

**PEMODELAN FAKTOR-FAKTOR INDEKS
PEMBANGUNAN MANUSIA DENGAN *SPATIAL DURBIN*
MODEL**

SKRIPSI

**Sebagai salah satu syarat memperoleh gelar
Sarjana Statistika**

oleh:

**YUSTINA KURNIAWATI MEMENG KOLIN NIMANUHO
165090501111017**



**PROGRAM STUDI SARJANA STATISTIKA
JURUSAN STATISTIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
UNIVERSITAS BRAWIJAYA
MALANG
2020**

LEMBAR PENGESAHAN SKRIPSI

Pemodelan Faktor-Faktor Indeks Pembangunan Manusia dengan *Spatial Durbin Model*

oleh:

Yustina Kurniawati Memeng Kolin Nimanuhu

Setelah dipertahankan di depan Majelis Penguji pada tanggal 14 April 2020 dan dinyatakan memenuhi syarat untuk memperoleh gelar Sarjana Statistika

Dosen Pembimbing,



Dr. Ir. Maria Bernadetha Theresia Mitakda
NIK. 8891080018

Mengetahui,
Ketua Jurusan Statistika
Fakultas MIPA
Universitas Brawijaya



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

LEMBAR PERNYATAAN

Saya yang bertanda tangan di bawah ini :

Nama : Yustina Kurniawati M.K. Nimanuho

NIM : 165090501111017

Jurusan : Statistika

Penulis Skripsi berjudul :

**Pemodelan Faktor-Faktor Indeks Pembangunan Manusia
dengan *Spatial Durbin Model***

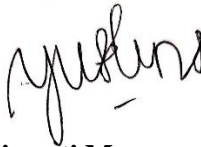
Dengan ini menyatakan bahwa :

- 1. Isi dari skripsi yang saya buat adalah benar-benar karya pribadi dan tidak menjiplak karya siapapun, selain nama-nama yang tercantum pada daftar pustaka dalam Skripsi ini.**
- 2. Apabila di kemudian hari ternyata skripsi yang saya tulis terbukti hasil jiplakan, maka saya akan bersedia menanggung segala risiko yang akan saya terima.**

Demikian pernyataan ini dibuat dengan segala kesadaran.

Malang, 14 April 2020

Yang menyatakan,



Yustina Kurniawati Memeng Kolin Nimanuho

NIM. 165090501111017

PEMODELAN FAKTOR-FAKTOR INDEKS PEMBANGUNAN MANUSIA DENGAN *SPATIAL DURBIN*

MODEL

ABSTRAK

Penelitian ini menggunakan pendekatan spasial data panel untuk memodelkan Indeks Pembangunan Manusia (IPM) di Provinsi Jawa Tengah tahun 2011-2018. Model panel efek tetap melibatkan pengaruh kehomogenan spesifik lokasi yang tetap terhadap waktu. Model spasial yang diterapkan adalah *Spatial Durbin Model* (SDM) dengan beberapa peubah prediktor, yaitu: Angka Harapan Hidup (AHH), Angka Harapan Lama Sekolah (AHLS), Rata-Rata Lama Sekolah (RLS) dan pengeluaran per kapita. Melalui pemodelan ini dihasilkan bahwa semua peubah prediktor berpengaruh terhadap IPM di suatu daerah. IPM daerah lain akan turut meningkatkan IPM suatu daerah sebesar 0.6558 satuan. Selain itu, AHH, AHLS dan RLS daerah lain juga turut berpengaruh terhadap IPM di suatu daerah.

Kata kunci : data panel, model efek tetap, *spatial durbin model*, IPM



MODELLING THE FACTORS OF HUMAN DEVELOPMENT INDEX WITH SPATIAL DURBIN MODEL

ABSTRACT

This research uses spatial panel data approach for modelling the Human Development Index (HDI) in Central Java Province in 2011-2018. The panel model that suit the data is the fixed effect with unobservable individual-specific effect which is time-invariant. The spatial model applied is Spatial Durbin Model (SDM) with some predictors, namely life expectancy, expectancy years of schooling, mean years schooling and per capita expenditure. The model showed that HDI in a region is affected by all predictors in the region itself and surroundings region as well.

Key words: fixed effect model, HDI, panel data, Spatial Durbin Model





KATA PENGANTAR

Puji syukur kepada Tuhan Yesus dan Bunda Maria yang selalu memberkati dan mendoakan saya sampai pada titik ini. Saya bersyukur atas kesempatan untuk menyelesaikan skripsi yang sangat berarti. Saya juga berharap bahwa skripsi ini dapat menjadi pengingat atas perjuangan hidup saya. Saya sangat bahagia dan bangga karena bisa kuliah di Universitas Brawijaya, kebanggaan arek-arek Malang.

Selain itu, dalam kesempatan ini saya juga mengucapkan banyak terima kasih kepada:

1. Dosen pembimbing, Dr. Ir. Maria Bernadetha Theresia Mitakda yang sudah menuntun saya dengan sabar dan memberikan banyak masukan dan nilai moral, selama kuliah terlebih dalam proses penyelesaian skripsi.
2. Dosen penguji I, Dr. Suci Astutik, S.Si., M.Si. dan dosen penguji II sekaligus Ketua Jurusan Statistika, Rahma Fitriani, S.Si., M.Sc., Ph.D. yang telah memberikan banyak masukan.
3. Ketua Program Studi Statistika, Achmad Efendi, S.Si., M.Sc., Ph.D. serta para dosen yang sudah membagikan ilmu kepada saya.
4. Bapak, Mama, Kakak Ririn, Kakak Fifin, Mbak Yeni serta semua keluarga besar di Malang maupun Lewoleba yang selalu memberikan dukungan dan seringkali saya repotkan.
5. Roro dan Gabby dari Trio Ubur-Ubur, Eral, Ima dan teman-teman Cor Jesu, Pras dan Yosep, keluarga Cientifico Choir, KMK, Kurnia, Anisa dan Widi yang bersedia menemani saya mengikuti kelas spasial serta teman-teman Statistika 2016.

Saya berharap skripsi ini bermanfaat bagi siapa pun yang membaca. Saya juga meminta maaf atas segala kekurangan dan kesalahan selama ini. Semoga kita semua selalu diberkati Tuhan agar dapat bermanfaat bagi orang lain.

Malang, April 2020

Yustina K.M.K. Nimanuhu

DAFTAR ISI

HALAMAN JUDUL.....	i
LEMBAR PENGESAHAN SKRIPSI.....	iii
LEMBAR PERNYATAAN	v
ABSTRAK	vii
ABSTRACT	ix
KATA PENGANTAR.....	xi
DAFTAR ISI.....	xiii
DAFTAR GAMBAR.....	xvii
DAFTAR LAMPIRAN	xix
DAFTAR TABEL.....	xxi
BAB I PENDAHULUAN.....	1
1.1. Latar Belakang.....	1
1.2. Rumusan Masalah.....	3
1.3. Tujuan.....	4
1.4. Manfaat	4
1.5. Batasan Masalah	4
BAB II TINJAUAN PUSTAKA.....	5
2.1. Data Panel.....	5
2.2. Analisis Data Panel.....	8
2.2.1. Model Efek Tetap	9
2.2.2. Model Efek Acak.....	11
2.3. Pemilihan Model Panel.....	14
2.3.1. Uji Chow.....	14
2.3.2. Uji Hausman.....	15
2.4. Analisis Spasial.....	15
2.5. Matriks Pembobot Spasial.....	15
2.6. Uji Autokorelasi Spasial	16
2.6.1. Uji <i>Lagrange Multiplier</i> Pada Respon.....	18
2.6.2. Uji <i>Lagrange Multiplier</i> Pada Galat.....	18
2.6.3. Uji <i>Robust Lagrange Multiplier</i> Pada Respon.....	18
	xiii



2.6.4. Uji <i>Robust Lagrange Multiplier</i> Pada Galat	19
2.7. Model Regresi Spasial	19
2.8. Pendugaan Spatial Durbin Model Data Panel	21
2.8.1. Pendugaan Parameter SDM Efek Tetap	22
2.8.2. Pendugaan Parameter SDM Efek Acak	23
2.9. Uji Asumsi Galat	24
2.9.1. Asumsi Kenormalan	24
2.9.2. Asumsi Kehomogenan Ragam Galat	26
2.9.3. Asumsi Non Autokorelasi Spasial	26
2.9.4. Asumsi Non Multikolinieritas	28
2.10. Efek Langsung dan Tidak Langsung	28
2.11. Indeks Pembangunan Manusia	29
2.12. Penelitian Terdahulu	30
BAB III METODOLOGI	33
3.1 Sumber Data	33
3.2 Peubah Penelitian dan Definisi Operasional	33
3.3 Prosedur Analisis	34
3.4 Diagram Alir	34
BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN	39
4.1. Karakteristik IPM Kabupaten/Kota di Jawa Tengah	39
4.2. Karakteristik Faktor-Faktor yang Mempengaruhi IPM	41
4.3. Pemeriksaan Asumsi Non-Multikolinieritas	43
4.4. Pembentukan Model Panel	44
4.4.1. Hasil Uji Chow	45
4.4.2. Hasil Uji Hausman	45
4.5. Pengujian Autokorelasi Spasial	46
4.6. Pembentukan <i>Spatial Durbin Model</i> Efek Tetap	47
4.7. Uji Asumsi Galat SDM Efek Umum	49

4.7.1. Asumsi Kenormalan 49

4.7.2. Asumsi Non-Autokorelasi Spasial..... 50

4.7.3. Asumsi Kehomogenan Ragam Galat..... 50

4.8. Interpretasi Model..... 51

BAB V PENUTUP..... 55

5.1. Kesimpulan 55

5.2. Saran 56

DAFTAR PUSTAKA..... 57

LAMPIRAN..... 59



DAFTAR GAMBAR

Gambar 1.1. Grafik IPM Jawa Tengah Tahun 2011-2018 2

Gambar 2.1. Ilustrasi *Queen Contiguity* 16

Gambar 2.2. Diagram Model Spasial 17

Gambar 2.3. Ilustrasi *qq-plot* jika Galat yang Menyebar Normal 25

Gambar 2.4. Ilustrasi Diagram Pencar *Moran's I* 27

Gambar 3.1. Diagram Alir Langkah Analisis 35

Gambar 4.1. Peta Persebaran IPM Kabupaten/Kota di Jawa Tengah Tahun 2018 39

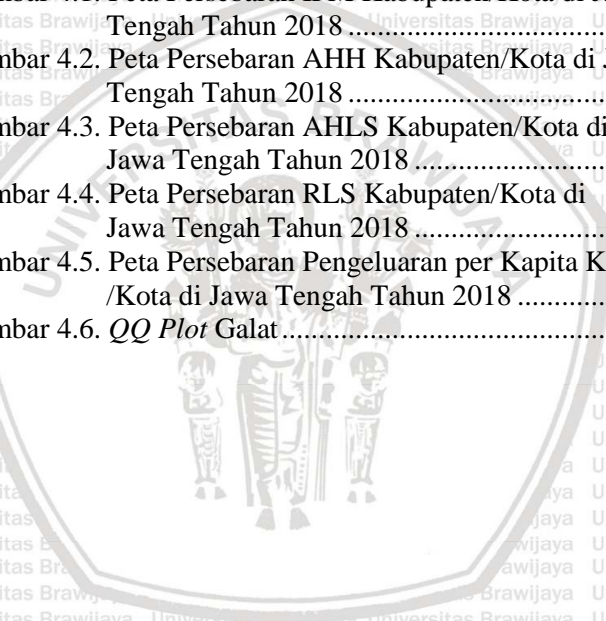
Gambar 4.2. Peta Persebaran AHH Kabupaten/Kota di Jawa Tengah Tahun 2018 41

Gambar 4.3. Peta Persebaran AHLS Kabupaten/Kota di Jawa Tengah Tahun 2018 42

Gambar 4.4. Peta Persebaran RLS Kabupaten/Kota di Jawa Tengah Tahun 2018 42

Gambar 4.5. Peta Persebaran Pengeluaran per Kapita Kabupaten /Kota di Jawa Tengah Tahun 2018 43

Gambar 4.6. *QQ Plot* Galat 49



DAFTAR LAMPIRAN

Lampiran 1. Data Penelitian 59

Lampiran 2. Matriks Pembobot Spasial 61

Lampiran 3. *Syntax* Pembentukan dan Pemilihan Model Panel 62

Lampiran 4. *Syntax* Pembentukan dan Pemilihan Model Spasial-Panel 63

Lampiran 5. *Syntax* Uji Asumsi Galat 65

Lampiran 6. Hasil Pembentukan Model Panel 66

Lampiran 7. Hasil Pemilihan Model Panel 68

Lampiran 8. Hasil Uji Autokorelasi Spasial pada Respon dan Galat 69

Lampiran 9. Hasil Uji Autokorelasi Spasial pada Respon 70

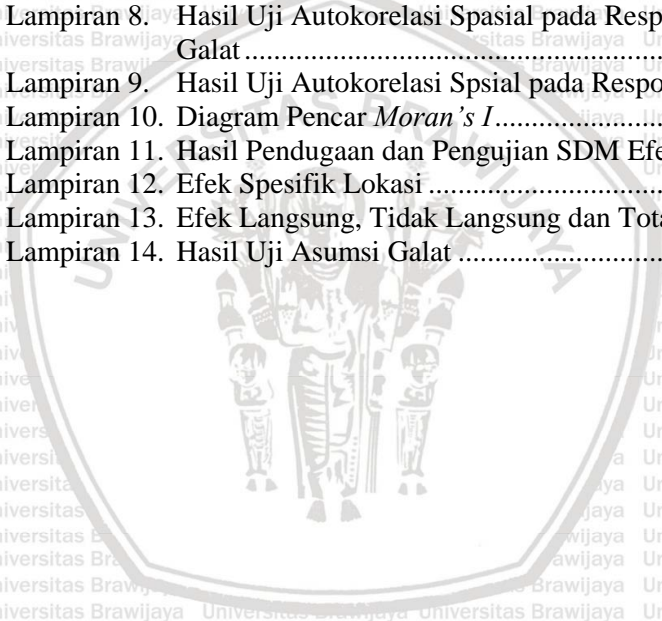
Lampiran 10. Diagram Pencar *Moran's I* 72

Lampiran 11. Hasil Pendugaan dan Pengujian SDM Efek Tetap 74

Lampiran 12. Efek Spesifik Lokasi 75

Lampiran 13. Efek Langsung, Tidak Langsung dan Total 76

Lampiran 14. Hasil Uji Asumsi Galat 77



DAFTAR TABEL

Tabel 1.1.	Interval Pencapaian IPM.....	2
Tabel 2.1.	Struktur Data Spasial	5
Tabel 2.2.	Struktur Data Deret Waktu	6
Tabel 2.3.	Struktur Data Panel	7
Tabel 2.4.	Penelitian yang Telah Dilakukan	30
Tabel 3.1.	Peubah Penelitian.....	33
Tabel 4.1.	Nilai Minimum dan Maksimum IPM Kabupaten dan Kota di Jawa Tengah Tahun 2011-2018.....	40
Tabel 4.2.	Nilai VIF.....	44
Tabel 4.3.	Hasil Pendugaan dan Pengujian Parameter Model Panel	44
Tabel 4.4.	Hasil Pengujian Chow	45
Tabel 4.5.	Hasil Pengujian Hausman.....	45
Tabel 4.6.	Nilai Pengujian <i>Lagrange Multiplier</i>	56
Tabel 4.7.	Hasil Autokorelasi Spasial IPM Tahun 2011-2018	47
Tabel 4.8.	Hasil Pendugaan dan Pengujian Parameter SDM Efek Tetap.....	47
Tabel 4.9.	Efek Keheterogenan Spesifik Lokasi.....	48
Tabel 4.10.	Hasil Pengujian Anderson-Darling	50
Tabel 4.11.	Hasil Pengujian <i>Moran's I</i>	50
Tabel 4.12.	Hasil Pengujian Breusch-Pagan.....	51
Tabel 4.13.	Efek Langsung, Tidak Langsung dan Total.....	52

BAB I PENDAHULUAN

1.1. Latar Belakang

Indeks pembangunan manusia (IPM) merupakan salah satu dasar untuk mengklasifikasi negara-negara maju, berkembang dan terbelakang. Selain negara, IPM juga dapat dihitung untuk satuan yang lebih kecil seperti kabupaten. IPM diperkenalkan pertama kali oleh pemenang nobel India, Amartya Sen dan Mahbub Ul Haq. Sejak tahun 1990, Perserikatan Bangsa-bangsa (PBB) telah menggunakan IPM dalam laporan tahunan program pembangunan manusia. *United Nations Development Programme* (UNDP) menggunakan IPM untuk mengukur tingkat keberhasilan pembangunan manusia. Walaupun IPM tidak dapat mengukur semua dimensi pembangunan manusia, tetapi terdapat dimensi pokok yang dinilai dapat mencerminkan status kemampuan dasar manusia.

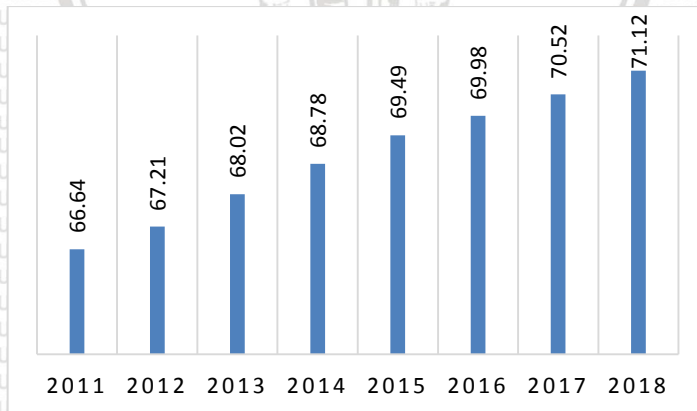
IPM didekati dari tiga dimensi dasar kehidupan manusia, yaitu angka harapan hidup, rata-rata lama sekolah dan pengeluaran per kapita. Angka harapan hidup mencerminkan kemampuan berapa lama seseorang akan menjalani hidupnya. Rata-rata lama sekolah diukur dalam tahun menunjukkan berapa lama seseorang mencari ilmu pengetahuan melalui pendidikan formal, sedangkan pendapatan bruto per kapita menggambarkan kemampuan untuk mencapai kehidupan yang layak.

