023 (0,783)					
<b>X<sub>4</sub></b>	0,084 (0,000)	-0,042 (0,609)	-0,062 (0,448)	-0,017 (0,835)				
<b>X<sub>5</sub></b>	-0,733 (0,000)	0,436 (0,000)	-0,221 (0,006)	0,594 (0,000)	-0,086 (0,296)			
<b>X<sub>6</sub></b>	0,607 (0,000)	-0,427 (0,000)	0,241 (0,003)	-0,451 (0,000)	0,103 (0,211)	-0,844 (0,000)		
<b>X<sub>7</sub></b>	-0,456 (0,000)	0,386 (0,000)	-0,093 (0,259)	0,191 (0,019)	-0,067 (0,413)	0,513 (0,000)	0,508 (0,000)	
<b>X<sub>8</sub></b>	-0,371 (0,000)	-0,138 (0,092)	0,170 (0,038)	0,274 (0,001)	-0,059 (0,472)	0,391 (0,000)	-0,437 (0,000)	0,322 (0,000)

Tabel 4.8 menunjukkan bahwa terjadi korelasi positif yang signifikan antara variabel independen X<sub>4</sub> dan X<sub>6</sub> terhadap variabel dependen sedangkan variabel X<sub>1</sub>, X<sub>3</sub>, X<sub>5</sub>, X<sub>7</sub> dan X<sub>8</sub> menunjukkan korelasi negatif dan signifikan terhadap variabel dependen. Meskipun variabel X<sub>7</sub> menunjukkan bahwa terjadi korelasi negatif dan signifikan pada variabel dependen namun variabel X<sub>7</sub> memiliki korelasi yang kuat terhadap variabel independen X<sub>1</sub>, X<sub>3</sub> dan X<sub>6</sub> selain itu variabel X<sub>2</sub> menunjukkan korelasi yang positif namun tidak signifikan terhadap variabel dependen. Multikolinearitas akan menyebabkan ketidaksesuaian dari hasil estimasi dan signifikansi parameter model spasial data panel dimana tanda parameter regresi dari hasil estimasi bertentangan dengan yang diharapkan berdasarkan pertimbangan teoritis dan penelitian sebelumnya, selain itu uji-uji individu terhadap parameter regresi bagi variabel-variabel independen penting memberikan hasil yang tidak signifikan. Menurut Setiawan dan Kusri (2010).

#### 4.2.6 Pemilihan Model Terbaik dengan Menghilangkan Variabel yang Terindikasi Menyebabkan Terjadinya Multikolinearitas

Pemodelan spasial data panel dengan melibatkan semua variabel independen menghasilkan ketidaksesuaian pada hasil estimasi dan signifikansi parameter akibat adanya multikolinearitas antar variabel independen. Oleh karena itu, akan dilakukan pemodelan dengan tidak mengikutsertakan variabel independen yang terindikasi menyebabkan terjadinya multikolinearitas. Pemodelan dilakukan dengan mengeluarkan variabel diantaranya  $X_2$ ,  $X_3$ ,  $X_6$  dan  $X_7$ . Untuk mengetahui apakah model dengan 4 variabel independen dikatakan mengandung efek spasial menggunakan uji LM. Hasil uji *dependency* dapat dilihat pada Tabel 4.9

**Tabel 4.9** Hasil uji spasial dependensi

Uji LM	<i>Pooled</i>	<i>Spasial Fixed Effect</i>	<i>Spasial random effect</i>
	LM	LM	LM
<b>LM lag</b>	0,2130	0,1114	0,0193
P- Value	(0,644)	(0,739)	(0,890)
<b>LM error</b>	7,4739	8,3705	0,0184
P- Value	(0,006)	(0,004)	(0,892)
<b>Rob Lag</b>	37,2516	20,7631	0,0026
P-Value	(0,000)	(0,000)	(0,960)
<b>Rob. error</b>	44,5125	29,0221	0,0017
P-Value	(0,000)	(0,000)	(0,967)

Berdasarkan tabel 4.9 di atas, saat menggunakan uji LM pada kondisi *tanpa fixed effect* (*pooled OLS*) dengan menggunakan bobot *W queen Contiguty* nilai spasial lag yang diperoleh adalah sebesar 0,2130 dengan nilai P-Value 0,644 (lebih dari  $\alpha = 5\%$  ) membuktikan bahwa uji LM spasial lag gagal tolak  $H_0$ . Namun nilai robust uji LM spasial lag memiliki nilai 37,2516 dengan P-Value sebesar 0,000 dengan kata lain model mengandung spasial lag

Untuk nilai uji LM spasial *error* diperoleh nilai sebesar 7,4739 dengan nilai P-Value 0,006 (lebih kecil dari  $\alpha = 5\%$ ) begitupula dengan nilai robust LM error dengan nilai 44,5125 dengan P-Value 0,000 menunjukkan bahwa model mengandung spasial *error*.

Pada kondisi *spatial fixed effect* menghasilkan kesimpulan yang sama dengan tanpa *fixed effect* (*pooled OLS*) dimana nilai LM spasial lag memiliki nilai P-Value 0,739 (lebih dari  $\alpha = 5\%$ ) membuktikan bahwa uji LM spasial lag gagal tolak  $H_0$  dengan nilai *robust* uji LM spasial lag menunjukkan sebesar 20,7631 dengan P-Value 0,000 didapatkan keputusan tolak  $H_0$  artinya bahwa model mengandung spasial lag. Nilai LM spasial *error* dan *Eobust* LM spasial *error* masing-masing sebesar 20,7631 dan 29,0221 dengan nilai P-Value 0,000 (kurang dari  $\alpha = 5\%$ ) mengindikasikan bahwa model juga mengandung spasial *error*.

Selanjutnya *spatial random effect* dilihat dari nilai spasial LM lag dan LM *error* yang masing-masing sebesar 0,0193 dan 0,0184 dengan nilai P-Value 0,890 dan 0,892 (lebih dari  $\alpha = 5\%$ ) menunjukkan bahwa uji LM spasial lag dan LM spasial *error* gagal tolak  $H_0$  dengan kata lain tidak terjadi dependensi spasial.

Estimasi model spasial data panel dalam pemilihan model ini bertujuan untuk mengestimasi model data panel meliputi *fixed effects* dan model *random effects*. Tahapan pengujian adanya efek spasial merupakan tahapan yang penting dalam pemodelan spasial ekonometrika spasial data panel. Beberapa pengujian yang dilakukan dapat mewakili dan mengetahui keadaan yang sebenarnya telah terjadi di dalam model sehingga menghasilkan model terbaik yang dapat dipilih dan sudah sesuai.

Meskipun pada kondisi spasial tanpa *fixed effect* (*pooled OLS*) dan *spatial fixed effect* model spasial *error* mengindikasikan terdapatnya *effect* model spasial *error* maka akan tetap dilakukan pemodelan dengan model SAR dan SEM karena pada hasil uji LM terdapat indikasi terjadi dependensi spasial pada variabel dependen. Berikut ini adalah hasil dari parameter SAR dan SEM dengan menggunakan 4 variabel dependen yang telah dipilih sebelumnya dan akan disajikan pada tabel 4.10 dan 4.11 sebagai berikut

**Tabel 4.10** Hasil Estimasi Parameter SAR dengan empat variabel menggunakan Pembobot *Queen*

Variabel	<i>Pooled</i>		<i>Fixed Effect</i>		<i>Random Effect</i>	
	Koefisien	P-value	Koefisien	P-value	Koefisien	P-value
Intercept	59,462923	0,000000				
X <sub>1</sub> (AMH)	-0,218547	0,006870	-0,265377	0,002987	0,315407	0,000000
X <sub>4</sub> (TPAK)	0,006854	0,782857	0,000197	0,993837	0,037626	0,170568
X <sub>5</sub> (IPM)	-0,409945	0,000000	-0,364758	0,000000	-0,380365	0,000000
X <sub>8</sub> (PDRB)	-0,036157	0,009928	-0,057521	0,000380	-0,009513	0,539662
$\delta$	0,035776	0,649685	0,027284	0,734593	0,352317	0,000001
$\phi$					0,997278	0,000000
$R^2$	0,5709		0,6358		0,4419	
$Corr^2$	0,5654		0,6015		0,3329	
$\sigma^2$	5,9942		6,1060		7,7971	

*Contiguity*



**Tabel 4.11** Hasil Estimasi Parameter SEM dengan empat Variabel menggunakan Pembobot *Queen Contiguity*

Variabel	<i>Pooled</i>		<i>Fixed Effect</i>		<i>Random Effect</i>	
	Koefisien	P-value	Koefisien	P-value	Koefisien	P-value
Intercept	59,434827	0,000000				
X <sub>1</sub> (AMH)	-0,149300	0,074517	-0,172801	0,061198	0,457915	0,000000
X <sub>5</sub> (TPAK)	-0,001841	0,935757	-0,008887	0,699338	0,022918	0,370836
X <sub>6</sub> (IPM)	-0,495711	0,000000	-0,450708	0,000000	-0,510235	0,000000
X <sub>8</sub> (PDRB)	-0,031045	0,038562	-0,058004	0,001085	-0,006075	0,724297
$\rho$	0,336992	0,000104	0,370971	0,000012	0,493534	0,000000
$\phi$					0,000000	0,999999
$R^2$	0,5615		0,6248		0,4728	
$Corr^2$	0,5652		0,5987		0,3134	
$\sigma^2$	5,4415		5,4347		7,3655	

#### 4.2.7 Uji Signifikasi Parameter Model dengan Empat Variabel Independen

Sebelum memilih model terbaik perlu dilakukan uji *likelihood ratio* (LR) untuk mengetahui parameter *spatial fixed effect* dan *spatial random effect* signifikan. Jika uji *likelihood ratio* (LR) diperoleh nilai *p-value* 0,000 kurang dari nilai  $\alpha = 5\%$  pada masing-masing model *spatial fixed effect* dan *spatial random effect* mengindikasikan bahwa parameter *spatial fixed effect* dan *spatial random effect* signifikan. Pengujian signifikansi parameter dilakukan untuk membandingkan dan memilih model spasial *lag* atau spasial *error*. Hasil uji LR untuk melihat pengaruh variabel spasial secara simultan. Adapun hasil uji *likelihood ratio* (LR) disajikan dalam Tabel 4.12

**Tabel 4.12** Uji Likelihood ratio (LR)

Keterangan	W Queen contiguity	
	Nilai	P-value
<b>Model SAR</b>		
SAR <i>fixed effect</i>	66,9662	0,000
SAR <i>random effect</i>	-0.0338	1,000
<b>Model SEM</b>		
SEM <i>fixed effect</i>	78,6332	0,0000
SEM <i>random effect</i>	2,8882	0,0892

Berdasarkan tabel 4.12 terlihat bahwa nilai *p-value*  $< 0.05$  yang artinya tolak  $H_0$  pada tingkat signifikansi 5%. Artinya model secara signifikan berpengaruh pada model SAR *fixed effect* dan SEM *fixed effect*. Akan tetapi pada hasil estimasi parameter, didapatkan bahwa model yang terbentuk kurang baik yaitu terdapat variabel yang tidak signifikan. Selain itu kriteria model terbaik dapat pula dilihat dengan menggunakan kriteria  $R^2$ ,  $corr^2$ ,  $\sigma^2$  dan jumlah variabel yang signifikan dalam model dengan kriteria tersebut maka model yang digunakan adalah model SEM *fixed effect* untuk memodelkan persentase penduduk miskin di Jawa Barat.

#### 4.2.8 Uji Multikolinieritas untuk Tiga Variabel Dependen

Pendetektasian multikolinieritas antar variabel independen dapat dilakukan dengan melihat nilai *Variance Inflation Factors* (VIF) dari setiap variabel pada Tabel 4.13

**Tabel 4.13** *Variance Inflation Factors* (VIF) tiga variabel

Variabel	VIF
Angka Melek Huruf ( $X_1$ )	1,510
Indeks Pembangunan Manusia ( $X_5$ )	3,613
PDRB per Kapita ADHK ( $X_8$ )	1,491

Dari hasil uji multikolinieritas pada tabel 4.13 terlihat bahwa seluruh variabel telah memiliki nilai VIF yang lebih kecil dari 10, hal ini mengidentifikasi tidak terjadinya multikolinieritas.

