



TESIS- SS14 2501

**PENERAPAN *GENERALIZED METHOD OF MOMENT (GMM)*  
PADA PERSAMAAN SIMULTAN DURBIN SPASIAL  
UNTUK MEMODELKAN KINERJA EKONOMI JAWA TIMUR**

**LEMAN JAYA  
NRP. 1315 201 706**

**DOSEN PEMBIMBING:  
Dr. Ir. Setiawan, MS.  
Dr. Agus Suharsono, MS.**

**PROGRAM MAGISTER  
JURUSAN STATISTIKA  
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM  
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER  
SURABAYA  
2017**



TESIS-SS14 2501

**APPLICATION OF GENERALIZED METHOD OF MOMENT (GMM)  
TO SPATIAL DURBIN SIMULTANEOUS EQUATION  
FOR MODELING POVERTY IN JAWA TIMUR PROVINCE**

**LEMAN JAYA  
NRP. 1315 201 706**

**DOSEN PEMBIMBING:  
Dr. Ir. Setiawan, MS  
Dr. Agus Suharsono, MS**

**MAGISTER PROGRAM  
DEPARTMENT OF STATISTICS  
FACULTY OF MATHEMATICS AND NATURAL SCIENCES  
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER  
SURABAYA  
2017**

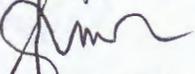
**PENERAPAN GENERALIZED METHOD OF MOMENT  
(GMM) PADA PERSAMAAN SIMULTAN DURBIN SPASIAL  
UNTUK MEMODELKAN KEMISKINAN  
JAWA TIMUR**

Tesis disusun untuk memenuhi salah satu syarat memperoleh gelar  
Magister Sains (M.Si)  
di  
Institut Teknologi Sepuluh Nopember  
Oleh:

**LEMAN JAYA  
NRP. 1315 201 706**

Tanggal Ujian : 10 Januari 2017  
Periode Wisuda : Maret 2017

Disetujui oleh:

-   
1. Dr. Ir. Setiawan, M.S. (Pembimbing I)  
NIP. 19601030 198701 1 001
-   
2. Dr. Agus Suharsono, M.S. (Pembimbing II)  
NIP 19580823 198403 1 003
-   
3. Dr. Wahyu Wibowo, S.Si., M.Si. (Penguji)  
NIP. 19740328 199802 1 001
-   
4. Dr. Kartika Fithriasari, M.Si. (Penguji)  
NIP. 19691212 199303 2 002
-   
5. Dr. Vera Lisna, S.Si., M.Phil. (Penguji)  
NIP. 19681107 199403 2 002

an Direktur Program Pascasarjana  
Asisten Direktur

  
Prof. Dr. Ir. Widiarta, M.Eng.  
NIP. 19611021 198603 1 001

Direktur Program Pasca Sarjana,

Prof. Ir. Djauhar Manfaat, M.Sc., Ph.D.  
NIP. 19601202 198701 1 001

**PENERAPAN *GENERALIZED METHOD OF MOMENT* (GMM)  
PADA PERSAMAAN SIMULTAN DURBIN SPASIAL  
UNTUK MEMODELKAN KEMISKINAN  
JAWA TIMUR**

Nama : Leman Jaya  
NRP : 1315201706  
Pembimbing : Dr. Ir. Setiawan, M.S.  
Co-Pembimbing : Dr. Agus Suharsono, M.S.

**ABSTRAK**

Dalam model persamaan simultan spasial, variabel endogen pada persamaan tertentu, menjadi variabel eksplanatori pada persamaan lainnya, sehingga menimbulkan endogenitas. Selain itu, variabel dependen tidak hanya dipengaruhi oleh variabel eksplanatori, tetapi dipengaruhi juga oleh keterkaitan antar unit spasial yang disebut *spatial dependence*. Model durbin spasial (SDM) merupakan model spasial yang memasukan *lag* spasial pada variabel dependen dan variabel eksplanatori. Karena keterbatasan metode *least square* dalam menangani endogenitas dan *spatial dependence*, maka digunakan metode *generalized metode moment* (GMM). Penelitian ini bertujuan untuk mendapatkan estimator model durbin spasial pada persamaan simultan dengan metode GMM. Estimator GMM akan diterapkan pada pemodelan simultan spasial hubungan keterkaitan kemiskinan, pengangguran, dan PDRB di Jawa Timur periode 2012-2014 dengan pembobot *rook contiguity* dan pembobot *costumized*. Model simultan durbin spasial hubungan keterkaitan kemiskinan, pengangguran, dan PDRB di Jawa Timur dengan metode GMM dan bobot *customized* memberikan hasil estimasi yang relatif lebih baik. Variabel pengangguran berpengaruh positif dan signifikan, sedangkan rata-rata lama sekolah berpengaruh negatif dan signifikan terhadap peningkatan kemiskinan dengan elastisitas masing-masing sebesar 0,46 dan 1,50. *Lag* spasial variabel kemiskinan berpengaruh negatif, namun tidak signifikan terhadap peningkatan kemiskinan. Variabel kemiskinan dan upah minimum kabupaten berpengaruh positif dan signifikan dalam meningkatkan pengangguran dengan elastisitas masing-masing sebesar 0,46 dan 0,79. *Lag* spasial variabel pengangguran berpengaruh positif dan signifikan terhadap peningkatan pengangguran. Variabel belanja pembangunan modal dan upah minimum kabupaten berpengaruh positif dan signifikan terhadap peningkatan PDRB dengan elastisitas masing-masing sebesar 0,50 dan 1,55. *Lag* spasial variabel PDRB berpengaruh positif dan signifikan terhadap peningkatan PDRB.

**Kata Kunci:** GMM, Model Durbin Spasial, Persamaan simultan

# **APPLICATION OF GENERALIZED METHOD OF MOMENT (GMM) TO SPATIAL DURBIN SIMULTANEOUS EQUATION FOR MODELING POVERTY IN JAWA TIMUR PROVINCE**

By : Leman Jaya  
Student Identify Number : 1315201706  
Supervisor : Dr. Ir. Setiawan, M.S.  
Co. Supervisor : Dr. Agus Suharsono, M.S.

## **ABSTRACT**

In a spatial simultaneous equation model, endogenous variables in the equation, it can be explanatory variables in the other equation, cause of endogeneity. In addition, the dependent variable is not only influenced by the explanatory variables, but also influenced by spatial effect which describes the pattern of interaction of these variables among spatial unit called spatial dependence. Spatial durbin models (SDM) is a spatial models that involve spatial lag on the dependent variable and the explanatory variables. Due to the limitations of the least squares method in dealing with endogeneity and spatial dependence, then used generalized method of moments (GMM). This study aims to get estimator for spatial durbin simultaneous equation with GMM method. GMM estimators will be applied to the spatial simultaneous modeling of the relationship of poverty, unemployment, and the GDP in Jawa Timur of 2012-2014 using rook contiguity weighting matrice and costumized weighting matrice. Spatial durbin simultaneous equation model of poverty, unemployment, and the GDP in East Java showed that models using customized weighting and GMM estimation are relatively better in results. Unemployment rate shows positive and significant effect, while the mean years of schooling shows negative and significant effect on increasing poverty rate with the elasticity respectively 0.46 and 1.50. Spatial lag of poverty shows negative, but no significant effect on increasing poverty rate. Poverty rate and official minimum wage shows positive and significant effect on increasing unemployment rate with the elasticity respectively 0.46 and 0.79. Spatial lag of unemployment rate shows positive and significant effect on increasing unemployment rate. Capital development expenditure and official minimum wage shows positive and significant effect on increasing GDP with the elasticity respectively by 0.50 and 1.55. Spatial lag of GDP shows positive and significant effect on increasing GDP.

**Key Words** : GMM, Simultaneous Equation, Spatial Durbin Model

## KATA PENGANTAR

Puji syukur kepada Allah SWT. Dzat yang tiada Tuhan selain Allah. Berkat petunjuk-Nya penulis dapat menyelesaikan penulisan tesis yang berjudul “Penerapan *Generalized Method of Moment (GMM)* pada Persamaan Simultan Durbin Spasial untuk memodelkan Kemiskinan Jawa Timur”. Selain itu, penulis juga mengucapkan terima kasih sebesar-besarnya dan penghargaan setinggi-tingginya kepada:

1. Pimpinan Badan Pusat Statistik RI dan pimpinan Pusdiklat BPS RI yang memberikan beasiswa kepada penulis untuk mengikuti pendidikan S2 Statistika di ITS.
2. Bapak Dr. Ir. Setiawan, M.S. selaku dosen pembimbing I dan Bapak Dr. Agus Suharsono, M.S. selaku dosen pembimbing II yang telah bersedia meluangkan waktu dan memberikan bimbingan, saran, masukan, dan motivasi dalam penyusunan tesis ini.
3. Bapak Dr. Wahyu Wibowo, S.Si., M.Si, dan Ibu Dr. Vera Lisna, S.Si., M.Phil selaku penguji yang telah memberikan koreksi, saran, dan masukan demi perbaikan tesis ini.
4. Ibu Dr. Kartika Fithriasari, M.Si selaku penguji tesis sekaligus dosen pembimbing akademik atas segala arahan dan bimbingan yang telah diberikan selama proses perkuliahan di ITS.
5. Bapak Dr.rer.pol. Heri Kuswanto, M.Si selaku validator tesis sekaligus Kaprodi Pasca Sarjana Statistika ITS atas bantuan selama proses pendidikan di ITS.
6. Bapak dan Ibu dosen S2 Statistika ITS yang telah mencurahkan ilmu dan pengalamannya selama proses perkuliahan, serta seluruh staff administrasi jurusan statistika ITS yang telah memberikan bantuan selama proses studi.
7. Bapak dan Ibu dosen pengajar dari BPS yang telah berbagi pengalaman dan pengetahuan kepada kami. Segala masukan dari Bapak Ibu sangat berarti bagi kami dalam melaksanakan tugas selanjutnya di BPS

8. Pimpinan BPS Provinsi Sulawesi Tenggara, dan BPS Kabupaten Muna atas motivasi dan arahan kepada penulis selama proses pendidikan di ITS.
9. Keluarga besar Dusman Ufani dan Moeh. Asaat Malik yang selalu memberikan dukungan, motivasi, dan doa dalam penyusunan tesis ini.
10. Istriku Ade Triyani Malik serta dua buah hatiku Fahri Malik Aydinastin dan Ainayya Sa'idah Azmi. Untuk Kalian karya kecil ini kupersembahkan,
11. Rekan-rekan S2 ITS kelas BPS angkatan 9. Kalian semua istimewa di hati. Saya sangat beruntung bisa bertemu dan berinteraksi dengan orang-orang hebat seperti kalian. Semoga Tuhan membalas kebaikan kalian semua.
12. Teman-teman S3 ITS kelas BPS khususnya Mas Mustakim, dan teman-teman S2 ITS kelas reguler angkatan 2015. Seseorang yang istimewa bukan saja yang selalu berada di sisi kita, tetapi juga yang selalu mengingat kita dalam setiap lantunan doanya.
13. Teman-teman seperjuangan, sebimbangan atas segala bantuan dan dukungan kepada penulis. Ilmu tidak akan berkurang dengan berbagi namun akan terus bertambah dan bermanfaat.
14. Serta semua pihak yang telah membantu dalam penulisan tesis ini.

Penulis menyadari bahwa tesis ini masih mempunyai kekurangan. Oleh karena itu, saran dan kritik yang membangun sangat penulis harapkan. Akhirnya, penulis berharap semoga tesis ini dapat bermanfaat.

Surabaya, Januari 2017

**Leman Jaya**

## DAFTAR ISI

<b>HALAMAN JUDUL</b> .....	i
<b>LEMBAR PENGESAHAN</b> .....	iii
<b>ABSTRAK</b> .....	iv
<b>KATA PENGANTAR</b> .....	vi
<b>DAFTAR ISI</b> .....	viii
<b>DAFTAR TABEL</b> .....	xi
<b>DAFTAR GAMBAR</b> .....	xiii
<b>DAFTAR LAMPIRAN</b> .....	xv
<b>BAB 1 PENDAHULUAN</b> .....	1
1.1. Latar Belakang .....	1
1.2. Perumusan Masalah .....	4
1.3. Tujuan Penelitian .....	6
1.4. Manfaat Penelitian .....	6
1.5. Batasan Masalah Penelitian.....	6
<b>BAB 2 TINJAUAN PUSTAKA</b> .....	7
2.1. Ekonometrika Spasial .....	7
2.1.1. Data Spasial .....	7
2.1.2. Efek Spasial .....	8
2.1.3. Klasifikasi Model Spasial Area .....	8
2.1.4. Matriks Pembobot Spasial .....	10
2.2. Metode Momen, Metode Instrumental Variabel dan GMM .....	12
2.3. Persamaan Simultan .....	15
2.3.1. Model Persamaan Simultan .....	15
2.3.2. Identifikasi Model Persamaan Simultan.....	17
2.3.3. Pengujian Simultanitas .....	19
2.3.4. Estimasi GMM pada Persamaan Simultan .....	20
2.4. Model Durbin Spasial .....	21
2.4.1. Model Durbin Spasial pada Persamaan Simultan.....	22
2.4.2. Estimasi GMM pada Model Spasial .....	24

2.5.	Pengujian Model .....	25
2.5.1.	Pengujian Dependensi Spasial .....	25
2.5.2.	Pengujian Signifikansi Parameter .....	27
2.5.3.	Koefisien Determinasi ( $R^2$ ) .....	28
2.6.	Kajian Teori dan Kajian Empiris Variabel Penelitian.....	29
2.6.1.	Kemiskinan .....	29
2.6.2.	Pengangguran .....	30
2.6.3.	Pertumbuhan Ekonomi .....	32
<b>BAB 3</b>	<b>METODOLOGI PENELITIAN .....</b>	<b>35</b>
3.1.	Sumber Data .....	35
3.2.	Spesifikasi Model .....	35
3.3.	Variabel Penelitian dan Definisi Operasional .....	37
3.4.	Metode Analisis Data .....	39
3.5.	Struktur Data.....	41
<b>BAB 4</b>	<b>HASIL DAN PEMBAHASAN .....</b>	<b>45</b>
4.1	Deskripsi Variabel Penelitian.....	45
4.1.1.	Kemiskinan .....	45
4.1.2.	Pengangguran .....	49
4.1.3	Produk Domestik Regional Bruto .....	52
4.2	Hubungan Antar Variabel Penelitian .....	57
4.2.1.	Kemiskinan .....	58
4.1.2.	Pengangguran .....	61
4.2.3	Produk Domestik Regional Bruto .....	64
4.3	Estimasi Paramater GMM .....	67
4.4	Pengujian Prasyarat Model Persamaan Simultan Spasial .....	72
4.4.1	Identifikasi Model Persamaan Simultan .....	72
4.4.2.	Pengujian Simultanitas .....	74
4.4.3	Pengujian Dependensi Spasial .....	75
4.5	Parameter Model Simultan Durbin Spasial .....	78
4.5.1	Model Simultan Durbin Spasial dengan Pembobot <i>Rook</i> dan metode GMM.....	78