UNDP telah memperkenalkan metode baru untuk menghitung IPM. Perbedaan antara metode lama dan baru terletak pada aspek indikator dan cara menghitung indeks. Metode baru menggunakan Angka Harapan Lama Sekolah (AHLS), sedangkan metode lama menggunakan Angka Melek Huruf (AMH). AMH dianggap sudah tidak relevan karena beberapa negara dapat memiliki AMH yang cukup tinggi sedangkan IPM rendah. Metode baru ini dianggap lebih sensitif terhadap adanya ketimpangan. Di Indonesia, metode baru sudah diterapkan sejak tahun 2014. Badan Pusat Statistik (BPS) menetapkan interval angka untuk mengklasifikasi kinerja pembangunan manusia yang dijelaskan pada Tabel 1.1.

Tabel 1.1. Interval Pencapaian IPM

Kategori	Interval Angka
Rendah	< 60
Sedang	60 – 69.9
Tinggi	70 – 80
Sangat Tinggi	> 80

Jawa Tengah merupakan salah satu provinsi dengan pencapaian IPM tinggi. Pada 2018, BPS mencatat bahwa IPM Jawa Tengah naik 0.6 poin menjadi 71.12 dibanding tahun 2017. Kenaikan IPM Jawa Tengah didukung oleh peningkatan komponen penyusunnya, seperti AHH. Bayi baru lahir memiliki harapan hidup selama 74.18 tahun pada 2018, meningkat 0.10 tahun dari tahun 2017. Terdapat tiga daerah yang mengalami kemajuan paling cepat, yaitu Kabupaten Wonosobo, Kabupaten Tegal dan Kabupaten Brebes. Kemajuan pesat tiga daerah ini menjadi pendongkrak meningkatnya IPM provinsi. Walaupun IPM Jawa Tengah tergolong cukup tinggi, tetapi masih berada di bawah IPM nasional. Di pulau Jawa sendiri, IPM Jawa Tengah hanya lebih tinggi dari Jawa Timur, sedangkan IPM tertinggi diduduki oleh Provinsi DKI Jakarta. Grafik perolehan IPM Jawa Tengah tahun 2011-2018 disajikan dalam Gambar 1.1.



Gambar 1.1. Grafik IPM Jawa Tengah 2011-2018

Gambar 1.1 menunjukkan bahwa terjadi tren positif pada IPM Jawa Tengah. Walaupun status pembangunan manusia masih pada level menengah bawah dan atas, tetapi dengan tren ini peluang Jawa Tengah untuk menjadi provinsi maju juga besar. Pencapaian IPM juga tidak lepas dari IPM di setiap kabupaten/kota di Jawa Tengah. Setiap daerah diberikan wewenang seluas-luasnya untuk bertanggungjawab penuh atas apa yang terjadi di daerah. Maka dari itu, akan diteliti bagaimana keadaan pembangunan manusia di setiap kabupaten/kota di Jawa Tengah dan hubungan antar daerah dalam mencapai IPM.

Penelitian tentang IPM sudah beberapa kali dilakukan, seperti Ningtyas (2015) menggunakan model regresi panel. Penelitian tersebut menggunakan data IPM Provinsi Jawa Timur tahun 2005-2012 dan model yang dihasilkan adalah model efek umum tanpa melibatkan efek spasial. Selain itu, penelitian juga dilakukan oleh Septiawan, dkk. (2018) yang menggunakan *Spatial Durbin Error Model* (SDEM) dengan matriks pembobot spasial *queen contiguity* pada IPM di Jawa Tengah tahun 2010-2016 di mana semua peubah berpengaruh, yaitu AHH, RLS, AHLS dan kemampuan daya beli. SDEM merupakan model dengan efek spasial pada peubah prediktor dan galat. Oleh karena itu, penelitian ini akan menggunakan *Spatial Durbin Model* (SDM) yaitu model dengan efek spasial pada peubah respon dan prediktor pada data IPM 35 kabupaten/kota di Jawa Tengah tahun 2011-2018 dengan pendekatan matriks pembobot *queen contiguity* untuk mengetahui apakah IPM di suatu lokasi dipengaruhi oleh IPM dan faktor-faktor yang mempengaruhi IPM di lokasi lain.

1.2. Rumusan Masalah

Berdasarkan latar belakang yang sudah diuraikan, maka rumusan masalah adalah:

1. Bagaimanakah IPM di Provinsi Jawa Tengah pada tahun 2011-2018 berdasarkan faktor-faktor yang mempengaruhi dengan mempertimbangkan efek spasial?
2. Bagaimana hasil pemodelan SDM data panel IPM di Provinsi Jawa Tengah pada tahun 2011-2018 berdasarkan faktor-faktor yang mempengaruhi?

1.3. Tujuan

Berdasarkan rumusan masalah, maka tujuan yang ingin dicapai adalah:

1. Mengetahui karakteristik IPM di Jawa Tengah tahun 2011-2018 berdasarkan faktor-faktor yang mempengaruhi dengan mempertimbangkan efek spasial.
2. Mendapatkan penduga parameter SDM untuk IPM di Jawa Tengah tahun 2011-2018.

1.4. Manfaat

Manfaat yang ingin dicapai adalah:

1. Memberikan informasi tentang ekonometrika spasial data panel dalam memodelkan IPM dengan faktor-faktor yang mempengaruhi di Jawa Tengah.
2. Memberikan informasi kepada masyarakat tentang kondisi IPM sehingga dapat memunculkan gagasan dan strategi untuk meningkatkan IPM di Jawa Tengah.
3. Menjadi bahan referensi tambahan untuk mengembangkan metode statistika.

1.5. Batasan Masalah

Penelitian ini dibatasi oleh beberapa hal, yaitu:

1. Model spasial menggunakan SDM dengan matriks pembobot *queen contiguity*.
2. Model panel hanya menggunakan efek individu (lokasi) spesifik.

BAB II TINJAUAN PUSTAKA

2.1. Data Panel

Data spasial berdimensi keruangan yang ditunjukkan melalui titik koordinat, yaitu garis bujur dan lintang. Oleh karena kedekatan geografis, hasil pengamatan di suatu lokasi dipengaruhi oleh hasil pengamatan di lokasi sekitar. Hal ini mengarahkan pada asumsi bahwa terdapat hubungan spasial (autokorelasi spasial) antar lokasi.

Jika suatu peubah respon diamati pada satu waktu tertentu terhadap K peubah prediktor, akan terdapat $L \times K$ hasil pengamatan. Struktur data spasial disajikan dalam Tabel 2.1 berikut.

Tabel 2.1. Struktur Data Spasial

t	l	Y_l	X_{kl}			
			X_{1l}	X_{2l}	...	X_{KL}
1	1	Y_1	X_{11}	X_{21}	...	X_{K1}
	2	Y_2	X_{12}	X_{22}	...	X_{K2}
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	L	Y_L	X_{1L}	X_{2L}	...	X_{KL}

Berdasarkan struktur data pada Tabel 2.1, maka model regresi untuk hasil pengamatan ke- l tanpa interaksi antar lokasi ditunjukkan oleh persamaan 2.1.

$$Y_l = \beta_0 + \beta_1 X_{1l} + \beta_2 X_{2l} + \dots + \beta_K X_{Kl} + \varepsilon_l \quad (2.1)$$

$$Y_l = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L \beta_k X_{kl} + \varepsilon_l$$

$$\varepsilon_l \sim NIID(0, \sigma^2)$$



$$l = 1, 2, \dots, L \quad k = 1, 2, \dots, K$$

L = banyaknya lokasi pengamatan

K = banyaknya peubah prediktor

Y_l = hasil pengamatan pada lokasi ke- l

X_{kl} = nilai prediktor ke- k pada lokasi ke- l

β_k = parameter prediktor ke- k

β_0 = intersep

ε_l = galat pada lokasi ke- l

Jika pengamatan dilakukan di satu lokasi tertentu pada beberapa waktu, maka menghasilkan data deret waktu yang ditunjukkan pada Tabel 2.2.

Tabel 2.2. Struktur Data Deret Waktu

l	t	Y_t	X_{kt}			
			X_{1t}	X_{2t}	...	X_{Kt}
l	1	Y_1	X_{11}	X_{21}	...	X_{K1}
	2	Y_2	X_{12}	X_{22}	...	X_{K2}
	⋮	⋮	⋮	⋮		⋮
	T	Y_T	X_{1T}	X_{2T}	...	X_{KT}

Model regresi data berdimensi waktu adalah:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_K X_{Kt} + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \sum_{t=1}^T \beta_k X_{kt} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim NIID(0, \sigma^2)$$

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



- Y_t = hasil pengamatan pada waktu ke- t
- X_{kt} = nilai prediktor ke- k pada waktu ke- t
- T = banyaknya waktu pengamatan
- ε_t = galat pada waktu ke- t

Jika terdapat L lokasi ($l = 1, 2, \dots, L$) dan setiap lokasi diamati pada beberapa waktu ($t = 1, 2, \dots, T$), maka akan dihasilkan data panel. Oleh karena itu, data panel memiliki dua dimensi, yaitu keruangan dan waktu. Struktur data panel disajikan pada Tabel 2.3.

Tabel 2.3. Struktur Data Panel

l	t	Y_{lt}	X_{klt}			
			X_{1lt}	X_{2lt}	...	X_{Klt}
1	1	Y_{11}	X_{111}	X_{211}	...	X_{K11}
	2	Y_{12}	X_{112}	X_{212}	...	X_{K12}
	3	Y_{13}	X_{113}	X_{213}	...	X_{K13}
	⋮	⋮	⋮	⋮	...	⋮
	T	Y_{1T}	X_{11T}	X_{21T}	...	X_{K1T}
2	1	Y_{21}	X_{121}	X_{221}	...	X_{K21}
	2	Y_{22}	X_{122}	X_{222}	...	X_{K22}
	3	Y_{23}	X_{123}	X_{223}	...	X_{K23}
	⋮	⋮	⋮	⋮	...	⋮
	T	Y_{2T}	X_{12T}	X_{22T}	...	X_{K2T}
⋮	⋮	⋮	⋮	...	⋮	
L	1	Y_{L1}	X_{1L1}	X_{2L1}	...	X_{KL1}
	2	Y_{L2}	X_{1L2}	X_{2L2}	...	X_{KL2}
	3	Y_{L3}	X_{1L3}	X_{2L3}	...	X_{KL3}

	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	T	Y_{LT}	X_{1LT}	X_{2LT}	\dots	X_{KLT}

Regresi data panel tanpa melibatkan interaksi antar lokasi dijelaskan oleh persamaan 2.3.

$$Y_{lt} = \beta_0 + \beta_1 X_{1lt} + \beta_2 X_{2lt} + \dots + \beta_K X_{Klt} + \varepsilon_{lt} \quad (2.3)$$

$$Y_{lt} = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T \beta_k X_{klt} + \varepsilon_{lt}$$

$$\varepsilon_{lt} \sim NIID(0, \sigma^2)$$

LT = banyaknya pengamatan

Y_{lt} = hasil pengamatan pada lokasi ke- l dan waktu ke- t

X_{klt} = nilai prediktor ke- k pada lokasi ke- l dan waktu ke- t

ε_{lt} = galat pada lokasi ke- l dan waktu ke- t

2.2. Analisis Data Panel

Menurut Baltagi (2005), data panel memiliki efek keheterogenan individu (lokasi) yang tidak teramati, yaitu c_l diasumsikan spesifik untuk setiap lokasi dan bernilai tetap pada setiap waktu (*time-invariant*). Berikut merupakan model data panel dengan efek individu (lokasi) spesifik yang tak teramati.

$$Y_{lt} = \beta_0 + \beta_1 X_{1lt} + \beta_2 X_{2lt} + \dots + \beta_K X_{Klt} + c_l + \varepsilon_{lt} \quad (2.4)$$

Berdasarkan asumsi pada c_l , terdapat dua model data panel yaitu model efek tetap dan efek acak. Jika efek keheterogenan spesifik lokasi diabaikan, maka akan dihasilkan model efek umum atau *pooled*. Model efek umum menunjukkan bahwa parameter untuk setiap lokasi dan waktu sama sehingga disebut model gabungan yang dinyatakan pada persamaan 2.3.



2.2.1. Model Efek Tetap

Model efek tetap mengasumsikan bahwa X_{it} dan ε_{it} saling bebas untuk semua l dan t (Baltagi, 2005) serta c_l berkorelasi dengan X_{it} (Wooldridge, 2010).

$$\begin{aligned} cov(X_{it}, \varepsilon_{it}) &= 0 \\ cov(c_l, X_{it}) &\neq 0 \end{aligned}$$

Dimisalkan terdapat satu β seperti pada persamaan 2.5.

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + c_l + \varepsilon_{it} \quad (2.5)$$

Parameter model 2.5 dapat diduga melalui beberapa langkah. Pertama, menghilangkan c_l dari model dan mentransformasi Y dan X menjadi:

$$Y_{it}^* = Y_{it} - \bar{y}_l \text{ dan } X_{it}^* = X_{it} - \bar{x}_l \quad (2.6)$$

Maka, bentuk persamaan baru ditunjukkan oleh persamaan 2.7.

$$\begin{aligned} Y_{it}^* &= \beta_1 X_{it}^* + \varepsilon_{it}^* \\ \varepsilon_{it}^* &\sim NIID(0, \sigma_\varepsilon^2) \end{aligned} \quad (2.7)$$

Parameter dalam persamaan 2.7 diduga dapat dengan Metode Kuadrat Terkecil (MKT) yang disebut dengan *Least Squares Dummy Variable* (LSDV) atau Metode Kemungkinan Maksimum (MKM). Fungsi log *likelihood* untuk ε_{it}^* tanpa melibatkan interaksi antar lokasi adalah:

$$f(\varepsilon_{it}^*) = Y_{it}^* - \beta_1 X_{it}^* \quad (2.8)$$

$$L(\beta_1, \sigma^2) = \prod_{l=1}^L \prod_{t=1}^T f(\varepsilon_{it}^* | \beta_1, \sigma^2) \quad (2.9)$$

$$= \prod_{l=1}^L \prod_{t=1}^T \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2} \left(\frac{\varepsilon_{it}^* - 0}{\sigma}\right)^2\right)$$



$$\begin{aligned}
 &= \left(\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)^{LT} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T \varepsilon_{lt}^2\right) \\
 L(\beta_1, \sigma^2) &= \sigma^{-LT} (\sqrt{2\pi})^{-LT} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T \varepsilon_{lt}^2\right) \\
 \log L(\beta_1, \sigma^2) &= -\frac{LT}{2} \log(\sigma^2 2\pi) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T (Y_{lt}^* - \beta_1 X_{lt}^*)^2 \quad (2.10)
 \end{aligned}$$

Persamaan 2.10 merupakan bentuk *log likelihood* untuk menduga β_1 dan σ^2 yang didapatkan melalui turunan parsial yang disamadengankan nol. Persamaan normal untuk menduga β_1 diterangkan dalam persamaan 2.11.

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial \log(\beta_1, \sigma^2)}{\partial \beta_1} &= 0 \quad (2.11) \\
 0 &= -\frac{2}{2\sigma^2} \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T (Y_{lt}^* - \hat{\beta}_1 X_{lt}^*) (-X_{lt}^*) \\
 &= \frac{1}{\sigma^2} \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T (Y_{lt}^* - \hat{\beta}_1 X_{lt}^*) (X_{lt}^*) \\
 &= \frac{1}{\sigma^2} \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T (Y_{lt}^* X_{lt}^* - \hat{\beta}_1 X_{lt}^* X_{lt}^*) \\
 &= \frac{1}{\sigma^2} \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T Y_{lt}^* X_{lt}^* - \hat{\beta}_1 \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T X_{lt}^* X_{lt}^* \\
 \hat{\beta}_1 \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T X_{lt}^* X_{lt}^* &= \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T Y_{lt}^* X_{lt}^*
 \end{aligned}$$

Penduga β_1 terdapat pada persamaan 2.12.

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T Y_{lt}^* X_{lt}^*}{\sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T X_{lt}^* X_{lt}^*} \quad (2.12)$$



Persamaan normal untuk menduga σ^2 dijelaskan oleh persamaan 2.13.

$$\begin{aligned} 0 &= \frac{\partial \log(\beta_1, \sigma^2)}{\partial \sigma^2} = 0 \quad (2.13) \\ &= -\frac{LT}{2} \log(\sigma^2 2\pi) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T (Y_{lt}^* - \beta_1 X_{lt}^*)^2 \\ &= -\frac{LT}{\sigma^2 2\pi} + \frac{1}{\sigma^3} \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T (Y_{lt}^* - \beta_1 X_{lt}^*)^2 \\ &= -\frac{LT\sigma^2}{2\pi} + \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T (Y_{lt}^* - \beta_1 X_{lt}^*)^2 \\ \frac{LT\sigma^2}{2\pi} &= \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T (Y_{lt}^* - \beta_1 X_{lt}^*)^2 \end{aligned}$$

Penduga σ^2 diterangkan oleh persamaan 2.14.

$$\sigma^2 = \frac{\sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T (Y_{lt}^* - \beta_1 X_{lt}^*)^2}{LT} \quad (2.14)$$

2.2.2. Model Efek Acak

Model efek acak dilandasi pada asumsi bahwa c_l adalah sebuah peubah acak dan tidak berkorelasi dengan X_{lt} . Model ini juga mengasumsikan bahwa $c_l \sim NIID(\mu_c, \sigma_c^2)$.

$$cov(c_l, X_{lt}) = 0$$

Parameter model efek acak diduga melalui MKM dengan mentransformasi Y_{lt} dan X_{lt} seperti pada persamaan 2.15 dan 2.16.

$$Y_{lt}^o = Y_{lt} - (1 - \omega)\bar{Y}_l \quad (2.15)$$

$$X_{lt}^o = X_{lt} - (1 - \omega)\bar{X}_l \quad (2.16)$$

Bobot komponen lokasi dituliskan dengan ω , dihitung melalui persamaan 2.17.

$$\omega^2 = \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + \sigma_\varepsilon^2}; \quad 0 \leq \omega^2 \leq 1 \quad (2.17)$$

Jika $\omega = 0$, maka hasil transformasi akan seperti persamaan 2.6.