#### 4.2.9 Model Presentase Penduduk Miskin Menurut Kabupaten/Kota di Jawa Barat

Pada pemodelan spasial data panel dengan menggunakan pembobot queen contiguity, akan dilakukan pemilihan model terbaik diantara semua model spasial data panel dengan menggunakan kriteria  $R^2$ ,  $corr^2$ ,  $\sigma^2$  dan jumlah variabel yang signifikan dalam model. Berdasarkan hasil pemodelan yang diperoleh, maka dapat disimpulkan model terbaik adalah model SEM *fixed effect* dengan menghilangkan variabel  $X_2$ ,  $X_3$ ,  $X_4$ ,  $X_6$  dan  $X_7$ . Model tersebut memiliki nilai  $R^2$  yang cukup tinggi yaitu 0,6248 atau sebesar 62,48% dan nilai  $corr^2$  dan nilai  $\sigma^2$  yaitu 4,6755. Model SEM *fixed effect* yang dipilih dapat dituliskan sebagai berikut :

$$Kemiskinan_{it} = -0,172801AMHit - 0,450708IPM - 0,058004PDRB + \mu_i + 0,370791 \sum_{j=1}^{33} w_{ij}\phi_{it} + \varepsilon_{it}$$

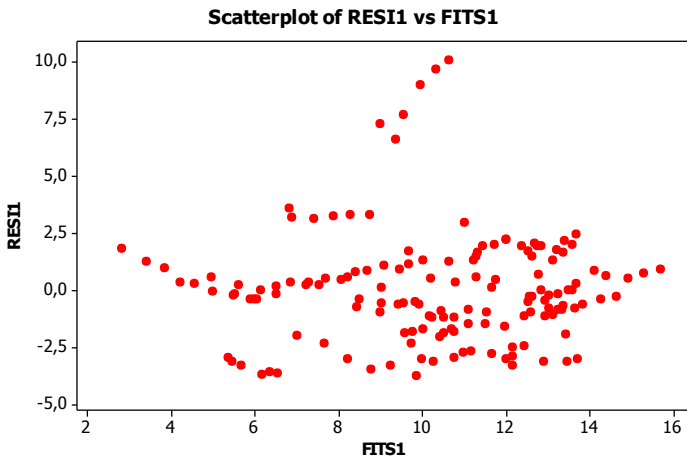
Dari model tersebut dapat disimpulkan bahwa ketiga model sudah terbentuk dengan baik. Namun perlu dilakukan Pengujian Asumsi Klasik untuk mengetahui apakah model sudah memenuhi syarat dengan pengujian asumsi IIDN (Identik, Independen dan Berdistribusi Normal).

#### 4.2.10 Pengujian Asumsi Klasik

Selanjutnya dilakukan pengujian multikolinearitas dan pengujian asumsi terhadap residual untuk melihat apakah residual bersifat identik, independen dan berdistribusi normal serta tidak terjadi kasus multikolinearitas antar variabel independen.

Berikut ini adalah hasil dari pengujian asumsi residual yang diperoleh.

1. Asumsi residual identik atau kekonstanan varians residual (homokedastistitas)

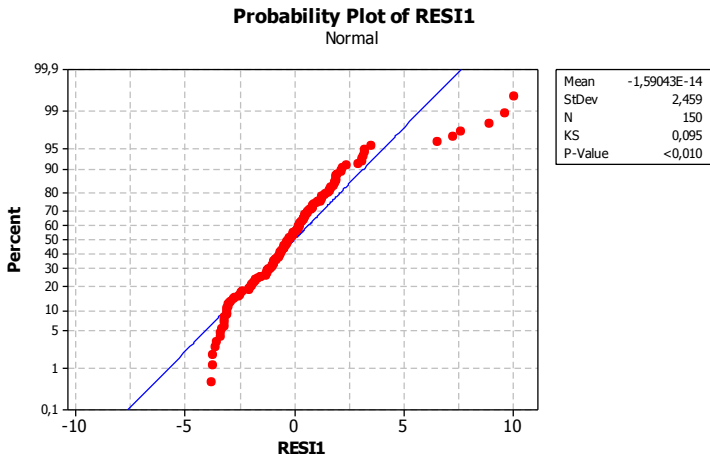


**Gambar 4.22** *Scatter Plot* Residual dengan Fits

Berdasarkan scatterplot antara nilai residual dengan nilai prediksi (fits) pada gambar 4.20, terlihat bahwa titik-titik amatan menyebar secara acak dan tidak membentuk pola apapun, yang berarti tidak terjadi heterokedastisitas, berdasarkan uji glejser dengan meregresikan nilai mutlak residual terhadap variabel independen diperoleh nilai F sebesar 1,22 dengan p-value sebesar 0,305 dimana p-value lebih besar dari  $\alpha=0,05$  maka gagal tolak  $H_0$  sehingga dapat disimpulkan bahwa asumsi identik terpenuhi.

2. Asumsi residual berdistribusi normal

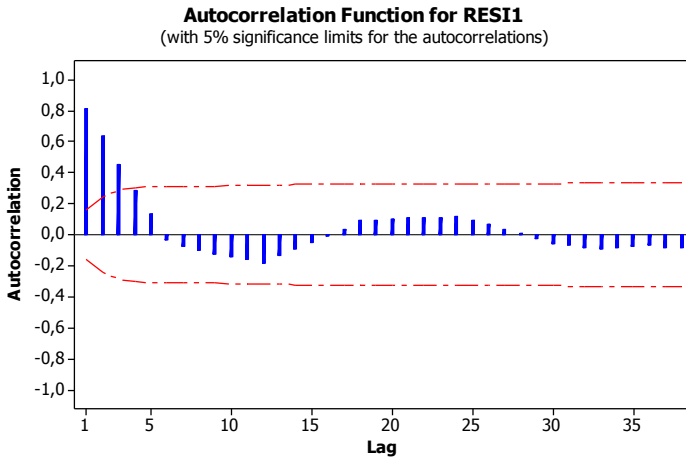
Model yang terbentuk mengharuskan residual mengikuti sebaran distribusi normal. Secara umum pemeriksaan asumsi ini bisa dilakukan secara visualisai melalui *Normal Probability Plot of The Residual*.



**Gambar 4.23** Probability Plot Residual

Berdasarkan probability plot dari residual pada gambar 4.21 terlihat bahwa sebaran titik residual data tidak mengikuti garis kenormalan. Dengan uji normalitas menggunakan uji *Kolmogorov Smirnov* diperoleh hasil bahwa P-Value <0,010. Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa asumsi kenormalan tidak terpenuhi. Kesimpulan tersebut juga didukung oleh nilai signifikansi dari statistik uji *Kolmogorov Smirnov*. Nilai signifikansi yang kurang dari tingkat kesalahan 5% menyatakan bahwa hasil pengujian gagal tolak  $H_0$ . Sehingga dapat disimpulkan bahwa sebaran residual dari kedua model yang terbentuk tidak mengikuti distribusi normal.

3. Asumsi residual independen atau tidak terdapat autokorelasi antar residual



**Gambar 4.24** Plot Autocorrelation Function Residual

Secara visual berdasarkan plot acf terlihat bahwa terdapat lag yang keluar dari batas-batas signifikansi yang mengindikasikan residual tidak independen. Hal ini diperkuat dengan uji autokorelasi menggunakan uji autokorelasi Durbin-Watson, diperoleh nilai Durbin-Watson statistic = 0,458539 dengan  $k=3$  dan  $N=150$ ;  $d_L = 1.6926$ ,  $d_U = 1.7741$ . Oleh karena  $d < 2$  dan  $d < d_L$  maka residual bersifat autokorelasi positif dan keputusan adalah tolak  $H_0$ , yang berarti tidak autokorelasi antar residual, maka asumsi independen tidak terpenuhi. Berdasarkan hasil uji asumsi identik, independen dan normalitas, maka model yang didapat belum memenuhi asumsi iidn yang diharapkan.

#### 4.2.11 Data Trial

Karena terdapat adanya indikasi bahwa tidak terpenuhinya asumsi seperti yang diharapkan sebelumnya, maka selanjutnya dilakukan pengurangan tahun dengan variabel yang signifikan. Dari hasil pengujian dengan dilakukan pengurangan berdasarkan tahun didapatkan bahwa model terbaik diperoleh pada 2 tahun terakhir yaitu tahun 2014 dan tahun 2015, pada penelitian ini digunakan

tahun 2014 dan 2015 karena merupakan tahun yang paling mendekati dengan keadaan sebenarnya dimana kita akan membuat suatu model untuk melihat kondisi untuk beberapa tahun ke depan sehingga dipilih tahun tersebut. Selain itu pemilihan tahun ini juga telah melalui uji yang dilakukan sehingga terpilih dua tahun terakhir.

Sebelum melakukan estimasi parameter model dengan pendekatan ekonometrika spasial, maka tahap awal adalah menguji adanya ketergantungan wilayah (*spatial dependency*) dengan suatu uji statistik yang sesuai. Salah satu uji statistik untuk mengetahui adanya *spatial dependency* adalah dengan menggunakan uji *Lagrange Multiplier* (LM) dan *robust uji Lagrange Multiplier*. Untuk mengetahui apakah suatu model dikatakan model spasial *lag* menggunakan uji LM *spatial lag* sedangkan untuk mengetahui model spasial *error* menggunakan uji LM *spatial error*. Uji LM menggunakan bobot spasial ( $W$ ) dalam perhitungannya, pada penelitian ini menggunakan bobot *queen contiguty*. Hasil uji *dependency* dapat dilihat pada tabel 4.14

**Tabel 4.14** Hasil Uji Spasial Dependensi Data Trial

Uji LM	<i>Pooled</i>	<i>Spasial Fixed Effect</i>	<i>Spasial random effect</i>
	LM	LM	LM
<b>LM lag</b>	0,2745	2,7417	0,149
P- Value	(0,600)	(0,098)	(0,699)
<b>LM error</b>	0,4107	1,5214	5,4402
P- Value	(0,522)	(0,217)	(0,020)
<b>Rob Lag</b>	5,0507	11,7878	4,7787
P-Value	(0,025)	(0,001)	(0,029)
<b>Rob. error</b>	5,1869	10,5675	10,0698
P-Value	(0,023)	(0,001)	(0,002)

Berdasarkan tabel 4.14 di atas, saat menggunakan uji LM dengan menggunakan bobot  $W$  *Queen Contiguty* nilai spasial lag

menunjukkan bahwa dengan  $\alpha = 5\%$  tidak terjadi dependensi spasial lag dan error baik pada model *pooled regression* dan *spatial fixed effects*. Akan tetapi pada model *spatial random effects* dengan  $\alpha = 5\%$  terjadi dependensi spasial lag dan error.

Meskipun pada kondisi *spatial random effect* model spasial *error* tidak didukung oleh nilai *robust* uji LM spasial *error* namun akan tetap dilakukan pemodelan dengan model SAR dan SEM karena pada hasil uji LM terdapat indikasi terjadi dependensi spasial pada variabel dependen.

Pada Trial ini, model spasial data panel yang digunakan untuk memodelkan persentase penduduk miskin pada kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat dengan model SAR dan SEM yang menggunakan pembobot spasial *W queen contiguity*. Pada penelitian ini model SAR digunakan untuk melihat apakah persentase penduduk miskin pada suatu kabupaten/kota di Jawa Barat berkaitan dengan persentase penduduk miskin pada kabupaten/kota lainnya di Jawa Barat. Sedangkan model SEM digunakan untuk melihat apakah pada error model suatu kabupaten/kota dengan kabupaten/kota lainnya di Provinsi Jawa Barat terdapat korelasi spasial. Estimasi model spasial data panel dalam pemilihan model ini bertujuan untuk mengetahui dan mengestimasi model data panel meliputi *fixed effects* dan model *random effects*. Semakin banyak variabel dependen maka akan semakin banyak kompleks estimasi parameternya yang ditunjukkan oleh kemungkinan tersebut.

Model yang dihasilkan diharapkan mampu menghasilkan efek spasial yang positif Hal ini ditandai dengan tanda koefisien yang sesuai dengan nilai korelasi. Apabila terjadi perbedaan tanda antara korelasi dan model, maka terdapat indikasi terjadinya multikolinearitas. Dan jika diperoleh efek spasial yang *negative* maka hal ini kurang sesuai dengan teori ekonomi yang diharapkan. Dimana ekonometrika adalah pembuktian teori ekonomi dengan perhitungan statistika. Adapun hasil estimasi parameter dengan model SAR dan SEM dengan *fixed effect* dan *random effect* dapat dilihat pada tabel 4.15 dan 4.1



**Tabel 4.15** Hasil Estimasi Parameter SAR dengan Tiga Variabel menggunakan Pembobot *Queen*

Variabel	<i>Pooled</i>		<i>Fixed Effect</i>		<i>Random Effect</i>	
	Koefisien	P-value	Koefisien	P-value	Koefisien	P-value
Intercept	65,514690	0,000000				
X <sub>1</sub> (AMH)	-0,269813	0,039787	-0,380185	0,016708	0,418174	0,000000
X <sub>5</sub> (IPM)	-0,407978	0,000001	-0,538787	0,000000	-0,458255	0,000015
X <sub>8</sub> (PDRB)	-0,027247	0,145610	0,003305	0,886688	-0,011761	0,616507
$\delta$	-0,070609	0,607039	-0,228659	0,099345	0,121224	0,388623
$\phi$					0,997559	0,000001
$R^2$	0,5984		0,8732		0,3320	
$Corr^2$	0,6028		0,8317		0,3309	
$\sigma^2$	4,8172		3,0415		8,0142	

**Tabel 4.16** Hasil Estimasi Parameter SEM dengan empat Variabel menggunakan Pembobot *Queen*

Variabel	<i>Pooled</i>		<i>Fixed Effect</i>		<i>Random Effect</i>	
	Koefisien	P-value	Koefisien	P-value	Koefisien	P-value
Intercept	64,482164	0,000000				
X <sub>1</sub> (AMH)	-0,220764	0,085171	-0,131617	0,316699	0,509342	0,000000
X <sub>5</sub> (IPM)	-0,471532	0,000000	-0,815555	0,000000	-0,568736	0,000000
X <sub>8</sub> (PDRB)	-0,022538	0,224016	0,002630	0,895487	0,000910	0,970903
$\rho$	0,220997	0,170825	0,779992	0,000000	0,155719	0,342816
$\phi$					0,000000	1,000,000
$R^2$	0,5882		0,7445		0,3192	
$Corr^2$	0,5927		0,7742		0,3184	
$\sigma^2$	4,7056		2,1016		8,1673	

*Contiguity*

Sebelum memilih model terbaik perlu dilakukan uji *likelihood ratio* (LR) untuk mengetahui parameter *spatial fixed effect* dan *spatial random effect* signifikan. Jika uji *likelihood ratio* (LR) diperoleh nilai *p-value* 0,000 kurang dari nilai  $\alpha = 5\%$  pada masing-masing model *spatial fixed effect* dan *spatial random effect* mengindikasikan bahwa parameter *spatial fixed effect* dan *spatial random effect* signifikan. Pengujian signifikansi parameter dilakukan untuk membandingkan dan memilih model spasial *lag* atau spasial *error*. Hasil uji LR untuk melihat pengaruh variabel spasial secara simultan. Adapun hasil uji *likelihood ratio* (LR) disajikan dalam Tabel 4.17

**Tabel 4.17** Hasil Uji *Likelihood Ratio* (LR)

<b>Keterangan</b>	<b>Nilai</b>	<b><i>P-value</i></b>
<b>Model SAR</b>		
<i>SAR fixed effect</i>	73,0816	0,0000
<i>SAR random effect</i>	-0,0199	1,0000
<b>Model SEM</b>		
<i>SEM fixed effect</i>	80,8957	0,0000
<i>SEM random effect</i>	-0,9752	1,0000

Berdasarkan tabel 4.17 terlihat bahwa nilai *p-value*  $< 0.005$  yang artinya  $H_0$  ditolak pada tingkat signifikansi 5 %. Artinya model secara simultan berpengaruh dan sudah signifikan pada model SAR dan SEM. Dimana pada hasil estimasi parameter, terlihat bahwa model *random effect* kurang baik, karena memiliki nilai efek spasial yang tidak signifikan. Maka model terbaik yang dipilih adalah model *SAR fixed effect*. Selain itu kriteria model terbaik dapat pula dilihat dengan menggunakan kriteria  $R^2$ ,  $corr^2$ ,  $\sigma^2$  dan jumlah variabel yang signifikan dalam model.