4.5.2	Model Simultan Durbin Spasial dengan Pembobot <i>Costumized</i> dan metode GMM.....	81
4.5.3	Model Simultan Spasial dengan Pembobot Rook <i>Contiguity</i> dan Metode S2SLS.....	83
4.5.4	Model Simultan Spasial dengan Pembobot <i>Costumized</i> dan Metode S2SLS.....	86
4.5.5	Pemilihan Model Terbaik .....	88
4.6	Interpretasi Model.....	90
4.6.1.	Kemiskinan .....	90
4.6.2.	Pengangguran .....	93
4.6.3	Produk Domestik Regional Bruto .....	95
<b>BAB 5 KESIMPULAN DAN SARAN .....</b>		<b>99</b>
5.1	Kesimpulan .....	99
5.2	Saran .....	100
<b>DAFTAR PUSTAKA .....</b>		<b>103</b>
<b>LAMPIRAN .....</b>		<b>107</b>
<b>BIOGRAFI PENULIS .....</b>		<b>133</b>

## DAFTAR TABEL

Tabel 3.1.	Variabel Penelitian dan Sumber Data .....	38
Tabel 3.2.	Struktur Data Penelitian.....	43
Tabel 4.1	Perkembangan PDRB Jawa Timur Atas Dasar Harga Berlaku menurut Kategori Tahun 2010, 2012, dan 2014...	54
Tabel 4.2	Statistik deskriptif variabel pada persamaan kemiskinan...	58
Tabel 4.3.	Korelasi antar variabel dalam persamaan kemiskinan .....	60
Tabel 4.4.	Statistik deskriptif variabel pada persamaan pengangguran .....	62
Tabel 4.5.	Korelasi antar variabel dalam persamaan pengangguran.....	64
Tabel 4.6.	Statistik deskriptif variabel pada persamaan PDRB.....	65
Tabel 4.7.	Korelasi antar variabel dalam persamaan PDRB .....	67
Tabel 4.8	Hasil Pemeriksaan <i>order condition</i> pada Persamaan Simultan .....	73
Tabel 4.9	Hasil Pemeriksaan <i>rank condition</i> pada Persamaan Simultan .....	74
Tabel 4.10	Hasil Uji Simultanitas Model Persamaan Simultan.....	75
Tabel 4.11	Hasil Pengujian Dependensi Spasial dengan Bobot <i>Rook Contiguity</i> .....	76
Tabel 4.12	Hasil Pengujian Dependensi Spasial dengan Bobot <i>Customized</i> .....	77
Table 4.13	Hasil Estimasi Parameter Model Durbin Spasial dengan Pembobot <i>Rook Contiguity</i> dan Metode GMM.....	79
Table 4.14	Hasil Estimasi Parameter Model Durbin Spasial dengan Pembobot <i>Customized</i> dan Metode GMM.....	82
Table 4.15	Hasil Estimasi Parameter Model Durbin Spasial dengan Pembobot <i>Rook Contiguity</i> dan Metode S2SLS.....	85
Table 4.16	Hasil Estimasi Parameter Model Durbin Spasial dengan Pembobot <i>Customized</i> dan Metode S2SLS.....	87

Table 4.17	Kriteria Pemilihan Model Terbaik.....	89
------------	---------------------------------------	----

## DAFTAR GAMBAR

Gambar 3.1	Skema hubungan antar variabel .....	36
Gambar 3.2	Diagram alur analisis .....	42
Gambar 4.1	Perkembangan persentase penduduk miskin, indeks kedalaman kemiskinan, dan indeks keparahan kemiskinan Jawa Timur Tahun 2005-2014.....	45
Gambar 4.2	Jumlah penduduk miskin menurut kab/kota di Jawa Timur tahun 2014.....	47
Gambar 4.3	Persentase penduduk miskin menurut kab/kota di Jawa Timur tahun 2014 .....	47
Gambar 4.4	Peta persebaran jumlah penduduk miskin menurut kabupaten kota di Jawa Timur tahun 2014.....	48
Gambar 4.5	Perkembangan tingkat pengangguran terbuka (TPT) Jawa Timur dan Indonesia Tahun 2005-2014.....	49
Gambar 4.6	Jumlah pengangguran menurut kab/kota di Jawa Timur tahun 2014.....	51
Gambar 4.7	Rata-rata Tingkat Pengangguran Terbuka menurut kab/kota di Jawa Timur tahun 2012-2014.....	51
Gambar 4.8	Peta persebaran jumlah pengangguran menurut kabupaten kota Tahun 2014 .....	52
Gambar 4.9	Perkembangan pertumbuhan ekonomi Jawa Timur, Pulau Jawa, dan Indonesia Tahun 2005-2014.....	53
Gambar 4.10	PDRB menurut kab/kota di Jawa Timur Tahun 2014..	55
Gambar 4.11	Rata-Rata Pertumbuhan Ekonomi menurut Kab/Kota di Jawa Timur tahun 2012-2014 .....	55
Gambar 4.12	Peta persebaran rata-rata PDRB menurut Kabupaten/ Kota di Jawa Timur tahun 2012-2014 .....	57
Gambar 4.13	Scatterplot hubungan antara kemiskinan dengan variabel eksplanatorinya .....	59

Gambar 4.14	Scatterplot Hubungan antara Pengangguran dengan Variabel Eksplanatorinya .....	63
Gambar 4.15	Scatterplot Hubungan antara PDRB dengan Variabel Eksplanatorinya (dalam <i>ln</i> ).....	66

## DAFTAR LAMPIRAN

Lampiran 1.	Data Variabel Penelitian .....	107
Lampiran 2.	Matriks Pembobot Spasial .....	109
Lampiran 3.	Hasil Uji Simultanitas Hausman dengan Minitab.....	113
Lampiran 4.	Hasil Pengujian dependensi Spasial dengan Matlab	115
Lampiran 5.	Hasil Estimasi Model dengan Metode GMM dan S2SLS..	118
Lampiran 6.	Sintax program untuk pengujian dependensi spasial .....	124
Lampiran 7.	Sintax program Matlab Model Durbin Spasial dengan Metode S2SLS .....	127
Lampiran 8.	Sintax program Matlab Model Durbin Spasial dengan Metode GMM.....	129
Lampiran 9.	Identifikasi Persamaan Simultan .....	131



# BAB 1

## PENDAHULUAN

### 1.1. Latar Belakang

Pertumbuhan ekonomi merupakan instrumen utama untuk mengurangi kemiskinan dan pengangguran, serta meningkatkan kualitas hidup penduduk di negara-negara berkembang. Penelitian empiris pada negara-negara berkembang juga menunjukkan bahwa pertumbuhan ekonomi yang cepat dan berkelanjutan dapat mempercepat pencapaian tujuan pembangunan global atau *millennium development goals* (MDGs) secara menyeluruh (DFID, 2016). Pertumbuhan ekonomi berperan dalam penurunan tingkat kemiskinan melalui penciptaan lapangan kerja baru, peningkatan produktivitas pekerja, dan kenaikan tingkat upah riil. Hasil penelitian Qui (2016) menunjukkan adanya keterkaitan hubungan antara pertumbuhan ekonomi, pengangguran dan kemiskinan di Vietnam. Penelitian Al-Habbes dan Ruman (2012) menemukan bahwa pertumbuhan ekonomi yang tinggi dapat mengurangi tingkat pengangguran dan kemiskinan dalam jangka panjang di negara-negara Karibia.

Sejalan dengan melambatnya perekonomian global, pertumbuhan ekonomi Indonesia juga mengalami kontraksi. Capaian pertumbuhan ekonomi tahun 2015 sebesar 4,73 persen, melambat jika dibandingkan pertumbuhan ekonomi tahun sebelumnya yaitu sebesar 5,21 persen. Pada sisi lain, jumlah pengangguran terbuka pada bulan Agustus 2015 mencapai 7,6 juta jiwa atau sekitar 6,18 persen, meningkat dibandingkan jumlah pengangguran tahun sebelumnya yang mencapai 7,5 juta jiwa atau sekitar 5,94 persen. Demikian pula, jumlah penduduk miskin pada bulan September 2015 mencapai 28,6 juta orang atau sekitar 11,13 persen, meningkat jika dibandingkan tingkat kemiskinan tahun sebelumnya yang mencapai 27,7 juta orang atau sekitar 10,96 persen (BPS, 2016).

Salah satu provinsi yang memberikan kontribusi besar dalam perekonomian nasional adalah Jawa Timur. Produk domestik regional bruto (PDRB) Jawa Timur tahun 2015 sebesar Rp.1.689,88 trilyun atau menyumbang sekitar 14,50 persen terhadap PDB nasional. DKI Jakarta menjadi penyumbang terbesar pertama terhadap PDB Indonesia di atas Jawa Timur mencapai 17,02 persen. PDRB Jawa

Timur pada tahun 2015 mampu tumbuh sebesar 5,54 persen, lebih tinggi dari pertumbuhan ekonomi nasional, namun melambat dibandingkan pertumbuhan ekonomi tahun sebelumnya sebesar 5,86 persen. Tingkat pengangguran Jawa Timur pada bulan Agustus 2015 juga tergolong rendah yaitu sebesar 4,47 persen, lebih rendah dari pengangguran nasional, namun lebih tinggi dibanding tingkat pengangguran tahun sebelumnya yang mencapai 4,19 persen. Sebaliknya, tingkat kemiskinan Jawa Timur pada bulan September 2015 masih tergolong tinggi yaitu sebesar 12,34 persen, lebih tinggi dibandingkan tingkat kemiskinan nasional, serta meningkat jika dibandingkan tingkat kemiskinan tahun sebelumnya yang mencapai 12,28 persen (BPS, 2016).

Pemodelan hubungan keterkaitan antara pertumbuhan ekonomi, kemiskinan, dan pengangguran di Indonesia telah banyak dilakukan, baik melalui persamaan tunggal, maupun persamaan simultan. Model persamaan simultan dalam ekonometrika dapat melihat hubungan keterkaitan antar variabel tidak hanya satu arah, melainkan hubungan lebih dari satu arah. Menurut Gujarati (2004), hubungan antar variabel dalam persamaan simultan dapat menampilkan informasi yang lebih komprehensif terkait permasalahan yang saling terkait. Hubungan yang saling mempengaruhi ini dapat terangkum dalam satu sistem persamaan simultan.

Pemodelan hubungan keterkaitan antara pertumbuhan ekonomi, kemiskinan, dan pengangguran di Indonesia dengan pendekatan sistem persamaan simultan diantaranya dilakukan oleh Bappenas (2007) dan Yannizar (2012). Bappenas (2007) melakukan pemodelan pertumbuhan ekonomi, penyerapan tenaga kerja, dan tingkat kemiskinan menggunakan data periode 2000-2005 pada 30 provinsi di Indonesia. Temuan penting penelitian tersebut diantaranya peningkatan belanja modal pemerintah akan berdampak pada pertumbuhan ekonomi. Pertumbuhan ekonomi akan meningkatkan penyerapan tenaga kerja, menurunkan angka pengangguran, dan menurunkan tingkat kemiskinan, baik di perdesaan maupun di perkotaan. Yannizar (2012) melakukan pemodelan terhadap PDRB, penyerapan tenaga kerja, dan kemiskinan menggunakan data periode 2001-2010 pada 11 kabupaten/kota di Provinsi Jambi. Hasil penelitiannya menunjukkan bahwa variabel pendidikan dan kesehatan signifikan menurunkan tingkat kemiskinan di Jambi. Sebagian besar penelitian dengan model persamaan simultan di Indonesia

termasuk kedua penelitian di atas, menggunakan metode *two stage least square* (2SLS) atau *three stage least square* (3SLS) untuk estimasi parameter.

Dalam perkembangannya, model persamaan simultan menyertakan aspek keterkaitan antar lokasi dalam pemodelan. Suatu variabel dalam model tidak hanya dipengaruhi variabel eksplanatori, tetapi juga dipengaruhi *spatial effect* atau interaksi spasial antar lokasi satu dengan lokasi lainnya. Manski (1993) membagi 3 jenis efek interaksi spasial antara lain interaksi spasial antar variabel dependen, interaksi spasial antar variabel eksplanatori, dan interaksi spasial antar *error term*.

Penerapan model spasial pada persamaan simultan telah banyak dilakukan. Penelitian Kelejian dan Prucha (2004) menggunakan model *spatial autoregressive with autoregressive residuals* (SARAR). Penaksiran parameter model menggunakan metode *generalized spatial two stage least square* (GS2SLS) dan *generalized spatial three stage least square* (GS3SLS). Penelitian Setiawan, Ahmad, dan Sutikno (2012) menggunakan model *spatial autoregressive moving average* (SARMA). Penaksiran parameter model menggunakan *generalized spatial two stage least square* (GS2SLS). Kedua metode estimasi di atas merupakan perluasan dari metode *least square*.

Selain *least square*, penaksiran model spasial dalam persamaan simultan menggunakan metode *generalized method of moments* sebagai perluasan dari metode momen. Penelitian Drukker, Egger, dan Prucha (2013) menggunakan model SARAR. Parameter model ditaksir menggunakan metode *two-step generalized method of moments* (GMM) dan *instrumental variable* (IV). Penelitian Liu dan Saraiva (2015) menggunakan model *spatial autoregressive* (SAR). Parameter model diestimasi dengan metode *generalized method of moments* (GMM).

Penerapan persamaan simultan lebih banyak berkembang untuk model spasial pada variabel endogen dan *disturbance*. Sedangkan model spasial pada variabel endogen dan eksogen yang dikenal dengan model durbin spasial banyak berkembang pada persamaan tunggal. Model durbin spasial (SDM) adalah perluasan dari model *spatial autoregressive* dengan tambahan spasial lag pada variabel eksplanatori (Lesage dan Pace, 2009). Hasil penelitian Elhorst (2014) menunjukkan bahwa model SDM relatif lebih baik dibandingkan 6 model spasial

lainnya dalam menjelaskan tingkat kriminalitas di Ohio. Hal ini terlihat dari nilai koefisien determinasi dan *log-likelihood* pada model SDM lebih tinggi dibanding model spasial lainnya.

Menurut Elhorst (2014) model spasial dapat diestimasi dengan metode *maximum likelihood* (ML), *quasi-maximum likelihood* (QML), *instrumental variables* (IV), *generalized method of moments* (GMM), dan metode *bayesian markov chain monte carlo methods* (BMCMC). Elhorst (2014) menyebutkan kesulitan dalam aplikasi metode QML dan BMCMC yang tidak diterapkan pada metode GMM adalah pelibatan *Jacobian term* dan manipulasi matriks berukuran  $n$  sampel. Metode GMM juga dapat menangani kasus endogenitas pada persamaan simultan yang sulit dilakukan metode lainnya (Elhorst, 2014).

Penelitian tentang hubungan keterkaitan antara kemiskinan, pengangguran, dan PDRB di Indonesia dengan pendekatan sistem persamaan simultan telah banyak dilakukan di Indonesia. Namun pemodelan yang juga memasukan unsur dependensi spasial atau interaksi spasial pada variabel endogen dan variabel eksogen belum banyak dilakukan. Penelitian ini akan memodelkan kemiskinan, pengangguran, dan PDRB Jawa Timur dengan pendekatan persamaan simultan durbin spasial. Parameter model akan diestimasi menggunakan metode *generalized method of moments* (GMM).

## **1.2. Perumusan Masalah**

Persamaan simultan durbin spasial mengandung variabel endogen sebagai variabel eksplanatori, *lag* spasial variabel endogen, dan *lag* spasial variabel *predetermined*. Adanya variabel endogen eksplanatori sebagai *random variable* pada persamaan simultan durbin spasial menyebabkan endogenitas. Endogenitas terjadi jika variabel eksplanatori pada persamaan tertentu menjadi variabel dependen pada persamaan lain sehingga kemungkinan berkorelasi dengan *error* cukup besar. Menurut Andren (2007), persamaan yang mengandung endogenitas, jika diestimasi dalam persamaan tunggal dan menggunakan metode OLS menimbulkan 3 masalah yaitu : (i) estimator-estimator menjadi bias dan tidak konsisten, (ii) pengujian hipotesis menjadi tidak valid, dan (iii) *forecast* menjadi bias dan tidak konsisten.