Bentuk persamaan baru setelah transformasi adalah:

$$Y_{it}^o = \beta_1 X_{it}^o + \varepsilon_{it}^o \quad (2.18)$$

$$\varepsilon_{it}^o \sim \text{NIID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

Fungsi *likelihood* untuk ε_{it}^o , yaitu

$$f(\varepsilon_{it}^o) = Y_{it}^o - \beta_1 X_{it}^o \quad (2.19)$$

$$L(\beta_1, \sigma^2) = \prod_{l=1}^L \prod_{t=1}^T f(\varepsilon_{lt}^o | \beta_1, \sigma^2) \quad (2.20)$$

$$= \prod_{l=1}^L \prod_{t=1}^T \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{\varepsilon_{lt}^o - 0}{\sigma}\right)^2\right)$$

$$= \left(\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)^{LT} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T \varepsilon_{lt}^o{}^2\right)$$

$$L(\beta_1, \sigma^2) = \sigma^{-LT} (\sqrt{2\pi})^{-LT} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T \varepsilon_{lt}^o{}^2\right) \quad (2.21)$$

$$\log(\beta_1, \sigma^2) = -\frac{LT}{2} \log(\sigma^2 2\pi) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T (Y_{lt}^o - \beta_1 X_{lt}^o)^2$$

Persamaan 2.21 merupakan bentuk *log likelihood* untuk menduga β_1 dan σ^2 model efek acak yang didapatkan melalui turunan parsial yang disamadengankan nol.

$$\frac{\partial \log(\beta_1, \sigma^2)}{\partial \beta_1} = 0 \quad (2.22)$$

$$\begin{aligned}
 0 &= -\frac{2}{2\sigma^2} \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T (Y_{lt}^o - \hat{\beta}_1 X_{lt}^o)(-X_{lt}^o) \\
 &= \frac{1}{\sigma^2} \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T (Y_{lt}^o - \hat{\beta}_1 X_{lt}^o)(X_{lt}^o) \\
 &= \frac{1}{\sigma^2} \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T (Y_{lt}^o X_{lt}^o - \hat{\beta}_1 X_{lt}^o X_{lt}^o) \\
 &= \frac{1}{\sigma^2} \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T Y_{lt}^o X_{lt}^o - \hat{\beta}_1 \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T X_{lt}^o{}^2 \\
 \hat{\beta}_1 \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T X_{lt}^o{}^2 &= \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T Y_{lt}^o X_{lt}^o
 \end{aligned}$$

Penduga β_1 dinyatakan oleh persamaan 2.23.

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T Y_{lt}^o X_{lt}^o}{\sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T X_{lt}^o{}^2} \quad (2.23)$$

Turunan parsial untuk menduga σ^2 diterangkan dalam persamaan 2.24.

$$\frac{\partial \log(\beta_1, \sigma^2)}{\partial \sigma^2} = 0 \quad (2.24)$$

$$\begin{aligned}
 0 &= -\frac{LT}{2} \ln(\sigma^2 2\pi) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T (Y_{lt}^o - \beta_1 X_{lt}^o)^2 \\
 &= -\frac{LT}{\sigma 2\pi} + \frac{1}{\sigma^3} \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T (Y_{lt}^o - \beta_1 X_{lt}^o)^2 \\
 &= -\frac{LT\sigma^2}{2\pi} + \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T (Y_{lt}^o - \beta_1 X_{lt}^o)^2 \\
 \frac{LT\sigma^2}{2\pi} &= \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T (Y_{lt}^o - \beta_1 X_{lt}^o)^2
 \end{aligned}$$

Penduga σ^2 adalah:

$$\sigma^2 = \frac{\sum_{t=1}^L \sum_{t=1}^T (Y_{it}^0 - \beta_1 X_{it}^0)^2}{LT} \quad (2.25)$$

2.3. Pemilihan Model Panel

Dua uji digunakan untuk memilih model tepat antara model efek umum, efek tetap atau efek acak, yaitu uji Chow dan uji Hausman.

2.3.1. Uji Chow

Uji Chow digunakan sebagai dasar pemilihan model efek tetap atau efek umum. Uji ini menggunakan jumlah kuadrat galat dua model, yaitu model *restricted* (model efek umum) dan *unrestricted* (model efek tetap) berlandaskan hipotesis:

$$H_0: c_1 = c_2 = \dots = c_{L-1} = 0; c_l = 0, l = 1, 2, \dots, L-1$$

(model efek umum)

H_1 : paling tidak terdapat satu l di mana $c_l \neq 0$ (model efek tetap)

Jika H_0 benar, maka:

$$F_0 = \frac{JKG_{res} - JKG_{unres} / L - 1}{JKG_{unres} / LT - L - K} \sim F_{(L-1), (LT-L-K)} \quad (2.26)$$

JKG_{res} = jumlah kuadrat galat model *restricted*

JKG_{unres} = jumlah kuadrat galat model *unrestricted*

Nilai p uji Chow dihitung dengan rumus:

$$\text{Nilai } p = P(F_{(L-1), (LT-L-K)} \geq F_0)$$

Tolak H_0 jika $F_0 > F_{(L-1), (LT-L-K)}^\alpha$ atau nilai $p < \alpha$.

Penerimaan H_0 menyebabkan model panel yang sesuai adalah model efek umum, sedangkan jika H_0 ditolak maka akan dilakukan uji Hausman untuk memilih antara model efek tetap atau acak.

2.3.2. Uji Hausman

Uji Hausman digunakan untuk memilih model tepat antara model efek tetap atau efek acak berlandaskan hipotesis:

$$H_0: E(\varepsilon_{lt}|X_{lt}) = 0 \text{ (model efek acak)}$$

$$H_1: E(\varepsilon_{lt}|X_{lt}) \neq 0 \text{ (model efek tetap)}$$

Jika H_0 benar, maka

$$m = \hat{q}_1' [\text{var}(\hat{q}_1)]^{-1} \hat{q}_1 \sim \chi_K^2 \quad (2.27)$$

di mana

$$\hat{q}_1 = \hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}$$

$$\text{var}(\hat{q}_1) = \text{var}(\hat{\beta}_{FE}) - \text{var}(\hat{\beta}_{RE})$$

Nilai p uji Hausman dihitung dengan rumus:

$$\text{Nilai } p = P(\chi_K^2 \geq m)$$

H_0 ditolak jika $m > \chi_{\alpha(K)}^2$ atau nilai $p < \alpha$, sehingga model yang sesuai adalah model efek tetap.

2.4. Analisis Spasial

Analisis spasial mengkaji hal-hal yang berkaitan dengan hasil pengamatan di beberapa lokasi. Tujuan analisis spasial adalah mengetahui apakah lokasi-lokasi yang berdekatan saling mempengaruhi hasil pengamatan. Interaksi antar lokasi dinyatakan melalui sebuah matriks pembobot spasial. Elemen matriks pembobot menyatakan hubungan antar lokasi (Piras, 2012).

2.5. Matriks Pembobot Spasial

Lee (2004) dalam Elhorst (2010) berpendapat bahwa matriks pembobot spasial (\mathbf{W}) bersifat non-negatif dengan diagonal utama bernilai 0 karena daerah ke- l tidak akan bertetangga dengan dirinya sendiri.

$$w_{ij}^* = \begin{cases} 1, & l \neq j \\ 0, & l = j \end{cases}$$

Terdapat dua pendekatan untuk menentukan \mathbf{W} , yaitu luasan dan titik. Pendekatan luasan dapat melalui persinggungan. Untuk memudahkan interpretasi, setiap elemen \mathbf{W} dibakukan dalam baris,



sehingga $\sum_{l=1}^L w_{lj}^* = 1$. Dengan demikian, *lag* spasial diinterpretasikan sebagai rata-rata terboboti.

$$w_{lj} = \frac{w_{lj}^*}{\sum_{j=1}^L w_{lj}^*} = \frac{1}{L-1} \quad (2.28)$$

$$\sum_{j=1}^L w_{1j} = \sum_{j=1}^L w_{2j} = \dots = \sum_{j=1}^L w_{lj} = 1, \text{ di mana } l=1,2,\dots,L$$

- w_{lj} = unsur matriks pembobot hasil pembakuan
- w_{lj}^* = unsur matriks pembobot sebelum pembakuan
- $l=j = 1, 2, \dots, L$

Salah satu pendekatan untuk menentukan matriks pembobot spasial menurut Lesage (1999) adalah *queen contiguity*, yaitu persinggungan sisi sudut. Nilai 1 diberikan untuk lokasi-lokasi yang sisi atau titik sudut saling bersinggungan dan 0 selainnya. Pendefinisian ketetanggaan dalam *queen contiguity* diterangkan pada Gambar 2.1.

a	b	c
d	e	f
g	h	I

Gambar 2.1. Ilustrasi *Queen Contiguity*

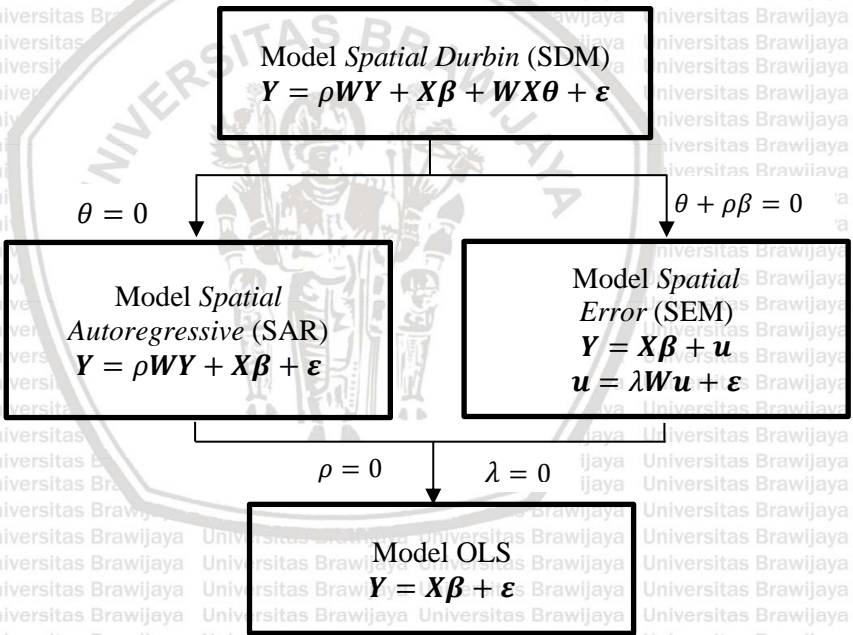
Semua unsur diagonal utama W^* bernilai nol. Matriks ini akan dibakukan dalam baris dan digunakan untuk menghitung autokorelasi spasial.

2.6. Autokorelasi Spasial

Autokorelasi spasial menunjukkan hubungan antara dua unit spasial yang saling berdekatan (Fischer dan Getis, 2010). Pengujian autokorelasi spasial dapat dibedakan sesuai skala analisis, yaitu global dan lokal. Autokorelasi negatif menunjukkan nilai-nilai berbeda terjadi pada unit spasial yang berdekatan sehingga terdapat pola

menyebarkan (dispersi), sedangkan autokorelasi positif menunjukkan pola mengelompok (*clustering*).

SDM merupakan model dengan efek spasial pada respon dan prediktor. Angulo dan Mur (2011) mengatakan bahwa SDM merupakan bentuk yang lebih umum dari SAR dan SEM, sehingga dua model tersebut merupakan kasus khusus SDM. SDM dapat disederhanakan menjadi SAR dan SEM yang diketahui melalui pengujian hipotesis. Anselin, dkk. (1996) pada Fischer (2010) mengembangkan Uji *Lagrange Multiplier* dan *Robust Lagrange Multiplier* untuk menguji efek interaksi spasial yang diterapkan pada respon dan galat digunakan untuk mendukung penggunaan SDM. Hubungan SDM, SAR dan SEM dijelaskan pada Gambar 2.2.



Gambar 2.2. Diagram Model Spasial

Menurut Angulo (2011), $\theta = -\rho\beta$ merupakan batasan atau syarat berbentuk k non linier, jika disubstitusikan ke dalam model SDM, akan menghasilkan model SEM.

2.6.1. Uji Lagrange Multiplier Pada Respon

Uji ini digunakan untuk mengetahui apakah terdapat efek spasial pada peubah respon (*lag*) berlandaskan hipotesis:

$$H_0: \theta = 0 \text{ (model SAR)}$$

$$H_1: \theta \neq 0 \text{ (model SDM)}$$

Jika H_0 benar, maka

$$LM_\rho = \frac{[e'(I_T \otimes W)Y\sigma^2]^2}{J} \sim \chi_K^2 \quad (2.29)$$

di mana

$$J = \frac{1}{\sigma^2} [(I_T \otimes WX\hat{\beta})'(I_{LT} - X(X'X)^{-1}X')(I_T \otimes W)X\hat{\beta} + TT_w\sigma^2]$$

$$\text{Nilai } p = P(\chi_K^2 \geq LM_\rho)$$

H_0 ditolak jika $LM_\rho > \chi_{\alpha(K)}^2$ atau nilai $p < \alpha$, sehingga model SDM dapat digunakan dan perlu didukung oleh pengujian hipotesis *Lagrange Multiplier* pada galat.

2.6.2. Uji Lagrange Multiplier Pada Galat

Untuk mengetahui apakah terdapat efek spasial pada galat menggunakan uji ini dengan hipotesis:

$$H_0: \theta + \rho\beta = 0 \text{ (model SEM)}$$

$$H_1: \theta + \rho\beta \neq 0 \text{ (model SDM)}$$

Di bawah H_0 ,

$$LM_\lambda = \frac{[e'(I_T \otimes W)e\sigma^2]^2}{TT_w} \sim \chi_K^2 \quad (2.30)$$

di mana

$$T_w = \text{teras}(WW + W'W)$$

H_0 ditolak jika $LM_\lambda > \chi_{\alpha(K)}^2$ atau nilai $p = P(\chi_K^2 \geq LM_\lambda) < \alpha$, sehingga model SDM dapat digunakan.

2.6.3. Uji Robust Lagrange Multiplier Pada Respon

Uji dilakukan berlandaskan hipotesis:

$$H_0: \rho = 0 \text{ (model panel tanpa efek spasial)}$$



$H_1: \rho \neq 0$ (model SAR)

Jika H_0 benar, maka:

$$robust LM_\rho = \frac{e'(I_T \otimes W)Y - \left(\frac{e'(I_T \otimes W)e}{\sigma^2}\right)^2}{J - TT_W} \sim \chi_K^2 \quad (2.31)$$

Tolak H_0 jika $robust LM_\rho > \chi_{\alpha(K)}^2$ atau nilai $p = P(\chi_K^2 \geq robust LM_\rho) < \alpha$, sehingga model yang sesuai adalah SDM.

2.6.4. Uji Robust Lagrange Multiplier Pada Galat

$H_0: \lambda = 0$ (model panel tanpa efek spasial)

$H_1: \lambda \neq 0$ (model SEM)

Jika H_0 benar maka:

$$robust LM_\lambda = \frac{\left(\frac{e'(I_T \otimes W)e}{\sigma^2} - \frac{TT_W}{J} \left(\frac{e'(I_T \otimes W)Y}{\sigma^2}\right)\right)^2}{TT_W \left(1 - \frac{TT_W}{J}\right)} \sim \chi_K^2 \quad (2.32)$$

Tolak H_0 jika $robust LM_\lambda > \chi_{\alpha(K)}^2$ atau nilai $p = P(\chi_K^2 \geq robust LM_\lambda) < \alpha$, sehingga model yang digunakan adalah SDM.

2.7. Model Regresi Spasial

Lokasi-lokasi yang secara geografis berdekatan memiliki nilai pengamatan hampir sama yang diakibatkan oleh autokorelasi spasial. Pengaruh spasial dapat muncul pada semua peubah dalam model dan dinyatakan dengan matriks pembobot spasial W . Model penuh spasial atau GNS (*General Nesting Spasial*) dengan pengaruh spasial ditunjukkan oleh persamaan 2.33.

$$Y = \rho WY + X\beta + WX\theta + u \quad (2.33)$$

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

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

W = matriks pembobot spasial

Y = vektor hasil pengamatan berukuran $LT \times 1$



X = matriks nilai prediktor berukuran $LT \times (K + 1)$

u = vektor galat berukuran $LT \times 1$

β = vektor parameter berukuran $(K + 1) \times 1$

v = vektor galat berukuran $LT \times 1$

θ = vektor parameter model spasial berukuran $(K + 1) \times 1$

ρ = koefisien autoregresif spasial

λ = koefisien korelasi galat spasial

Model spasial dapat dibentuk berdasarkan kemunculan efek spasial pada peubah respon, prediktor atau galat. Beberapa model spasial yaitu:

1. *Spatial Autoregressive (SAR)*

SAR adalah model yang memiliki interaksi spasial pada peubah respon (Anselin, 1988). Bentuk umum SAR dalam matriks adalah

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon \tag{2.34}$$

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

2. *Spatial Error Model (SEM)*

SEM adalah model dengan efek spasial hanya terdapat pada galat dengan bentuk umum:

$$Y = X\beta + v \tag{2.35}$$

$$v = \lambda Wu + \varepsilon$$

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

3. *Spatial Lag of X (SLX)*

SLX adalah model dengan efek spasial hanya terdapat pada peubah prediktor yang ditunjukkan oleh persamaan 2.36.

$$y = X\beta + WX\theta + \varepsilon \tag{2.36}$$

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



4. *Spatial Durbin Model (SDM)*

SDM adalah model dengan efek spasial yang terdapat pada peubah respon dan peubah prediktor:

$$Y = \rho WY + X\beta + WX\theta + \epsilon \quad (2.37)$$

$$\epsilon \sim NIID(0, \sigma^2 I)$$

5. *Spatial Durbin Error Model (SDEM)*

SDEM adalah model yang memiliki efek spasial pada peubah prediktor dan galat:

$$Y = X\beta + WX\theta + v \quad (2.38)$$

$$v = \lambda Wu + \epsilon$$

$$\epsilon \sim NIID(0, \sigma^2 I)$$

6. *Spatial Autoregressive Confused (SAC)*

SAC adalah model dengan efek spasial yang terdapat pada peubah respon dan galat:

$$Y = \rho WY + X\beta + v \quad (2.39)$$

$$v = \lambda Wu + \epsilon$$

$$\epsilon \sim NIID(0, \sigma^2 I)$$

2.8. Pendugaan Spatial Durbin Model Data Panel

Model *Spatial Durbin* (SDM) adalah model untuk efek spasial pada peubah respon dan prediktor. Hasil pengamatan di daerah l dipengaruhi oleh hasil pengamatan dan nilai prediktor sekitar. Salah satu keunggulan SDM adalah penduga bersifat tidak bias (Elhorst, 2010). Bentuk SDM adalah:

$$Y_{lt} = \rho \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T w_{lj} Y_{jt} + \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T \beta_k X_{lt} + \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T w_{lj} \theta_k X_{lt} + c_l \quad (2.40)$$

$$\epsilon_{lt} \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$$

Terdapat beberapa metode pendugaan parameter SDM data panel yaitu, metode *instrumental variables generalized moment (IV/GM)*



oleh Kelejian dan Prucha (1998), *spatial filtering* oleh Griffith (2003), *Bayesian Markov Chain Monte Carlo* oleh Lesage (1997) dan MKM oleh Ord (1975). Menurut Anselin (1988) dalam Lesage (2008), fungsi *log likelihood* model SAR dan SDM memiliki bentuk yang sama.