### **4.3 Interpretasi Model**

Pada Pemodelan Kemiskinan di Provinsi Jawa Barat pada tahun 2010-2015 dengan model yang digunakan adalah model SAR dan SEM. Selanjutnya, dilakukan pemodelan spasial data panel dengan menggunakan pembobot *queen contiguity*, akan dilakukan pemilihan model terbaik diantara semua model spasial

data panel dengan menggunakan kriteria  $R^2$ ,  $corr^2$ ,  $\sigma^2$  dan jumlah variabel yang signifikan dalam model. Berdasarkan hasil pemodelan yang diperoleh, maka dapat disimpulkan model terbaik adalah model SAR *fixed effect* dengan menghilangkan variabel  $X_8$ . Model tersebut memiliki nilai  $R^2$  yang cukup tinggi yaitu 0,8732 atau sebesar 87,32% dan nilai  $corr^2$  sebesar dan  $\sigma^2$  yaitu 3,0415.

Model SAR *fixed effect* yang dipilih dapat dituliskan sebagai berikut :

$$Kemiskinan_{it} = 0,228659 \sum_{j=1}^{25} w_{ij} Y_{jt} - 0,380185 AMH - 0,538787 IPM + \mu_i$$

Berdasarkan model diatas dapat disimpulkan bahwa koefisien Angka Melek Huruf ( $X_1$ ) yang diperoleh sebesar - 0,0380185, artinya untuk wilayah ke-i pada periode waktu ke-t jika terjadi kenaikan sebesar 1% akan menurunkan tingkat persentase kemiskinan sebesar 0,0380% dengan asumsi peubah yang lain dianggap tetap. Hal ini sesuai dengan teori ekonomi di awal bahwa variabel dependent dan independent berbanding terbalik. Koefisien Indeks Pembangunan Manusia ( $X_5$ ) yang diperoleh sebesar - 0,538787, artinya untuk suatu wilayah ke-i pada periode waktu ke-t jika terjadi kenaikan Indeks Pembangunan Manusia sebesar 1% akan menurunkan persentase tingkat kemiskinannya sebesar - 0,53% dengan asumsi peubah yang lain dianggap tetap. Sedangkan koefisien  $\delta$  yang dihasilkan sebesar 0,228659 artinya persentase penduduk miskin masing-masing Kabupaten/Kota akan dipengaruhi oleh besarnya persentase penduduk miskin Kabupaten/Kota yang menjadi tetangga sebesar 0,228659.

Penulisan Model Presentase Kemiskinan untuk masing-masing Kabupaten/Kota pada penelitian ini hanya memasukkan Kabupaten/Kota di Jawa Barat yang memiliki bobot spasial terbesar,. Adapun model presentase kemiskinan untuk masing-masing Kabupaten/Kota adalah sebagai berikut :

1. Kabupaten Sukabumi :

$$Kemiskinan_{(Sukabumi)} = 0,228659 Y_{(Kota Sukabumi)} + 0,228659 Y_{(Kab. Bogor)} + 0,228659 Y_{(Kab. Bogor)} - 0,380185 AMH - 0,538787 IPM - 2.016548$$

## 2. Kabupaten Cianjur :

$$\begin{aligned} Kemiskinan_{(Cianjur)} &= 0,228659Y_{(Kab.Sukabumi)} + 0,228659Y_{(Kab.Bogor)} + 0,228659Y_{(Kab.Bandung)} \\ &+ 0,228659Y_{(Kab.Paruwarta)} + 0,228659Y_{(Kab.Karawang)} - 0,380185AMH \\ &- 0,538787IPM - 2.125950 \end{aligned}$$

## 3. Kabupaten Bandung :

$$\begin{aligned} Kemiskinan_{(Bandung)} &= 0,228659Y_{(Kota Bandung)} + 0,228659Y_{(Kota Cimahi)} + 0,228659Y_{(Cianjur)} + 0,228659Y_{(Garut)} \\ &+ 0,228659Y_{(Sumedang)} + 0,228659Y_{(Subang)} + 0,228659Y_{(Paruwarta)} \\ &- 0,380185AMH - 0,538787IPM - 2.001714 \end{aligned}$$

## 4. Kota Bogor :

$$Kemiskinan_{(Kota Bogor)} = 0,228659_{(Kab.Bogor)} - 0,380185AMH - 0,538787IPM + 2,355522$$

## 5. Kota Sukabumi :

$$Kemiskinan_{(Kota Sukabumi)} = 0,228659_{(Kab.Sukabumi)} - 0,380185AMH - 0,538787IPM - 0,302812$$

## 6. Kota Bekasi :

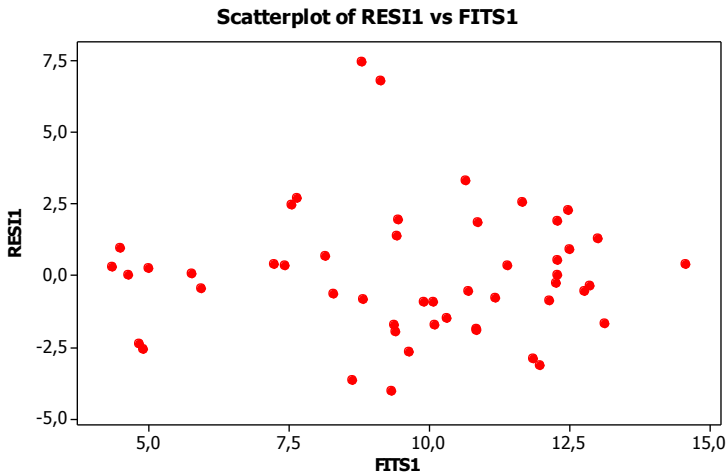
$$\begin{aligned} Kemiskinan_{(Kota Bekasi)} &= 0,228659_{(Bogor)} + 0,228659_{(Bekasi)} + 0,228659_{(Kota Depok)} - 0,380185AMH \\ &- 0,538787IPM + 1,785132 \end{aligned}$$

Intepretasi dari Model diatas dapat dijelaskan dengan mengambil contoh kota Bogor karena memiliki spatial fixed effect tertinggi yaitu sebesar 2,355522. Berdasarkan Model Kota Bogor, Wilayah yang memiliki pengaruh terbesar adalah Kabupaten Bogor pengaruh dari angka melek huruf dan indeks pembangunan manusia juga mempengaruhi kemiskinan di kota Bogor, dimana jika terjadi kenaikan sebesar 1% pada angka melek huruf maka akan menurunkan tingkat persentase kemiskinan sebesar 0,038% dengan asumsi peubah yang lain dianggap tetap. Hal ini sesuai dengan teori ekonomi di awal bahwa variabel dependent dan independent berbanding terbalik dan jika terjadi kenaikan Indeks Pembangunan Manusia sebesar 1% akan menurunkan persentase tingkat kemiskinannya sebesar 0,53% dengan asumsi peubah yang lain dianggap tetap.

Selanjutnya dilakukan pengujian multikolinearitas dan pengujian asumsi terhadap residual untuk melihat apakah residual bersifat identik, independen dan berdistribusi normal serta tidak terjadi kasus multikolinearitas antar variabel independen.

Berikut ini adalah hasil dari pengujian asumsi residual yang diperoleh.

1. Asumsi residual identik atau kekonstanan varians residual (homokedastistitas)



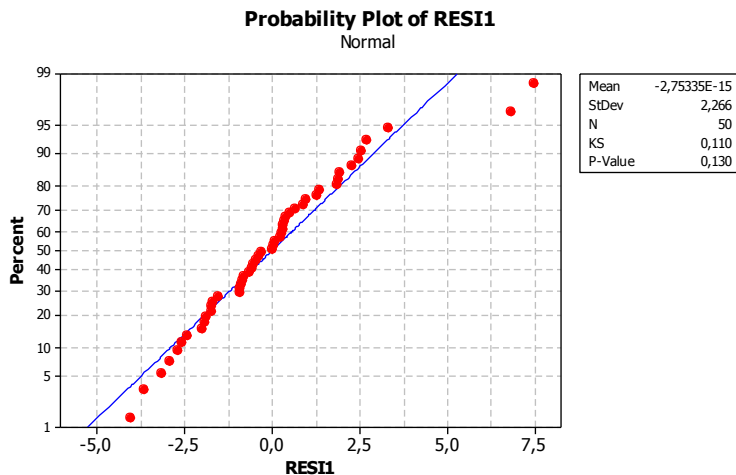
**Gambar 4.25** Scatter Plot Residual dengan Fits Data Trial dan Error

Berdasarkan scatterplot antara nilai residual dengan nilai prediksi (fits) pada gambar 4.23, terlihat bahwa titik-titik amatan menyebar secara acak dan tidak membentuk pola apapun, yang berarti tidak terjadi heterokedastisitas, berdasarkan uji glejser dengan meregresikan nilai mutlak residual terhadap variabel independen diperoleh nilai F sebesar 0,62 dengan p-value sebesar 0,540 dimana p-value lebih besar dari  $\alpha = 0,05$  maka gagal tolak  $H_0$  sehingga dapat disimpulkan bahwa asumsi identik terpenuhi.

2. Asumsi residual berdistribusi normal

Model yang terbentuk mengharuskan residual mengikuti sebaran distribusi normal. Secara umum pemeriksaan asumsi ini

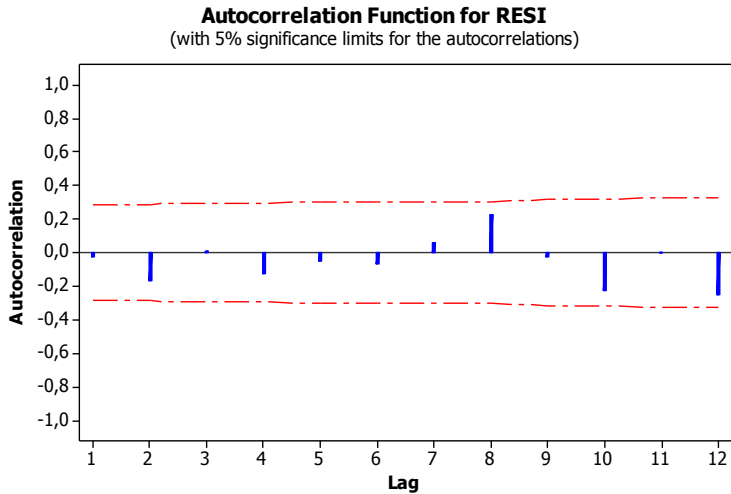
bisa dilakukan secara visualisasi melalui *Normal Probability Plot of The Residual*.



**Gambar 4.26** Probability Plot Residual Data Trial dan Error

Berdasarkan probability plot dari residual pada gambar 4.21 terlihat bahwa sebaran titik residual data telah mengikuti garis kenormalan. Dengan uji normalitas menggunakan uji *Kolmogorov Smirnov* diperoleh hasil bahwa P-Value 0,130. Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa asumsi kenormalan terpenuhi. Kesimpulan tersebut juga didukung oleh nilai signifikansi dari statistik uji *Kolmogorov Smirnov*. Diperoleh hasil  $H_0$  gagal ditolak karena nilai p-Value (0,0130) >  $\alpha$  (0,05). Sehingga dapat disimpulkan bahwa sebaran residual dari model yang terbentuk berdistribusi normal.