Adanya *lag* spasial variabel endogen sebagai variabel eksplanatori menyebabkan kemungkinan terjadinya korelasi antar observasi atau disebut *spatial dependence*. Estimasi dengan metode *ordinary least square* (OLS) akan menyebabkan taksiran parameter bersifat *unbiased* dan konsisten, tetapi variansinya menjadi lebih besar. Selain itu, taksiran interval dari parameter semakin melebar (Anselin, 1988). Salah satu alternatif untuk menangani masalah ini adalah dengan menggunakan metode *spasial two stage least square* (S2SLS).

Adanya *lag* spasial variabel *predetermined* sebagai variabel eksplanatori mengakibatkan *spatial dependence* dan varian *error* untuk setiap variabel eksplanatori tidak konstan. Salah satu alternatif untuk mengatasi masalah ini adalah dengan menggunakan metode GMM dan *quasi-maximum likelihood* (Greene, 2012). Umumnya estimator QML dan GMM secara asimtotik lebih efisien dibandingkan estimator S2SLS dan *spatial three stage least square* (S3SLS). Pada kondisi tertentu, estimator GMM juga dapat seefisien estimator metode *maximum likelihood* (Liu dan Saraiva, 2015).

Dengan demikian, penggunaan metode GMM pada persamaan simultan durbin spasial, selain dapat menangani masalah endogenitas dan *spatial dependence*, estimator GMM juga lebih efisien karena menghasilkan *standard error* yang lebih kecil. Selain itu, keuntungan lain penggunaan GMM menurut Verbeek (2008) diantaranya (i) GMM tidak memerlukan syarat suatu distribusi seperti asumsi normalitas, (ii) GMM dapat menangani masalah heteroskedastisitas, dan (iii) kemudahan dalam penentuan variabel instrumen yang sesuai untuk menangani endogenitas.

Berdasarkan uraian di atas, maka beberapa masalah yang ingin dibahas dalam penelitian ini adalah:

1. Bagaimana gambaran umum tingkat kemiskinan, pengangguran, dan PDRB Jawa Timur?
2. Bagaimana mendapatkan estimator parameter model durbin spasial pada persamaan simultan ?
3. Bagaimana penerapan model simultan durbin spasial pada pemodelan hubungan tingkat kemiskinan, pengangguran, dan PDRB Jawa Timur?

### **1.3. Tujuan Penelitian**

Berdasarkan uraian masalah di atas, maka tujuan yang ingin dicapai dalam penelitian ini adalah:

1. Mengetahui gambaran umum tingkat kemiskinan, pengangguran, dan PDRB Jawa Timur.
2. Mendapatkan estimator parameter model durbin spasial pada persamaan simultan dengan metode *generalized method of moment* (GMM).
3. Mengetahui faktor-faktor yang berpengaruh terhadap tingkat kemiskinan, pengangguran, dan PDRB di Jawa Timur.

### **1.4. Manfaat Penelitian**

Manfaat dari penelitian ini adalah:

1. Memberikan masukan bagi instansi pemerintah dalam formulasi kebijakan yang berbasis kewilayahan.
2. Menambah alternatif model bagi BPS dalam mengembangkan pemodelan hubungan tingkat kemiskinan, pengangguran, dan PDRB yang melibatkan dependensi spasial pada variabel endogen dan variabel eksogen.

### **1.5. Batasan Masalah Penelitian**

Penelitian ini dibatasi pada hal berikut:

1. Penelitian ini hanya membahas *spatial durbin model* (SDM), tidak membahas tentang SAR dan SEM.
2. Penelitian ini menggunakan data *pooled*, belum mengakomodasi data panel dan data model dinamis.
3. Penelitian ini hanya membahas estimasi parameter, tidak melakukan simulasi kebijakan, dan *forecasting*.

## BAB 2

### TINJAUAN PUSTAKA

#### 2.1. Ekonometrika Spasial

Menurut Anselin (1998), ekonometrika spasial diperkenalkan pertama kali oleh Jean Paelinck di awal tahun 1970-an sebagai tambahan literatur ilmu regional, utamanya dalam estimasi dan pengujian model ekonometrika multiregional. Beberapa isu penting dalam ekonometrika spasial diantaranya data spasial, efek spasial, model spasial, dan matriks pembobot spasial.

##### 2.1.1. Data Spasial

Salah satu asumsi dalam analisis statistik adalah unit amatan diambil memenuhi kondisi identik dan saling bebas. Namun umumnya, data spasial dengan lokasi yang berdekatan satu dengan yang lain (dalam ruang/ bidang) seringkali lebih mirip dibandingkan dengan data yang lebih jauh (Cressie, 1991).

Data spasial dapat diklasifikasikan menjadi tiga tipe dasar, yaitu *point-referenced data*, *areal data*, *point pattern data* (Cressie, 1991). *Point-referenced data* sering dihubungkan dengan sebuah vektor acak di lokasi tertentu. Amatan data dibatasi pada suatu bagian tertentu dari titik spasial. Kasus pada data *point-referenced data* sering dihubungkan dengan data *geostatistical*. Sebagai contoh dalam pengamatan kualitas udara pada suatu stasiun pengamatan. *Areal data* sering dihubungkan dengan data pola/*lattice* yang mengandung arti amatan berkorespondensi dengan wilayah/*grid*. Contoh tipe data area adalah informasi mengenai kategori kepadatan penduduk dalam provinsi yang memuat data kabupaten/kota yang terbagi ke dalam beberapa level atau tingkatan. Dalam pemetaan tingkatan kepadatan penduduk ini biasanya ditunjukkan oleh gradasi warna pada unit-unit spasialnya. *Point pattern data* dihubungkan dengan sekelompok data titik pada suatu ruang. Data titik berupa *longitude* (garis bujur) dan *latitude* (garis lintang), ataupun koordinat dari nilai  $x$  dan  $y$  tertentu. Dari data tersebut dapat diteliti apakah polanya mengelompok atau random.

### 2.1.2. Efek Spasial

Menurut Anselin (1988), efek spasial menjadi alasan penting perkembangan ekonometrika spasial. Efek spasial ini terdiri dari dua jenis yaitu dependensi spasial (*spatial dependence*) dan heterogenitas spasial (*spatial heterogeneity*). Kedua kondisi ini menyebabkan perkembangan metodologi dalam ekonometrika spasial.

Sifat dasar data spasial adalah dugaan adanya hubungan secara *space* variabel ber-*georeferenced* pada data-data yang tersebar. Perkembangan kajian tentang dependensi spasial tidak lepas dari hukum Tobler (Anselin, 1988) yaitu “segala sesuatu saling berhubungan satu dengan lainnya, tetapi sesuatu yang dekat lebih besar pengaruhnya dibanding sesuatu yang jauh”. Dependensi spasial menunjukkan fungsi hubungan antara kejadian di satu titik pada tempat tertentu dengan yang terjadi di sekitarnya (Anselin, 1988). Hal ini menyebabkan asumsi non autokorelasi tidak terpenuhi. Menurut Anselin (1988) dependensi spasial dapat terjadi karena kesalahan pengukuran pada unit spasial. Selain itu dependensi spasial juga dapat terjadi mengikuti fenomena interaksi spasial atau perilaku manusia.

Heterogenitas spasial adalah kondisi tidak seragam atau bervariasinya hubungan atau korelasi spasial antar lokasi (Anselin, 1988). Beberapa hal yang menyebabkan heterogenitas spasial diantaranya adanya hierarki pusat wilayah, keberadaan wilayah maju atau terbelakang, atau perkembangan kota urban. Ketiadaan *structural stability* antar kejadian di berbagai tempat menyebabkan unit spasial jauh dari homogen. Tulisan ini tidak membahas lebih lanjut tentang heterogenitas spasial.

### 2.1.3. Klasifikasi Model Spasial Area

Elhorst dan Vega (2013) membagi model spasial dalam 7 kelompok yaitu *general nesting spatial model* (GNM), *spatial autocorrelation* (SAC), *spatial durbin model* (SDM), *spatial durbin error model* (SDEM), *spatial autoregressive* (SAR), *spatial lag of X* (SLX), dan *spatial error model* (SEM). Penjelasan masing-masing model spasial adalah sebagai berikut:

- a) Model yang memasukan ketiga unsur spasial sesuai pendapat Manski (1993) yaitu adanya interaksi spasial pada variabel dependen, eksplanatori, dan *disturbance*. Model ini disebut model *manski* (Elhorst, 2014) atau model *general nesting spatial* (Elhorst dan Vega, 2013). Bentuk umum model ini dalam bentuk matriks ditulis :

$$\begin{aligned} \mathbf{y} &= \mathbf{W}\mathbf{y}\boldsymbol{\rho} + \mathbf{X}'\boldsymbol{\beta} + \mathbf{W}\mathbf{X}'\boldsymbol{\theta} + \mathbf{u}, \\ \mathbf{u} &= \lambda\mathbf{W}\mathbf{u} + \boldsymbol{\varepsilon}, \end{aligned} \quad (2.1)$$

dengan  $\mathbf{y}$  adalah vektor variabel dependen berukuran  $n \times 1$ ,  $\mathbf{X}$  adalah matriks variabel eksplanatori berukuran  $n \times k$ ,  $\mathbf{W}$  adalah matriks pembobot spasial yang berukuran  $n \times n$ ,  $\mathbf{u}$  adalah vektor *disturbance* regresi spasial berukuran  $n \times 1$ ,  $\boldsymbol{\varepsilon}$  adalah vektor *innovation* (*error* regresi spasial) berukuran  $n \times 1$ ,  $\boldsymbol{\beta}$  adalah vektor koefisien regresi variabel eksplanatori berukuran  $k \times 1$ ,  $\boldsymbol{\theta}$  adalah vektor koefisien *lag* spasial variabel eksplanatori berukuran  $k \times 1$ ,  $\boldsymbol{\rho}$  dan  $\lambda$  masing-masing adalah koefisien *lag* spasial variabel dependen dan *disturbance*,  $n$  adalah jumlah observasi, dan  $k$  adalah jumlah variabel eksplanatori.

- b) Model yang memasukan interaksi spasial pada variabel dependen dan *disturbance*. Model ini disebut *spatial autocorrelation* (SAC) (LeSage dan Pace, 2009), atau model kelejian-prucha (Elhorst, 2014), atau model *spatial autoregressive with autoregressive residuals* (SARAR) (Drukker, Egger, dan Prucha, 2012), atau *cliff-ord type spatial model* (Kelejian dan Prucha, 1999). Bentuk umum model ini dalam bentuk matriks ditulis :

$$\begin{aligned} \mathbf{y} &= \boldsymbol{\rho}\mathbf{W}\mathbf{y} + \mathbf{X}'\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}, \\ \mathbf{u} &= \lambda\mathbf{W}\mathbf{u} + \boldsymbol{\varepsilon}, \end{aligned} \quad (2.2)$$

dengan keterangan notasi yang sama dengan persamaan (2.1).

- c) Model yang memasukan interaksi spasial pada variabel dependen dan variabel eksplanatori. Model ini disebut *spatial durbin model* (Anselin, 1988). Bentuk umum model ini dalam bentuk matriks ditulis :

$$\mathbf{y} = \boldsymbol{\rho}\mathbf{W}\mathbf{y} + \mathbf{X}'\boldsymbol{\beta} + \mathbf{W}\mathbf{X}'\boldsymbol{\theta} + \boldsymbol{\varepsilon}, \quad (2.3)$$

dengan keterangan notasi yang sama dengan persamaan (2.1).

- d) Model yang memasukan interaksi spasial pada variabel eksplanatori dan *disturbance*. Model ini disebut *spatial durbin error model*.

Bentuk umum model ini dalam bentuk matriks ditulis :

$$\begin{aligned} \mathbf{y} &= \mathbf{X}'\boldsymbol{\beta} + \mathbf{WX}'\boldsymbol{\theta} + \mathbf{u}, \\ \mathbf{u} &= \lambda\mathbf{W}\mathbf{u} + \boldsymbol{\varepsilon}, \end{aligned} \tag{2.4}$$

dengan keterangan notasi yang sama dengan persamaan (2.1).

- e) Model yang hanya memasukan interaksi spasial pada variabel dependen yang disebut *spatial autoregressive* (SAR) atau *spatial lag model* (Anselin, 1988).

Bentuk umum model ini dalam bentuk matriks ditulis :

$$\mathbf{y} = \rho\mathbf{W}\mathbf{y} + \mathbf{X}'\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}, \tag{2.5}$$

dengan keterangan notasi yang sama dengan persamaan (2.1).

- f) Model yang hanya memasukan interaksi spasial pada variabel eksplanatori yang disebut *spatial lag of X* (SLX). Bentuk umum model ini dalam bentuk matriks ditulis :

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}'\boldsymbol{\beta} + \mathbf{WX}'\boldsymbol{\theta} + \boldsymbol{\varepsilon}, \tag{2.6}$$

dengan keterangan notasi yang sama dengan persamaan (2.1).

- g) Model yang hanya memasukan interaksi spasial pada *disturbance* yang disebut *spatial error model* (SEM) (Anselin, 1988). Bentuk umum model ini dalam bentuk matriks ditulis :

$$\begin{aligned} \mathbf{y} &= \mathbf{X}'\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}, \\ \mathbf{u} &= \lambda\mathbf{W}\mathbf{u} + \boldsymbol{\varepsilon}, \end{aligned} \tag{2.7}$$

dengan keterangan notasi yang sama dengan persamaan (2.1).

#### 2.1.4. Matriks Pembobot Spasial

Salah satu isu utama dalam analisis spasial adalah penentuan matriks pembobot spasial yang sesuai dalam model spasial (Getis, 2009). Matriks pembobot spasial ( $\mathbf{W}$ ) menjadi bagian penting dalam pemodelan yang melibatkan data spasial yang diduga memiliki dependensi spasial. Matriks pembobot spasial merupakan matriks berukuran  $n \times n$  tak negatif yang menyajikan himpunan hubungan antar unit amatan spasial. Anselin (1988) mendefinisikan matriks pembobot spasial sebagai bentuk formal dari dependensi spasial antar observasi.

Dalam penentuan matriks pembobot spasial, Stakhovych dan Bijmolt (2008) membagi dalam 3 pendekatan yaitu (i) dengan menganggap pembobot spasial sebagai variabel eksogen, (ii) dengan menentukan pembobot spasial sesuai

perilaku data, dan (iii) dengan mengestimasi pembobot spasial. Pada pendekatan pertama, pembobot spasial dapat diperoleh dari kedekatan hubungan geografis antar amatan seperti *spatial contiguity* (persinggungan), dan *inverse distance* (jarak). Selain itu, pembobot spasial dapat diperoleh dari kedekatan hubungan secara sosial dan ekonomi. Pada pendekatan kedua, pembobot spasial diperoleh dari perilaku empiris data melalui penggunaan algoritma tertentu dengan sebelumnya membentuk klaster spasial. Sedangkan pada pendekatan ketiga, pembobot spasial dapat diperoleh melalui pendekatan non parametrik dari model autokovariansi spasial (Stakhovych dan Bijmolt, 2008).