2.8.1. Pendugaan Parameter SDM Efek Tetap

Jika model panel yang terpilih adalah efek tetap, maka fungsi *log likelihood* untuk ε_{lt} dijelaskan pada persamaan 2.41.

$$f(\varepsilon_{lt}) = Y_{lt} - \rho \sum_{j=1}^L w_{lj} Y_{jt} - \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T X_{klt} \beta_k - \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T w_{lj} X_{kjt} \theta_k - c_l \quad (2.41)$$

$$\delta = \beta_k, \rho, \theta, \sigma^2, c_l$$

$$\begin{aligned} L(\delta) &= \prod_{l=1}^L \prod_{t=1}^T f(\varepsilon_{lt} | \delta) \\ &= \prod_{l=1}^L \prod_{t=1}^T \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2} \left(\frac{\varepsilon_{lt} - 0}{\sigma \varepsilon}\right)^2\right) \\ &= \left(\frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)^{LT} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T \varepsilon_{lt}^2\right) \\ L(\delta) &= \sigma^{-LT} (\sqrt{2\pi})^{-LT} + T \det(\mathbf{I}_L - \rho \mathbf{W}) \\ &\quad + \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T \varepsilon_{lt}^2\right) \\ \log(\delta) &= -\frac{LT}{2} \log(\sigma^2 2\pi) + T \log(\det(\mathbf{I}_L - \rho \mathbf{W})) \\ &\quad - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T \left(Y_{lt} - \rho \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T w_{lj} Y_{jt} - X_{klt} \beta_k \right. \\ &\quad \left. - \sum_{j=1}^L w_{lj} X_{kjt} \theta - c_l \right)^2 \end{aligned} \quad (2.42)$$

Persamaan 2.42 menunjukkan bentuk *log likelihood* untuk menduga parameter model (δ) yang didapatkan melalui turunan



parsial dan disamadengankan nol. Persamaan normal untuk menduga c_l adalah:

$$\frac{\partial \log(\delta)}{\partial c_l} = 0 \quad (2.43)$$

$$0 = -\frac{2}{2\sigma^2} \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T Y_{lt} - \rho \sum_{l=1}^L w_{lj} Y_{lt} - \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T X_{klt} \beta_k - \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T w_{lj} X_{klt} \theta_k - c_l$$

$$c_{litas} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(Y_{lt} - \rho \sum_{l=1}^L w_{lj} Y_{lt} - \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T X_{klt} \beta_k - \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T w_{lj} X_{klt} \theta_k \right) \quad (2.44)$$

Persamaan 2.44 merupakan penduga bagi efek keheterogenan spesifik lokasi dan jika disubstitusi ke persamaan 2.42 akan membentuk fungsi *likelihood*, yaitu:

$$\log(\delta) = -\frac{LT}{2} \log(\sigma^2 2\pi) + T \log(\det(I_L - \rho W)) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T \left(Y_{lt}^* - \rho \left(\sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T w_{lj} Y_{jt} \right)^* - X_{lt}^* \beta_k - \left(\sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T w_{lj} X_{kjt} \right)^* \theta_k \right)^2 \quad (2.45)$$

2.8.2. Pendugaan Parameter SDM Efek Acak

Jika model panel yang terpilih adalah efek acak, maka fungsi *log likelihood* untuk ε_{lt} sesuai persamaan 2.15-2.18 dengan $\delta = \beta_k, \rho, \theta, \sigma^2$ adalah



$$\begin{aligned}
 L(\delta) &= \prod_{l=1}^T \prod_{t=1}^L f(\varepsilon_{lt}^o | \delta) \\
 &= \prod_{l=1}^T \prod_{t=1}^L \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2} \left(\frac{\varepsilon_{lt}^o - 0}{\sigma \varepsilon}\right)^2\right) \\
 &= \left(\frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)^{LT} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T \varepsilon_{lt}^o{}^2\right) \\
 &\quad \sigma^{-LT} (\sqrt{2\pi})^{-LT} + T \det(\mathbf{I}_L - \rho \mathbf{W}) \\
 L(\delta) &= -\exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T \varepsilon_{lt}^o{}^2\right) \\
 \log(\delta) &= -\frac{LT}{2} \log(\sigma^2 2\pi) + T \log(\det(\mathbf{I}_L - \rho \mathbf{W})) \\
 &\quad -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T \left(Y_{lt}^o - \rho \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T w_{lj} Y_{jt}^o \right. \\
 &\quad \left. - \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T X_{klt}^o \beta_k \right. \\
 &\quad \left. - \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T w_{lj} X_{klt}^o \theta_k \right)^2 \tag{2.46}
 \end{aligned}$$

2.9. Uji Asumsi Galat

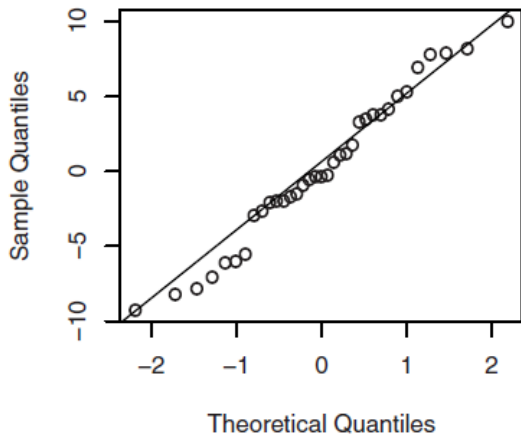
Model baik ditunjukkan oleh galat yang bersifat *white noise*, yaitu menyebar normal, identik dan saling bebas dengan rata-rata nol dan ragam konstan σ^2 (Cryer, 2008).

$$\varepsilon_{lt} \sim \text{NIID}(0, \sigma^2)$$

2.9.1. Asumsi Kenormalan

Menurut Razali (2011), kenormalan galat dapat dideteksi secara visual dan uji formal. Pendekatan secara visual dapat dilakukan melalui *Quantile Quantile plot (QQ-plot)*.





Gambar 2.3. Ilustrasi *QQ-plot* jika Galat Menyebar Normal
(Sumber: Cryer, 2008)

Kenormalan galat diuji dengan *Anderson-Darling* berlandaskan hipotesis:

- H_0 : galat menyebar normal
 - H_1 : galat tidak menyebar normal
- Jika H_0 benar, maka:

$$AD = -LT - \frac{1}{2LT} \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T (2lt - 1) (\ln(p_{lt}) + \ln(1 - p_{LT-t+1})) \quad (2.47)$$

$$p_{lt} = \Phi \left(\frac{|\varepsilon_{lt} - \hat{\mu}_\varepsilon|}{\sigma_\varepsilon} \right)$$

$$AD \sim NIID(0,1)$$

Φ = fungsi sebaran normal kumulatif

Tolak H_0 jika $A > Z(\alpha)$ atau nilai $p = P(N \geq AD) < \alpha$, sehingga galat tidak menyebar normal.

2.9.2. Asumsi Kehomogenan Ragam Galat

Asumsi kehomogenan ragam galat bernilai konstan untuk setiap pengamatan atau identik. Salah satu cara yang dapat ditempuh untuk menguji kehomogenan ragam galat adalah melalui uji *Breusch-Pagan* berlandaskan hipotesis:

$$H_0: \sigma_{11}^2 = \sigma_{12}^2 = \dots = \sigma^2; \sigma_{lt}^2 = \sigma^2; l = 1, 2, \dots, L; t = 1, 2, \dots, T$$

(ragam galat homogen)

H_1 : paling tidak terdapat satu lt di mana $\sigma_{lt}^2 \neq \sigma^2$ (ragam galat tidak homogen)

Jika H_0 benar, maka:

$$BP = \frac{1}{2}(\mathbf{g}'\mathbf{Z}(\mathbf{Z}'\mathbf{Z})^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{g}) + \frac{1}{T}\left(\frac{\boldsymbol{\varepsilon}'\mathbf{W}\boldsymbol{\varepsilon}}{\sigma^2}\right) \sim \chi_{(K+1)}^2 \quad (2.48)$$

$$g_{lt} = \frac{\varepsilon_{lt}^2}{\bar{\varepsilon} - 1}$$

Nilai p uji *Breusch Pagan* dihitung menggunakan rumus:

$$\text{Nilai } p = P(\chi_{(K+1)}^2 \geq BP)$$

Jika $BP > \chi_{\alpha(K+1)}^2$ atau nilai $p < \alpha$, maka H_0 ditolak sehingga ragam galat tidak homogen.

2.9.3. Asumsi Non Autokorelasi Spasial

Pemeriksaan asumsi non autokorelasi spasial menggunakan uji *Moran's I* berlandaskan hipotesis:

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

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

Jika H_0 benar maka,

$$Z(I) = \frac{I - E(I)}{\sqrt{\text{var}(I)}} \sim \text{NIID}(0, 1) \quad (2.49)$$

$$I = \frac{L \sum_{l=1}^L \sum_{j=1}^L w_{lj} (Y_l - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{\sum_{l=1}^L \sum_{j=1}^L w_{lj} \sum_{t=1}^T (Y_t - \bar{Y})^2} \quad (2.50)$$

$$E(I) = -\frac{1}{L-1}$$

$$\text{var}(I) = \frac{L^2 S_1 - L S_2 + 3 S_0^2}{(L^2 - 1) S_0^2} - [E(I)]^2$$



$$S_0 = \frac{1}{2} \sum_{l=1}^L \sum_{j=1}^L w_{lj}$$

$$S_1 = \frac{1}{2} \sum_{l=1}^L \sum_{j=1}^L (w_{lj} + w_{jl})^2$$

$$S_2 = \sum_{l=1}^L (\sum_{j=1}^L w_{lj} + \sum_{j=1}^L w_{jl})^2 = \sum_{l=1}^L (w_{l.} + w_{.j})^2$$

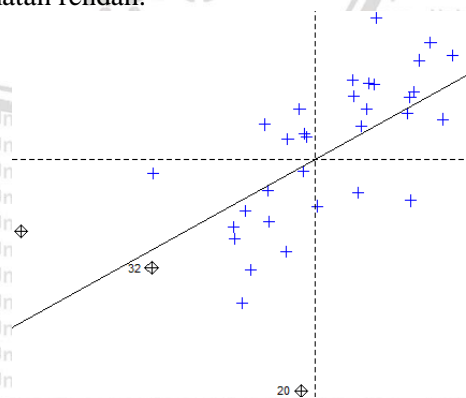
Selain melalui statistik uji, pengujian hipotesis juga dapat menggunakan nilai p yang dihitung dengan rumus:

$$\text{Nilai } p = P(NIID \geq Z(I))$$

Tolak H_0 jika $|Z(I)| > Z_{\alpha/2}$ atau nilai $p < \alpha$, maka terdapat autokorelasi spasial antar lokasi.

Ilustrasi diagram pencar *Moran's I* ditunjukkan oleh Gambar 2.4 menunjukkan pola sebaran data. Menurut Lesage (2008), diagram pencar menampilkan 4 kuadran yaitu:

1. Kuadran I (*High-High*), menunjukkan daerah-daerah di mana nilai pengamatan tinggi saling berdekatan.
2. Kuadran II (*Low-High*), menunjukkan daerah di mana nilai pengamatan rendah dikelilingi oleh daerah-daerah dengan nilai pengamatan tinggi.
3. Kuadran III (*Low-Low*), menunjukkan daerah-daerah di mana nilai pengamatan rendah saling berdekatan.
4. Kuadran IV (*High-Low*), menunjukkan daerah di mana nilai pengamatan tinggi yang dikelilingi oleh daerah-daerah dengan nilai pengamatan rendah.



Gambar 2.4. Ilustrasi Diagram Pencar *Moran's I*

2.9.4. Asumsi Non Multikolinieritas

Multikolinieritas merupakan suatu kondisi di mana terjadi hubungan linier antar peubah prediktor. Multikolinieritas dideteksi melalui nilai *Variance Inflation Factor* (VIF) yang dihitung dengan rumus:

$$VIF = \frac{1}{(1-R_k^2)}, k = 1, 2, \dots, K \tag{2.51}$$

R_k^2 = koefisien determinasi *auxiliary regression*

Auxiliary regression merupakan model di mana salah satu peubah prediktor berfungsi sebagai peubah respon dan prediktor lain sebagai peubah prediktor. Jika nilai $VIF > 10$, maka terjadi multikolinieritas.

2.10. Efek Langsung dan Tidak Langsung

Lesage (2008) mengatakan bahwa interpretasi model spasial berbeda dengan regresi biasa karena model spasial melibatkan informasi dari daerah-daerah yang berdekatan. Jika SDM dianggap sebagai titik awal, maka peubah respon dibentuk seperti persamaan 2.52.

$$Y = (I - \rho W)^{-1} \beta_0 I_L + (I - \rho W)^{-1} (X\beta + W\theta X) + (I - \rho W)^{-1} \varepsilon \tag{2.52}$$

Matriks derivatif parsial Y yang dipengaruhi perubahan X pada daerah ke 1 sampai L dinyatakan dalam persamaan 2.53.

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial Y_1}{\partial X_{1k}} & \frac{\partial Y_1}{\partial X_{2k}} & \dots & \frac{\partial Y_1}{\partial X_{Lk}} \\ \frac{\partial Y_2}{\partial X_{1k}} & \frac{\partial Y_2}{\partial X_{2k}} & \dots & \frac{\partial Y_2}{\partial X_{Lk}} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \frac{\partial Y_L}{\partial X_{1k}} & \frac{\partial Y_L}{\partial X_{2k}} & \dots & \frac{\partial Y_L}{\partial X_{Lk}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{\partial Y_1}{\partial X_{1k}} & \frac{\partial Y_1}{\partial X_{2k}} & \dots & \frac{\partial Y_1}{\partial X_{Lk}} \\ \frac{\partial Y_2}{\partial X_{1k}} & \frac{\partial Y_2}{\partial X_{2k}} & \dots & \frac{\partial Y_2}{\partial X_{Lk}} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \frac{\partial Y_L}{\partial X_{1k}} & \frac{\partial Y_L}{\partial X_{2k}} & \dots & \frac{\partial Y_L}{\partial X_{Lk}} \end{bmatrix}$$



$$= (I - \rho W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & w_{12}\theta_k & \dots & w_{1L}\theta_k \\ w_{21}\theta_k & \beta_k & \dots & w_{2L}\theta_k \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ w_{L1}\theta_k & w_{L2}\theta_k & \dots & \beta_k \end{bmatrix} \quad (2.53)$$

Efek langsung mengukur besar pengaruh perubahan X terhadap Y di satu daerah. Efek langsung ini juga termasuk pengaruh umpan balik, yaitu besar pengaruh ketika X melewati daerah-daerah sekitar dan kembali ke daerah di mana perubahan X terjadi. Lesage dan Pace dalam Elhorst (2012) mengatakan bahwa efek langsung merupakan rata-rata elemen diagonal utama pada matriks sebelah kanan persamaan 2.53. Efek tidak langsung adalah rata-rata baris atau kolom selain elemen diagonal utama yang mengukur pengaruh perubahan X di daerah tertentu terhadap Y di daerah sekitar.

2.11. Indeks Pembangunan Manusia

Pada tahun 1990, IPM diperkenalkan oleh pemenang nobel yaitu Amartya Sen dari India dan Mahbub Ul Haq dari Pakistan dibantu Gustav Ranis dan Lor Merghnad. IPM atau *Human Development Index* (HDI) kemudian digunakan untuk program pembangunan oleh PBB dan dipublikasikan secara berkala dalam laporan tahunan *Human Development Report* (HDR). Menurut PBB, IPM merupakan salah satu pendekatan untuk mengukur keberhasilan pembangunan manusia. Pembangunan manusia mencakup dimensi pembangunan yang sangat luas. Konsep pembangunan tidak hanya ditinjau dari sisi pertumbuhan ekonomi, tetapi juga dari sudut pandang manusia. Beberapa hal pokok yang menjamin tercapainya tujuan pembangunan manusia yaitu produktifitas, pemerataan, kesinambungan dan pemberdayaan. Proses penciptaan pendapatan dicapai dengan peningkatan produktifitas dan partisipasi penuh masyarakat, sehingga pembangunan ekonomi merupakan bagian dari model pembangunan manusia.

Menurut BPS, IPM dapat dibentuk oleh tiga dimensi dasar, yaitu umur panjang dan hidup sehat, pengetahuan serta standar hidup layak. Beberapa manfaat IPM adalah:

1. IPM merupakan indikator penting untuk mengukur keberhasilan dalam upaya membangun kualitas hidup manusia atau masyarakat.
2. IPM dapat menentukan peringkat pembangunan suatu wilayah.
3. Bagi Indonesia, IPM merupakan data strategis karena selain sebagai ukuran kinerja pemerintah, IPM juga dapat digunakan sebagai salah satu alokator untuk menentukan Dana Alokasi Umum (DAU).

2.12. Penelitian Terdahulu

Beberapa penelitian tentang IPM yang telah dilakukan beberapa peneliti dijabarkan pada Tabel 2.4.

Tabel 2.4. Penelitian yang Telah Dilakukan

No.	Nama	Judul	Metode	Hasil
1.	Diana Wahyu Safitri, Moh. Yamin Darsyah, Tiani Wahyu Utami (2014)	Pemodelan <i>Spatial Error Model</i> untuk IPM di Provinsi Jawa Tengah	SEM	Semua peubah prediktor yang meliputi AHH, angka melek huruf dan kemampuan daya beli berpengaruh nyata terhadap IPM dengan AIC sebesar 43.8540 yang lebih kecil dari AIC model OLS 45.6231.

<p>2. Mentari Sonya Ningtyas (2015)</p>	<p>Pemodelan faktor-faktor yang berpengaruh terhadap IPM di Jawa Timur menggunakan regresi panel</p>	<p>Regresi panel</p>	<p>Dihasilkan model efek tetap dengan efek individu semua peubah prediktor (angka partisipasi SMA, angka kematian bayi, jumlah sarana kesehatan, pertumbuhan ekonomi dan persentase penduduk miskin berpengaruh nyata.</p>
<p>3. Samsul Bahri Loklomin (2017)</p>	<p>Estimasi Interval Parameter Model <i>Spline Truncated</i> dalam Regresi Semiparametrik</p>	<p>Regresi semipara metrik <i>spline truncated</i> linier</p>	<p>Semua peubah prediktor berpengaruh nyata terhadap IPM dengan R² sebesar 99.97%</p>
<p>4. Febawanti (2017)</p>	<p>Pemodelan <i>Robust Geographically</i></p>	<p>GWR dengan <i>m-estimation</i></p>	<p>Model GWR menghasilkan R² lebih dari 50%</p>

		<p><i>Weighted Regression</i> pada Data yang Mengandung Pencilan (Studi Kasus IPM Jawa Timur 2015)</p>		<p>untuk semua pengamatan dengan peubah prediktor AHH, RLS, AHLS dan pengeluaran per kapita.</p>
5.	<p>A.R. Septiawan, Handajani dan T.S. Martini (2018)</p>	<p><i>Development Index in Province of Central Java</i></p>	<p>SDEM Panel</p>	<p>Semua peubah prediktor berpengaruh nyata, yaitu AHH, RLS, AHLS dan daya beli dengan R^2 sebesar 88.625%</p>

BAB III METODOLOGI PENELITIAN

3.1 Sumber Data

Penelitian ini menggunakan data sekunder tentang IPM beserta faktor-faktor yang mempengaruhi dari 35 kabupaten/kota di Jawa Tengah pada tahun 2011-2018. Data didapatkan dari laman resmi BPS Provinsi Jawa Tengah seperti pada Lampiran 1.