3. Asumsi residual independen atau tidak terdapat autokorelasi antar residual



**Gambar 4.27** Plot antara Residual dengan Urutan Pengamatan Data Trial dan Error

Secara visual berdasarkan plot acf terlihat bahwa tidak terdapat lag yang keluar dari batas-batas signifikansi yang mengindikasikan residual telah independen. Hal ini diperkuat dengan uji autokorelasi menggunakan uji autokorelasi Durbin-Watson, diperoleh nilai Durbin-Watson statistic = 1,1624 dengan  $k=2$  dan  $N=50$ ;  $d_L = 1.4625$ ,  $d_U = 1.6283$ . Oleh karena  $d < d_U$  maka residual terdapat autokorelasi dan keputusan adalah tolak  $H_0$ , yang berarti terdapat autokorelasi antar residual, maka asumsi independen belum terpenuhi. Berdasarkan hasil uji asumsi identik, independen dan normalitas, maka model yang didapat sudah memenuhi asumsi iidn yang diharapkan.



## BAB V

### KESIMPULAN DAN SARAN

Pada bab ini, akan dijelaskan kesimpulan berdasarkan hasil analisis yang telah dilakukan. Selain itu, terdapat pulan saran-saran terkait hasil penelitian sebagai pertimbangan/referensi untuk penelitian berikutnya.

#### 5.1 Kesimpulan

Berdasarkan analisis yang dilakukan, kesimpulan yang didapatkan adalah sebagai berikut.

1. Berdasarkan model persentase penduduk miskin di Jawa Barat dengan tingkat kepercayaan 95%, diperoleh bahwa variabel dependen yang berpengaruh secara signifikan terhadap persentase penduduk miskin di Jawa Barat adalah Angka Melek Huruf dan Indeks Pembangunan Manusia.
2. Dengan pembobot *queen contiguity* terlihat bahwa model terbaik adalah SAR *fixed effect* dengan  $R^2$  sebesar 87,32% dan  $Corr^2$  sebesar 83,17 pada taraf signifikan 5%.
3. Berdasarkan model diatas dapat disimpulkan bahwa koefisien Angka Melek Huruf ( $X_1$ ) yang diperoleh sebesar -0,0380185, artinya untuk wilayah ke-i pada periode waktu ke-t jika terjadi kenaikan sebesar 1% akan menurunkan tingkat persentase kemiskinan sebesar 0,0380%. Koefisien Indeks Pembangunan Manusia ( $X_5$ ) yang diperoleh sebesar -0,538787 ,artinya untuk suatu wilayah ke-i pada periode waktu ke-t jika terjadi kenaikan Indeks Pembangunan Manusia sebesar 1% akan menurunkan persentase tingkat kemiskinannya sebesar -0,53% dengan asumsi peubah yang lain dianggap tetap. Sedangkan koefisien  $\delta$  yang dihasilkan sebesar 0,228659 artinya persentase penduduk miskin masing-masing Kabupaten/Kota akan dipengaruhi oleh besarnya persentase penduduk miskin Kabupaten/Kota yang menjadi tetangga sebesar 0,228659.

#### 5.2 Saran

1. Variabel yang diteliti dalam penelitian ini disesuaikan dengan kecukupan data yang tersedia. Untuk mampu menganalisis

lebih lanjut, variabel pendukung lainnya yang dianggap berpengaruh bisa ditambahkan lagi untuk penelitian selanjutnya.

2. Penelitian ini menggunakan dua model pengujian spasial yaitu SAR dan SEM. Untuk penelitian selanjutnya dapat meneruskan untuk menguji model spasial panel SDM dan SDEM.
3. Melihat bahwa ternyata jumlah angka melek huruf dan indeks pembangunan manusia berpengaruh signifikan terhadap kemiskinan di Jawa Barat, maka perlu kiranya adanya peningkatan dan perbaikan pada angka melek huruf, indeks pembangunan manusia untuk menekan angka kemiskinan
4. Terjadinya efek spasial yang positif antar kabupaten/kota mengindikasikan bahwa kemiskinan pada suatu kabupaten/kota dipengaruhi oleh besarnya kemiskinan kabupaten/kota yang saling berdekatan untuk itu perlu adanya perbaikan kemiskinan pada suatu daerah supaya daerah tersebut dapat memberikan pengaruh untuk menekan kemiskinan pada daerah yang menjadi tetangganya.

## DAFTAR PUSTAKA

- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics : Methods and Model*. Academic Publishers, Dordrecht.
- \_\_\_\_\_ (2005). *Exploring Spatial Data with GeoDa: A Workbook*, University of Illinois, Champaign Urbana.
- Badan Pusat Statistik. (2008). *Analisis dan Penghitungan Tingkat Kemiskinan Tahun 2008*. Jakarta: Badan Pusat Statistik.
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data* (3rd ed.). England: John Willey & Sons, Ltd.
- Baltagi, B. H., Blien,U., & Wolf,K. (2010). “A Dynamic Spatial Panel Data Approach To The German Wage Curve”. *Center for Policy Research-Syracuse University Working Paper*. No.126.
- Bank Dunia. (2011). *Analisis Keuangan Publik Jawa Barat 2011. Mengoptimalkan Pengelolaan Keuangan Daerah untuk Pertumbuhan yang Inklusif*. Jakarta: Bank Dunia.
- Daniel, W. W. (1989). *Statistika Nonparametrik Terapan*. Alex Tri Kantjono W (Trans.). Jakarta: PT. Gramedia Pustaka Utama.
- Debarsy, N. & Ertur, C. (2010). Testing for Spatial Autocorrelation in a Fixed Effect Panel Data Model. *Regional Science and Urban Economics*,40,453-470.
- Djuraidah, A dan Wigena,A.H.(2012), “Regresi Spasial untuk Menentukan Faktor-faktor Kemiskinan di Provinsi Jawa Timur”,*Statistika*,Vol.12.
- Draper, N. R., & Smith, H. (1998). *Applied Regression Analysis* (3rd ed.). New York: John Willey & Sons, Inc.
- Elhosrt, J. P. (2014). “Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models”, *International Regional Science Review* 26, Vol. 3.
- Fatmawati.(2010). “Pendekatan Ekonometrika Panel Spasial Untuk Pemodelan PDRB Sektor Industri di SWP GerbangKertasusila dan Malang-Pasuruan”. Thesis. Institut Teknologi Sepuluh Nopember, Surabaya

- Grasa,A.A. (1989), *Econometrics Model Selection: A New Approach*. Academic Publisher,Dordrecht
- Greene, W. H. (2003). *Econometric Analysis* (5th ed.). New Jersey: Pearson Education, Inc.
- Gujarati, D. N. (2004). *Basic Econometrics* (4th ed.). New York: McGraw-Hill.
- Hanum, D. (2014). Studi tentang SUR untuk Data Panel dengan Model Gravitasi. Thesis, Institut Teknologi Sepuluh Nopember, Surabaya.
- Hakim, L dan Zuber, A. (2008), “Dimensi Geografis dan Pengentasan Kemiskinan Pedesaan”, Universitas Sebelas Maret (UNS) Surakarta.
- Kuncoro, S. (2014). Analisis Pengaruh Pertumbuhan Ekonomi, Tingkat Pengangguran, dan Pendidikan Terhadap Tingkat Kemiskinan di Provinsi Jawa Barat Tahun 2009-2011. Skripsi, Universitas Muhammadiyah, Surakarta
- Le Sage,J.P. (1999), *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*, Toledo: Departement of Economics University of Toledo
- Marsono. (2014). Pemodelan Pengangguran Terbuka di Indonesia dengan Pendekatan Ekonometrika Spasial Data Panel. Thesis. Institut Teknologi Sepuluh Nopember. Surabaya.
- Pandu, J, M. (2016). Pemodelan Presentase Kemiskinan di Provinsi Nusa Tenggara Timur Dengan Menggunakan Model Ekonometrika Spasial Data Panel Dinamis. Thesis. Institut Teknologi Sepuluh Nopember. Surabaya.
- Mildino,D. (2011). Pemilihan Model Fixed Effects dan Random Effects pada pemodelan Ekonometrika Spasial Data Panel (Studi Kasus: Pemodelan Indeks Rasio Gini Provinsi di Pulau Jawa), Thesis, Institut Teknologi Sepuluh Nopember, Surabaya
- Munajat. (2009). Membernaskan Pembangunan Pertanian Sebagai Solusi Mengakar dalam Mengatasi Kemiskinan. *Agronobis*, 1, 12-18.

- Rajabidfard, A. (2001), SDI Hierarchy, from Local to Global SDI Initiatives. Melbourne, Victoria: Spasial Data Research Group, Departement of Geomatics. The University of Melbourne
- Permatasari, E. O. (2013). Pendekatan Boosting Multivariate Adaptive Regression Spline (Boosting MARS) untuk Klasifikasi Kemiskinan di Propinsi Jawa Barat. Thesis, Institut Teknologi Sepuluh Nopember, Surabaya.
- Saleh, Samsubar. (2002). Faktor-Faktor Penentu Tingkat Kemiskinan Regional di Indonesia. *Jurnal Ekonomi Pembangunan, Vol 07 No.2*.
- Setiawati, A,K, & Setiawan. (2012). Pemodelan Presentase Penduduk Miskin di Jawa Timur dengan Pendekatan Ekonometrika Panel Spasial. Tugas Akhir. Institut Teknologi Sepuluh Nopember, Surabaya.
- Siregar, H., dan Wahyuniarti, D. (2008). Dampak Pertumbuhan Ekonomi Terhadap Penurunan Jumlah Penduduk Miskin.
- Sita, E. D. A. A. (2014). *Pendekatan Multivariate Adaptive Regression SPLINES (MARS) pada Pemodelan Penduduk Miskin di Indonesia Tahun 2008-2012*. Thesis, Institut Teknologi Sepuluh Nopember, Surabaya.
- Suryawati, Chriswardani. (2004). Memahami Kemiskinan Secara Multidimensional. *Jurnal Manajemen Pembangunan dan Kebijakan, Vol 08 No. 02*.
- Utami, N. K. T. (2014). Pemodelan Pertumbuhan Ekonomi Provinsi Bali dengan Menggunakan Model Ekonometrika Spasial Data Panel. Thesis, Institut Tkenologi Sepuluh Nopember, Surabaya.
- Walpole, R. E. (1995) *Pengantar Statistika*. Jakarta: PT Gramedia Pustaka Utama
- Wini, H. (2010). Analisis Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Jumlah Penduduk Miskin di Wilayah Pemekaran Tingkat Kabupaten. Skripsi, Universitas Atma Jaya, Yogyakarta.

*( Halaman Ini Sengaja Dikosongkan )*

## LAMPIRAN

### Lampiran 1 Data Pengamatan (dalam persen)

Kota / Kabupaten	Tahun	Y	X1	X2	X3	X4	X5	•••	X8*)
1	2010	9,97	95,02	0,20	78,95	59,60	64,35		19,30
1	2011	9,65	95,09	1,62	78,30	62,54	64,78		21,13
1	2012	8,82	95,27	0,97	83,18	65,11	65,66		23,72
1	2013	9,54	96,77	2,34	83,82	40,99	66,74		26,12
1	2014	8,91	95,32	1,22	86,90	61,86	67,36		28,38
1	2015	8,96	94,46	0,00	89,24	60,14	67,77		30,79
2	2010	10,65	97,33	0,00	79,50	59,02	60,69		12,13
2	2011	10,28	97,35	0,85	81,74	62,05	61,14		13,19
2	2012	9,78	97,56	0,34	87,87	63,31	62,27		14,18
2	2013	9,24	98,03	1,70	88,22	40,06	63,63		15,97
2	2014	8,81	96,99	1,03	92,00	63,71	64,07		17,55
2	2015	8,96	96,69	0,00	93,29	58,50	64,44		19,28
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮		⋮
25	2010	8,47	97,26	0,13	88,58	56,68	66,81		11,48
25	2011	8,21	97,30	1,39	93,12	59,97	67,15		12,69
25	2012	7,78	97,33	1,66	94,76	61,95	67,53		13,8
25	2013	7,11	98,41	0,60	93,75	39,30	68,01		15,36
25	2014	6,95	98,74	1,79	97,30	63,59	68,34		16,68
25	2015	7,41	97,79	0,00	95,78	61,88	69,31		18,36

Ket : \*) satuan dalam Juta Rupiah

**Lampiran 2** Rata-Rata Presentase Penduduk Miskin dan Indikator-Indikator yang Berpengaruh di Jawa Barat Tahun 2010-2015 (dalam persen)

<b>Tahun</b>	<b>Y</b>	<b>X1</b>	<b>X2</b>	<b>X3</b>	<b>X4</b>
<b>2010</b>	11,24*)	96,59	0,26	84,34	62,61
<b>2011</b>	10,86	96,71	1,03	87,91	62,03
<b>2012</b>	10,27	96,82	0,98	90,47	63,40*)
<b>2013</b>	9,87	97,18	1,22*)	90,79	42,44
<b>2014</b>	9,44	97,55	1,19	94,38	63,07
<b>2015</b>	9,96	97,36*)	0,03	94,57*)	60,80

<b>Tahun</b>	<b>X5</b>	<b>X6</b>	<b>X7</b>	<b>X8 *)</b>
<b>2010</b>	66,47	24,30*)	5,53	10,23
<b>2011</b>	67,06	19,79	5,53	22,38
<b>2012</b>	67,69	20,38	5,69*)	24,39
<b>2013</b>	68,46	19,68	5,63	26,89
<b>2014</b>	68,86	19,43	5,60	29,39
<b>2015</b>	69,46*)	19,17	5,50	31,80*)