Penentuan bobot spasial pada model tergantung pada jenis data spasial. Pada data area, salah satu jenis bobot spasial yang sesuai adalah pembobot spasial berdasarkan hubungan persinggungan (*contiguity*). Pada pembobot jenis ini, wilayah yang berbatasan secara geografis merupakan *neighbour* (tetangga). Menurut Lesage (1999), metode untuk mendefinisikan hubungan persinggungan (*contiguity*) antara lain:

- a. *Rook contiguity* (persinggungan sisi); mendefinisikan  $w_{il} = 1$ , untuk wilayah yang bersisian (*common side*) dengan wilayah yang menjadi perhatian,  $w_{ij} = 0$ , untuk wilayah lainnya.
- b. *Bishop contiguity* (persinggungan sudut); mendefinisikan  $w_{il} = 1$ , untuk wilayah yang titik sudutnya (*common vertex*) bertemu dengan wilayah yang menjadi perhatian,  $w_{ij} = 0$ , untuk wilayah lainnya.
- c. *Queen contiguity* (persinggungan sisi sudut); mendefinisikan  $w_{il} = 1$ , untuk dua entitas yang bersisian (*common side*) atau titik sudutnya (*common vertex*) bertemu dengan wilayah yang menjadi perhatian,  $w_{il} = 0$ , untuk wilayah lainnya.

Menurut Anselin (1988), pembobot spasial berdasarkan persinggungan dan jarak menjadi kurang bermakna jika interaksi spasial diduga juga dipengaruhi oleh faktor variabel ekonomi dan sosial. Untuk itu, penggunaan matriks pembobot spasial sangat berhubungan dengan variabel penelitian. Selain *spatial contiguity matrices*, Anselin (1988) juga membahas tentang *general spatial weight matrix*. Pembobot spasial ini mempertimbangkan informasi awal (apriori), tujuan kasus yang diteliti, dan teori yang mendasari penelitian. Salah satu contoh pembobotan

jenis ini adalah *social / economic distance weight*. Pembobot ini menggunakan variabel sosial/ ekonomi dari kasus yang diteliti (*customized spatial weight*) dengan perhitungan:

$$w_{ij} = \frac{1}{|r_i - r_h|}, \quad (2.8)$$

dengan  $r_i$  dan  $r_h$  masing-masing adalah besaran nilai variabel sosial / ekonomi di daerah  $i$  dan  $h$ .

## 2.2. Metode Momen, Metode Instrumental Variabel dan GMM

Selain *least square* dan *maximum likelihood*, metode yang bisa digunakan untuk menaksir parameter adalah metode momen (*method of moment*). Prinsip dasar pada metode momen adalah memilih estimasi parameter yang berhubungan dengan momen sampel yang juga sama dengan nol. Menurut Nielsen (2007) momen kondisi adalah pernyataan yang memasukan data dan parameter dalam suatu kondisi.

Misalkan sampel pengamatan  $\{x_i : i = 1, 2, \dots, n\}$  dari sebuah distribusi dengan  $k$  parameter  $\theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)'$ . Maka diasumsikan terdapat sebanyak  $k \times 1$  fungsi  $f(x_i, \theta)$  yaitu  $f(x_i, \theta) = (f_1(x_i, \theta), f_2(x_i, \theta), \dots, f_k(x_i, \theta))'$ . Diasumsikan pula terdapat  $k$  momen kondisi  $E(f(x_i, \theta)) = 0$ , atau dapat ditulis  $[E(f_1(x_i, \theta)), E(f_2(x_i, \theta)), \dots, E(f_k(x_i, \theta))]' = 0$ . Selanjutnya didefinisikan analog momen sampel  $g(\theta) = n^{-1} \sum_{i=1}^n f(x_i, \theta) = 0$ , atau ditulis  $g(\theta) = [n^{-1} \sum_{i=1}^n f_1(x_i, \theta), n^{-1} \sum_{i=1}^n f_2(x_i, \theta), \dots, n^{-1} \sum_{i=1}^n f_k(x_i, \theta)]' = 0$ . Parameter model dapat diperoleh dengan menyelesaikan analog momen sampel.

Sebagai ilustrasi diberikan persamaan berikut:

$$\begin{aligned} y_i &= \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\theta} + \varepsilon_i, \\ \varepsilon_i &= y_i - \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\theta} \end{aligned} \quad (2.9)$$

dengan  $y_i$  adalah variabel dependen,  $\mathbf{x}_i$  adalah variabel ekplanatori,  $\varepsilon_i$  adalah *error term*,  $\boldsymbol{\theta}$  adalah koefisien regresi,  $i = 1, 2, \dots, n$ .  $\mathbf{x}_i$  dan  $\varepsilon_i$  diasumsikan tidak berkorelasi.

Momen kondisi dari persamaan (2.9) didefinisikan  $E(\mathbf{x}_i \varepsilon_i) = 0$  atau dapat ditulis  $E(\mathbf{x}_i (y_i - \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\theta})) = 0$ . Selanjutnya analog momen sampel didefinisikan

$g(\theta) = n^{-1} \sum_{i=1}^n (\mathbf{x}_i(y_i - \mathbf{x}_i'\theta)) = 0$ . Analog momen sampel dalam bentuk matriks ditulis  $g(\theta) = n^{-1}(\mathbf{X}'(\mathbf{y} - \mathbf{X}\theta)) = 0$ . Parameter  $\hat{\theta}$  dapat diperoleh dengan menyelesaikan fungsi  $g(\theta) = 0$  yaitu:

$$\begin{aligned} n^{-1}(\mathbf{X}'(\mathbf{y} - \mathbf{X}\theta)) &= 0 \\ n^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y} - n^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{X}\theta &= 0 \\ n^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{X}\theta &= n^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y} \\ \hat{\theta}_{MM} &= (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}(\mathbf{X}'\mathbf{y}) = \hat{\theta}_{OLS} \end{aligned} \quad (2.10)$$

Estimasi parameter dengan metode momen pada kasus di atas menghasilkan estimasi yang sama dengan metode *least square*.

Pada kondisi satu atau beberapa variabel eksplanatori memiliki hubungan dengan residualnya [ $Cov(\mathbf{x}_i, \varepsilon_i) \neq 0$  atau  $E(\mathbf{x}_i, \varepsilon_i) \neq 0$ ] yang disebut endogenitas, maka salah satu dampaknya adalah  $E(\hat{\theta}|\varepsilon_i) \neq \hat{\theta}$ , atau penaksir  $\hat{\theta}$  akan bias dan tidak konsisten (Verbeek, 2004). Untuk menangani hal tersebut maka salah satu caranya dengan mengganti variabel eksplanatori dengan variabel instrumen, dengan syarat variabel instrumen memiliki hubungan dengan variabel eksplanatori, tetapi tidak memiliki hubungan dengan  $\varepsilon_i$  (Greene, 2012).

Sebagai ilustrasi diberikan kembali persamaan (2.9) yaitu  $\varepsilon_i = y_i - \mathbf{x}_i'\theta$  dengan asumsi  $\mathbf{x}_i$  dan  $\varepsilon_i$  berkorelasi  $E(\mathbf{x}_i\varepsilon_i) \neq 0$ . Selanjutnya diberikan variabel instrumen  $\mathbf{z}_i$  yang memenuhi  $E(\mathbf{z}_i\varepsilon_i) = 0$ . Momen kondisi dari persamaan dengan variabel instrumen  $\mathbf{z}_i$  didefinisikan  $E(\mathbf{z}_i\varepsilon_i) = 0$  atau dapat ditulis  $E(\mathbf{z}_i(y_i - \mathbf{x}_i'\theta)) = 0$ . Selanjutnya analog momen sampel didefinisikan  $g(\theta) = n^{-1} \sum_{i=1}^n (\mathbf{z}_i(y_i - \mathbf{x}_i'\theta)) = 0$ . Analog momen sampel dalam bentuk matriks ditulis  $g(\theta) = n^{-1}(\mathbf{Z}'(\mathbf{y} - \mathbf{X}\theta)) = 0$ . Dengan langkah yang sama, parameter  $\hat{\theta}$  dapat diperoleh dengan menyelesaikan fungsi  $g_i(\theta) = 0$  yaitu:

$$\begin{aligned} n^{-1}(\mathbf{Z}'(\mathbf{y} - \mathbf{X}\theta)) &= 0 \\ n^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{y} - n^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{X}\theta &= 0 \\ n^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{X}\theta &= n^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{y} \\ \hat{\theta}_{MM} &= (\mathbf{Z}'\mathbf{X})^{-1}(\mathbf{Z}'\mathbf{y}) = \hat{\theta}_{IV} \end{aligned} \quad (2.11)$$

Estimator dengan metode momen pada kasus di atas sama dengan estimator dengan metode instrumental variabel.

Greene (2012) menyatakan dalam persamaan simultan, jika terdapat  $L$  persamaan kondisi momen, dan  $K$  parameter yang ingin diestimasi, maka terdapat 3 kemungkinan solusi penyelesaian:

- a. *Underidentified* ( $L < K$ ). Jika jumlah momen kondisi lebih sedikit dibanding jumlah parameter yang diestimasi, sehingga tidak mungkin ada solusi dalam sistem persamaan.
- b. *Exactly identified* ( $L = K$ ). Hal ini terjadi jika jumlah momen kondisi sama dengan jumlah regressor yang diestimasi, sehingga estimasi yang diperoleh sama dengan metode estimasi instrumen variabel. Estimasi parameter dapat dilihat pada persamaan (2.11)
- c. *Overidentified*. ( $L > K$ ). Hal ini terjadi jika jumlah momen kondisi lebih banyak dari jumlah parameter yang diestimasi, sehingga tidak ada solusi yang unik dalam sistem persamaan. Penaksiran parameter  $\hat{\theta}$  dilakukan dengan metode *generalized method of moment* (GMM).

Prosedur estimasi parameter dengan GMM dilakukan dengan langkah-langkah berturut-turut menentukan momen kondisi, menentukan analog momen sampel, menentukan fungsi kriteria, dan menyelesaikan fungsi kriteria. Misalnya didefinisikan analog momen sampel  $g(\theta)$ . Selanjutnya  $\mathbf{A}$  didefinisikan sebagai matriks pembobot GMM yang sifatnya non-random dan memiliki *rank* penuh. Estimator GMM terhadap  $\hat{\theta}$  dapat diperoleh dengan meminimumkan fungsi kriteria yaitu jarak pembobot analog momen sampel  $g(\theta)$  terhadap nol (Nielsen, 2007). Fungsi kriteria dalam estimasi dengan GMM didefinisikan  $q(\theta) = g(\theta)' \mathbf{A} g(\theta)$ . Parameter  $\hat{\theta}$  dapat diperoleh dengan menyelesaikan fungsi kriteria  $q(\theta)$  yaitu:

$$\begin{aligned} \hat{\theta} &= \underset{\theta}{\operatorname{argmin}} [q(\theta)] \\ \hat{\theta} &= \underset{\theta}{\operatorname{argmin}} [g(\theta)' \mathbf{A} g(\theta)] \end{aligned} \quad (2.12)$$

Sebagai ilustrasi, diberikan kembali persamaan (2.9)  $\varepsilon_i = y_i - \mathbf{x}_i' \theta$  dengan variabel instrumen  $\mathbf{z}_i$ . Kemudian didefinisikan analog momen sampel  $g(\theta) = n^{-1} \sum_{i=1}^n (\mathbf{z}_i (y_i - \mathbf{x}_i' \theta))$ . Analog momen sampel ditulis dalam bentuk matriks  $g(\theta) = n^{-1} \mathbf{Z}'(\mathbf{y} - \mathbf{X}\theta)$ . Fungsi kriterianya dapat didefinisikan sebagai berikut:

$$\begin{aligned}
q(\theta) &= g(\theta)'A g(\theta) \\
&= \{n^{-1}Z'(y - X\theta)\}'A\{n^{-1}Z'(y - X\theta)\} \\
&= n^{-2}(y'ZA Z'y - 2\theta'X'Z A Z'y + \theta'X'ZA Z'X\theta)
\end{aligned} \tag{2.13}$$

Parameter  $\hat{\theta}$  dapat diperoleh dengan menyelesaikan fungsi kriteria  $q(\theta)$  terhadap kondisi order pertama (Nielsen, 2007) yaitu :

$$\frac{\partial q(\theta)}{\partial \theta} = (-2n^{-2}X'ZAZ'y) + (2n^{-2}X'ZAZ'X\theta) = 0 \tag{2.14}$$

$$(2n^{-2}X'ZAZ'X)\hat{\theta} = (2n^{-2}X'ZAZ'y)$$

$$\hat{\theta} = [X'ZAZ'X]^{-1}X'ZAZ'y \tag{2.15}$$

### 2.3. Persamaan Simultan

Menurut Gujarati (2004), hubungan antar variabel ekonomi dalam persamaan simultan dapat menampilkan informasi yang lebih komprehensif terkait permasalahan ekonomi yang saling terkait. Hubungan yang saling mempengaruhi ini dapat terkandung dalam satu sistem persamaan simultan. Beberapa isu penting dalam persamaan simultan diantaranya model persamaan simultan, identifikasi model simultan, dan pengujian simultanitas (Uji Hausman).

#### 2.3.1. Model Persamaan Simultan

Dalam persamaan simultan terdapat hubungan dua arah atau simultan antar variabel, sehingga terdapat lebih dari satu persamaan variabel endogen atau variabel dependen dalam model (Gujarati, 2004). Variabel dalam persamaan simultan dikelompokkan menjadi dua jenis yaitu variabel *endogenous*/endogen, dan variabel *predetermined*. Variabel endogen merupakan variabel yang nilainya ditentukan dalam model atau dianggap stokastik, sedangkan variabel *predetermined* merupakan variabel yang nilainya ditentukan dari luar model atau dianggap nonstokastik. Variabel *predetermined* terbagi menjadi dua kategori, yaitu variabel *exogenous* /eksogen dan variabel *lagged endogenous* /lag endogen. Variabel *lag* endogen dikategorikan sebagai *predetermined* dengan asumsi tidak ada korelasi serial dengan *error* di dalam persamaan yang mengandung variabel *lag* endogen tersebut.

Menurut Greene (2012) secara umum persamaan simultan dengan sebanyak  $m$  variabel endogen  $(y_1, y_2, \dots, y_m)$  dan  $k$  variabel eksogen  $(x_1, x_2, \dots, x_k)$  dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\begin{aligned}
 y_{1i}\alpha_{11} + y_{2i}\alpha_{12} + \dots + y_{mi}\alpha_{1m} + x_{1i}\beta_{11} + x_{2i}\beta_{12} + \dots + x_{ki}\beta_{1k} &= \varepsilon_{1i}, \\
 y_{1i}\alpha_{21} + y_{2i}\alpha_{22} + \dots + y_{mi}\alpha_{2m} + x_{1i}\beta_{21} + x_{2i}\beta_{22} + \dots + x_{ki}\beta_{2k} &= \varepsilon_{2i}, \\
 &\vdots \\
 &\vdots \\
 &\vdots \\
 &\vdots \\
 y_{1i}\alpha_{mi} + y_{2i}\alpha_{m2} + \dots + y_{mi}\alpha_{mm} + x_{1i}\beta_{k1} + x_{2i}\beta_{k2} + \dots + x_{ki}\beta_{kk} &= \varepsilon_{mi},
 \end{aligned} \tag{2.16}$$

dengan  $\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i}, \dots, \varepsilon_{mi}$  adalah *structural disturbance*.  $\alpha_{jj}$  adalah koefisien variabel endogen ke- $j$  pada persamaan ke- $j$ , dengan  $j = 1, 2, \dots, m$ ,  $\beta_{jl}$  adalah nilai-nilai koefisien variabel-variabel eksogen dengan  $j = 1, 2, \dots, m$  dan  $l = 1, 2, \dots, k$ , sedangkan  $i$  adalah indeks observasi,  $i = 1, 2, \dots, n$ .