3.2 Peubah Penelitian dan Definisi Operasional

Peubah respon adalah IPM di setiap kabupaten/kota, sedangkan peubah prediktor mencakup faktor-faktor yang diduga mempengaruhi IPM seperti disajikan pada Tabel 3.1.

Tabel 3.1. Peubah Penelitian

Peubah	Keterangan	Satuan
Y	Indeks Pembangunan Manusia (IPM)	
X_1	Rata-rata Lama Sekolah	Tahun
X_2	Angka Harapan Lama Sekolah	Tahun
X_3	Angka Harapan Hidup	Tahun
X_4	Pengeluaran per Kapita	Ribuan

Definisi setiap peubah penelitian adalah:

1. Indeks Pembangunan Manusia
IPM merupakan suatu nilai untuk mengukur keberhasilan atau kinerja suatu negara dalam bidang pembangunan manusia. Sebagai suatu indeks komposit yang merepresentasikan kinerja pembangunan, IPM dapat dibandingkan antarwilayah dan waktu.
2. Rata-Rata Lama Sekolah
BPS Kabupaten Malang (2017) menyatakan bahwa rata-rata lama sekolah menunjukkan jenjang pendidikan yang pernah atau sedang diduduki oleh seseorang. Angka ini menunjukkan jejang pendidikan yang ditamatkan seseorang.



3. Angka Harapan Lama Sekolah

Angka harapan lama sekolah menghitung berapa lama (tahun) anak berusia 7 tahun akan menempuh pendidikan.

4. Angka Harapan Hidup

Angka harapan hidup menggambarkan jumlah tahun yang dapat dicapai bayi yang baru lahir untuk hidup. Nilai AHH tinggi merepresentasikan derajat kesehatan penduduk juga tinggi.

5. Pengeluaran per Kapita

Pengeluaran per kapita memberikan gambaran tingkat daya beli masyarakat. Tingkat kesejahteraan akan meningkat jika konsumsi meningkat.

3.3 Prosedur Analisis

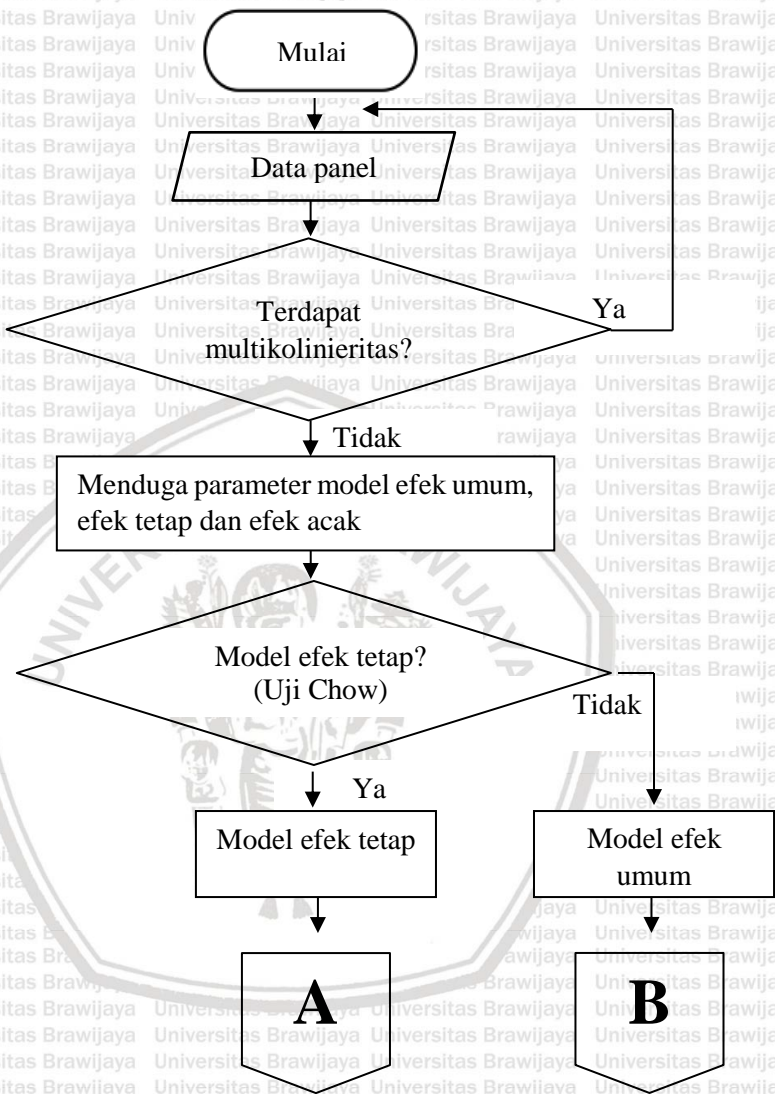
Prosedur analisis yang diterapkan pada data adalah:

1. Menyiapkan data panel yaitu IPM dan faktor-faktor yang mempengaruhi di kabupaten/kota di Jawa Tengah tahun 2011-2018.
2. Menguji asumsi non-multikolinieritas pada peubah prediktor menggunakan persamaan 2.51.
3. Menduga parameter model efek umum, efek tetap dan efek acak seperti pada persamaan 2.12 dan 2.23.
4. Memilih model efek umum atau efek tetap melalui uji Chow menggunakan persamaan 2.26.
5. Memilih model efek tetap atau efek acak melalui uji Hausman menggunakan persamaan 2.27.
6. Membentuk matriks pembobot spasial W , menggunakan pendekatan *queen contiguity* dengan persamaan 2.28.
7. Menguji autokorelasi spasial pada respon dan galat model panel seperti persamaan 2.29 dan 2.31.
8. Menduga parameter SDM panel melalui persamaan 2.45 dan 2.46.
9. Menguji asumsi kenormalan menggunakan persamaan 2.47, kehomogenan ragam galat persamaan 2.48 dan non-autokorelasi spasial persamaan 2.49.
10. Interpretasi model.

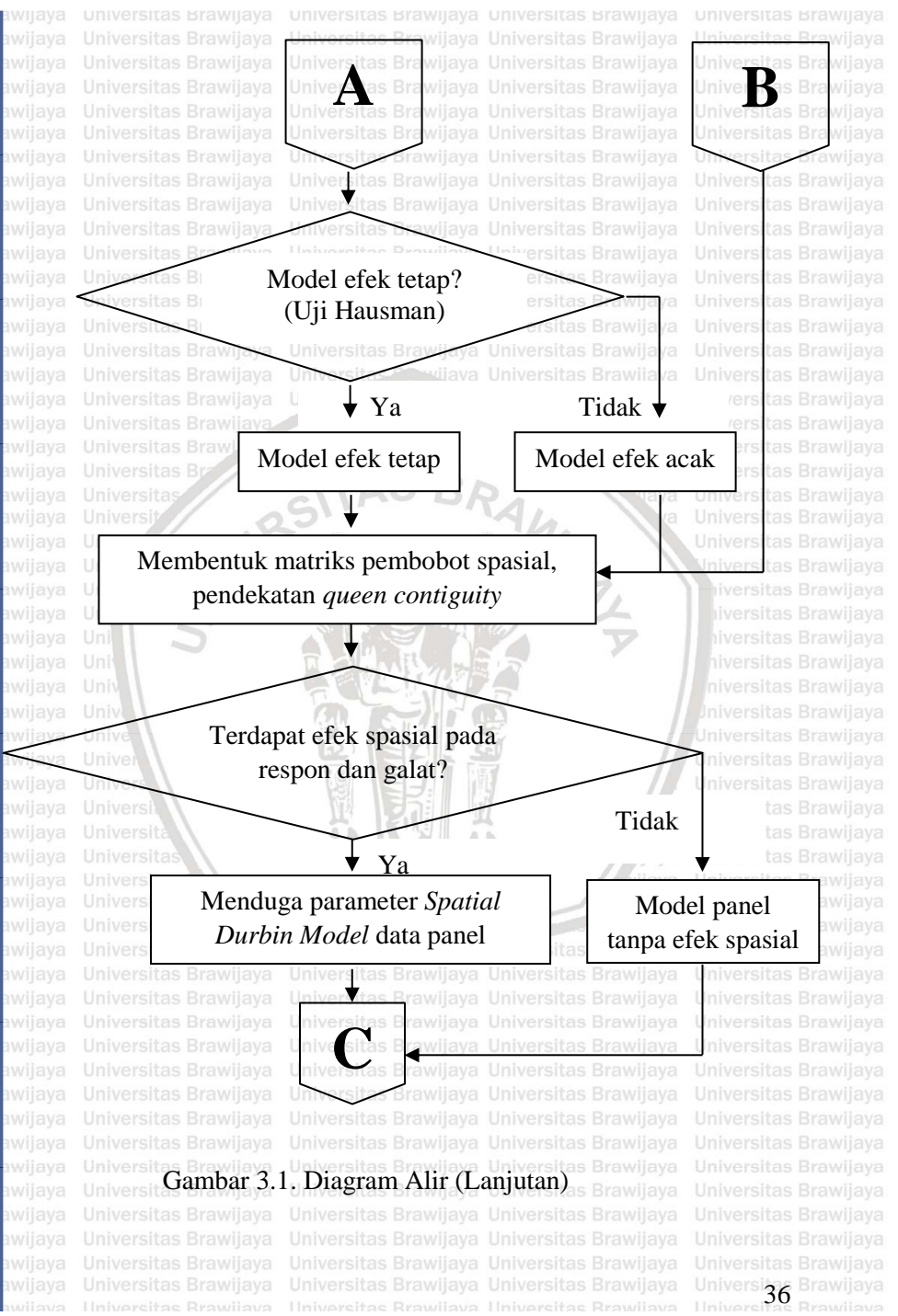
3.4 Diagram Alir

Prosedur analisis disajikan melalui diagram alir pada Gambar 3.1



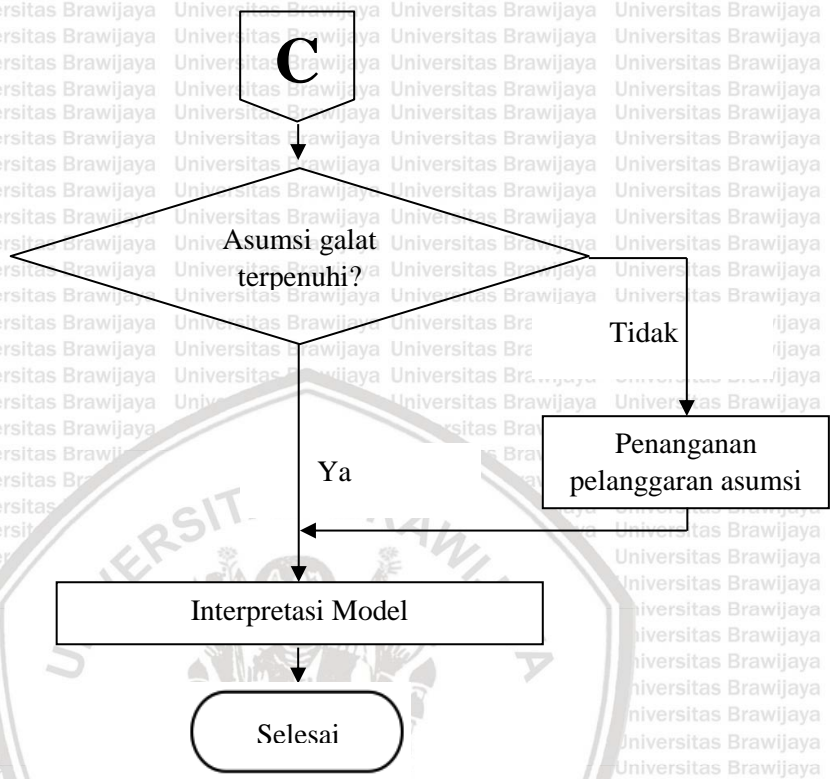


Gambar 3.1. Diagram Alir Prosedur Analisis



Gambar 3.1. Diagram Alir (Lanjutan)



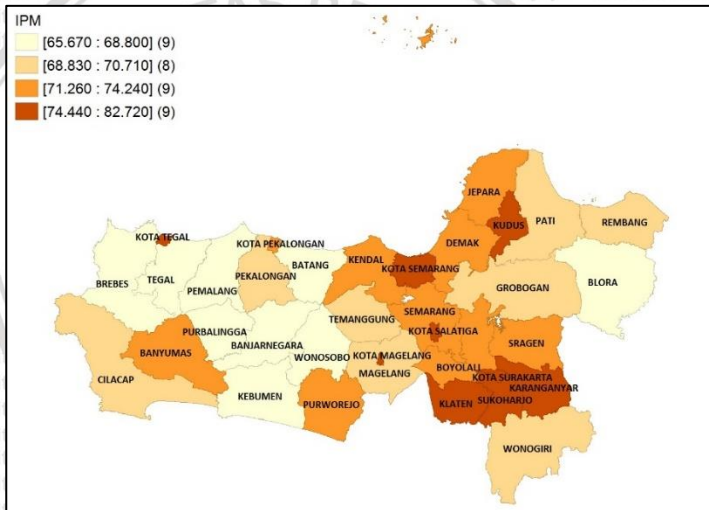


Gambar 3.1. Diagram Alir (Lanjutan)

BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1. Karakteristik IPM Kabupaten/Kota di Jawa Tengah

Penelitian ini menggunakan data panel tentang IPM dan faktor-faktor yang mempengaruhi di kabupaten dan kota di Jawa Tengah tahun 2011-2018. Beberapa faktor yang mempengaruhi IPM, yaitu Angka Harapan Hidup, Angka Harapan Lama Sekolah, Rata-Rata Lama Sekolah dan pengeluaran per kapita. Perolehan IPM setiap kabupaten/kota di Jawa Tengah bervariasi, terdapat daerah dengan IPM sedang hingga tinggi seperti ditunjukkan oleh Gambar 4.1.



Gambar 4.1. Peta Persebaran IPM Kabupaten/Kota di Jawa Tengah Tahun 2018

Gambar 4.1 menunjukkan sebaran IPM di Jawa Tengah pada tahun 2018. Terlihat bahwa IPM di semua kota lebih dari 74,4, sedangkan masih banyak daerah dengan IPM kurang dari 71. Hal ini menunjukkan bahwa pembangunan di wilayah kota lebih maju dibandingkan kabupaten. Jika ibu kota Provinsi Jawa Tengah yaitu Semarang menjadi acuan, maka daerah-daerah dengan IPM lebih dari

71 kebanyakan berada di sekitar daerah Semarang. Daerah-daerah IPM kurang dari 71 lebih banyak di sebelah Timur Semarang. Hal ini terdapat pola mengelompok (*clustering*) pada persebaran IPM tahun 2018. Daerah-daerah IPM lebih dari 74 juga saling berdekatan dengan daerah IPM lebih dari 71, walaupun terdapat kota yang berdekatan dengan daerah IPM kurang dari 68.9.

Tabel 4.1. IPM Maksimum dan Minimum Kabupaten dan Kota di Jawa Tengah Tahun 2011-2018

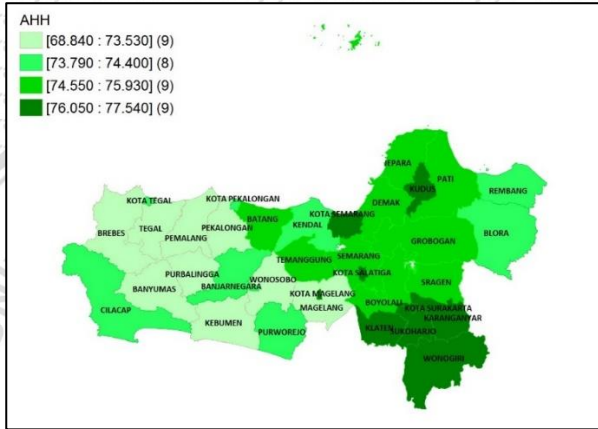
Tahun	IPM Maksimum		IPM Minimum		IPM Provinsi
	Nilai	Daerah	Nilai	Daerah	
2011	78.76	Kota Salatiga	59.66	Kab. Pemalang	66.64
2012	79.1	Kota Salatiga	60.78	Kab. Pemalang	67.21
2013	79.37	Kota Salatiga	61.81	Kab. Pemalang	68.02
2014	79.98	Kota Salatiga	62.35	Kab. Pemalang	68.78
2015	80.96	Kota Salatiga	63.18	Kab. Brebes	69.49
2016	81.19	Kota Semarang	63.98	Kab. Brebes	69.98
2017	82.01	Kota Semarang	64.86	Kab. Brebes	70.52
2018	82.72	Kota Semarang	65.67	Kab. Pemalang	71.12

Tampak pada Tabel 4.1, Kota Salatiga dan Semarang menjadi daerah dengan IPM tertinggi di Jawa Tengah, selalu lebih tinggi dari IPM provinsi dan termasuk dalam kategori daerah menengah atas bahkan tinggi. Kabupaten Pemalang dan Brebes dikategorikan sebagai daerah menengah bawah karena IPM selalu lebih rendah dari IPM provinsi. Jika dikaitkan dengan Gambar 4.1, terlihat bahwa Kabupaten Brebes dan Kota Salatiga berjarak jauh dan tidak saling menyinggung, sehingga pola pengelompokkan terlihat.

IPM Provinsi Jawa Tengah juga memperlihatkan tren positif. Pada tahun 2017 dan 2018 mencapai 70.52 dan 71.12 sehingga mulai memasuki kategori tinggi. Dengan tren positif ini, maka peluang Provinsi Jawa Tengah untuk menjadi maju menjadi semakin besar.