Ket : \*) Satuan dalam Juta Rupiah

\*\*) Menunjukkan Angka Tertinggi



**Lampiran 3** Karakteristik Presentase Penduduk Miskin ( dalam Persen)

Wilayah Provinsi	Rata-Rata	Deviasi Standar	Nilai Minimum	Nilai Maksimum
1. Bogor	9,31	0,47	8,82	9,97
2. Sukabumi	9,62	0,74	8,81	10,65
3. Cianjur	12,84	1,11	11,47	14,32
4. Bandung	8,37	0,65	7,65	9,30
5. Garut	13,03	0,56	12,47	13,94
6. Tasikmalaya	11,95	0,55	11,26	12,79
7. Ciamis	9,32	0,78	8,38	10,34
8. Kuningan	13,77	0,68	12,72	14,68
9. Cirebon	15,04	0,68	14,22	16,12
10. Majalengka	14,44	0,73	13,42	15,52
11. Sumedang	11,79	0,80	10,78	12,94
12. Indramayu	15,38	0,82	14,29	16,58
13. Subang	12,57	0,64	11,73	13,54
14. Purwakarta	9,59	0,68	8,80	10,57
15. Karawang	11,05	0,81	10,15	12,21
16. Bekasi	5,46	0,46	4,97	6,11
17. Kota Bogor	8,44	0,75	7,60	9,47
18. Kota Sukabumi	8,52	0,59	7,65	9,24
19. Kota Bandung	4,72	0,15	4,55	4,95
20. Kota Cirebon	10,93	0,75	10,03	12,00
21. Kota Bekasi	5,67	0,44	5,25	6,30
22. Kota Depok	2,51	0,23	2,32	2,84
23. Kota Cimahi	6,36	0,82	5,47	7,40

**Lampiran 3 (Lanjutan)**

Wilayah Provinsi	Rata-Rata	Deviasi Standar	Nilai Minimum	Nilai Maksimum
24. Kota Tasikmalaya	18,17*)	1,99*)	15,95*)	20,71*)
25. Kota Banjar	7,66	0,61	6,95	8,47

Ket : \*) menunjukkan nilai tertinggi

**Lampiran 4** Karakteristik Angka Melek Huruf ( dalam Persen)

Wilayah Provinsi	Rata-Rata	Deviasi Standar	Nilai Minimum	Nilai Maksimum
1. Bogor	95,32	0,77	94,46	96,77
2. Sukabumi	97,32	0,46	96,69	98,03
3. Cianjur	97,24	0,83	95,78	98,02
4. Bandung	98,72	0,15	98,42	98,83
5. Garut	98,33	1,02	96,76	99,03
6. Tasikmalaya	98,67	0,60	97,44	98,98
7. Ciamis	98,06	0,37	97,59	98,71
8. Kuningan	96,61	0,61	95,45	97,04
9. Cirebon	92,74	1,56	90,58	95,37
10. Majalengka	95,01	0,64	94,14	96,03
11. Sumedang	98,00	0,46	97,64	98,83
12. Indramayu	86,85*)	3,24*)	84,59*)	93,37*)
13. Subang	92,74	1,76	90,53	95,96
14. Purwakarta	96,85	0,85	95,71	97,76
15. Karawang	93,80	1,34	93,17	96,53
16. Bekasi	95,09	1,83	94,03	98,77
17. Kota Bogor	98,85	0,16	98,60	99,05
18. Kota Sukabumi	99,33	0,61	98,27	99,74
19. Kota Bandung	99,60	0,17	99,34	99,74
20. Kota Cirebon	97,64	0,66	97,05	98,66
21. Kota Bekasi	98,49	0,23	98,03	98,67
22. Kota Depok	98,88	0,30	98,27	99,04
23. Kota Cimahi	99,68	0,13	99,52	99,82
24. Kota Tasikmalaya	99,55	0,25	99,10	99,79

**Lampiran 4 (Lanjutan)**

Wilayah Provinsi	Rata-Rata	Deviasi Standar	Nilai Minimum	Nilai Maksimum
25. Kota Banjar	97,81	0,63	97,26	98,74

Ket :\*) Menunjukkan Nilai terendah

**Lampiran 5** Karakteristik Penduduk Tanpa Akses Air Bersih ( dalam Persen)

Wilayah Provinsi	Rata-Rata	Deviasi Standar	Nilai Minimum	Nilai Maksimum
1. Bogor	1,06	0,88	0,00	2,34
2. Sukabumi	0,65	0,67	0,00	1,70
3. Cianjur	1,19	0,63	0,07	2,01
4. Bandung	0,59	0,74	0,00	1,98
5. Garut	0,34	0,31	0,00	0,70
6. Tasikmalaya	1,55	1,47	0,00	3,51
7. Ciamis	1,89	1,48	0,00	3,05
8. Kuningan	0,08	0,19	0,00	0,47
9. Cirebon	0,37	0,30	0,00	0,65
10. Majalengka	0,79	0,82	0,00	2,23
11. Sumedang	0,30	0,25	0,00	0,60
12. Indramayu	3,06*)	2,41*)	0,00	6,01*)
13. Subang	0,91	0,71	0,00	1,40
14. Purwakarta	1,00	0,82	0,00	2,31
15. Karawang	0,95	0,80	0,00	1,74
16. Bekasi	1,22	1,46	0,00	3,12
17. Kota Bogor	0,16	0,23	0,00	0,58
18. Kota Sukabumi	0,40	0,49	0,00	1,17
19. Kota Bandung	1,79	1,97	0,00	3,69
20. Kota Cirebon	0,12	0,14	0,00	0,30
21. Kota Bekasi	0,06	0,15	0,00	0,37
22. Kota Depok	0,02	0,06	0,00	0,14
23. Kota Cimahi	0,07	0,11	0,00	0,24

**Lampiran 5 (Lanjutan)**

Wilayah Provinsi	Rata-Rata	Deviasi Standar	Nilai Minimum	Nilai Maksimum
24. Kota Tasikmalaya	0,28	0,23	0,00	0,67
25. Kota Banjar	0,93	0,79	0,00	1,79

Ket : \*) Menunjukkan nilai tertinggi

**Lampiran 6** Karakteristik Angka Partisipasi Usia Sekolah Menengah ( 13-15 tahun) ( dalam Persen)

Wilayah Provinsi	Rata-Rata	Deviasi Standar	Nilai Minimum	Nilai Maksimum
1. Bogor	83,40*)	4,30	78,30	89,24
2. Sukabumi	87,10	5,49	79,50	93,29
3. Cianjur	85,88	6,83	74,90	94,01
4. Bandung	89,50	5,24	83,17	95,02
5. Garut	84,19	2,67	79,68	87,05*)
6. Tasikmalaya	89,31	6,52	78,36	95,68
7. Ciamis	92,03	3,18	86,36	95,91
8. Kuningan	88,99	3,73	83,73	93,90
9. Cirebon	85,09	6,03	74,63*)	91,90
10. Majalengka	90,89	4,17	84,47	95,44
11. Sumedang	90,44	4,94	83,05	94,47
12. Indramayu	88,03	5,78	76,80	93,33
13. Subang	90,97	3,40	85,48	94,70
14. Purwakarta	84,92	7,55*)	74,84	94,10
15. Karawang	91,38	3,75	85,86	97,19
16. Bekasi	91,82	3,26	86,22	95,59
17. Kota Bogor	91,22	4,60	83,94	97,06
18. Kota Sukabumi	94,00	3,83	87,63	97,65
19. Kota Bandung	93,07	4,59	84,93	97,52
20. Kota Cirebon	93,98	2,96	89,91	97,88
21. Kota Bekasi	94,82	2,93	91,32	98,70
22. Kota Depok	95,98	2,44	92,44	98,57
23. Kota Cimahi	95,15	2,44	92,39	99,07

**Lampiran 6 (Lanjutan)**

Wilayah Provinsi	Rata-Rata	Deviasi Standar	Nilai Minimum	Nilai Maksimum
24. Kota Tasikmalaya	92,76	4,16	85,49	96,71
25. Kota Banjar	93,88	2,99	88,58	97,30

Ket : \*) Menunjukkan nilai terendah



**Lampiran 7** Karakteristik Presentase Tingkat Partisipasi  
Angkatan Kerja ( dalam Persen)

Wilayah Provinsi	Rata-Rata	Deviasi Standar	Nilai Minimum	Nilai Maksimum
1. Bogor	58,37	8,74	40,99	65,11
2. Sukabumi	57,78	8,94	40,06	63,71
3. Cianjur	60,00	8,33	43,45	65,38
4. Bandung	60,46	8,68	43,54	66,16
5. Garut	55,57*)	8,08	39,42	60,94*)
6. Tasikmalaya	63,73	6,73	51,98	69,55
7. Ciamis	61,48	7,82	46,84	67,60
8. Kuningan	58,49	6,63	45,16	63,05
9. Cirebon	56,05	8,89	38,06	61,73
10. Majalengka	64,73**)	6,60*)	52,96**)	71,42**)
11. Sumedang	59,61	8,93	41,75	65,23
12. Indramayu	59,16	6,87	45,64	63,25
13. Subang	60,04	8,85	42,58	67,57
14. Purwakarta	59,71	10,02	39,62	67,10
15. Karawang	57,82	11,10**)	35,56*)	65,41
16. Bekasi	59,21	10,86	37,37	66,85
17. Kota Bogor	57,18	9,57	38,41	65,56
18. Kota Sukabumi	55,86	9,76	36,52	62,81
19. Kota Bandung	59,14	7,47	44,02	63,14
20. Kota Cirebon	59,10	7,03	45,18	64,94
21. Kota Bekasi	58,19	8,11	42,08	63,79
22. Kota Depok	59,31	9,46	40,07	63,83
23. Kota Cimahi	59,05	8,35	42,18	64,09

**Lampiran 7 (Lanjutan)**

Wilayah Provinsi	Rata-Rata	Deviasi Standar	Nilai Minimum	Nilai Maksimum
24. Kota Tasikmalaya	60,45	6,26	48,31	66,21
25. Kota Banjar	57,23	9,10	39,30	63,59

Ket : \*) Menunjukkan nilai terendah  
\*\*) Menunjukkan nilai tertinggi

Wilayah Provinsi	Karakteristik Presentase		Indeks Pembangunan	
	Rata-Rata	Deviasi Standar	Nilai Minimum	Nilai Maksimum
1. Bogor	66,11	1,40	64,35	67,77
2. Sukabumi	62,71	1,58**)	60,69	64,44
3. Cianjur	60,74*)	1,56	58,58*)	62,42*)
4. Bandung	68,48	0,99	67,28	70,05
5. Garut	61,49	1,11	60,23	63,21
6. Tasikmalaya	61,89	1,12	60,21	63,17
7. Ciamis	66,55	1,31	64,64	68,02
8. Kuningan	65,84	1,03	64,40	67,19
9. Cirebon	64,83	0,90	63,64	66,07
10. Majalengka	63,44	0,91	62,30	64,75
11. Sumedang	67,68	1,38	66,04	69,29
12. Indramayu	62,55	1,32	60,86	64,36
13. Subang	65,07	1,09	63,54	66,52
14. Purwakarta	66,50	1,12	64,93	67,84
15. Karawang	66,19	1,16	64,58	67,66
16. Bekasi	69,57	1,31	67,58	71,19
17. Kota Bogor	72,47	0,90	71,25	73,65
18. Kota Sukabumi	70,03	1,52	67,94	71,84
19. Kota Bandung	78,52**)	0,75*)	77,49**)	79,67**)
20. Kota Cirebon	72,12	0,95	70,74	73,34
21. Kota Bekasi	78,18	1,04	76,77	79,63
22. Kota Depok	77,81	0,98	76,66	79,11
23. Kota Cimahi	75,25	1,04	73,76	76,42

**Lampiran 8 (Lanjutan)**

Wilayah Provinsi	Rata-Rata	Deviasi Standar	Nilai Minimum	Nilai Maksimum
24. Kota Tasikmalaya	68,21	1,26	66,58	69,99
25. Kota Banjar	67,86	0,90	66,81	69,31

Ket : \*) Menunjukkan nilai terendah  
\*\*) Menunjukkan nilai tertinggi

**Lampiran 9** Karakteristik Presentase Penduduk Bekerja di Sektor Pertanian ( dalam Persen)

Wilayah Provinsi	Rata-Rata	Deviasi Standar	Nilai Minimum	Nilai Maksimum
1. Bogor	12,51	2,10	9,02	15,46
2. Sukabumi	31,57	2,65	28,27	34,30
3. Cianjur	42,04**)	4,82	35,97**)	49,79
4. Bandung	17,88	3,81	13,25	24,19
5. Garut	35,22	4,75	27,42	40,50
6. Tasikmalaya	35,72	6,17	29,26	46,57
7. Ciamis	37,65	8,18	29,91	53,24
8. Kuningan	37,30	8,71**)	31,16	54,81**)
9. Cirebon	25,01	4,40	19,19	31,86
10. Majalengka	35,96	3,55	33,00	42,72
11. Sumedang	31,57	4,99	25,18	37,56
12. Indramayu	39,34	3,34	34,45	44,66
13. Subang	39,21	3,99	33,48	44,65
14. Purwakarta	22,45	2,26	17,98	24,29
15. Karawang	18,80	3,05	16,20	24,41
16. Bekasi	9,22	2,60	4,39	11,23
17. Kota Bogor	1,62	0,36	1,20	2,06
18. Kota Sukabumi	4,61	0,69	3,82	5,47
19. Kota Bandung	0,78	0,25*)	0,33	1,03
20. Kota Cirebon	1,09	0,69	0,00*)	1,96
21. Kota Bekasi	0,49*)	0,26	0,20	0,96*)
22. Kota Depok	1,73	0,47	0,87	2,16
23. Kota Cimahi	1,71	0,44	1,10	2,15