Dalam bentuk matriks persamaan (2.16) dapat ditulis sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} & \dots & \alpha_{1m} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & \dots & \alpha_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \alpha_{m1} & \alpha_{m2} & \dots & \alpha_{mm} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1i} \\ y_{2i} \\ \vdots \\ y_{mi} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \dots & \beta_{1k} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \dots & \beta_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{m1} & \beta_{m2} & \dots & \beta_{mk} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1i} \\ x_{2i} \\ \vdots \\ x_{ki} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1i} \\ \varepsilon_{2i} \\ \vdots \\ \varepsilon_{mi} \end{bmatrix}, \tag{2.17}$$

atau ditulis:

$$\mathbf{\Gamma}'\mathbf{y} + \mathbf{B}'\mathbf{x} = \boldsymbol{\varepsilon}, \tag{2.18}$$

dengan  $\mathbf{\Gamma}$  adalah matriks koefisien parameter variabel endogen dengan ukuran  $m \times m$ ,  $\mathbf{B}$  adalah matriks koefisien parameter variabel eksogen yang berukuran  $m \times k$ ,  $\mathbf{y}$  merupakan vektor variabel endogen yang berukuran  $m \times 1$ ,  $\mathbf{x}$  adalah vektor variabel eksogen yang berukuran  $m \times 1$ ,  $\boldsymbol{\varepsilon}$  adalah vektor berukuran  $k \times 1$  dari *struktural disturbance*.

*Struktural disturbance* diasumsikan random yang diambil dari distribusi *multivariate* yang memenuhi  $E(\boldsymbol{\varepsilon}_n | \mathbf{x}_n) = \mathbf{0}$ , dan  $E(\boldsymbol{\varepsilon}_n \boldsymbol{\varepsilon}_n' | \mathbf{x}_n) = \boldsymbol{\Sigma}$ . Selain itu, *struktural disturbance* dapat diasumsikan  $E(\boldsymbol{\varepsilon}_n \boldsymbol{\varepsilon}_s' | \mathbf{x}_n, \mathbf{x}_s) = \mathbf{0}$ , untuk  $n \neq s$  dan  $i = 1, 2, \dots, s, \dots, n$ .

Solusi persamaan simultan (2.18) untuk menentukan koefisien  $\mathbf{y}$  adalah *reduced form equation*/ bentuk persamaan turunan (Greene, 2012). Persamaan *reduced form* menjelaskan variabel endogen hanya berdasarkan variabel *predetermined* dan *structural disturbance*, yang dituliskan sebagai berikut :

$$\begin{aligned}
y_{1i} &= \pi_{11}x_{1i} + \pi_{12}x_{2i} + \cdots + \pi_{1k}x_{ki} + v_{1i} \\
y_{2i} &= \pi_{21}x_{1i} + \pi_{22}x_{2i} + \cdots + \pi_{2k}x_{ki} + v_{2i} \\
&\vdots \qquad \qquad \qquad \vdots \qquad \qquad \qquad \vdots \qquad \qquad \qquad \vdots \\
y_{mi} &= \pi_{m1}x_{1i} + \pi_{m2}x_{2i} + \cdots + \pi_{mk}x_{ki} + v_{mi},
\end{aligned} \tag{2.19}$$

dengan  $\pi_{ji}$  adalah koefisien *reduced form* dari persamaan ke- $j$  observasi ke- $i$  dan  $v_{ji}$  adalah *disturbances reduced form* dari persamaan ke- $j$  observasi ke- $i$ .

Dalam bentuk matriks persamaan (2.19) dapat ditulis sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} y_{1i} \\ y_{2i} \\ \vdots \\ y_{mi} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} & \cdots & \pi_{1k} \\ \pi_{21} & \pi_{22} & \cdots & \pi_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \pi_{m1} & \pi_{m2} & \cdots & \pi_{mk} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1i} \\ x_{2i} \\ \vdots \\ x_{ki} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_{1i} \\ v_{2i} \\ \vdots \\ v_{mi} \end{bmatrix}, \tag{2.20}$$

atau ditulis:

$$\mathbf{y} = \mathbf{\Pi}'\mathbf{x} + \mathbf{v}, \tag{2.21}$$

$$\mathbf{y} = -\mathbf{\Gamma}^{-1}\mathbf{B}'\mathbf{x} + \mathbf{\Gamma}^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}, \tag{2.22}$$

dengan  $i=1,2,\dots,n$ ,  $\mathbf{\Pi}$  adalah matriks koefisien  $\pi$  dengan ukuran  $m \times k$ ,  $\mathbf{v}$  adalah vektor *reduced form disturbance* berukuran  $m \times 1$ ,  $\mathbf{\Gamma}^{-1}$  adalah invers matriks koefisien parameter variabel endogen dengan ukuran  $m \times m$ ,  $\mathbf{\Gamma}$  adalah matriks nonsingular.

*Reduced form disturbance*  $\mathbf{v}_n = \mathbf{\Gamma}^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}_n$  memenuhi asumsi  $E(\mathbf{v}_n|\mathbf{x}_n) = (\mathbf{\Gamma}^{-1})'\mathbf{0}=0$ , dan  $E(\mathbf{v}_n\mathbf{v}_n'|\mathbf{x}_n) = (\mathbf{\Gamma}^{-1})'\boldsymbol{\Omega}\mathbf{\Gamma}^{-1} = \boldsymbol{\Omega}$ . Selain itu, matrik varian kovarian *reduced form disturbance* memenuhi  $\boldsymbol{\Sigma} = \mathbf{\Gamma}'\boldsymbol{\Omega}\mathbf{\Gamma}$ .

### 2.3.2. Identifikasi Model Persamaan Simultan

Identifikasi model diperlukan untuk menentukan metode estimasi yang akan dilakukan. Identifikasi akan menunjukkan ada tidaknya kemungkinan untuk memperoleh parameter struktural suatu sistem persamaan simultan dari persamaan *reduced form* (Gujarati, 2004). Sistem persamaan simultan dianggap mengandung persoalan identifikasi bila penaksiran nilai-nilai parameter tidak sepenuhnya dapat dilakukan dari persamaan *reduced form*nya.

Persamaan simultan teridentifikasi terdiri atas dua kategori, yakni diidentifikasi secara tepat (*exactly identified*) dan diidentifikasi melebihi syarat (*overidentified*). *Exactly identified* terjadi jika nilai parameter-parameter dari persamaan *reduced form* menghasilkan satu nilai numerik yang unik untuk

parameter-parameter persamaan strukturalnya. *Overidentified* terjadi jika nilai parameter-parameter dari persamaan *reduced form* menghasilkan lebih dari satu nilai numerik untuk parameter-parameter persamaan strukturalnya.

Secara prinsip, proses identifikasi persamaan simultan dilakukan melalui persamaan *reduced form*. Namun untuk mempermudah proses identifikasi dapat dilakukan dengan kondisi orde (*order condition*) dan kondisi rank (*rank condition*) (Gujarati, 2004). Kondisi orde merupakan syarat perlu dalam proses identifikasi. Suatu persamaan yang memenuhi kondisi orde terdapat kemungkinan tidak teridentifikasi. Sehingga diperlukan kondisi rank sebagai syarat cukup dalam proses identifikasi persamaan simultan. Notasi dalam identifikasi model simultan diantaranya  $M$  adalah jumlah variabel endogen dalam model,  $m$  adalah jumlah variabel endogen di dalam sebuah persamaan tertentu,  $K$  adalah jumlah variabel *predetermined* di dalam model, dan  $k$  adalah jumlah variabel *predetermined* di dalam sebuah persamaan tertentu.

Kriteria identifikasi model persamaan simultan menurut aturan *order condition* dan *rank condition* (Gujarati, 2004) adalah sebagai berikut:

- a. Berdasarkan aturan kondisi orde disebutkan suatu model simultan yang terdiri dari  $M$  persamaan simultan teridentifikasi jika jumlah variabel yang dikeluarkan paling sedikit  $(M - 1)$  variabel (baik endogen maupun eksogen variabel) dari model itu. Jika variabel yang dikeluarkan tepat  $(M - 1)$  variabel, maka persamaan itu pasti teridentifikasi (*just identified*), tetapi jika variabel yang dikeluarkan lebih dari  $(M - 1)$  variabel, maka persamaan tersebut *overidentified*.
- b. Berdasarkan aturan kedua kondisi orde disebutkan suatu persamaan simultan dapat diidentifikasi jika jumlah variabel eksogen yang dikeluarkan dari persamaan  $(K - k)$  sama dengan atau lebih besar dari jumlah variabel endogen yang dimasukkan dalam persamaan dikurangi satu  $(m - 1)$ . Persamaan akan *overidentified* jika  $(K - k) > (m - 1)$ . Persamaan akan tepat teridentifikasi jika  $(K - k) = (m - 1)$ .
- c. Aturan *rank condition* menyebutkan sebuah persamaan simultan yang terdiri dari  $M$  persamaan dengan  $M$  variabel endogen dapat diidentifikasi jika dan hanya jika paling sedikit ada satu determinan bukan nol dari suatu

susunan matriks berukuran  $(M - 1) \times (M - 1)$  yang dapat dibentuk melalui koefisien-koefisien variabel baik variabel endogen maupun eksogen yang dikeluarkan dari persamaan tertentu namun dimasukkan dalam persamaan-persamaan lain di dalam model.

### 2.3.3. Pengujian Simultanitas

Pengujian simultanitas bertujuan membuktikan secara empiris bahwa suatu sistem model persamaan benar-benar memiliki hubungan simultan antar persamaan strukturalnya. Jika tidak ada persamaan simultan, maka estimator-estimator dengan menggunakan OLS menghasilkan estimator-estimator yang konsisten dan efisien. Sebaliknya jika ada persamaan simultan, estimator-estimator dengan menggunakan OLS menghasilkan estimator-estimator yang tidak konsisten dan efisien.

Persoalan simultanitas muncul karena adanya variabel eksplanatori yang juga sebagai variabel endogen dan karena itu kemungkinan berkorelasi dengan *error* cukup besar. Sebuah uji simultanitas pada dasarnya merupakan suatu uji apakah variabel endogen eksplanatori berkorelasi dengan *error*-nya. Jika memang ada, maka ada persoalan simultanitas, sehingga metode OLS tidak dapat digunakan. Untuk menguji hal ini dapat digunakan uji spesifikasi Hausman.

Salah satu alternatif cara dalam pengujian simultanitas adalah dengan *expanded regression* (Holly, 2000). Sebagai ilustrasi diberikan model berikut:

$$\begin{aligned}
 y_i &= Y_i \alpha_i + X_i \beta_i + u_i \\
 y_i &= \hat{Y}_i \alpha_i + X_i \beta_i + \hat{V}_i \varphi_i + v_i \\
 y_i &= Z_i \delta_i + \hat{V}_i \varphi_i + v_i
 \end{aligned}
 \tag{2.23}$$

Hipotesis yang digunakan adalah sebagai berikut:

$H_0$ :  $Y_i$  adalah eksogen,  $\varphi_i = 0$ ,

$H_1$ :  $Y_i$  adalah endogen,  $\varphi_i \neq 0$ ,

Persamaan (2.23) dapat dijabarkan sebagai berikut:

- a. Mengestimasi variabel endogen melalui persamaan *reduced*-nya dengan cara melakukan regresi  $Y_i$  terhadap  $X$ , sehingga diperoleh  $\hat{Y}_i$
- b. Menghitung nilai residual dengan cara  $\hat{V}_i = Y_i - \hat{Y}_i$ .

- c. Melakukan substitusi variabel endogen pada persamaan struktural tersebut dengan hasil estimasi dan residual yang diperoleh.
- d. Melakukan regresi dengan variabel eksplanatori lain pada persamaan struktural yaitu  $y_i = Z_i\beta_i + \hat{V}_i\varphi_i + v_i$ .
- e. Melakukan pengujian statistik uji  $t$  terhadap residual variabel endogen  $\varphi_i$

Hipotesis nol ditolak jika statistik uji  $t$  signifikan. Artinya variabel endogen terbukti memiliki pengaruh simultan. Namun, jika tidak signifikan maka variabel endogen tidak memiliki pengaruh simultan.

### 2.3.4. Estimasi GMM pada Persamaan Simultan

Menurut Greene (2012), suatu persamaan simultan yang teridentifikasi dapat ditulis:

$$\begin{aligned} y_{j,i} &= \mathbf{Y}_{j,i}\boldsymbol{\beta}_j + \mathbf{x}_{jk,i}\boldsymbol{\gamma}_j + \varepsilon_{j,i} \\ y_{j,i} &= \mathbf{z}'_{j,i}\boldsymbol{\delta}_j + \varepsilon_{j,i} \end{aligned} \quad (2.24)$$

dengan  $\mathbf{z}_{j,i} = [\mathbf{Y}_{j,i}, \mathbf{x}_{jk,i}]$ ,  $\mathbf{Y}_{j,i}$  adalah variabel endogen pada persamaan ke- $j$ .  $\mathbf{x}_{j,i}$  adalah variabel eksogen pada persamaan ke- $j$ .  $\varepsilon_{j,i}$  merupakan residual/*innovations* persamaan ke- $j$  yang diasumsikan memenuhi sifat homoskedastis dan non autokorelasi.

Jika persamaan (2.24) memenuhi kondisi ortogonal, maka didefinisikan momen kondisi yaitu  $E[\mathbf{q}_j\varepsilon_{j,i}] = E[\mathbf{q}_j(y_{j,i} - \mathbf{z}'_{j,i}\boldsymbol{\delta}_j)] = 0$ .  $\mathbf{q}_j$  adalah variabel instrumen yang terdiri dari semua variabel eksogen dalam model. Selanjutnya didefinisikan analog momen sampel  $g_i(\theta) = n^{-1} \sum_{i=1}^n [\mathbf{q}_j(y_{j,i} - \mathbf{z}'_{j,i}\boldsymbol{\delta}_j)] = 0$ . Dalam bentuk matriks ditulis  $g_i(\theta) = n^{-1}[\mathbf{Q}'(\mathbf{y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta})] = 0$ .

Fungsi kriteria dari estimator GMM didefinisikan :

$$\begin{aligned} q(\theta) &= g_i(\theta)' \mathbf{A} g_i(\theta) \\ &= \{n^{-1}[\mathbf{Q}'(\mathbf{y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta})]\}' \mathbf{A} \{n^{-1}[\mathbf{Q}'(\mathbf{y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta})]\} , \end{aligned} \quad (2.25)$$

dengan  $\mathbf{A}$  adalah matrik pembobot GMM.

Jika *disturbance* diasumsikan bersifat homoskedastis dan non autokorelasi maka estimator pada persamaan (2.25) akan sama dengan persamaan (2.15).  $\mathbf{A}$  didefinisikan sebagai invers matriks  $\mathbf{W}_{jj}$  dengan ukuran sama dengan matrik variabel instrumen  $\mathbf{Q}$ .

$$\begin{aligned}
\mathbf{W}_{jj} &= \text{Asy. Var} [\sqrt{n} g_i(\theta)] \\
&= \text{plim} \{n^{-1}[\mathbf{Q}'\mathbf{Q}(\mathbf{y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta})(\mathbf{y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta})]\} \\
&= \text{plim} \{n^{-1}[\mathbf{Q}'\mathbf{Q} \sigma_{jj}]\} = \text{plim} \sigma_{jj}\{n^{-1}\mathbf{Q}'\mathbf{Q}\}
\end{aligned} \tag{2.26}$$

Sehingga jika digunakan  $(\mathbf{Q}'\mathbf{Q})^{-1}$  sebagai  $\mathbf{A}$  matrik pembobot GMM, maka estimator GMM akan sama dengan meminimumkan fungsi kriteria pada estimator *two stage least square* (2SLS).