4.2. Karakteristik Faktor-Faktor yang Mempengaruhi IPM

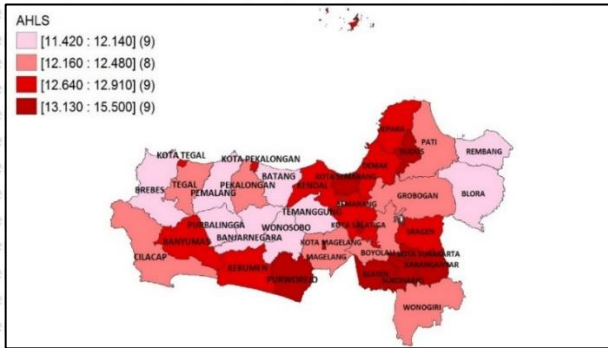
IPM dibentuk melalui tiga dimensi, yaitu kesehatan, pendidikan dan standar hidup layak. Dimensi kesehatan ditunjukkan oleh AHH. Dimensi pendidikan ditentukan oleh AHLS dan RLS. Standar hidup layak dapat diketahui melalui pengeluaran per kapita. Pencapaian AHH, AHLS, RLS dan pengeluaran per kapita diharapkan meningkat untuk mencapai IPM tinggi.



Gambar 4.2. Peta Persebaran AHH Kabupaten/Kota di Jawa Tengah Tahun 2018

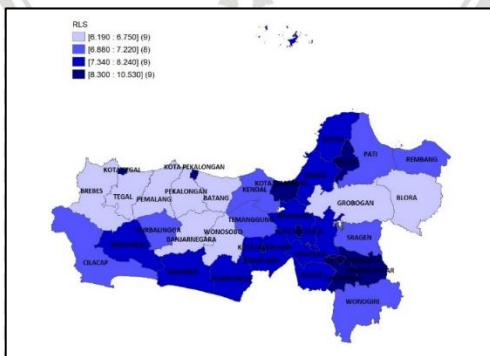
Gambar 4.2 menunjukkan persebaran AHH di 35 kabupaten/kota di Jawa Tengah. Setelah AHH dibagi menjadi 4 bagian, didapatkan bahwa daerah-daerah dengan AHH di sekitar angka 74.4 sampai 77.5 terlihat saling berdekatan. Tidak terlalu banyak daerah yang memiliki AHH di atas 76 tahun. Lebih banyak daerah yang mencatat AHH kurang dari 74 tahun. Jika ibu kota Provinsi Jawa Tengah yaitu Semarang menjadi titik acuan, terlihat bahwa daerah-daerah di sebelah Timur Semarang cenderung memiliki AHH kurang dari 74.5 tahun, sebaliknya daerah-daerah di sebelah selatan memiliki AHH lebih dari 74.5 tahun. Hal ini menunjukkan bahwa daerah-daerah yang memiliki AHH tinggi mengelompok di sekitar Semarang.





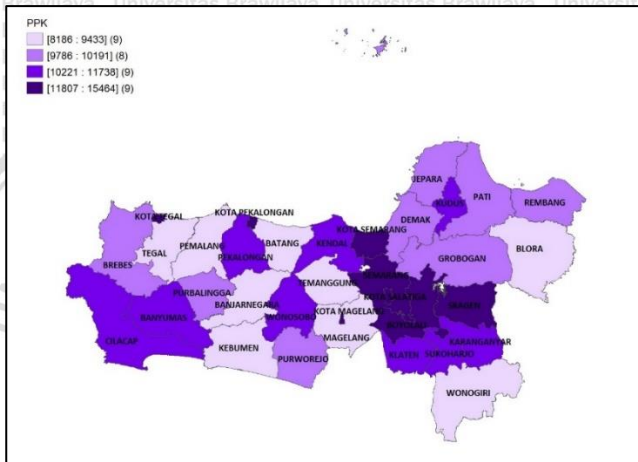
Gambar 4.3. Peta Persebaran AHL Kabupaten /Kota di Jawa Tengah Tahun 2018

Gambar 4.3 menunjukkan persebaran AHL di 35 kabupaten/kota di Jawa Tengah yang terlihat merata. Terdapat beberapa daerah dengan AHL tinggi di atas 13 tahun berdekatan dengan daerah yang mencatat AHL kurang dari 12 tahun. Namun, ada juga daerah-daerah dengan AHL tinggi lebih dari 13 tahun yang ditunjukkan dengan warna merah tua, bertetangga dengan daerah AHL lebih dari 12.5 tahun. Daerah-daerah di sekitar Kota Semarang memiliki AHL cukup tinggi. Gambar 4.3 juga menunjukkan bahwa semua kota di Jawa Tengah sudah mencapai AHL lebih dari 12.5 tahun, sedangkan masih terdapat beberapa kabupaten memiliki AHL yang masih relatif rendah.



Gambar 4.4. Peta Persebaran RLS Kabupaten/Kota di Jawa Tengah Tahun 2018

Rata-rata lama sekolah di kabupaten/kota di Jawa Tengah pada tahun 2018 beragam. Daerah-daerah RLS tinggi saling berdekatan dengan daerah RLS rendah. Gambar 4.4 menunjukkan bahwa daerah dengan RLS di sekitar 7.3-10.5 cenderung berkelompok, seperti Kota Semarang, Kota Salatiga, Kota Magelang, Kabupaten Boyolali, Kota Surakarta. Daerah-daerah dengan RLS di sekitar nilai 6-7.2 juga terlihat berdekatan seperti daerah Brebes, Tegal, Pemalang, Pekalongan.



Gambar 4.5. Peta Persebaran Pengeluaran per Kapita Kabupaten/Kota di Jawa Tengah Tahun 2018

Gambar 4.5 menunjukkan bahwa pengeluaran per kapita semua kota di Jawa Tengah lebih dari Rp11.807.000. Akan tetapi, masih terdapat beberapa daerah yang memiliki pengeluaran per kapita kurang dari Rp10.000.000. Beberapa daerah dengan pengeluaran per kapita lebih dari Rp.11.807.000 berdekatan dengan daerah berpengeluaran di sekitar Rp8.100.000-Rp9.400.000. Gambar 4.5 juga menunjukkan bahwa persebaran daerah berdasarkan pengeluaran per kapita cenderung menyebar (dispersi).

4.3. Pemeriksaan Asumsi Non-Multikolinieritas

Pemeriksaan asumsi non-multikolinieritas didasarkan pada nilai VIF empat peubah prediktor yang disajikan dalam Tabel 4.2.

Tabel 4.2. Nilai VIF

Peubah Respon	Nilai VIF
AHH	1.78
AHLS	3.81
RLS	4.69
PPK	3.12

Nilai VIF semua peubah prediktor kurang dari sepuluh menunjukkan bahwa asumsi non-multikolinieritas antar peubah prediktor terpenuhi. Tidak terdapat ketergantungan linier antar AHH, AHLS, RLS dan pengeluaran per kapita. AHH tidak dipengaruhi oleh AHLS, RLS dan pengeluaran per kapita. AHLS tidak dipengaruhi oleh AHH, RLS dan pengeluaran per kapita. RLS juga tidak dipengaruhi oleh AHH, AHLS dan pengeluaran per kapita. AHH, AHLS dan RLS tidak berpengaruh terhadap pengeluaran per kapita. Karena kebebasan antar peubah prediktor terpenuhi, maka dilanjutkan dengan pembentukan model panel.

4.4. Pembentukan Model Panel

Model panel yang terbentuk hanya melibatkan efek individu tanpa efek waktu. Hasil pendugaan parameter dan pengujian tiga model disajikan pada Tabel 4.3.

Tabel 4.3. Hasil Pendugaan dan Pengujian Parameter Model Panel

Peubah	Model Efek Umum	Model Efek Tetap	Model Efek Acak
Intersep	1.5619		-4.2067 (0.2635)
AHH	0.4487 (0)***	1.3286 (0)***	0.5344 (0)***
AHLS	1.3352 (0)***	1.4823 (0)***	1.5819 (0)***
RLS	1.7651 (0)***	1.7849 (0)***	1.9232 (0)***
PPK	0.0005 (0)***	0.0004 (0.0029)***	0.0008 (0)***

Nyata pada $\alpha = .05 (*)$, $.01 (**)$, $.005 (***)$

Semua peubah prediktor dalam tiga model berpengaruh positif terhadap IPM. Kemudian, dipilih model panel tepat melalui uji Chow dan Hausman untuk menentukan apakah efek kehetoregenan spesifik lokasi yang tidak teramati juga turut mempengaruhi IPM.

4.4.1. Hasil Uji Chow

Uji Chow menghasilkan model tepat antara model efek umum dan efek tetap berlandaskan hipotesis:

$$H_0: c_1 = c_2 = \dots = c_{L-1} = 0; c_l = 0, l = 1, 2, \dots, L - 1$$

(model efek umum)

$$H_1: \text{paling tidak terdapat satu } l \text{ di mana } c_l \neq 0 \text{ (model efek tetap)}$$

Hasil pengujian disajikan dalam Tabel 4.4.

Tabel 4.4. Hasil Pengujian Chow

Statistik Uji	150.45
$F_{.05(34,276)}$	1.4722
Nilai p	0.0000

H_0 ditolak karena statistik uji ($150.5 > F_{.05(34,276)}(1.4722)$), sehingga model tepat adalah efek tetap. Karena Uji Chow menghasilkan penolakan H_0 , kemudian dilakukan uji Hausman.

4.4.2. Hasil Uji Hausman

Uji Hausman digunakan untuk memilih model panel tepat antara model efek tetap dan efek acak berlandaskan hipotesis:

$$H_0: E(\varepsilon_{it}|X_{it}) = 0 \text{ (model efek acak)}$$

$$H_1: E(\varepsilon_{it}|X_{it}) \neq 0 \text{ (model efek tetap)}$$

Hasil uji Hausman disajikan dalam Tabel 4.5.

Tabel 4.5. Hasil Pengujian Hausman

Statistik Uji	25.945
$\chi^2_{0.05(4)}$	9.4877
Nilai p	0.0000



Karena statistik uji $(25.945) > \chi^2_{0.05(4)}(9.4877)$, maka H_0 ditolak sehingga IPM di Jawa Tengah pada tahun 2011-2018 dimodelkan dengan model efek tetap. Model ini menerangkan bahwa IPM kabupaten/kota di Jawa Tengah juga dipengaruhi oleh efek heterogenan spesifik setiap daerah yang tidak teramati dan bersifat tetap setiap waktu serta berhubungan dengan peubah prediktor. AHH, AHLS, RLS dan pengeluaran per kapita berhubungan dengan heterogenan spesifik lokasi, seperti jarak fisik antara ibu kota kabupaten/kota dengan ibukota provinsi, yaitu Kota Semarang.

4.5. Pengujian Autokorelasi Spasial

Autokorelasi spasial mengukur besar pengaruh spasial setiap peubah. Besaran ini menjelaskan apakah IPM di kabupaten/kota di Jawa Tengah saling berhubungan. Matriks pembobot spasial berdasarkan *queen contiguity* disajikan pada Lampiran 2. Hasil pengujian autokorelasi spasial dengan uji *Lagrange Multiplier* ditampilkan pada Tabel 4.6.

Tabel 4.6. Hasil Pengujian Autokorelasi Spasial Pada Respon dan Galat

Hasil Pengujian LM	Statistik Uji	Nilai p
LM Lag	102.46	0.0000
Robust LM Lag	56.169	0.0000
LM Error	81.174	0.0000
Robust LM Error	34.879	0.0000

Karena statistik uji LM Error $(81.174) > \chi^2_{0.05(4)}(9.4877)$, maka H_0 ditolak, sehingga terdapat autokorelasi spasial pada galat model efek tetap. Terlihat pada Tabel 4.6 bahwa semua statistik uji $> \chi^2_{0.05(4)}(9.4877)$. Hal ini model SDM dapat digunakan untuk memodelkan IPM Jawa Tengah. Kemudian, dilakukan uji *Moran's I* untuk mengetahui besar autokorelasi spasial IPM di Jawa Tengah pada tahun 2011-2018 yang ditampilkan pada Tabel 4.7.



Tabel 4.7. Hasil Pengujian Autokorelasi Spasial IPM Jawa Tengah Tahun 2011-2018

Tahun	Nilai <i>Moran's I</i>	Nilai p
2011	0.2491	0.0073
2012	0.2535	0.0066
2013	0.2413	0.0089
2014	0.2413	0.0089
2015	0.2377	0.0096
2016	0.2310	0.0111
2017	0.2400	0.0129
2018	0.2307	0.0120

Tabel 4.7 menjelaskan bahwa IPM di kabupaten/kota di Jawa Tengah berkorelasi positif. Autokorelasi positif menunjukkan bahwa daerah-daerah dengan nilai IPM tinggi saling berdekatan, begitu juga daerah-daerah IPM rendah sehingga terdapat indikasi pengelompokan IPM. Diagram pencar *Moran's I* seperti pada Lampiran 10 menunjukkan pola autokorelasi spasial pada IPM di kabupaten/kota di Jawa Tengah tahun 2011-2018.

4.6. Pembentukan *Spatial Durbin Model* Efek Tetap

Karena hasil pengujian *Lagrange Multiplier* menunjukkan autokorelasi spasial pada respon dan galat, maka dibentuk SDM melibatkan efek tetap. Hasil pendugaan dan pengujian parameter SDM efek tetap ditampilkan pada Tabel 4.8.

Tabel 4.8. Hasil Pendugaan dan Pengujian Parameter SDM Efek Tetap

Peubah	Koefisien	Nilai p
ρ	0.6558	0 (***)
AHH	0.3458	0 (***)
AHLS	1.1737	0 (***)
RLS	1.4982	0 (***)
PPK	0.00001	0.0280(*)
W * AHH	0.2968	0.0186(*)
W * AHLS	-0.7041	0 (***)
W * RLS	-0.9584	0 (***)

W * PPK	0.000	0.1685
Nyata pada $\alpha = .05$ (*), $.01$ (**), $.005$ (***)		

Tabel 4.8 menunjukkan bahwa besar IPM di suatu daerah dipengaruhi oleh AHH, AHLs, RLS dan pengeluaran per kapita daerah itu sendiri karena semua nilai p kurang dari α serta IPM, AHH, AHLs, RLS dan pengeluaran per kapita daerah sekitar. Model juga mengasumsikan bahwa efek heterogenan spesifik lokasi berhubungan dengan peubah prediktor yang diterangkan oleh Tabel 4.9.

Tabel 4.9. Efek Heterogenan Spesifik Lokasi

No.	Kabupaten/Kota	c_i
1.	Kab. Banjarnegara	-0.6489
2.	Kab. Banyumas	2.3440
3.	Kab. Batang	-0.9868
4.	Kab. Blora	-1.0923
5.	Kab. Boyolali	0.5189
6.	Kab. Brebes	-0.4056
7.	Kab. Cilacap	1.7149
8.	Kab. Demak	-2.0331
9.	Kab. Grobogan	-1.1110
10.	Kab. Jepara	-1.1237
11.	Kab. Karanganyar	-1.2956
12.	Kab. Kebumen	-1.1184
13.	Kab. Kendal	0.2139
14.	Kab. Klaten	0.3775
15.	Kota Magelang	2.0658
16.	Kota Pekalongan	2.0809
17.	Kota Salatiga	1.7559
18.	Kota Semarang	1.7201
19.	Kota Surakarta	0.2570
20.	Kota Tegal	4.9643
21.	Kab. Kudus	0.1352
22.	Kab. Magelang	-2.6971
23.	Kab. Pati	-0.4781
24.	Kab. Pekalongan	0.6862

25.	Kab. Pemalang	-1.7407
26.	Kab. Purbalingga	0.3999
27.	Kab. Purworejo	1.2269
28.	Kab. Rembang	-0.3385
29.	Kab. Semarang	0.0290
30.	Kab. Sragen	0.1545
31.	Kab. Sukoharjo	-1.4732
32.	Kab. Tegal	-0.1538
33.	Kab. Temanggung	-1.0916
34.	Kab. Wonogiri	-3.5093
35.	Kab. Wonosobo	0.7526

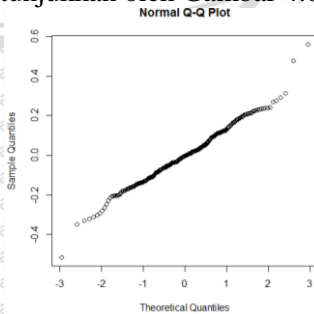
Efek keheterogenan spesifik lokasi dan tetap terhadap waktu merupakan karakter yang terpisah dari peubah prediktor juga turut mempengaruhi IPM. Di beberapa kabupaten/kota, c_t berpengaruh negatif terhadap IPM.

4.7. Uji Asumsi Galat SDM Efek Umum

Setelah parameter SDM efek tetap diduga, dilakukan uji asumsi galat, yaitu kenormalan, kehomogenan ragam dan non autokorelasi spasial.

4.7.1. Asumsi Kenormalan

Uji kenormalan dilakukan melalui dua metode, yaitu grafis dan uji formal statistik. Hasil metode grafis yang diterapkan melalui *QQ-plot* ditunjukkan oleh Gambar 4.6.



Gambar 4.6. *QQ-Plot* Galat

Gambar 4.6 menunjukkan bahwa galat tersebar di sekitar garis lurus, mengindikasikan telah menyebar normal. Untuk memperkuat dugaan bahwa galat menyebar normal, dilakukan uji Anderson-Darling berlandaskan hipotesis:

H_0 : galat menyebar normal

H_1 : galat tidak menyebar normal

Hasil pengujian asumsi kenormalan galat SDM efek umum dijelaskan pada Tabel 4.10.

Tabel 4.10. Hasil Pengujian Anderson-Darling

Statistik Uji	0.5677
Nilai p	0.14030

H_0 diterima karena nilai p (0.1403) > 0.05, sehingga model mengandung cukup bukti bahwa galat SDM efek tetap menyebar normal.

4.7.2. Asumsi Non-autokorelasi Spasial

Asumsi non-autokorelasi spasial diuji dengan *Moran's I* berlandaskan hipotesis:

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

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

Hasil pengujian asumsi non-autokorelasi spasial tersaji dalam Tabel 4.11.

Tabel 4.11. Hasil Pengujian *Moran's I*

	Statistik Uji
Nilai <i>Moran's I</i>	-0.0574
Nilai p	0.9096

Uji *Moran's I* menghasilkan nilai p > 0.05 sehingga H_0 diterima. Disimpulkan bahwa tidak terdapat autokorelasi spasial pada galat SDM efek tetap.

4.7.3. Asumsi Kehomogenan Ragam Galat

Asumsi kehomogenan ragam galat diperiksa menggunakan uji *Breusch Pagan* dengan hipotesis:

$H_0: \sigma_{11}^2 = \sigma_{12}^2 = \dots = \sigma^2; \sigma_{lt}^2 = \sigma^2; l = 1, 2, \dots, L; t = 1, 2, \dots, T$
(ragam galat homogen)

H_1 : paling tidak terdapat satu lt di mana $\sigma_{lt}^2 \neq \sigma^2$ (ragam galat tidak homogen)

Tabel 4.12 menampilkan hasil pengujian kemohogenan ragam galat dengan *Breusch Pagan*.