**Lampiran 9 (Lanjutan)**

Wilayah Provinsi	Rata-Rata	Deviasi Standar	Nilai Minimum	Nilai Maksimum
24. Kota Tasikmalaya	7,77	1,81	4,69	9,57
25. Kota Banjar	15,27	4,12	10,03	20,85

Ket : \*) Menunjukkan nilai terendah  
\*\*) Menunjukkan nilai tertinggi

**Lampiran 10** Karakteristik Laju Pertumbuhan Ekonomi ( dalam Persen)

Wilayah Provinsi	Rata-Rata	Deviasi Standar	Nilai Minimum	Nilai Maksimum
1. Bogor	5,86	0,39	5,09	6,14
2. Sukabumi	5,20	0,92	4,02	6,38
3. Cianjur	5,07	0,40	4,53	5,60
4. Bandung	5,95	0,17	5,82	6,28
5. Garut	4,74	0,43	4,07	5,34
6. Tasikmalaya	4,38	0,28	4,02	4,78*)
7. Ciamis	5,28	0,20	5,07	5,58
8. Kuningan	5,88	0,54	4,99	6,38
9. Cirebon	5,09	0,22	4,87	5,46
10. Majalengka	5,09	0,54	4,59	6,06
11. Sumedang	5,06	0,80	4,22	6,56
12. Indramayu	3,54*)	0,99	2,16	4,93
13. Subang	3,77	1,71**)	0,60*)	5,29
14. Purwakarta	6,15	0,90	4,75	7,15
15. Karawang	6,87	2,75	4,49	11,87**)
16. Bekasi	5,98	0,79	4,46	6,60
17. Kota Bogor	6,14	0,11*)	6,01	6,31
18. Kota Sukabumi	5,67	0,43	5,10	6,18
19. Kota Bandung	8,01**)	0,38	7,63	8,53
20. Kota Cirebon	5,32	0,83	3,81	5,92
21. Kota Bekasi	6,04	0,47	5,57	6,74
22. Kota Depok	7,00	0,60	6,36	8,06
23. Kota Cimahi	5,60	0,33	5,30	6,24

**Lampiran 10 (Lanjutan)**

Wilayah Provinsi	Rata-Rata	Deviasi Standar	Nilai Minimum	Nilai Maksimum
24. Kota Tasikmalaya	5,86	0,47	5,02	6,29
25. Kota Banjar	5,30	0,18	4,97	5,47

Ket : \*) Menunjukkan nilai terendah  
\*\*) Menunjukkan nilai tertinggi



**Lampiran 11** Karakteristik PDRB per Kapita ( dalam Juta Rupiah)

Wilayah Provinsi	Rata-Rata	Deviasi Standar	Nilai Minimum	Nilai Maksimum
1. Bogor	24,91	4,36	19,30	30,79
2. Sukabumi	15,38	2,72	12,13	19,28
3. Cianjur	11,49*)	2,01*)	9,01*)	14,42*)
4. Bandung	19,29	3,46	15,11	24,28
5. Garut	13,06	2,04	10,51	15,96
6. Tasikmalaya	11,91	2,02	9,39	14,79
7. Ciamis	15,56	2,77	12,08	19,58
8. Kuningan	12,50	2,43	9,59	16,10
9. Cirebon	13,51	2,38	10,52	16,81
10. Majalengka	14,35	2,57	11,17	17,98
11. Sumedang	17,32	3,17	13,33	21,83
12. Indramayu	35,71	4,15	29,09	40,20
13. Subang	16,32	1,94	13,67	19,16
14. Purwakarta	43,03	8,39	32,61	54,41
15. Karawang	60,28	10,42**)	46,47	73,51
16. Bekasi	67,15**)	6,63	58,09**)	75,80
17. Kota Bogor	24,85	4,28	19,60	30,88
18. Kota Sukabumi	22,62	3,97	17,68	28,18
19. Kota Bandung	59,05	13,85	42,35	78,91**)
20. Kota Cirebon	43,68	7,41	34,43	54,32
21. Kota Bekasi	21,67	3,23	17,52	26,10
22. Kota Depok	18,88	3,09	15,15	23,05
23. Kota Cimahi	31,25	5,22	24,88	38,61
24. Kota Tasikmalaya	18,36	3,25	14,52	23,17

**Lampiran 11 (Lanjutan)**

Wilayah Provinsi	Rata-Rata	Deviasi Standar	Nilai Minimum	Nilai Maksimum
25. Kota Banjar	14,73	2,57	11,48	18,36

Ket :   \*) Menunjukkan nilai terendah  
      \*\*) Menunjukkan nilai tertinggi

**Lampiran 12 Uji Morans**

```

> data<-read.csv("D:/KMSKN.csv",sep=";",header=TRUE)
> KMSKN2010<-data[,2]
> KMSKN2011<-data[,3]
> KMSKN2012<-data[,4]
> KMSKN2013<-data[,5]
> KMSKN2014<-data[,6]
> KMSKN2015<-data[,7]
> kabupaten<-data[,1]
> bobot1<-read.csv("D:/queen1.csv",sep=";",header=FALSE)
> www1<-as.matrix(bobot1)
> moran.test(KMSKN2010,listw=mat2listw(www1),
alternative="two.sided")

```

Moran I test under randomisation

```

data: KMSKN2010
weights: mat2listw(www1)
Moran I statistic standard deviate = 3.2327, p-value = 0.001226
alternative hypothesis: two.sided
sample estimates:
Moran I statistic      Expectation      Variance
    0.43990050      -0.04166667      0.02219073
> moran.test(KMSKN2011,listw=mat2listw(www1),
alternative="two.sided")

```

Moran I test under randomisation

```

data: KMSKN2011
weights: mat2listw(www1)
Moran I statistic standard deviate = 3.2262, p-value = 0.001254
alternative hypothesis: two.sided
sample estimates:
Moran I statistic      Expectation      Variance
    0.43887386      -0.04166667      0.02218565
> moran.test(KMSKN2012,listw=mat2listw(www1),
alternative="two.sided")

```

Moran I test under randomisation

```

data: KMSKN2012
weights: mat2listw(www1)
Moran I statistic standard deviate = 3.3865, p-value = 0.0007079
alternative hypothesis: two.sided
sample estimates:

```

```

Moran I statistic      Expectation      Variance
    0.46443943      -0.04166667      0.02233498
> moran.test(KMSKN2013,listw=mat2listw(www1),
alternative="two.sided")
    Moran I test under randomisation
data: KMSKN2013
weights: mat2listw(www1)
Moran I statistic standard deviate = 3.3146, p-value = 0.0009176
alternative hypothesis: two.sided
sample estimates:
Moran I statistic      Expectation      Variance
    0.45755027      -0.04166667      0.02268343
> moran.test(KMSKN2014,listw=mat2listw(www1),
alternative="two.sided")
    Moran I test under randomisation
data: KMSKN2014
weights: mat2listw(www1)
Moran I statistic standard deviate = 3.4534, p-value = 0.0005536
alternative hypothesis: two.sided
sample estimates:
Moran I statistic      Expectation      Variance
    0.47954613      -0.04166667      0.02277945
> moran.test(KMSKN2015,listw=mat2listw(www1),
alternative="two.sided")
    Moran I test under randomisation
data: KMSKN2015
weights: mat2listw(www1)
Moran I statistic standard deviate = 3.6314, p-value = 0.0002819
alternative hypothesis: two.sided
sample estimates:
Moran I statistic      Expectation      Variance
    0.50733788      -0.04166667      0.02285651

```

**Lampiran 13 Uji Dependency**

Ordinary Least-squares Estimates

Dependent Variable = Y

R-squared = 0.5881

Rbar-squared = 0.5647

sigma<sup>2</sup> = 6.1213

Durbin-Watson = 0.4143

Nobs, Nvars = 150, 9

\*\*\*\*\*

*Variable	Coefficient	t-statistic	t-probability
intercept	69.528616	7.396393	0.000000
X1	-0.257820	-2.979516	0.003401
X2	-0.323919	-1.615615	0.108413
X3	0.047500	0.996073	0.320921
X4	0.004673	0.184812	0.853642
X5	-0.534163	-6.401309	0.000000
X6	-0.036309	-1.374947	0.171329
X7	-0.113877	-0.541824	0.588795
X8	-0.035842	-2.270727	0.024679

loglikols = -344.0856

LM test no spatial lag, probability = 1.1370, 0.286

robust LM test no spatial lag, probability = 25.5854, 0.000

LM test no spatial error, probability = 8.6248, 0.003

robust LM test no spatial error, probability = 33.0732, 0.000

Ordinary Least-squares Estimates

Dependent Variable = Y

R-squared = 0.6370

Rbar-squared = 0.6191

sigma<sup>2</sup> = 4.9463

Durbin-Watson = 0.4838

Nobs, Nvars = 150, 8

\*\*\*\*\*

*Variable	Coefficient	t-statistic	t-probability
X1	-0.364537	-4.156185	0.000056
X2	-0.427753	-2.275363	0.024381

X3	0.015709	0.352658	0.724868
X4	-0.003489	-0.151061	0.880142
X5	-0.520240	-6.640040	0.000000
X6	-0.062444	-2.429669	0.016361
X7	-0.011752	-0.056243	0.955227
X8	-0.068658	-4.175958	0.000052

FE\_rsqr2 = 0.6648  
 loglikfe = -328.6280

LM test no spatial lag, probability = 1.9270, 0.165  
 robust LM test no spatial lag, probability = 16.3812, 0.000  
 LM test no spatial error, probability = 12.2428, 0.000  
 robust LM test no spatial error, probability = 26.6971, 0.000  
 Wrong # of variable names in prt\_reg -- check vnames argument  
 will use generic variable names

#### Ordinary Least-squares Estimates

R-squared = 0.6035  
 Rbar-squared = 0.5840  
 sigma^2 = 3.4020  
 Durbin-Watson = 0.6538  
 Nobs, Nvars = 150, 8

\*\*\*\*\*  
 \*

Variable	Coefficient	t-statistic	t-probability
variable 1	-0.170688	-2.016037	0.045682
variable 2	-0.453605	-2.878688	0.004611
variable 3	-0.033298	-0.872276	0.384530
variable 4	-0.007128	-0.371834	0.710571
variable 5	-0.736995	-10.289908	0.000000
variable 6	-0.079059	-3.041172	0.002807
variable 7	0.332120	1.827868	0.069668
variable 8	-0.050752	-2.723779	0.007265

LM test no spatial lag, probability = 0.1046, 0.746  
 robust LM test no spatial lag, probability = 0.1772, 0.674  
 LM test no spatial error, probability = 0.5232, 0.469  
 robust LM test no spatial error, probability = 0.5958, 0.440

**Lampiran 14** Estimasi Parameter SAR

Pooled model with spatially lagged dependent variable, no fixed effects

Dependent Variable = Y  
 R-squared = 0.5917  
 corr-squared = 0.5780  
 sigma<sup>2</sup> = 5.7046  
 Nobs,Nvar,#FE = 150, 10, 9  
 log-likelihood = -343.58215  
 # of iterations = 1  
 min and max rho = -1.4396, 1.0000  
 total time in secs = 2.0330  
 time for optimiz = 0.4330  
 time for lndet = 0.0440  
 time for eigs = 0.8410  
 time for t-stats = 0.0220

No lndet approximation used

\*\*\*\*\*  
 \*

Variable	Coefficient	Asymptot t-stat	z-probability
Intercept	66.205151	6.954744	0.000000
X1	-0.234630	-2.781808	0.005406
X2	-0.325404	-1.680061	0.092946
X3	0.052529	1.135059	0.256351
X4	0.002790	0.114240	0.909047
X5	-0.535166	-6.598100	0.000000
X6	-0.044084	-1.687245	0.091556
X7	-0.101712	-0.501296	0.616163
X8	-0.035456	-2.326142	0.020011
W*dep.var.	0.087389	1.104236	0.269491

Pooled model with spatially lagged dependent variable and spatial fixed effects

Dependent Variable = Y  
 R-squared = 0.6699  
 corr-squared = 0.6235  
 sigma<sup>2</sup> = 5.5346  
 Nobs,Nvar,#FE = 150, 9, 33

log-likelihood = -328.9148  
 # of iterations = 1  
 min and max rho = -1.4398, 1.0000  
 total time in secs = 0.3110  
 time for optimiz = 0.0270  
 time for lndet = 0.0370  
 time for eigs = 0.0870  
 time for t-stats = 0.0040

No lndet approximation used

\*\*\*\*\*

*Variable	Coefficient	Asymptot t-stat	z-probability
X1	-0.336207	-3.602258	0.000315
X2	-0.431951	-2.171765	0.029873
X3	0.022334	0.471990	0.636934
X4	-0.006068	-0.248082	0.804071
X5	-0.522218	-6.257094	0.000000
X6	-0.073358	-2.644671	0.008177
X7	0.009551	0.043195	0.965546
X8	-0.069147	-3.973543	0.000071
W*dep.var.	0.113165	1.427687	0.153382