Namun jika dianggap *disturbance* mengandung *heteroskedastis*, maka estimator untuk pembobot GMM diperoleh :

$$\mathbf{W}_{jj} = \text{plim} \{n^{-1}[\mathbf{Q}'\mathbf{Q} \omega_{jj}]\} = \text{plim} \{n^{-1}\mathbf{Q}'\boldsymbol{\Omega}_{jj}\mathbf{Q}\} \tag{2.27}$$

Matriks pembobot GMM dapat diestimasi dengan estimator *white's heteroscedasticity consistent*.

Untuk menangani kasus heteroskedastis tersebut, maka Davidson dan Mackonon dalam Greene (2012) menyarankan *heteroskedastis* 2SLS atau H2SLS. Estimator dari matriks pembobot GMM diperoleh dari prosedur *initial* 2SLS. Estimator GMM atau H2SLS untuk persamaan simultan dirumuskan:

$$\boldsymbol{\delta}_{j,\text{gmm}} = [\mathbf{Z}'\mathbf{Q}(\mathbf{S}_{0,jj})^{-1}\mathbf{Q}'\mathbf{Z}]^{-1} [\mathbf{Z}'\mathbf{Q}(\mathbf{S}_{0,jj})^{-1}\mathbf{Q}'\mathbf{y}], \tag{2.28}$$

dengan :

$$\mathbf{S}_{0,jj} = \{n^{-1} [\mathbf{Q}'\mathbf{Q}(\mathbf{y} - \mathbf{Z}\widehat{\boldsymbol{\delta}}_{2\text{SLS}})^2]\}$$

Asimtotis matriks varian kovarian diestimasi dari :

$$\text{Est. Asy. Var} [\widehat{\boldsymbol{\delta}}_{\text{gmm}}] = [\mathbf{Z}'\mathbf{Q}(\mathbf{S}_{0,jj})^{-1}\mathbf{Q}'\mathbf{Z}]^{-1} \tag{2.29}$$

#### 2.4. Model Durbin Spasial

Model durbin spasial merupakan bentuk perluasan dari model *spatial autoregressive* atau SAR (Anselin, 1988). Model umum persamaan durbin spasial, dapat ditulis :

$$y_i = \mathbf{w}_{ih}y_i\rho + \mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta} + \mathbf{w}_{ih}\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\theta} + \varepsilon_i, \tag{2.30}$$

Atau dalam bentuk matriks dapat ditulis:

$$\mathbf{y} = \mathbf{W}\mathbf{y}\rho + \mathbf{X}'\boldsymbol{\beta} + \mathbf{W}\mathbf{X}'\boldsymbol{\theta} + \boldsymbol{\varepsilon},$$

$$\mathbf{y} = (\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})^{-1} (\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{W}\mathbf{X}\boldsymbol{\theta} + \boldsymbol{\varepsilon}), \tag{2.31}$$

$$\boldsymbol{\varepsilon} \sim N(0, \delta^2\mathbf{I}), \tag{2.32}$$

dengan  $\mathbf{y}$  merupakan vektor variabel dependen berukuran  $n \times 1$ ,  $\boldsymbol{\varepsilon}$  adalah vektor *innovation* berukuran  $n \times 1$ ,  $\mathbf{X}$  adalah matriks variabel eksplanatori berukuran  $n \times (m + 1)$ ,  $\boldsymbol{\beta}$  adalah vektor parameter regresi dengan ukuran  $(m + 1) \times 1$ ,  $\boldsymbol{\theta}$  adalah vektor parameter spasial pada variabel eksplanatori berukuran  $m \times 1$ ,  $\mathbf{W}$  adalah matriks pembobot spasial berukuran  $n \times n$ , serta  $\rho$  adalah parameter spasial *lag* variabel dependen,  $\mathbf{I}$  adalah matriks identitas berukuran  $n \times n$ ,  $n$  adalah jumlah observasi, dan  $m$  adalah jumlah variabel eksplanatori.

Model durbin spasial dapat dituliskan sebagai model SAR dengan mendefinisikan matriks  $\mathbf{Z} = [\mathbf{X} \ \mathbf{WX}]$  dan vektor  $\boldsymbol{\omega} = [\boldsymbol{\beta}' \ \boldsymbol{\theta}']'$ , sehingga persamaan (2.31) dapat ditulis menjadi:

$$\mathbf{y} = \rho \mathbf{W}\mathbf{y} + \mathbf{Z}\boldsymbol{\omega} + \boldsymbol{\varepsilon}$$

$$\mathbf{y} = (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} \mathbf{Z}\boldsymbol{\omega} + (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} \boldsymbol{\varepsilon} \quad (2.33)$$

$$\boldsymbol{\varepsilon} \sim N(0, \sigma^2 \mathbf{I}) \quad (2.34)$$

Berdasarkan persamaan (2.33) jika *true value* parameter  $\rho$  diketahui dimisalkan  $\rho^*$ , maka dapat ditulis:

$$\mathbf{y} - \rho^* \mathbf{W}\mathbf{y} = \mathbf{Z}\boldsymbol{\omega} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (2.35)$$

Bekti, Rahayu, dan Suktikno (2013) melakukan estimasi parameter model durbin spasial dengan menggunakan metode MLE, diperoleh estimator untuk  $\boldsymbol{\omega}$ , yaitu:

$$\hat{\boldsymbol{\omega}} = (\mathbf{Z}'\mathbf{Z})^{-1} \mathbf{Z}'(\mathbf{I} - \rho^* \mathbf{W})\mathbf{y} \quad (2.36)$$

#### 2.4.1. Model Durbin Spasial pada Persamaan Simultan

Dengan mengikuti langkah-langkah pada Kelejian dan Prucha (2004), maka model (2.33) dapat diperluas menjadi persamaan simultan. Model durbin spasial pada sistem persamaan simultan untuk sebanyak  $m$  persamaan dapat ditulis:

$$\mathbf{Y}_j = \mathbf{Y}_j \mathbf{B} + \mathbf{X}_l \boldsymbol{\Gamma} + \bar{\mathbf{Y}}_j \mathbf{P} + \bar{\mathbf{X}}_l \mathbf{T} + \mathbf{E}_j, \quad (2.37)$$

dengan  $\mathbf{Y}_j = (\mathbf{y}_{j1}, \dots, \mathbf{y}_{jm})$ ,  $\mathbf{X}_l = (\mathbf{x}_{l1}, \dots, \mathbf{x}_{lk})$ ,  $\bar{\mathbf{Y}}_j = (\bar{\mathbf{y}}_{j1}, \dots, \bar{\mathbf{y}}_{jm})$ ,  $\bar{\mathbf{X}}_l = (\bar{\mathbf{x}}_{l1}, \dots, \bar{\mathbf{x}}_{lk})$ ,  $\bar{\mathbf{y}}_{j,i} = \mathbf{W}_{ih} \mathbf{y}_{j,i}$ ,  $\bar{\mathbf{x}}_{l,i} = \mathbf{W}_{ih} \mathbf{x}_{l,i}$ ,  $\mathbf{E}_j = (\boldsymbol{\varepsilon}_{j1}, \dots, \boldsymbol{\varepsilon}_{jm})$ ,  $j = 1, 2, \dots, m$ ,  $l = 1, 2, \dots, k$ .

dengan  $\mathbf{y}_{j,i}$  adalah vektor variabel endogen pada persamaan ke- $j$  yang masing-masing berukuran  $n \times 1$ .  $\mathbf{x}_{l,i}$  adalah vektor variabel exogen ke- $l$  yang masing-masing berukuran  $n \times 1$ .  $\boldsymbol{\varepsilon}_{j,i}$  adalah vektor *innovations* berukuran  $n \times 1$ .  $\mathbf{B}, \boldsymbol{\Gamma}, \mathbf{P}, \mathbf{T}$

masing-masing menunjukkan diagonal matriks parameter variabel endogen, variabel eksogen, *lag* spasial endogen, dan *lag* spasial eksogen yang masing-masing berukuran  $m \times m$ ,  $k \times m$ ,  $m \times m$ , dan  $k \times m$ .

Untuk tujuan generalisasi, maka matriks pembobot spasial, matriks variabel eksogen, vektor *innovations*, dan matriks variabel endogen eksplanatori dimungkinkan untuk dipengaruhi ukuran sampel  $n$ , sehingga terbentuk suatu susunan segitiga. Dalam hal ini, analisis dikondisikan pada nilai variabel eksogen, sehingga matriks  $\mathbf{X}$  diperlakukan sebagai matriks konstanta.

Persamaan (2.37) bisa dimanipulasi untuk memudahkan perhitungan. Jika matriks  $\mathbf{A}_1$  dan matriks  $\mathbf{A}_2$  merupakan matriks yang bersesuaian, maka  $vec(\mathbf{A}_1\mathbf{A}_2) = (\mathbf{A}_2' \otimes \mathbf{I})vec(\mathbf{A}_1)$ , maka didapat persamaan berikut ini :

$$\begin{aligned} vec(\mathbf{Y}_j) &= vec(\mathbf{Y}_j\mathbf{B}) + vec(\mathbf{X}_l\mathbf{\Gamma}) + vec(\bar{\mathbf{Y}}_j\mathbf{P}) + vec(\bar{\mathbf{X}}_l\mathbf{T}) + vec(\mathbf{E}_j) \\ vec(\mathbf{Y}_j) &= vec(\mathbf{Y}_j\mathbf{B}) + vec(\mathbf{X}_l\mathbf{\Gamma}) + vec(W_n\mathbf{Y}_i\mathbf{P}) + vec(W_n\mathbf{X}_l\mathbf{T}) + vec(\mathbf{E}_j) \\ vec(\mathbf{Y}_j) &= (\mathbf{B}' \otimes \mathbf{I}_n)vec(\mathbf{Y}_j) + (\mathbf{\Gamma}' \otimes \mathbf{I}_n)vec(\mathbf{X}_l) + (\mathbf{P}' \otimes W_n)vec(\mathbf{Y}_i) \\ &\quad + (\mathbf{T}' \otimes W_n)vec(\mathbf{X}_l) + vec(\mathbf{E}_j) \end{aligned} \quad (2.38)$$

Jika dimisalkan  $\mathbf{y}_j = vec(\mathbf{Y}_j)$ ,  $\bar{\mathbf{y}}_i = (\mathbf{I}_n \otimes W_n)\mathbf{y}_j = vec(\bar{\mathbf{Y}}_j)$ ,  $\mathbf{x}_i = vec(\mathbf{Y}_j)$ ,  $\bar{\mathbf{x}}_l = (\mathbf{I}_n \otimes W_n)\mathbf{x}_l = vec(\bar{\mathbf{X}}_l)$ , dan  $\boldsymbol{\varepsilon}_j = vec(\mathbf{E}_j)$ , maka persamaan (2.37) dapat ditulis sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \mathbf{y}_j &= (\mathbf{B}' \otimes \mathbf{I}_n)\mathbf{y}_j + (\mathbf{\Gamma}' \otimes \mathbf{I}_n)\mathbf{x}_l + (\mathbf{P}' \otimes W_n)\mathbf{y}_j + (\mathbf{T}' \otimes W_n)\mathbf{x}_l + \boldsymbol{\varepsilon}_j, \\ \mathbf{y}_j &= [(\mathbf{B}' \otimes \mathbf{I}_n) + (\mathbf{P}' \otimes W_n)]\mathbf{y}_j + [(\mathbf{\Gamma}' \otimes \mathbf{I}_n) + (\mathbf{T}' \otimes W_n)]\mathbf{x}_l + \boldsymbol{\varepsilon}_j, \\ \mathbf{y}_j - [(\mathbf{B}' \otimes \mathbf{I}_n) + (\mathbf{P}' \otimes W_n)]\mathbf{y}_j &= [(\mathbf{\Gamma}' \otimes \mathbf{I}_n) + (\mathbf{T}' \otimes W_n)]\mathbf{x}_l + \boldsymbol{\varepsilon}_j, \\ \{\mathbf{I}_n - [(\mathbf{B}' \otimes \mathbf{I}_n) + (\mathbf{P}' \otimes W_n)]\}\mathbf{y}_j &= [(\mathbf{\Gamma}' \otimes \mathbf{I}_n) + (\mathbf{T}' \otimes W_n)]\mathbf{x}_l + \boldsymbol{\varepsilon}_j. \end{aligned} \quad (2.39)$$

Selanjutnya dengan memisalkan lagi  $\mathbf{B}^* = [(\mathbf{B}' \otimes \mathbf{I}_n) + (\mathbf{P}' \otimes W_n)]$ , dan  $\mathbf{\Gamma}^* = [(\mathbf{\Gamma}' \otimes \mathbf{I}_n) + (\mathbf{T}' \otimes W_n)]$ , maka persamaan (2.39) dapat ditulis:

$$\mathbf{y}_j = \mathbf{B}^*\mathbf{y}_j + \mathbf{\Gamma}^*\mathbf{x}_l + \boldsymbol{\varepsilon}_j. \quad (2.40)$$

Persamaan (2.40) dalam bentuk *reduced form* ditulis:

$$\mathbf{y}_j = (\mathbf{I}_n - \mathbf{B}^*)^{-1}\mathbf{\Gamma}^*\mathbf{x}_l + (\mathbf{I}_n - \mathbf{B}^*)^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}_j. \quad (2.41)$$

Selanjutnya persamaan (2.37) dapat dipadatkan menjadi model yang mengesampingkan batasan pada parameter model. Secara spesifik dimisalkan  $\boldsymbol{\beta}_j, \boldsymbol{\gamma}_j, \boldsymbol{\rho}_j, \boldsymbol{\theta}_j$  adalah vektor-vektor tidak nol (*non zero*) dari elemen kolom ke- $j$  yang merupakan gambaran dari parameter  $\mathbf{B}, \mathbf{\Gamma}, \mathbf{P}, \mathbf{T}$ . Demikian halnya dengan

pemisalan  $\mathbf{Y}_{j,i}, \mathbf{X}_{j,i}, \mathbf{W}_{ih}\mathbf{Y}_{j,i}, \mathbf{W}_{ih}\mathbf{X}_{j,i}$  sebagai variabel yang menunjukkan matriks observasi pada variabel endogen, variabel eksogen, dan variabel *lag* spasial endogen (*endogenous spatial lags*) pada persamaan ke- $j$ . Persamaan (2.37) dapat ditulis menjadi:

$$y_{j,i} = \mathbf{Y}_{j,i}\beta_j + \mathbf{X}_{jk,i}\gamma_j + \mathbf{W}_{ih}\mathbf{Y}_{j,i}\rho_j + \mathbf{W}_{ih}\mathbf{X}_{jk,i}\theta_j + \varepsilon_{j,i}$$

$$y_{j,i} = \mathbf{Z}_{j,i}\delta_j + \varepsilon_{j,i} \quad (2.42)$$

dengan  $\mathbf{Z}_{j,i} = [\mathbf{Y}_{j,i}, \mathbf{X}_{jk,i}, \mathbf{W}_{ih}\mathbf{Y}_{j,i}, \mathbf{W}_{ih}\mathbf{X}_{jk,i}]$ , dan  $\delta_j = [\beta_j', \gamma_j', \rho_j', \theta_j']$ .  $\mathbf{Y}_{j,i}$  adalah variabel endogen pada persamaan ke- $j$  yang masing-masing berukuran  $n \times 1$ .  $\mathbf{X}_{j,i}$  adalah variabel eksogen pada persamaan ke- $j$  yang masing-masing berukuran  $n \times k$ .  $\varepsilon_{j,i}$  merupakan residual/ *innovations* persamaan ke- $j$  berukuran  $n \times 1$ .