Tabel 4.12. Hasil Pengujian *Breusch Pagan*

Statistik Uji	3.4992
Nilai p	0.6235
$\chi^2_{0.05(6)}$	12.5916

Karena nilai $p > 0.05$, maka H_0 diterima sehingga ragam galat SDM efek tetap IPM Jawa Tengah tahun 2011-2018 homogen.

4.8. Interpretasi Model

Semua asumsi galat yaitu kenormalan, non-autokorelasi spasial dan kehomogenan ragam galat telah terpenuhi, dengan demikian SDM efek tetap sudah cukup layak digunakan meskipun terdapat beberapa peubah prediktor yang tidak berpengaruh terhadap IPM. Model yang terbentuk adalah:

$$\begin{aligned}
 IPM_{lt} = & c_l + (\mathbf{I}_{LT} - 0.6558\mathbf{W}_{LT})^{-1} + 0.3458 AHH_{lt} \\
 & + 1.1737 AHL_{lt} + 1.4982 RLS_{lt} + 0.000018 PPK_{lt} \\
 & + 0.2968 \sum_{l=1}^L \sum_{j=1}^L W_{lj} AHH_{lt} - 0.70414 \sum_{l=1}^L \sum_{j=1}^L W_{lj} AHL_{lt} \\
 & - 0.9584 \sum_{l=1}^L \sum_{j=1}^L W_{lj} RLS_{lt} + 0.0000225 \sum_{l=1}^L \sum_{j=1}^L W_{lj} PPK_{lt}
 \end{aligned}$$

Koefisien autoregresif ($\rho = 0.6558$) menunjukkan bahwa setiap kenaikan 1 satuan IPM di daerah-daerah sekitar akan meningkatkan IPM di suatu daerah sebesar 0.6558 satuan. Setiap kenaikan 1 tahun AHH akan meningkatkan IPM di suatu daerah sebesar 0.3458 IPM jika peubah lain bernilai tetap. Kenaikan 1 tahun AHL akan meningkatkan IPM di suatu daerah sebesar 1.1737 sementara peubah lain bernilai tetap. Kenaikan 1 tahun RLS akan



meningkatkan IPM di suatu daerah sebesar 1.4982 begitu pun dengan semakin besarnya pengeluaran per kapita akan meningkatkan IPM sebesar 0.000018078. Hal ini sesuai dengan teori yang menyatakan bahwa nilai IPM dipengaruhi oleh AHH, AHLS, RLS dan pengeluaran per kapita. Jika nilai empat faktor tersebut semakin tinggi, maka nilai IPM juga akan meningkat.

Sebagai contoh diambil Kota Semarang dengan c_l sebesar 1.7201 yang turut meningkatkan IPM. Oleh karena itu, IPM Kota Semarang dapat diduga dengan persamaan:

$$\begin{aligned} \widehat{IPM}_{Kt.Smg,t} = & 0.6558(IPM_{Demak,t} + IPM_{Kendal,t} + IPM_{Smg,t}) \\ & + 0.3458 AHH_{Kt.Smg,t} + 1.1737 AHLS_{Kt.Smg,t} \\ & + 1.4982 RLS_{Kt.Smg,t} + 0.000018 PPK_{Kt.Smg,t} \\ & + 0.2968(AHH_{Demak,t} + AHH_{Kendal,t} + AHH_{Smg,t}) \\ & - 0.70414(AHLS_{Demak,t} + AHLS_{Kendal,t} \\ & + AHLS_{Smg,t}) \\ & - 0.9584(RLS_{Demak,t} + RLS_{Kendal,t} + RLS_{Smg,t}) \\ & + 0.0000225(PPK_{Demak,t} + PPK_{Kendal,t} \\ & + PPK_{Smg,t}) + 1.7201 \end{aligned}$$

Efek langsung, tidak langsung dan total yang dihasilkan setiap peubah prediktor disajikan dalam Tabel 4.13.

Tabel 4.13. Efek Langsung, Tidak Langsung dan Total

Peubah	Efek Langsung	Efek Tidak Langsung	Efek Total
AHH	0.40109	0.60360	1.00469
AHLS	1.36137	2.04875	3.41012
RLS	1.73787	2.61535	4.35322
PPK	0.00002	0.00003	0.00005
W * AHH	0.34423	0.51808	0.86235
W * AHLS	-0.81669	-1.22905	-2.04575
W * RLS	-1.11165	-1.67293	-2.78458
W * PPK	0.00002	0.00004	0.00006

Tabel 4.12 menunjukkan bahwa efek langsung, tidak langsung serta total AHH, AHLS, RLS dan pengeluaran per kapita berpengaruh positif terhadap IPM. Peningkatan AHH juga akan meningkatkan IPM di satu daerah maupun daerah sekitar. Setiap kenaikan 1 tahun AHH akan meningkatkan IPM di daerah tertentu sebesar 0.40109 dan sebesar 0.60360 satuan di daerah-daerah sekitar, sehingga secara umum sebesar 1.00469 satuan. Setiap kenaikan 1 tahun AHLS akan meningkatkan IPM di daerah tertentu sebesar 1.36137 dan 2.04875 satuan di daerah-daerah sekitar, sehingga secara umum sebesar 3.41012 satuan.

Walaupun ada peubah yang tidak berpengaruh, tetapi SDM efek tetap sudah menunjukkan hasil cukup baik. Pemodelan menggunakan SDM efek tetap menunjukkan bahwa kedekatan geografis turut mempengaruhi pencapaian IPM di suatu daerah. SDM efek tetap menunjukkan bahwa IPM di suatu daerah tidak hanya dipengaruhi oleh AHH, AHLS, RLS dan pengeluaran per kapita di daerah itu sendiri. IPM di suatu daerah juga dapat dipengaruhi oleh IPM, AHH, AHLS, RLS dan pengeluaran per kapita di daerah sekitar. Hal ini menunjukkan bahwa interaksi spasial mempengaruhi IPM di suatu daerah yang dinyatakan oleh $W * AHH$, $W * AHLS$, $W * RLS$ dan $W * PPK$. Selain itu, model SDM efek tetap juga menangkap unsur c_i , yaitu efek keheterogenan spesifik lokasi tak teramati yang berhubungan dengan peubah prediktor dan turut mempengaruhi IPM suatu daerah. Salah satu contoh c_i adalah jarak antara ibu kota kabupaten/kota dengan ibu kota provinsi yang dapat berhubungan dengan AHH, AHLS, RLS dan pengeluaran per kapita. Ibu kota provinsi merupakan pusat pemerintahan di mana setiap kebijakan dan kegiatan berbagai bidang akan terpusat di ibu kota Semarang. Jarak ini bernilai tetap dan dapat mempengaruhi IPM. Kabupaten/kota yang berjarak dekat dengan Kota Semarang diharapkan memiliki IPM tinggi karena proses distribusi lebih efisien. Hal ini tercermin dari peta persebaran IPM di mana daerah-daerah di sekitar Semarang memiliki IPM tinggi.

BAB V PENUTUP

5.1. Kesimpulan

Beberapa kesimpulan yang didapatkan dari penelitian ini adalah:

1. Walaupun IPM provinsi serta kabupaten/kota di Jawa Tengah mengalami peningkatan, tetapi masih terdapat beberapa kabupaten/kota tergolong IPM rendah. IPM kabupaten/kota di Jawa Tengah membentuk pola mengelompok. Daerah-daerah yang berdekatan dengan ibu kota provinsi cenderung memiliki IPM tinggi. Pemodelan efek tetap menunjukkan bahwa IPM di suatu daerah dipengaruhi oleh AHH, AHLS, RLS dan pengeluaran per kapita di daerah itu sendiri, serta efek heterogenan spesifik setiap lokasi yang bernilai tetap terhadap waktu. AHH, AHLS, RLS dan pengeluaran per kapita di suatu daerah dapat meningkatkan IPM di daerah itu sendiri. Efek heterogenan spesifik lokasi yang berhubungan dengan peubah prediktor juga dapat menurunkan atau meningkatkan IPM suatu daerah. Pemodelan menggunakan SDM menunjukkan bahwa IPM suatu daerah juga dipengaruhi oleh AHH, AHLS, RLS dan pengeluaran per kapita di daerah sekitar.
2. SDM efek tetap layak untuk memodelkan IPM Jawa Tengah tahun 2011-2018. Terdapat hubungan spasial pada perolehan IPM berdasarkan model:

$$\begin{aligned} \widehat{IPM}_{it} = & c_i + (I_{LT} - 0.6558W_{LT})^{-1} + 0.3458 AHH_{it} \\ & + 1.1737 AHLS_{it} + 1.4982 RLS_{it} + 0.000018 PPK_{it} \\ & + 0.2968 \sum_{l=1}^L \sum_{j=1}^L W_{lj} AHH_{it} - 0.70414 \sum_{l=1}^L \sum_{j=1}^L W_{lj} AHLS_{it} \\ & - 0.9584 \sum_{l=1}^L \sum_{j=1}^L W_{lj} RLS_{it} + 0.0000225 \sum_{l=1}^L \sum_{j=1}^L W_{lj} PPK_{it} \end{aligned}$$



5.2. Saran

Beberapa saran dapat diberikan pada:

1. Pemerintah kabupaten/kota di Jawa Tengah agar meningkatkan kerjasama antar daerah.
2. Peneliti yang tertarik dalam bidang ini, supaya menambahkan peubah prediktor yang ditengarai berpengaruh terhadap IPM. Dapat dipertimbangkan penggunaan metode pendugaan parameter lain seperti Bayesian dan *2 stages least squares*. Pendekatan *invers* jarak dapat dipertimbangkan untuk menghitung matriks pembobot spasial.



DAFTAR PUSTAKA

- Angulo, A.M. dan Mur, J. 2011. *The Likelihood Ratio Test of Common Factors Under Non-Ideal Conditions*. Journal of Regional Research. Volume 21. Halaman 37-52.
- Anselin, L. 1988. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer Academic Publishers. Boston.
- Badan Pusat Statistik. 2011. *Data dan Informasi Kemiskinan Kabupaten/Kota 2011*. CV. Nario Sari. Jakarta.
- Baltagi, B.H. 2005. *Econometric Analysis of Panel Data 3rd Edition*. John Wiley & Sons Ltd. Chicester.
- Baltagi, B.H. dan Li, D. 1999. *Prediction in The Panel Data Model with Spatial Correlation*. Department of Economics. (1)
- Cryer, J. D. dan Chan, K.S. 2008. *Time Series Analysis With Application in R*. Springer. New York.
- Elhorst, J.P. 2010. *Applied Spatial Econometrics: Raising The Bar*. Spatial Economic Analysis Volume 5. Edisi 1). Halaman 9-28.
- _____. 2012. *Matlabs Software for Spatial Panels*. International Regional Science Review. Volume 00. Edisi 0. Halaman 1-17.
- Fischer, M.M. dan Getis, A. 2010. *Handbook of Applied Spatial Analysis*. Springer. Berlin.
- Kominfo. 2019. Kabupaten Malang Satu Data. Dinas Kominfo Kabupaten Malang. Malang.
- _____. 2019. Laporan Akhir Penyusunan Indeks Pembangunan Manusia Kabupaten Malang. Dinas Kominfo Kabupaten Malang. Malang.
- Lesage, J.P. 2008. *An Introduction to Spatial Econometrics*. Revue D'Economie Industrielle Volume 123. Edisi 3. Halaman 19-44.
- Liu, X. 2018. *Effect of Energy Development and Technological Innovation on PM_{2.5} In China: A Spatial Durbin Econometric Analysis*. Discrete Dynamics in Nature and Society. Volume 2018. Halaman 1-12.
- Millo, G. dan Piras G. 2012. *SPLM: Spatial Panel Data Model in R*. Journal of Statistical Software. Volume 47. Edisi 1. Halaman 1-38.
- Ningtyas, M.S. 2015. *Pemodelan Faktor-Faktor yang Berpengaruh Terhadap Indeks Pembangunan Manusia (IPM)*

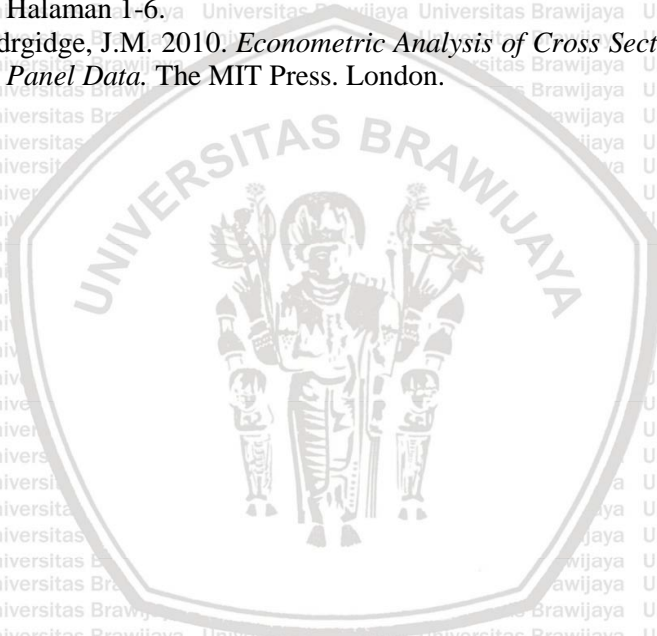


Kabupaten/Kota di Jawa Timur Menggunakan Regresi Panel.
Institut Teknologi Sepuluh November. Surabaya.

Razali, N.M. dan Wah, Y.B. 2011. *Power Comparisons of Shapiro-Wilk, Kolmogorov-Smirnov, Lilliefors and Anderson-Darling Tests.* Journal of Statistical Modeling and Analytics. Volume 2. Edisi 1. Halaman 21-33.

Septiawan, A.R., Handajani, S.S., dan Martini, T.S. 2018. *Spatial Durbin Error Model for Human Developtment Index in Province of Central Java.* Journal of Physics. Volume 10. Edisi 25. Halaman 1-6.

Wooldridge, J.M. 2010. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data.* The MIT Press. London.



LAMPIRAN

Lampiran 1. Data Penelitian

DAERAH	TAHUN	IPM	AHH	AHLS	RLS	PPK
Banjarnegara	2011	61.58	73.17	9.90	5.84	7362
Banyumas	2011	67.45	72.74	11.78	6.94	9241
...
Wonogiri	2011	64.75	75.65	11.31	5.66	7929
Wonosobo	2011	63.07	70.50	10.09	5.87	9275
Banjarnegara	2012	62.29	73.25	10.22	5.85	7570
Banyumas	2012	68.06	72.82	11.95	7.06	9447
...
Wonogiri	2012	65.75	75.72	11.47	6.03	8132
Wonosobo	2012	64.18	70.63	10.83	5.90	9403
Banjarnegara	2013	62.84	73.34	10.53	5.86	9071
Banyumas	2013	68.55	72.89	12.11	7.18	9561
...
Wonogiri	2013	66.40	75.80	11.77	6.12	14.02
Wonosobo	2013	64.57	70.76	11.03	5.92	22.08
Banjarnegara	2014	63.15	73.39	10.70	5.90	17.77
Banyumas	2014	69.25	72.92	12.56	7.31	17.45
...
Wonogiri	2014	66.77	75.84	11.94	6.23	13.09
Wonosobo	2014	65.20	70.82	11.34	6.07	21.42
Banjarnegara	2015	64.73	73.59	11.39	6.17	18.37
Banyumas	2015	69.89	73.12	12.57	7.31	17.52
...
Wonogiri	2015	67.76	75.86	12.42	6.39	12.98
Wonosobo	2015	65.70	71.02	11.43	6.11	21.45
Banjarnegara	2016	65.52	73.69	11.40	6.26	17.46
Banyumas	2016	70.49	73.23	12.58	7.39	17.23



...
Wonogiri	2016	68.23	75.88	12.43	6.57	13.12
Wonosobo	2016	66.19	71.16	11.67	6.12	20.53
Banjarnegara	2017	65.86	73.79	11.41	6.27	17.21
Banyumas	2017	70.75	73.33	12.63	7.40	17.05
...
Wonogiri	2017	68.66	76.00	12.44	6.68	12.9
Wonosobo	2017	66.89	71.30	11.68	6.51	20.32
Banjarnegara	2018	66.54	73.91	11.42	6.28	15.46
Banyumas	2018	71.30	73.45	12.64	7.41	13.5
...
Wonogiri	2018	69.37	76.05	12.45	6.88	10.75
Wonosobo	2018	67.81	71.46	11.69	6.75	17.58



Lampiran 2. Matriks Pembobot Spasial

	Banjar-negara	Banyumas	Batang	...	Wonogiri	Wonosobo
Banjarneegara	0	1	1	...	0	1
Banyumas	1	0	0	...	0	0
Batang	1	0	0	...	0	1
Bloro	0	0	0	...	0	0
Boyolali	0	0	0	...	0	0
Brebes	0	1	0	...	0	0
Cilacap	0	1	0	...	0	0
Demak	0	0	0	...	0	0
Grobogan	0	0	0	...	0	0
Jepara	0	0	0	...	0	0
Karanganyar	0	0	0	...	1	0
Kebumen	1	1	0	...	0	1
Kendal	0	0	1	...	0	1
Klaten	0	0	0	...	0	0
Kota Magelang	0	0	0	...	0	0
Kota Pekalongan	0	0	1	...	0	0
Kota Salatiga	0	0	0	...	0	0
⋮	⋮	⋮	⋮	...	⋮	⋮
Rembang	0	0	0	...	0	0
Semarang	0	0	0	...	0	0
Sragen	0	0	0	...	0	0
Sukoharjo	0	0	0	...	1	0
Tegal	0	1	0	...	0	0
Temanggung	0	0	0	...	0	1
Wonogiri	0	0	0	...	0	0
Wonosobo	1	0	1	...	0	0



Lampiran 3. *Syntax* Pembentukan dan Pemilihan Model Panel

```
library(plm)

# Memasukkan Data
> d=read.csv(file.choose(),header=T,sep=";")
> data=pdata.frame(d, c("DAERAH", "TAHUN"))

# Membentuk Model Panel
> F=IPM~AHH+AHL+RLS+PPK
> mpool=plm(F, data=data, model="pooling")
> mfix=plm(F, data=data, model="within")
> mrandom=plm(F, data=data, model="random")
> summary(mpool)
> summary(mfix)
> summary(mrandom)

#Uji Chow
> pFtest(mfix,mpool)

#Uji Hausman
> phtest(mfix,mrandom)
```