Mean intercept and spatial fixed effects

Variable	Coefficient	Asymptot t-stat	z-probability
intercept	79.076761	7.755859	0.000000
sfe 1	-0.426123	-0.041979	0.966516
sfe 2	-1.222173	-0.120540	0.904056
sfe 3	-1.698355	-0.168782	0.865968
sfe 4	-1.337085	-0.132920	0.894256
sfe 5	-1.149337	-0.113265	0.909820
sfe 6	-1.155058	-0.113165	0.909900
sfe 7	-1.250321	-0.121793	0.903063
sfe 8	-0.412362	-0.039903	0.968170
sfe 9	-0.243781	-0.023542	0.981218
sfe 10	0.001822	0.000177	0.999859
sfe 11	0.218120	0.021059	0.983199
sfe 12	0.228716	0.021937	0.982498
sfe 13	1.292491	0.123547	0.901674
sfe 14	2.595570	0.248632	0.803646
sfe 15	2.164278	0.208923	0.834509



sfe 16	1.149496	0.111603	0.911138
sfe 17	0.792225	0.077880	0.937924
sfe 18	1.890453	0.184969	0.853253
sfe 19	1.613997	0.158291	0.874227
sfe 20	0.367969	0.035892	0.971368
sfe 21	-0.499713	-0.048805	0.961075
sfe 22	-0.954450	-0.094507	0.924707
sfe 23	-0.940396	-0.092411	0.926371
sfe 24	-0.658234	-0.064935	0.948226
sfe 25	-0.367750	-0.036129	0.971180

LR-test joint significance spatial fixed effects, degrees of freedom and probability = 70.8529, 25, 0.0000

Pooled model with spatially lagged dependent variable and spatial random effects

Dependent Variable = Y  
R-squared = 0.4712  
corr-squared = 0.4115  
sigma^2 = 7.3875  
Nobs,Nvar = 150, 9  
log-likelihood = -364.36935  
# of iterations = 4  
min and max rho = -1.4397, 1.0000  
total time in secs = 0.7570  
time for optimiz = 0.6950  
time for lndet = 0.0290  
time for eigs = 0.0440  
time for t-stats = 0.0160

No lndet approximation used

\*\*\*\*\*

\*

Variable	Coefficient	Asymptot t-stat	z-probability
X1	0.243312	4.078656	0.000045
X2	-0.238102	-1.083448	0.278610
X3	0.089827	1.718966	0.085621
X4	0.023756	0.865145	0.386959
X5	-0.359059	-4.157742	0.000032
X6	0.037921	1.506584	0.131917

X7	-0.303904	-1.334488	0.182044
X8	-0.001607	-0.098202	0.921772
W*dep.var.	0.268276	3.493985	0.000476
teta	0.996894	6.445296	0.000000

LR-test joint significance spatial random effects, degrees of freedom and probability = -0.0562, 1, 1.0000

### Lampiran 15 Estimasi Parameter SEM

Pooled model with spatial error autocorrelation, no fixed effects

Dependent Variable = Y  
 R-squared = 0.5808  
 corr-squared = 0.5830  
 sigma^2 = 5.1687  
 log-likelihood = -338.54696  
 Nobs,Nvar,#FE = 150, 9, 9  
 # iterations = 16  
 min and max rho = -1.0000, 1.0000  
 total time in secs = 5.6100  
 time for optimiz = 5.2320  
 time for lndet = 0.0250  
 time for t-stats = 0.0090

No lndet approximation used

\*\*\*\*\*

Variable	Coefficient	Asymptot t-stat	z-probability
intercept	69.868260	7.412041	0.000000
X1	-0.194793	-2.237798	0.025234
X2	-0.365394	-1.933410	0.053186
X3	0.038574	0.867739	0.385537
X4	-0.004585	-0.205299	0.837339
X5	-0.612027	-7.985354	0.000000
X6	-0.041817	-1.637264	0.101575
X7	-0.054123	-0.288562	0.772917
X8	-0.031129	-1.919329	0.054943
spat.aut.	0.344996	3.997221	0.000064

Pooled model with spatial error autocorrelation and spatial fixed effects

Dependent Variable = Y  
 R-squared = 0.6554  
 corr-squared = 0.6295  
 sigma^2 = 4.8440  
 log-likelihood = -322.04683  
 Nobs,Nvar,#FE = 150, 8, 33  
 # iterations = 14  
 min and max rho = -1.0000, 1.0000  
 total time in secs = 0.1570  
 time for optimiz = 0.0450  
 time for lndet = 0.0220  
 time for t-stats = 0.0010  
 No lndet approximation used

\*\*\*\*\*

Variable	Coefficient	Asymptot t-stat	z-probability
X1	-0.270979	-2.856215	0.004287
X2	-0.433845	-2.276823	0.022797
X3	0.005475	0.122856	0.902221
X4	-0.013015	-0.599176	0.549055
X5	-0.606126	-7.817805	0.000000
X6	-0.074786	-2.767639	0.005646
X7	0.015376	0.076192	0.939267
X8	-0.071111	-3.759223	0.000170
spat.aut.	0.396954	4.792790	0.000002

LR-test joint significance spatial fixed effects, degrees of freedom and probability = 84.5894, 25, 0.0000

Pooled model with spatial error autocorrelation and spatial random effects

Dependent Variable = Y  
 R-squared = 0.4977  
 corr-squared = 0.4114  
 sigma^2 = 7.0177  
 Nobs,Nvar = 150, 8  
 log-likelihood = -362.57148  
 # of iterations = 5  
 min and max rho = -10.5489, 1.0000  
 total time in secs = 0.3960

time for optimiz = 0.3390

time for eigs = 0.0050

time for t-stats = 0.0120

\*\*\*\*\*

Variable	Coefficient	Asymptot t-stat	z-probability
X1	0.333679	5.374945	0.000000
X2	-0.249012	-1.136849	0.255601
X3	0.075521	1.461820	0.143791
X4	0.016360	0.639011	0.522816
X5	-0.433030	-5.196559	0.000000
X6	0.062631	2.450837	0.014252
X7	-0.215421	-1.013626	0.310761
X8	0.003401	0.185118	0.853137
spat.aut.	0.407851	5.259598	0.000000
teta	0.000000	0.000001	0.999999

LR-test significance spatial random effects, degrees of freedom and probability = 3.5401, 1, 0.0599

**Lampiran 16 Uji Dependency 4 Variabel**

Ordinary Least-squares Estimates

Dependent Variable = Y

R-squared = 0.5703

Rbar-squared = 0.5584

sigma<sup>2</sup> = 6.2102

Durbin-Watson = 0.3711

Nobs, Nvars = 150, 5

\*\*\*\*\*

Variable	Coefficient	t-statistic	t-probability
intercept	61.532923	8.851585	0.000000
X1	-0.231047	-2.851630	0.004985
X4	0.007741	0.306010	0.760036
X5	-0.417734	-8.227632	0.000000
X8	-0.036949	-2.599759	0.010294

loglikols =

-347.2641

LM test no spatial lag, probability = 0.2130, 0.644

robust LM test no spatial lag, probability = 37.2516, 0.000

LM test no spatial error, probability = 7.4739, 0.006

robust LM test no spatial error, probability = 44.5125, 0.000

Ordinary Least-squares Estimates

Dependent Variable = Y

R-squared = 0.6052

Rbar-squared = 0.5971

sigma<sup>2</sup> = 5.2323

Durbin-Watson = 0.3802

Nobs, Nvars = 150, 4

\*\*\*\*\*Vari

Variable	Coefficient	t-statistic	t-probability
X1	-0.275596	-3.380144	0.000929
X4	0.000858	0.036333	0.971067
X5	-0.370713	-7.362600	0.000000
X8	-0.058133	-3.904483	0.000144

FE\_rsqr2 =

0.6354

loglikfe =

-334.9272

LM test no spatial lag, probability = 0.1114, 0.739  
 robust LM test no spatial lag, probability = 20.7631, 0.000  
 LM test no spatial error, probability = 8.3705, 0.004  
 robust LM test no spatial error, probability = 29.0221, 0.000

#### Ordinary Least-squares Estimates

Dependent Variable = Y

R-squared = 0.5322

Rbar-squared = 0.5226

sigma<sup>2</sup> = 3.9042

Durbin-Watson = 0.4920

Nobs, Nvars = 150, 4

\*\*\*\*\*

Variable	Coefficient	t-statistic	t-probability
X1	-0.093668	-1.063364	0.289372
X4	-0.002380	-0.116649	0.907299
X5	-0.598377	-9.841320	0.000000
X8	-0.044212	-2.381408	0.018536

LM test no spatial lag, probability = 0.0193, 0.890  
 robust LM test no spatial lag, probability = 0.0026, 0.960  
 LM test no spatial error, probability = 0.0184, 0.892  
 robust LM test no spatial error, probability = 0.0017, 0.967

### Lampiran 17 Estimasi Parameter SAR 4 Variabel

Pooled model with spatially lagged dependent variable, no fixed effects

Dependent Variable = Y  
 R-squared = 0.5709  
 corr-squared = 0.5654  
 sigma<sup>2</sup> = 5.9941  
 Nobs,Nvar,#FE = 150, 6, 5  
 log-likelihood = -347.17362  
 # of iterations = 1  
 min and max rho = -1.4397, 1.0000  
 total time in secs = 0.8920  
 time for optimiz = 0.1820  
 time for lndet = 0.0290  
 time for eigs = 0.3570  
 time for t-stats = 0.0130  
 No lndet approximation used

\*\*\*\*\*Vari

able	Coefficient	Asymptot t-stat	z-probability
Intercept	59.432510	7.585387	0.000000
X1	-0.218363	-2.700864	0.006916
X4	0.006841	0.275075	0.783258
X5	-0.409831	-7.362893	0.000000
X8	-0.036146	-2.577514	0.009951
W*dep.var.	0.036301	0.460920	0.644856

Pooled model with spatially lagged dependent variable and spatial fixed effects

Dependent Variable = Y  
 R-squared = 0.6358  
 corr-squared = 0.6015  
 sigma<sup>2</sup> = 6.1060  
 Nobs,Nvar,#FE = 150, 5, 29  
 log-likelihood = -336.04975  
 # of iterations = 1  
 min and max rho = -1.4397, 1.0000  
 total time in secs = 0.2010  
 time for optimiz = 0.0160  
 time for lndet = 0.0220  
 time for eigs = 0.0640

time for t-stats = 0.0030

No Indet approximation used

\*\*\*\*\*Vari

able	Coefficient	Asymptot t-stat	z-probability
X1	-0.265377	-2.969106	0.002987
X4	0.000197	0.007725	0.993837
X5	-0.364758	-6.112541	0.000000
X8	-0.057521	-3.553472	0.000380
W*dep.var.	0.027284	0.339023	0.734593

Mean intercept and spatial fixed effects

Variable	Coefficient	Asymptot t-stat	z-probability
intercept	61.952911	8.381390	0.000000
sfe 1	-0.246645	-0.033556	0.973231
sfe 2	-0.963229	-0.130037	0.896537
sfe 3	-1.098579	-0.148790	0.881720
sfe 4	-1.034263	-0.139895	0.888743
sfe 5	-0.881730	-0.118466	0.905698
sfe 6	-0.937842	-0.125244	0.900331
sfe 7	-1.161525	-0.154789	0.876988
sfe 8	-0.388152	-0.051228	0.959144
sfe 9	-0.449014	-0.059227	0.952771
sfe 10	-0.188276	-0.025071	0.979998
sfe 11	-0.217629	-0.028904	0.976941
sfe 12	-0.320696	-0.042585	0.966032
sfe 13	0.366825	0.048585	0.961250
sfe 14	2.254514	0.296050	0.767192
sfe 15	2.164786	0.287142	0.774004
sfe 16	1.212756	0.161175	0.871955
sfe 17	0.963355	0.130650	0.896052
sfe 18	1.474453	0.200417	0.841155
sfe 19	1.613569	0.217640	0.827710
sfe 20	0.176388	0.023764	0.981041
sfe 21	-0.544360	-0.073098	0.941728
sfe 22	-0.530429	-0.072304	0.942360
sfe 23	-0.559216	-0.075297	0.939978
sfe 24	-0.480051	-0.065029	0.948151
sfe 25	-0.225010	-0.030512	0.975659

LR-test joint significance spatial fixed effects, degrees of freedom and probability = 66.9654, 25, 0.0000



Pooled model with spatially lagged dependent variable and spatial random effects

Dependent Variable = Y  
 R-squared = 0.4426  
 corr-squared = 0.3323  
 sigma<sup>2</sup> = 7.7871  
 Nobs,Nvar = 150, 5  
 log-likelihood = -369.54867  
 # of iterations = 10  
 min and max rho = -1.4397, 1.0000  
 total time in secs = 0.9220  
 time for optimiz = 0.8780  
 time for lndet = 0.0200  
 time for eigs = 0.0210  
 time for t-stats = 0.0120

No lndet approximation used

\*\*\*\*\*

Variable	Coefficient	Asymptot t-stat	z-probability
X1	0.313938	6.409972	0.000000
X4	0.037153	1.354042	0.175723
X5	-0.378734	-6.140794	0.000000
X8	-0.009547	-0.615875	0.537977
W*dep.var.	0.358288	5.086962	0.000000
teta	0.997278	6.445147	0.000000

LR-test joint significance spatial random effects, degrees of freedom and probability = -0.0324, 1, 1.0000

### Lampiran 18 Estimasi Parameter SEM 4 Variabel

Pooled model with spatial error autocorrelation, no fixed effects

Dependent Variable = Y  
 R-squared = 0.5615  
 corr-squared = 0.5652  
 sigma<sup>2</sup> = 5.4415  
 log-likelihood = -342.25196  
 Nobs,Nvar,#FE = 150, 5, 5  
 # iterations = 12  
 min and max rho = -1.0000, 1.0000  
 total time in secs = 6.8390

time for optimiz = 5.1560

time for lndet = 0.5600

time for t-stats = 0.3320

No lndet approximation used

\*\*\*\*\*

\*\*\*\*\*

Variable	Coefficient	Asymptot t-stat	z-probability
intercept	59.434827	7.929783	0.000000
X1	-0.149300	-1.783425	0.074517
X4	-0.001841	-0.080604	0.935757
X5	-0.495711	-9.053296	0.000000
X8	-0.031045	-2.068834	0.038562
spat.aut.	0.336992	3.881829	0.000104