#### 2.4.2. Estimasi GMM pada Model Spasial

Secara umum, model spasial SAR pada persamaan tunggal dalam bentuk matriks ditulis:

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

$$(\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y} = \mathbf{X}'\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon},$$

$$\boldsymbol{\varepsilon} = (\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y} - \mathbf{X}'\boldsymbol{\beta}. \quad (2.43)$$

$\mathbf{y}$  adalah vektor variabel dependen,  $\mathbf{X}$  adalah matrik variabel eksplanatori.  $\boldsymbol{\varepsilon}$  merupakan vektor *innovations*.

Untuk memperoleh estimator  $\rho$  dan  $\boldsymbol{\beta}$ , Lee (2007) menyarankan metode eliminasi dan substitusi. Tahap awal adalah mendapatkan nilai  $\boldsymbol{\beta}$  dengan *initial*  $\rho$ . Setelah itu disubstitusi kedalam persamaan (2.43),  $\rho$  akan diestimasi dengan metode GMM. Selanjutnya  $\boldsymbol{\beta}$  akan bisa diperoleh dengan diketahuinya nilai  $\rho$ .

Diketahui  $\mathbf{q}_i = (\mathbf{q}_{i1}, \mathbf{X})$ , dengan  $\mathbf{q}_{i1}$  adalah matriks variabel instrumen selain variabel eksplanatori  $\mathbf{X}$ . Misal diberikan nilai  $\rho$ , estimator untuk  $\widehat{\boldsymbol{\beta}}(\rho)$  dapat diperoleh dari fungsi momen linier berikut:

$$\mathbf{X}'[(\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y} - \mathbf{X}'\widehat{\boldsymbol{\beta}}(\rho)] = 0. \quad (2.44)$$

Fungsi momen linier diatas diselesaikan dengan metode *least square* sehingga diperoleh :

$$\widehat{\boldsymbol{\beta}}(\rho) = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'(\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y}. \quad (2.45)$$

Untuk nilai  $\rho$  diketahui, maka fungsi residual dapat ditulis :

$$\begin{aligned}
\boldsymbol{\varepsilon}(\rho) &= (\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y} - \mathbf{X}'\hat{\boldsymbol{\beta}}(\rho), \\
&= (\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y} - \mathbf{X}'[(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'(\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y}], \\
&= (\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y} [\mathbf{I} - \mathbf{X}'[(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}']].
\end{aligned} \tag{2.46}$$

Jika dimisalkan  $\mathbf{M} = \{\mathbf{I} - \mathbf{X}'[(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}']\}$ , maka persamaan (2.46) dapat ditulis:

$$\boldsymbol{\varepsilon}(\rho) = \mathbf{M}(\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y} = \mathbf{M}(\mathbf{y} - \mathbf{W}\mathbf{y}\rho). \tag{2.47}$$

Fungsi residual  $\boldsymbol{\varepsilon}(\rho) = \mathbf{M}(\mathbf{y} - \mathbf{W}\mathbf{y}\rho)$  dengan variabel instrumen  $\mathbf{q}_i$  kemudian didefinisikan analog momen sampelnya menjadi :

$$g(\rho) = n^{-1} \sum_{i=1}^n \left( \mathbf{q}_i(\mathbf{M}(\mathbf{y}_j - \mathbf{W}\mathbf{y}_j\rho)) \right). \tag{2.48}$$

Dalam bentuk matriks dapat ditulis:

$$g(\rho) = n^{-1} \mathbf{q}'(\mathbf{M}(\mathbf{y} - \mathbf{W}\mathbf{y}\rho)). \tag{2.49}$$

Fungsi momen sampel pada persamaan (2.49) memiliki mean nol dan varian matriks  $\sigma_0^2(\mathbf{q}'\mathbf{M}\mathbf{q})$ . *Optimum distance* untuk estimator GMM berdasarkan persamaan (2.47) adalah  $(\mathbf{q}'\mathbf{M}\mathbf{q})^{-1}$ . Sehingga estimator GMM untuk  $\rho$  adalah:

$$\hat{\rho} = \min_{\rho} (\mathbf{y} - \mathbf{W}\mathbf{y}\rho)' \mathbf{M}\mathbf{q}(\mathbf{y} - \mathbf{W}\mathbf{y}\rho). \tag{2.49}$$

Estimator bagi  $\hat{\rho}$  dapat diperoleh dengan menyelesaikan persamaan 2.49 terhadap kondisi order pertama sehingga diperoleh :

$$\hat{\rho} = [\mathbf{W}\mathbf{y}'\mathbf{M}'\mathbf{q}\mathbf{W}\mathbf{y}]^{-1} \mathbf{W}\mathbf{y}'\mathbf{M}'\mathbf{Q}\mathbf{M}\mathbf{y}. \tag{2.50}$$

Selanjutnya estimasi parameter  $\hat{\boldsymbol{\beta}}$  dapat diperoleh dengan mensubstitusikan persamaan (2.50) terhadap persamaan (2.45) sebagai berikut:

$$\begin{aligned}
\hat{\boldsymbol{\beta}} &= (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'(\mathbf{y} - \mathbf{W}\mathbf{y}\rho). \\
\hat{\boldsymbol{\beta}} &= (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y} - \{(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{W}\mathbf{y}[\mathbf{W}\mathbf{y}'\mathbf{M}'\mathbf{q}\mathbf{W}\mathbf{y}]^{-1}\mathbf{W}\mathbf{y}'\mathbf{M}'\mathbf{Q}\mathbf{M}\mathbf{y}\}.
\end{aligned} \tag{2.51}$$

## 2.5. Pengujian Model

Pada subbab ini akan dibahas tentang pengujian dependensi spasial, pengujian signifikansi parameter, dan pengujian kebaikan model.

### 2.5.1. Pengujian Dependensi Spasial

Pengujian dependensi spasial merupakan deteksi awal adanya dependensi spasial dalam model. Pengujian terhadap dependensi spasial yang populer menggunakan tes *Moran's I* dan tes *lagrange multiplier* (Anselin dan Kelejian,

1997). Uji dependensi spasial yang digunakan dalam penelitian ini adalah uji *Lagrange Multiplier* untuk spasial *lag* dan spasial *error*.

Hipotesis untuk uji spasial *lag* adalah :

$H_0 : \rho = 0$  (tidak ada dependensi spasial *lag* variabel dependen)

$H_1 : \rho \neq 0$  (ada dependensi spasial *lag* variabel dependen)

Menurut Anselin (1988), statistik uji menggunakan *lagrange multiplier* untuk uji dependensi spasial *lag* dirumuskan sebagai berikut:

$$LM_{lag} = \frac{[\mathbf{e}'\mathbf{W}\mathbf{y}/(\mathbf{e}'\mathbf{e}/n)]^2}{D}, \quad (2.52)$$

$$D = \frac{1}{\hat{\sigma}^2} [(\mathbf{W}\mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}})(\mathbf{I} - \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}')(\mathbf{W}\mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}})] + \text{tr}(\mathbf{W}'\mathbf{W} + \mathbf{W}\mathbf{W}). \quad (2.53)$$

Statistik uji  $LM_{lag}$  ini didistribusikan asimtotik mengikuti distribusi  $\chi^2_{(1)}$ . Uji ini memberikan keputusan tolak hipotesis nol jika nilai statistik uji LM lebih besar dari nilai kritis  $\chi^2_{(\alpha,1)}$  atau ditulis  $LM_{lag} > \chi^2_{(\alpha,1)}$ .

Selain itu, dilakukan uji dependensi spasial *error* dengan hipotesis sebagai berikut:

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

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

Menurut Anselin (1988), statistik uji *Lagrange Multiplier* untuk uji dependensi spasial *error* seperti dirumuskan sebagai berikut:

$$LM_{error} = \frac{(\mathbf{e}'\mathbf{W}_n\mathbf{e}/s^2)^2}{T}, \quad (2.54)$$

$$T = \text{tr}(\mathbf{W}'\mathbf{W} + \mathbf{W}\mathbf{W}) \quad (2.55)$$

Statistik uji LM *error* ini juga didistribusikan asimtotik mengikuti distribusi  $\chi^2_{(1)}$ . Uji ini memberikan keputusan tolak hipotesis nol jika nilai statistik uji LM lebih besar dari nilai kritis  $\chi^2_{(\alpha,1)}$  atau ditulis  $LM_{error} > \chi^2_{(\alpha,1)}$ .

Pengujian dengan statistik uji  $LM_{lag}$  dan  $LM_{error}$  belum dapat memberi keputusan yang tepat adanya dependensi spasial pada model. Oleh karena itu, diperlukan suatu uji yang memperhitungkan kemungkinan dependensi *lag* disaat menguji dependensi *error* maupun sebaliknya memperhitungkan kemungkinan dependensi *error* disaat menguji dependensi *lag*. Untuk itu, diperlukan suatu *joint test* atau suatu uji yang *robust* terhadap kesalahan spesifikasi terhadap bentuk

dependensi alternatifnya (Anselin, 1988). Uji yang *robust* terhadap kesalahan spesifikasi tersebut adalah uji *Robust Lagrange Multiplier (RLM)* yang dapat lebih tepat untuk mengidentifikasi model regresi spasial mana yang digunakan. Pada statistik uji *RLM*, Bera dan Yoon (1993) menyarankan penggunaan modifikasi pada statistik uji *LM*, dimana pada saat melakukan pengujian terhadap  $\rho = 0$  dan  $\lambda \neq 0$  demikian pula sebaliknya. Modifikasi terhadap statistik uji *LM* untuk uji dependensi spasial *lag* adalah *Robust LM<sub>lag</sub>* atau *RLM<sub>lag</sub>* sebagai berikut:

$$RLM_{lag} = \frac{\left(\frac{\mathbf{e}'\mathbf{W}_n\mathbf{y}}{s^2} - \frac{\mathbf{e}'\mathbf{W}_n\mathbf{e}}{s^2}\right)^2}{s^{-2}D - T}. \quad (2.56)$$

Untuk pengujian hipotesis dimana  $\lambda = 0$  dan  $\rho \neq 0$  maka modifikasinya menjadi *Robust LM<sub>error</sub>* atau *RLM<sub>error</sub>* yaitu:

$$RLM_{error} = \frac{\left(\frac{\mathbf{e}'\mathbf{W}_n\mathbf{e}}{s^2} - T s^2 D^{-1} \frac{\mathbf{e}'\mathbf{W}_n\mathbf{y}}{s^2}\right)^2}{T - T^2 s^2 D^{-1}} = \frac{\left(\frac{\mathbf{e}'\mathbf{W}_n\mathbf{e}}{s^2} - T D^{-1} \mathbf{e}'\mathbf{W}_n\mathbf{y}\right)^2}{T - T^2 s^2 D^{-1}}. \quad (2.57)$$

Statistik uji *RLM<sub>lag</sub>* dan *RLM<sub>error</sub>* juga didistribusikan asimtotik mengikuti distribusi  $\chi^2_{(1)}$ . Uji ini memberikan keputusan tolak hipotesis nol jika nilai statistik uji *RLM* lebih besar dari nilai kritis  $\chi^2_{(\alpha,1)}$  atau ditulis  $RLM > \chi^2_{(\alpha,1)}$

### 2.5.2. Pengujian Signifikansi Parameter

Menurut Greene (2012), untuk pengujian serentak suatu persamaan yang diestimasi dengan metode GMM dapat dilakukan dengan menggunakan statistik uji *likelihood ratio statistic*, *lagrange multiplier statistic*, atau *wald statistic*. *Wald Statistik* merupakan ukuran derajat jarak antara estimator yang tidak terestriksi menjadi estimator yang terestriksi. Pada penelitian ini tidak dilakukan pengujian serentak untuk signifikansi parameter model. Sedangkan untuk pengujian signifikansi parameter dapat mengikuti sifat distribusi *error*-nya. Menurut Greene (2012) jika  $\boldsymbol{\varepsilon}$  suatu persamaan berdistribusi normal, maka koefisien parameter  $\mathbf{b}$  (estimator bagi  $\boldsymbol{\beta}$ ) secara statistik bersifat independen terhadap residual  $\mathbf{e}$  (estimator bagi  $\boldsymbol{\varepsilon}$ ), demikian pula berlaku estimator  $\mathbf{b}$  secara statistik bersifat independen terhadap semua fungsi  $\mathbf{e}$ , termasuk  $s^2$  (estimator bagi  $\sigma^2$ ). Salah satu sifat estimator GMM adalah *asymptotic normality* yang berarti bahwa estimator GMM untuk ukuran sampel akan bersifat konvergen menuju

normal. Dengan kata lain, semakin besar sampel maka distribusi sampel dari  $\hat{\delta}$  akan mendekati sifat distribusi normal. Sehingga untuk mengujian signifikansi parameter dapat menggunakan statistik *t ratio*.

Hipotesis yang digunakan masing-masing adalah sebagai berikut:

- 1  $H_0 : \beta = 0$  (koefisien variabel endogen tidak signifikan)  
 $H_1 : \beta \neq 0$  (koefisien variabel endogen signifikan)
- 2  $H_0 : \gamma = 0$  (koefisien variabel eksogen tidak signifikan)  
 $H_1 : \gamma \neq 0$  (koefisien variabel eksogen signifikan)
- 3  $H_0 : \rho = 0$  (koefisien *lag* spasial variabel endogen tidak signifikan)  
 $H_1 : \rho \neq 0$  (koefisien *lag* spasial variabel endogen signifikan)
- 4  $H_0 : \theta = 0$  (koefisien *lag* spasial variabel eksogen tidak signifikan)  
 $H_1 : \theta \neq 0$  (koefisien *lag* spasial variabel eksogen signifikan)

Untuk menguji hipotesis diatas, digunakan statistik *t ratio* sebagai berikut:

$$t \text{ ratio} = \hat{\delta} / SE(\hat{\delta}), \quad (2.58)$$

SE ( $\hat{\delta}$ ) adalah nilai *standard error* dari masing-masing parameter. SE diperoleh dari akar kuadrat nilai diagonal asimtotik varian dari ( $\hat{\delta}$ ) dengan rumus berikut:

$$\text{Asy. Var}(\hat{\delta}) = \left[ (\mathbf{Z}'\mathbf{Q})(\mathbf{Q}'\mathbf{Q}(\mathbf{y} - \mathbf{Z}\hat{\delta}_{\text{gmm}})^2)^{-1} (\mathbf{Q}'\mathbf{Z}) \right]^{-1} \quad (2.59)$$

Uji statistik *t ratio* secara asimtotik mengikuti distribusi *t* dengan derajat bebas  $n - (k + 1)$ . Pengambilan keputusan hipotesis nol ditolak jika nilai mutlak statistik *t* hitung lebih besar dari nilai kritis  $t_{(\alpha/2, n-k-1)}$  atau dapat ditulis  $|t_{\text{hitung}}| > t_{(\alpha/2, n-k-1)}$ .