Lampiran 4. *Syntax* Pembentukan Model Spasial-Panel

```
library(spatialreg)
library(spdep)
library(splm)

# Memasukkan Matriks Pembobot Spasial
> matriks = read.csv(file.choose(), header=T, sep=";")
> MP = data.matrix(matriks)
> MP = MP[, -1]
> baku = apply(MP, 1, sum)
> W = MP/baku
> wow = mat2listw(W, style="W")

# Uji Pengaruh Spasial
> slmtest(mfix, listw=W, test="lml")
> slmtest(mfix, listw=W, test="rlml")
> slmtest(mfix, listw=W, test="lme")
> slmtest(mfix, listw=W, test="rlme")

# Uji Moran's I
> moran.test(d$TH2011, listw=wow)
> moran.test(d$TH2012, listw=wow)
> moran.test(d$TH2013, listw=wow)
> moran.test(d$TH2014, listw=wow)
> moran.test(d$TH2015, listw=wow)
> moran.test(d$TH2016, listw=wow)
> moran.test(d$TH2017, listw=wow)
> moran.test(d$TH2018, listw=wow)

# Membuat Diagram Pencar Moran's I
> moran.plot(d$TH2011, listw=wow, labels=
  as.character(d$DAERAH), pch=15, col=10)
> moran.plot(d$TH2012, listw=wow, labels=
  as.character(d$DAERAH), pch=15, col=10)
> moran.plot(d$TH2013, listw=wow, labels=
  as.character(d$DAERAH), pch=15, col=10)
> moran.plot(d$TH2014, listw=wow, labels=
  as.character(d$DAERAH), pch=15, col=10)
```

Lampiran 4. *Syntax* Pembentukan Model Spasial-Panel (Lanjutan)

```
#Membentuk Lag Spasial
>datas=data[order(data$TAHUN),]
>datas$SLPPK=slag(datas$PPK,W)
>datas$SLIPM=slag(datas$IPM,W)
>datas$SLAHH=slag(datas$AHH,W)
>datas$SLAHLs=slag(datas$AHLs,W)
>datas$SLRLS=slag(datas$RLS,W)
>datas$SLPM=slag(datas$PM,W)
>as.data.frame(datas)
>dataf=datas[order(D$TAHUN),]

#Membentuk SDMFE
>FSS=IPM~AHH+AHLs+RLS+PPK+SLP+SLAHH+SLAHLs+SLRLS
>SDMFES= spml(FSS, data=dataf, listw=wow,
  model="within", effect="individual", lag=TRUE,
  spatial.error="none")
>summary(SDMFES)
>effects(SDMFES)
>impacts(SDMFES,listw=wow,t=8)
```

Lampiran 5. *Syntax* Uji Asumsi Galat

```

library(nortest)

#Uji Asumsi Kenormalan
>qq.plot(residuals(SDMFES))
>norml=ad.test(residuals(SDMFES))
>norml

#Uji Asumsi Non-Autokorelasi Spasial
>I=diag(8)
>mat=kronecker(I,W)
>Wstand.lw=mat2listw(mat,style="W")
>moran.test(residuals(SDMFES),listw=Wstand.lw)

#Uji Kehomogenan Ragam Galat
>Z=as.matrix(x)
>nt=dim(Z) [1]
>sig=(sum(res^2))/(nt-1)
>fil=((res^2)/sig)-1
>f1=as.matrix(fil)
>tf1=t(f1)
>tz=t(Z)
>resm1=as.matrix(residuals(SDMFES))
>tres1=t(resm1)
>iz=solve(tz**Z)
>tw=sum(diag(((t(W)**W)+(W**W))))
>BP1=(0.5**tf1**Z**iz**tz**f1)+((1/tw)**((
  tres1**mat**resm1)/sig))
>SU1=pchisq(BP1,df=5,ncp=0,lower.tail=FALSE)
>SU1
>BP1

```

Lampiran 6. Hasil Pembentukan Model Panel

```

> summary(mpool)
Pooling Model
Call:
plm(formula = F, data = data, model = "pooling")
Balanced Panel: n = 35, T = 8, N = 280
Residuals:
    Min.    1st Qu.    Median    3rd Qu.    Max.
-3.205326 -0.468012  0.041764  0.473515  3.045210
Coefficients:
                Estimate Std. Error t-value Pr(>|t|)
(Intercept)  2.36050332  2.22145597  1.0626  0.2889
AHH          0.44871375  0.03232492  13.8814 <2e-16 ***
AHL          1.33519628  0.09309091  14.3429 <2e-16 ***
RLS          1.76506419  0.07875096  22.4132 <2e-16 ***
PPK          0.00047812  0.00003912  12.2218 <2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.'
0.1 ' ' 1

Total Sum of Squares:    6329.3
Residual Sum of Squares: 180.61
R-Squared:              0.97146
Adj. R-Squared:         0.97105
F-statistic: 2340.47 on 4 and 275 DF, p-value: <
2.22e-16

> summary(mfix)
Oneway (individual) effect Within Model
Call:
plm(formula = F, data = data, model = "within")
Balanced Panel: n = 35, T = 8, N = 280
Residuals:
    Min.    1st Qu.    Median    3rd Qu.    Max.
-0.422378 -0.149110 -0.032815  0.121517  0.703183
Coefficients:
                Estimate Std. Error t-value Pr(>|t|)
AHH  1.3286e+00  1.2049e-01  11.0265 < 2.2e-16 ***
AHL  1.4823e+00  5.1494e-02  28.7864 < 2.2e-16 ***
RLS  1.7849e+00  9.2570e-02  19.2815 < 2.2e-16 ***
PPK  4.3108e-05  1.4324e-05   3.0094  0.002896 **

```


Lampiran 6. Hasil Pembentukan Model Panel (Lanjutan)

```

Total Sum of Squares:      609.21
Residual Sum of Squares: 12.825
R-Squared:                0.97895
Adj. R-Squared:          0.97563
F-statistic: 2801.74 on 4 and 241 DF, p-value: <
2.22e-16


> summary(mrandom)
Oneway (individual) effect Random Effect Model
(Swamy-Arora's transformation)
Call:
plm(formula = F, data = data, model = "random")
Balanced Panel: n = 35, T = 8, N = 280
Effects:
              var std.dev share
idiosyncratic 0.05322 0.23069 0.238
individual     0.17016 0.41250 0.762
theta: 0.806
Residuals:
      Min. 1st Qu.  Median 3rd Qu.    Max.
-0.73504 -0.18420 -0.02928  0.21299  0.84863
Coefficients:
              Estimate Std. Error z-value Pr(>|z|)
(Intercept) -4.2067e+00  3.7624e+00 -1.1181  0.2635
AHH          5.3438e-01  5.3817e-02  9.9297 < 2.2e-16 ***
AHL          1.5819e+00  5.6143e-02 28.1765 < 2.2e-16 ***
RLS          1.9232e+00  8.7065e-02 22.0896 < 2.2e-16 ***
PPK          7.5506e-05  1.8269e-05  4.1330 3.581e-05 ***
---
Total Sum of Squares:      824.41
Residual Sum of Squares: 24.494
R-Squared:                0.97029
Adj. R-Squared:          0.96986
Chisq: 8980.88 on 4 DF, p-value: < 2.22e-16
    
```



Lampiran 7. Hasil Pemilihan Model Panel

```
> pFtest(mfix,mpool)
F test for individual effects
F = 92.735, df1 = 34, df2 = 241, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects

> phtest(mfix,mrandom)
Hausman Test
chisq = 49.796, df = 4, p-value = 3.983e-10
alternative hypothesis: one model is inconsistent
```



UNIVERSITAS BRAWIJAYA

Lampiran 8. Hasil Pengujian Autokorelasi Spasial pada Respon dan Galat

```
> slmtest(mfix,listw=W,test="lml")
LM test for spatial lag dependence
data: formula (within transformation)
LM = 102.46, df = 1, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: spatial lag dependence

> slmtest(mfix,listw=W,test="rlml")
Locally robust LM test for spatial lag dependence
sub spatial error
data: formula (within transformation)
LM = 56.169, df = 1, p-value = 6.65e-14
alternative hypothesis: spatial lag dependence

> slmtest(mfix,listw=W,test="lme")
LM test for spatial error dependence
data: formula (within transformation)
LM = 81.174, df = 1, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: spatial error dependence

> slmtest(mfix,listw=W,test="rlme")
Locally robust LM test for spatial error dependence
sub spatial lag
data: formula (within transformation)
LM = 34.879, df = 1, p-value = 3.509e-09
alternative hypothesis: spatial error dependence
```

Lampiran 9. Hasil Pengujian Autokorelasi Spasial pada Respon

```

> moran.test(d$TH2011,listw=wow)
Moran I test under randomisation
Moran I statistic standard deviate = 2.4406, p-
value = 0.007331
alternative hypothesis: greater
sample estimates:
Moran I statistic      Expectation      Variance
      0.24908103      -0.02941176      0.01302058

> moran.test(d$TH2012,listw=wow)
Moran I test under randomisation
Moran I statistic standard deviate = 2.4764, p-
value = 0.006635
alternative hypothesis: greater
sample estimates:
Moran I statistic      Expectation      Variance
      0.25350228      -0.02941176      0.01305134

> moran.test(d$TH2013,listw=wow)
Moran I test under randomisation
Moran I statistic standard deviate = 2.3692, p-
value = 0.008912
alternative hypothesis: greater
sample estimates:
Moran I statistic      Expectation      Variance
      0.24129829      -0.02941176      0.01305541

> moran.test(d$TH2015,listw=wow)
Moran I test under randomisation
Moran I statistic standard deviate = 2.3441, p-
value = 0.009538
alternative hypothesis: greater
sample estimates:
Moran I statistic      Expectation      Variance
      0.23770973      -0.02941176      0.01298612
    
```



Lampiran 9. Hasil Pengujian Autokorelasi Spasial pada IPM (Lanjutan)

```

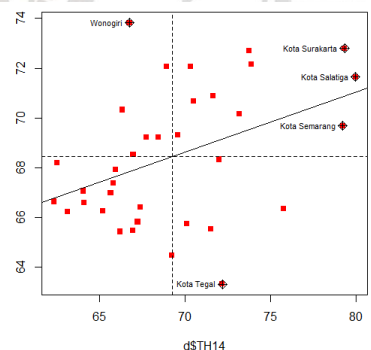
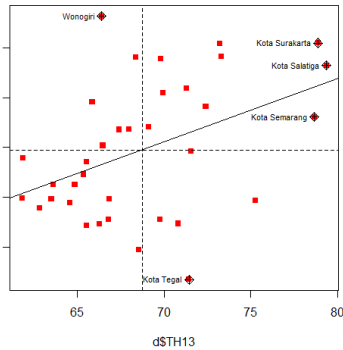
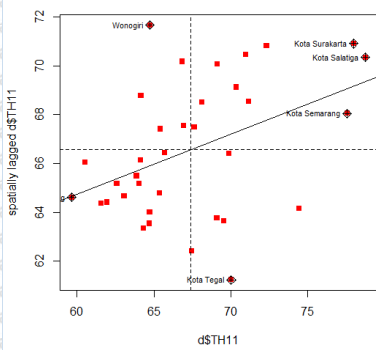
> moran.test(d$TH2016,listw=wow)
Moran I test under randomisation
Moran I statistic standard deviate = 2.288, p-value
= 0.01107
alternative hypothesis: greater
sample estimates:
Moran I statistic      Expectation      Variance
      0.23102307      -0.02941176      0.01295600

> moran.test(d$TH2017,listw=wow)
Moran I test under randomisation
Moran I statistic standard deviate = 2.2894, p-
value = 0.01103
alternative hypothesis: greater
sample estimates:
Moran I statistic      Expectation      Variance
      0.23099889      -0.02941176      0.01293845

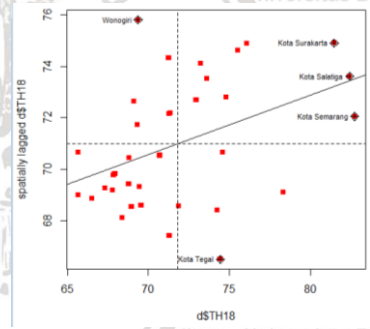
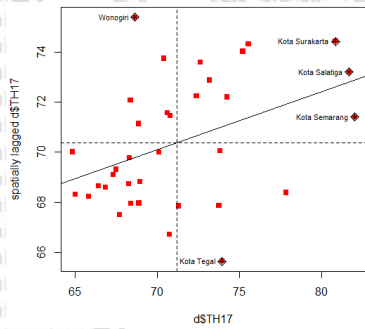
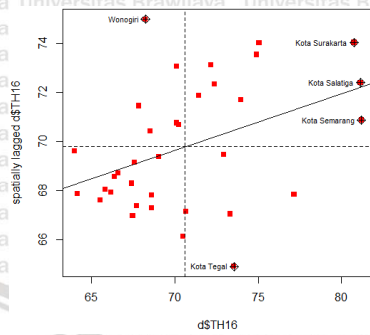
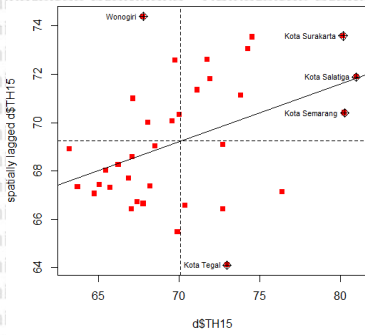
> moran.test(d$TH2018,listw=wow)
Moran I test under randomisation
Moran I statistic standard deviate = 2.2914, p-
value = 0.01097
alternative hypothesis: greater
sample estimates:
Moran I statistic      Expectation      Variance
      0.23072782      -0.02941176      0.01288875
    
```



Lampiran 10. Diagram Pencar Moran's I



Lampiran 10. Diagram Pencar Moran's I (Lanjutan)



Lampiran 11. Hasil Pendugaan dan Pengujian Parameter SDM Efek Tetap

```

> summary(SDMFES)
Spatial panel fixed effects lag model

Call:
spml(formula = FSS, data = dataf, listw = wow,
model = "within",effect = "individual", lag =
TRUE, spatial.error = "none")

Residuals:
  Min.    1st Qu.    Median    3rd Qu.    Max.
-0.32972447 -0.09036648  0.00038651  0.08474403
 0.49788161

Spatial autoregressive coefficient:
      Estimate Std. Error t-value Pr(>|t|)
lambda 0.655830  0.045114  14.537 < 2.2e-16 ***

Coefficients:
      Estimate Std. Error t-value Pr(>|t|)
AHH    3.4578e-01  8.4427e-02  4.0957 4.209e-05 ***
AHL    1.1737e+00  4.1298e-02 28.4193 < 2.2e-16 ***
RLS    1.4982e+00  5.5535e-02 26.9784 < 2.2e-16 ***
PPK    1.8078e-05  8.2255e-06  2.1978  0.02796 *
SLAHH  2.9679e-01  1.2604e-01  2.3548  0.01853 *
SLAHL  -7.0408e-01  8.4918e-02 -8.2913 < 2.2e-16 ***
SLRLS  -9.5836e-01  1.2928e-01 -7.4128 1.237e-13 ***
SLPPK  2.2522e-05  1.6355e-05  1.3770  0.16851
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1
' ' 1

```


Lampiran 12. Efek Spesifik Lokasi

```

> effects (SDMFES)
  Intercept:
      Estimate Std. Error t-value Pr(>|t|)
(Intercept) -33.6664 7.0934 -4.7462 2.073e-06 ***
Spatial fixed effects:
      Estimate Std. Error t-value Pr(>|t|)
1 -0.648861 6.996510 -0.0927 0.9261
2 2.343976 6.913501 0.3390 0.7346
3 -0.986765 7.036978 -0.1402 0.8885
4 -1.092317 7.145120 -0.1529 0.8785
5 0.518881 7.215227 0.0719 0.9427
6 -0.405616 6.869054 -0.0590 0.9529
7 1.714899 6.850061 0.2503 0.8023
8 -2.033126 7.205254 -0.2822 0.7778
9 -1.111019 7.178970 -0.1548 0.8770
10 -1.123666 7.233967 -0.1553 0.8766
11 -1.295623 7.271911 -0.1782 0.8586
12 -1.118367 6.967488 -0.1605 0.8725
13 0.213920 7.121602 0.0300 0.9760
14 0.377465 7.213205 0.0523 0.9583
15 2.065796 7.043265 0.2933 0.7693
16 2.080934 7.083030 0.2938 0.7689
17 1.755872 7.206875 0.2436 0.8075
18 1.720115 7.184015 0.2394 0.8108
19 0.256983 7.284040 0.0353 0.9719
20 4.964339 6.747857 0.7357 0.4619
21 0.135236 7.211459 0.0188 0.9850
22 -2.697079 7.112588 -0.3792 0.7045
23 -0.478062 7.180864 -0.0666 0.9469
24 0.586225 7.041890 0.0832 0.9337
25 -1.740714 6.948613 -0.2505 0.8022
26 0.399916 7.005740 0.0571 0.9545
27 1.226900 6.943443 0.1767 0.8597
28 -0.338509 7.160889 -0.0473 0.9623
29 0.029048 7.171870 0.0041 0.9968
30 0.154472 7.218193 0.0214 0.9829
31 -1.473184 7.285204 -0.2022 0.8397
32 -0.153745 6.863517 -0.0224 0.9821
33 -1.091593 7.067478 -0.1545 0.8773
34 -3.509299 7.320778 -0.4794 0.6317
35 0.752567 7.026780 0.1071 0.9147
    
```

Lampiran 13. Efek Langsung, Tidak Langsung dan Total

Impact measures (lag, trace):

	Direct	Indirect	Total
AHH	4.010881e-01	6.036044e-01	1.004693e+00
AHLS	1.361372e+00	2.048752e+00	3.410124e+00
RLS	1.737868e+00	2.615348e+00	4.353216e+00
PPK	2.096797e-05	3.155506e-05	5.252303e-05
SLPPK	2.612757e-05	3.931983e-05	6.544739e-05
SLAHH	3.442614e-01	5.180849e-01	8.623463e-01
SLAHLs	-8.166920e-01	-1.229054e+00	-2.045746e+00
SLRLS	-1.111645e+00	-1.672934e+00	-2.784578e+00



Lampiran 14. Hasil Pengujian Asumsi Galat

```
# Hasil Uji Kenormalan
> norm1=ad.test(res)
> norm1
Anderson-Darling normality test
data: res
A = 0.33292, p-value = 0.5089

#Hasil Uji Non-autokorelasi Spasial
> autos=moran.test(res,listw=Wstand.lw)
> autos
Moran I test under randomisation
data: res
weights: Wstand.lw
Moran I statistic standard deviate = -0.94606, p-
value = 0.8279
alternative hypothesis: greater
sample estimates:
Moran I statistic      Expectation      Variance
-0.044225093          -0.003584229          0.001845408

#Hasil Uji Kehomogenan Ragam
> SU1
      [,1]
[1,] 0.7246268
> BP1
      [,1]
[1,] 2.840064
```