Pooled model with spatial error autocorrelation and spatial fixed effects

Dependent Variable = Y

R-squared = 0.6248

corr-squared = 0.5987

sigma^2 = 5.4347

log-likelihood = -330.21571

Nobs,Nvar,#FE = 150, 4, 29

# iterations = 15

min and max rho = -1.0000, 1.0000

total time in secs = 0.4620

time for optimiz = 0.1380

time for lndet = 0.0280

time for t-stats = 0.0020

No lndet approximation used

\*\*\*\*\*Vari

Variable	Coefficient	Asymptot t-stat	z-probability
X1	-0.172801	-1.872064	0.061198
X4	-0.008887	-0.386214	0.699338
X5	-0.450708	-7.475190	0.000000
X8	-0.058004	-3.267547	0.001085
spat.aut.	0.370971	4.384306	0.000012

LR-test joint significance spatial fixed effects, degrees of freedom and probability = 78.6337, 25, 0.0000

Pooled model with spatial error autocorrelation and spatial random effects

Dependent Variable = Y  
 R-squared = 0.4728  
 corr-squared = 0.3134  
 sigma<sup>2</sup> = 7.3655  
 Nobs,Nvar = 150, 4  
 log-likelihood = -368.0882  
 # of iterations = 5  
 min and max rho = -10.5489, 1.0000  
 total time in secs = 1.1060  
 time for optimiz = 0.9510  
 time for eigs = 0.0610  
 time for t-stats = 0.0360

\*\*\*\*\*Vari

able	Coefficient	Asymptot t-stat	z-probability
X1	0.457915	9.614941	0.000000
X4	0.022918	0.894908	0.370836
X5	-0.510235	-7.725461	0.000000
X8	-0.006075	-0.352722	0.724297
spat.aut.	0.493534	7.230432	0.000000
teta	0.000000	0.000001	0.999999

LR-test significance spatial random effects, degrees of freedom and probability = 2.8887, 1, 0.0892

### Lampiran 19 Uji Dependency Data Trial dan Error

Ordinary Least-squares Estimates

Dependent Variable = Y  
 R-squared = 0.5959  
 Rbar-squared = 0.5696  
 sigma<sup>2</sup> = 5.2689  
 Durbin-Watson = 0.9736  
 Nobs, Nvars = 50, 4

\*\*\*\*\*

Variable	Coefficient	t-statistic	t-probability
intercept	64.101171	5.594351	0.000001
X1	-0.264160	-1.927918	0.060052

X5	-0.406092	-4.905443	0.000012
X8	-0.025042	-1.319178	0.193639

loglikols = -110.4139

LM test no spatial lag, probability = 0.2745, 0.600  
 robust LM test no spatial lag, probability = 5.0507, 0.025  
 LM test no spatial error, probability = 0.4107, 0.522  
 robust LM test no spatial error, probability = 5.1869, 0.023

#### Ordinary Least-squares Estimates

Dependent Variable = Y

R-squared = 0.8046

Rbar-squared = 0.7963

sigma<sup>2</sup> = 1.7484

Durbin-Watson = 1.2162

Nobs, Nvars = 50, 3

\*\*\*\*\*

Variable	Coefficient	t-statistic	t-probability
X1	-0.318325	-2.647666	0.010997
X5	-0.536740	-7.138377	0.000000
X8	0.014498	0.856505	0.396064

FE\_rsqr2 = 0.8630

loglikfe = -83.3681

LM test no spatial lag, probability = 2.7417, 0.098  
 robust LM test no spatial lag, probability = 11.7878, 0.001  
 LM test no spatial error, probability = 1.5214, 0.217  
 robust LM test no spatial error, probability = 10.5675, 0.001

#### Ordinary Least-squares Estimates

Dependent Variable = Y

R-squared = 0.7163

Rbar-squared = 0.7042

sigma<sup>2</sup> = 1.5271

Durbin-Watson = 1.3196

Nobs, Nvars = 50, 3

\*\*\*\*\*

Variable	Coefficient	t-statistic	t-probability
----------	-------------	-------------	---------------

X1	-0.406994	-3.467258	0.001135
X5	-0.641082	-7.929927	0.000000
X8	-0.005901	-0.334439	0.739536

LM test no spatial lag, probability = 0.1491, 0.699  
robust LM test no spatial lag, probability = 4.7787, 0.029  
LM test no spatial error, probability = 5.4402, 0.020  
robust LM test no spatial error, probability = 10.0698, 0.002

## Lampiran 20 Estimasi Parameter SAR Data Trial dan Error

Pooled model with spatially lagged dependent variable, no fixed effects

Dependent Variable = Y

R-squared = 0.5984

corr-squared = 0.6028

sigma<sup>2</sup> = 4.8172

Nobs,Nvar,#FE = 50, 5, 4

log-likelihood = -110.28361

# of iterations = 1

min and max rho = -1.4396, 1.0000

total time in secs = 1.1560

time for optimiz = 0.1990

time for lndet = 0.0390

time for eigs = 0.5140

time for t-stats = 0.0150

No lndet approximation used

\*\*\*\*\*Vari

able	Coefficient	Asymptot t-stat	z-probability
Intercept	65.514690	5.695777	0.000000
X1	-0.269813	-2.055953	0.039787
X5	-0.407978	-5.021104	0.000001
X8	-0.027247	-1.455213	0.145610
W*dep.var.	-0.070609	-0.514305	0.607039

Pooled model with spatially lagged dependent variable and spatial fixed effects

Dependent Variable = Y

R-squared = 0.8732

corr-squared = 0.8317

sigma<sup>2</sup> = 3.0415

Nobs,Nvar,#FE = 50, 4, 28  
 log-likelihood = -86.582814  
 # of iterations = 1  
 min and max rho = -1.4397, 1.0000  
 total time in secs = 0.2410  
 time for optimiz = 0.0200  
 time for lndet = 0.0300  
 time for eigs = 0.0740  
 time for t-stats = 0.0020

No lndet approximation used

\*\*\*\*\*Vari

able	Coefficient	Asymptot t-stat	z-probability
X1	-0.380185	-2.393081	0.016708
X5	-0.538787	-5.360390	0.000000
X8	0.003305	0.142496	0.886688
W*dep.var.	-0.228659	-1.648040	0.099345

Mean intercept and spatial fixed effects

Variable	Coefficient	Asymptot t-stat	z-probability
intercept	85.827988	7.125829	0.000000
sfe 1	-1.608451	-0.139083	0.889385
sfe 2	-2.016548	-0.166560	0.867716
sfe 3	-2.125950	-0.172518	0.863030
sfe 4	-2.001714	-0.163074	0.870460
sfe 5	-2.058421	-0.171754	0.863631
sfe 6	-2.197912	-0.177046	0.859472
sfe 7	-2.962421	-0.244599	0.806767
sfe 8	0.144651	0.011769	0.990610
sfe 9	-0.042929	-0.003520	0.997191
sfe 10	-0.186209	-0.015183	0.987886
sfe 11	-0.054427	-0.004407	0.996484
sfe 12	0.172627	0.013987	0.988841
sfe 13	-0.053087	-0.004305	0.996565
sfe 14	1.034466	0.084051	0.933016
sfe 15	2.260858	0.186481	0.852067
sfe 16	2.351716	0.196255	0.844411
sfe 17	2.355522	0.196876	0.843925
sfe 18	-0.302812	-0.025994	0.979262
sfe 19	0.078440	0.006592	0.994740

sfe 20	0.954756	0.079323	0.936775
sfe 21	1.785132	0.144880	0.884806
sfe 22	4.809792	0.391128	0.695703
sfe 23	3.910918	0.323237	0.746516
sfe 24	-2.635652	-0.230705	0.817544
sfe 25	-1.612347	-0.133438	0.893847

LR-test joint significance spatial fixed effects, degrees of freedom and probability = 73.0816, 25, 0.0000

Pooled model with spatially lagged dependent variable and spatial random effects

Dependent Variable = Y  
R-squared = 0.3320  
corr-squared = 0.3309  
sigma^2 = 8.0142  
Nobs,Nvar = 50, 4  
log-likelihood = -123.13354  
# of iterations = 20  
min and max rho = -1.4398, 1.0000  
total time in secs = 1.8200  
time for optimiz = 1.7720  
time for lndet = 0.0210  
time for eigs = 0.0210  
time for t-stats = 0.0110

No lndet approximation used

\*\*\*\*\*Vari  

able	Coefficient	Asymptot t-stat	z-probability
X1	0.418174	5.329421	0.000000
X5	-0.458255	-4.333153	0.000015
X8	-0.011761	-0.500807	0.616507
W*dep.var.	0.121224	0.862118	0.388623
teta	0.997559	4.998716	0.000001

LR-test joint significance spatial random effects, degrees of freedom and probability = -0.0199, 1, 1.0000

## Lampiran 21 Estimasi Parameter SEM Data Trial dan Error

Pooled model with spatial error autocorrelation, no fixed effects

Dependent Variable = Y

R-squared = 0.5882

corr-squared = 0.5927

sigma<sup>2</sup> = 4.7056

log-likelihood = -110.00403

Nobs,Nvar,#FE = 50, 4, 4

# iterations = 13

min and max rho = -1.0000, 1.0000

total time in secs = 2.8500

time for optimiz = 2.4900

time for lndet = 0.0370

time for t-stats = 0.0050

No lndet approximation used

\*\*\*\*\*

Variable	Coefficient	Asymptot t-stat	z-probability
intercept	64.482164	5.978366	0.000000
X1	-0.220764	-1.721438	0.085171
X5	-0.471532	-5.764343	0.000000
X8	-0.022538	-1.215918	0.224016
spat.aut.	0.220997	1.369558	0.170825

Pooled model with spatial error autocorrelation and spatial fixed effects

Dependent Variable = Y

R-squared = 0.7445

corr-squared = 0.7742

sigma<sup>2</sup> = 2.1016

log-likelihood = -82.675768

Nobs,Nvar,#FE = 50, 3, 28

# iterations = 19

min and max rho = -1.0000, 1.0000

total time in secs = 0.1360

time for optimiz = 0.0650

time for lndet = 0.0130

time for t-stats = 0.0010



No Indet approximation used

```
*****Vari
able   Coefficient Asymptot t-stat  z-probability
X1      -0.131617   -1.001265   0.316699
X5      -0.815555   -9.177599   0.000000
X8       0.002630    0.131364   0.895487
spat.aut.  0.779992   10.404958   0.000000
```

LR-test joint significance spatial fixed effects, degrees of freedom and probability = 80.8957, 25, 0.0000

Pooled model with spatial error autocorrelation and spatial random effects

```
Dependent Variable =          Y
R-squared          = 0.3192
corr-squared       = 0.3184
sigma^2           = 8.1673
Nobs,Nvar          = 50, 3
log-likelihood     = -123.61125
# of iterations    = 5
min and max rho   = -10.5489, 1.0000
total time in secs = 0.3330
time for optimiz  = 0.2270
time for eigs     = 0.0040
time for t-stats  = 0.0080
```

\*\*\*\*\*

```
Variable   Coefficient Asymptot t-stat  z-probability
X1         0.509342    6.874978   0.000000
X5        -0.568736   -5.329691   0.000000
X8         0.000910    0.036476   0.970903
spat.aut.  0.155719    0.948616   0.342816
teta       0.000000    0.000000   1.000000
```

LR-test significance spatial random effects, degrees of freedom and probability = -0.9752, 1, 1.0000

*( Halaman Ini Sengaja Dikosongkan )*

## BIODATA PENULIS



Penulis dengan nama lengkap Fajar Rio Kusviansyah, lahir di Surabaya pada tanggal 13 Mei 1995. Penulis merupakan anak pertama dari Bapak Kusmana dan Ibu Evie Paulina serta kakak dari Taufan Kusumanegara dan Hafiz Akbar Kusviawan. Pendidikan formal yang ditempuh selama 12 tahun oleh penulis adalah SD Bina Insani pada tahun 2001-2005, SDN Sukadamai 3 pada tahun 2005-2007 SMPN 1 Bogor tahun 2007-2010, SMAN 5 Bogor tahun 2010-2013. Pada tahun 2013 penulis melanjutkan study S1 di departemen Statistika ITS dengan NRP 1313100135. Selama kuliah, penulis bergabung dengan beberapa organisasi dan kepanitiaan departemen, fakultas, hingga institut. Pada tahun kedua perkuliahannya, penulis bergabung menjadi Staff Departemen PSDM HIMASTA-ITS 14/15 dan Project Event TedXSurabaya. Selain itu penulis juga aktif di berbagai kepanitiaan, diantaranya Istec 2014, PRS 2015 Yes-Summit 2015. Pada akhir masa pendidikannya di ITS, penulis menyusun Tugas Akhir yang menyoroti masalah kemiskinan di Provinsi asal penulis yaitu Jawa Barat dan dibimbing oleh Bapak Dr.Setiawan,MS dengan topik Ekonometrika Spasial Data Panel pada LaboratoriumStatistika Ekonomi,Finansial dan Aktuaria. Untuk informasi maupun saran dari Tugas Akhir ini, pembaca dapat menghubungi penulis di [kusviansyah@gmail.com](mailto:kusviansyah@gmail.com).



*( Halaman Ini Sengaja Dikosongkan )*