### 2.5.3. Koefisien Determinasi ( $R^2$ )

Menurut Verbeek (2004), koefisien  $R^2$  menjelaskan sejauh mana garis regresi fit dengan data.  $R^2$  ini mengukur proporsi varians variabel dependen  $y$  yang dapat dijelaskan oleh model, dapat dirumuskan sebagai berikut

$$R^2 = 1 - \frac{SSE}{SST} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}, \quad (2.60)$$

dengan  $y_i$  adalah variabel dependen/ endogen amatan ke- $i$ ,  $\hat{y}_i$  adalah nilai dugaan variabel dependen/ endogen amatan ke- $i$ ,  $\bar{y}$  adalah rata-rata nilai variabel dependen/ endogen sebanyak  $n$  amatan.

## **2.6. Kajian Teori dan Kajian Empiris Variabel Penelitian**

Pada bagian ini akan dibahas tentang kajian teoritis dan kajian empiris variabel-variabel penelitian yang digunakan dalam penelitian ini.

### **2.6.1. Kemiskinan**

BPS (2007) menghitung kemiskinan menggunakan pendekatan kemampuan memenuhi kebutuhan dasar (*basic needs approach*). Kemiskinan dipandang sebagai ketidakmampuan dari sisi ekonomi untuk memenuhi kebutuhan dasar makanan dan bukan makanan yang diukur dari sisi pengeluaran. Penduduk miskin adalah penduduk yang memiliki rata-rata pengeluaran per kapita per bulan di bawah Garis Kemiskinan (GK). Sedangkan garis kemiskinan adalah nilai pengeluaran kebutuhan minimum makanan dan non makanan dalam sebulan.

Haughton dan Khanker (2009) menyatakan bahwa determinan kemiskinan berhubungan dengan karakteristik wilayah, karakteristik masyarakat, serta karakteristik rumah tangga dan individu. Karakteristik wilayah mencakup (i) keterisolasian dan keterbatasan dalam mengakses infrastruktur ekonomi; (ii) keterbatasan dalam akses sumber daya dasar seperti tanah, modal, dll; serta (iii) berhubungan dengan manajemen kebijakan pemerintah. Karakteristik masyarakat berhubungan dengan keterbatasan (i) infrastruktur seperti jalan, air bersih; (ii) akses masyarakat terhadap layanan barang dan jasa publik seperti fasilitas pendidikan dan kesehatan; (iii) struktur sosial dalam masyarakat; dan (iv) modal sosial. Sedangkan karakteristik rumah tangga dan individu berhubungan dengan (i) karakteristik demografi seperti ukuran rumah tangga, struktur umur, dependensi rasio, dan jenis kelamin kepala rumah tangga; (ii) karakteristik demografi seperti status pekerjaan, jam kerja, dan kepemilikan harta; dan (iv) karakteristik sosial seperti status kesehatan dan gizi, pendidikan, dan jaminan kesehatan

Beberapa penelitian tentang determinan kemiskinan antara lain:

1. Penelitian Bappenas (2007) menunjukkan PDRB, upah sektor jasa-jasa, investasi pemerintah di sektor jasa-jasa, investasi swasta di sektor jasa-jasa, berpengaruh negatif terhadap tingkat kemiskinan perkotaan. Sedangkan variabel jumlah penduduk berpengaruh positif, dan signifikan secara statistik.

Selanjutnya, variabel PDRB, upah sektor pertanian, investasi swasta di sektor pertanian, dan belanja pegawai berpengaruh negatif terhadap tingkat kemiskinan perdesaan.

2. Hasil penelitian Yannizar (2012) menunjukkan tingkat kemiskinan perkotaan dipengaruhi secara negatif dan signifikan oleh PDRB perkapita sektor industri. Selain itu dipengaruhi pula secara negatif oleh variabel upah sektor industri, belanja kesehatan dan pendidikan pemerintah, serta pengeluaran konsumsi rumah tangga non pertanian perkapita, namun ketiganya tidak signifikan secara statistik. Lebih lanjut, tingkat kemiskinan perdesaan dipengaruhi secara negatif dan signifikan oleh variabel angka melek huruf, serapan tenaga kerja sektor pertanian, dan PDRB pertanian perkapita, serta secara positif dan signifikan oleh tingkat kemiskinan perdesaan periode sebelumnya.
3. Penelitian Nurhemi dan Suryani (2013) untuk Indonesia dengan data periode 2001-2011 menunjukkan share PDRB sekunder dalam PDRB menunjukkan hubungan negatif dan signifikan secara statistik terhadap kemiskinan.

Berdasarkan teori dan temuan penelitian di atas maka ditentukan arah hubungan variabel yang diduga berpengaruh terhadap kemiskinan yaitu pengangguran, belanja pembangunan ekonomi, belanja pendidikan dan kesehatan, upah minimum kabupaten, nilai tambah sektor pertanian, dan rata-rata lama sekolah. Dari 6 variabel tersebut hanya pengangguran yang diduga berhubungan positif, sedangkan 5 variabel lainnya diduga berhubungan negatif.

### **2.6.2. Pengangguran**

BPS (2007) mendefinisikan pengangguran sebagai angkatan kerja (i) yang tidak bekerja dan sedang mencari pekerjaan; (ii) yang tidak bekerja dan mempersiapkan usaha; (iii) yang tidak bekerja dan tidak mencari pekerjaan karena merasa tidak mungkin mendapatkan pekerjaan; serta, (iv) yang sudah diterima bekerja tetapi belum mulai bekerja.

Menurut Mankiw (2016), pengangguran disebabkan oleh *sectoral shift* yaitu perubahan komposisi permintaan antar lapangan usaha atau wilayah. Hal ini mengakibatkan pekerja membutuhkan waktu untuk memperoleh pekerjaan yang cocok dan sesuai. Selain itu, pengangguran disebabkan oleh *wage-rigidity* yaitu

kegagalan upah untuk menyesuaikan tingkat permintaan dan penawaran tenaga kerja. Ketika upah riil berada di atas titik keseimbangan permintaan dan penawaran, maka ada kelebihan jumlah pekerja. Karena keinginan bekerja lebih tinggi dibanding jumlah pekerjaan, sehingga sebagian pekerja menganggur. Pengangguran juga berhubungan jangka pendek dengan inflasi atau perubahan harga. Hal ini digambarkan melalui kurva phillips. Kurva phillips secara sederhana menunjukkan kombinasi perubahan jangka pendek inflasi dan pengangguran yang mempengaruhi kurva permintaan agregat dan penawaran agregat dalam ekonomi jangka pendek. Mankiw (2007) juga menjelaskan pengangguran disebabkan lapangan usaha yang tersedia tidak sesuai keinginan calon pencari kerja. Hal ini mengakibatkan jumlah penawaran pekerja pada sektor-sektor usaha tertentu lebih tinggi dibanding permintaan pekerjanya.

Sukirno (2012) membagi penyebab pengangguran dalam 4 kategori. Pengangguran disebabkan angkatan kerja mempunyai keinginan untuk mendapatkan pekerjaan yang lebih baik atau mendapatkan gaji yang lebih tinggi (pengangguran normal/friksional). Pengangguran disebabkan perubahan kondisi perekonomian berupa penurunan produksi perusahaan pada tingkat mikro dan penurunan permintaan agregat pada tingkat makro sehingga memaksa perusahaan untuk memangkas biaya produksi salah satunya mengurangi jumlah pekerja (pengangguran siklikal). Pengangguran disebabkan ketidakmampuan industri dan perusahaan dalam menyesuaikan struktur kegiatan ekonomi berupa adanya barang substitusi, perubahan teknologi, meningkatnya biaya produksi, sehingga perusahaan mengurangi jumlah pekerjanya (pengangguran struktural). Pengangguran ditimbulkan oleh penggunaan mesin dan kemajuan teknologi (pengangguran teknologi).

Beberapa penelitian tentang determinan pengangguran antara lain:

1. Hasil penelitian Bappenas (2007) menunjukkan belanja pegawai, upah minimum provinsi, dan populasi perkotaan berpengaruh positif dan signifikan terhadap pengangguran di sektor perkotaan. Sedangkan variabel PDRB berpengaruh negatif, namun tidak signifikan secara statistik.
2. Penelitian Yannizar (2012) menunjukkan bahwa tingkat upah riil sektor pertanian berpengaruh negatif terhadap serapan tenaga kerja pada sektor

pertanian, namun tidak signifikan. Penyerapan tenaga kerja di sektor jasa dipengaruhi secara positif dan nyata oleh PDRB perkapita sektor jasa

3. Penelitian Nanga (2006) menunjukkan transfer fiskal berpengaruh positif terhadap penyerapan tenaga kerja sektor non pertanian. Peningkatan Produk Domestik Regional Bruto juga berpengaruh positif dalam penyerapan tenaga kerja, yang pada gilirannya dapat mengurangi jumlah pengangguran.

Berdasarkan teori dan temuan penelitian di atas maka ditentukan arah hubungan variabel yang diduga berpengaruh terhadap pengangguran yaitu kemiskinan, belanja pembangunan ekonomi, belanja pendidikan dan kesehatan, upah minimum kabupaten, PDRB, dan rata-rata lama sekolah. Dari 6 variabel tersebut hanya kemiskinan dan upah minimum kabupaten yang diduga berhubungan positif, sedangkan 4 variabel lainnya diduga berhubungan negatif.

### **2.6.3. Pertumbuhan Ekonomi**

Pertumbuhan ekonomi dapat diartikan sebagai perbandingan produk domestik bruto (PDB) suatu wilayah periode aktual terhadap PDB periode sebelumnya. Sukirno (2012) mendefinisikan pertumbuhan ekonomi sebagai perkembangan kegiatan dalam perekonomian yang menyebabkan barang dan jasa yang diproduksi dalam masyarakat bertambah.

Produk domestik bruto (PDB) merupakan output perekonomian yang terdiri dari barang dan jasa (Mankiw, 2016). Output ini tergantung pada jumlah input atau disebut faktor produksi, dan kemampuan mengubah input menjadi output atau disebut fungsi produksi. Faktor produksi utama dalam ekonomi yaitu modal dan tenaga kerja. Sedangkan fungsi produksi utama dalam ekonomi adalah ketersediaan teknologi. Menurut BPS (2007), produk domestik bruto (PDB) merupakan jumlah nilai tambah yang dihasilkan oleh seluruh unit usaha (sektor-sektor ekonomi) dalam suatu negara tertentu, atau merupakan jumlah nilai barang dan jasa akhir yang dihasilkan oleh seluruh unit ekonomi.

Beberapa teori yang menjelaskan tentang pertumbuhan ekonomi diantaranya teori Adam Smith, teori Harrod-Domar, dan teori Solow-Swan. Salah satu isi teori ekonomi Adam Smith menyebutkan bahwa pertumbuhan ekonomi dipengaruhi oleh 2 aspek yaitu pertumbuhan output total dan pertumbuhan penduduk. Sistem

produksi di suatu negara dipengaruhi oleh sumber daya alam (faktor produksi tanah), sumber daya manusia (jumlah penduduk), dan stok kapital yang tersedia (Yannizar, 2012). Kemudian salah satu isi teori pertumbuhan Harrod-Domar menyebutkan bahwa tabungan dan investasi merupakan faktor yang terpenting terhadap pertumbuhan ekonomi. Selain itu, teori juga ini juga menyatakan stabilitas pertumbuhan ekonomi dalam jangka panjang hanya dapat tercapai melalui intervensi pemerintah lewat kebijakan fiskal dan moneter (Yannizar, 2012). Selanjutnya salah satu isi teori Solow-Swan menyebutkan pertumbuhan ekonomi merupakan proses peningkatan output atau produksi barang-barang dan jasa-jasa per kapita yang berlangsung dalam jangka panjang. peningkatan output per kapita terjadi sebagai hasil dari interaksi faktor-faktor produksi yang digunakan dalam proses produksi. Variabel yang berpengaruh terhadap output (Y) yaitu kapital (K), tenaga kerja (L) dan pengetahuan atau efektivitas dari tenaga kerja (A). Penekanan pada teori Solow adalah optimisme memandang proses pertumbuhan ekonomi dengan menempatkan pentingnya peranan teknologi dalam proses produksi (Yannizar, 2012).

Beberapa penelitian tentang determinan pertumbuhan ekonomi antara lain:

- a. Hasil penelitian Bappenas (2007) menunjukkan investasi pemerintah dan swasta di sektor pertanian, belanja barang dan jasa, serta belanja modal berpengaruh positif dan signifikan terhadap PDRB sektor pertanian. Sedangkan variabel upah sektor pertanian hubungannya negatif dan signifikan.
- b. Penelitian Nanga (2006) menunjukkan ada indikasi kuat bahwa transfer fiskal dalam berbagai bentuknya cenderung lebih menguntungkan sektor non pertanian daripada sektor pertanian.
- c. Penelitian Yannizar (2012) menunjukkan PDRB perkapita sektor pertanian dipengaruhi secara positif dan signifikan oleh pengeluaran pemerintah sektor pertanian, pengeluaran sektor infrastruktur, investasi swasta periode sebelumnya dan PDRB per kapita periode sebelumnya. Lebih lanjut, PDRB perkapita sektor industri dipengaruhi secara positif dan signifikan oleh pengeluaran infrastruktur, total investasi asing dan domestik, lag PDRB perkapita dan penyerapan tenaga kerja sektor industri

Berdasarkan teori dan temuan penelitian di atas maka ditentukan arah hubungan variabel yang diduga berpengaruh terhadap PDRB yaitu pengangguran, kemiskinan, belanja pembangunan ekonomi, belanja pendidikan dan kesehatan, belanja pembangunan modal, dan upah minimum kabupaten. Dari 6 variabel tersebut hanya kemiskinan dan pengangguran yang diduga berhubungan negatif, sedangkan 4 variabel lainnya diduga berhubungan positif.

## BAB 3

### METODOLOGI PENELITIAN

#### 3.1. Sumber Data

Penelitian ini menggunakan data sekunder dari Badan Pusat Statistik (BPS), dan Pemerintah Daerah Jawa Timur. Penelitian ini menggunakan data *pooled* yaitu gabungan data *cross section* dan *time series*. Objek penelitian adalah 38 kabupaten/kota di Jawa Timur. Data dikumpulkan untuk periode 3 tahun yaitu dari tahun 2012-2014 sehingga total amatan menjadi 114 unit. Penggunaan data *pooled* berhubungan dengan sifat *large sample properties* pada GMM dan kecukupan jumlah derajat bebas untuk pengujian hipotesis. Pengolahan data dilakukan menggunakan aplikasi ekonometrika yaitu aplikasi *Matlab* dan *Minitab*.

#### 3.2. Spesifikasi Model

Berdasarkan gambar (3.1) disusun model simultan durbin spasial hubungan keterkaitan kemiskinan, pengangguran, dan PDRB di Jawa Timur. Model spasial ini terdiri dari 3 persamaan struktural yaitu:

$$\begin{aligned}
 \ln MSK_i = & a_1 + a_2 \ln PNG_i + a_3 \ln BPE_i + a_4 \ln BPKP_i + a_5 \ln UPH_i + \\
 & a_6 \ln NSP_i + a_7 \ln RLS_i + \rho_1 \sum_{i=1}^n \sum_{h=1}^n w_{ih} \ln MSK_i + \\
 & \theta_1 \sum_{i=1}^n \sum_{h=1}^n w_{ih} \ln PNG_i + \theta_2 \sum_{i=1}^n \sum_{h=1}^n w_{ih} \ln BPE_i + \\
 & \theta_3 \sum_{i=1}^n \sum_{h=1}^n w_{ih} \ln BPKP_i + \theta_4 \sum_{i=1}^n \sum_{h=1}^n w_{ih} \ln UPH_i + \\
 & \theta_5 \sum_{i=1}^n \sum_{h=1}^n w_{ih} \ln NSP_i + \theta_6 \sum_{i=1}^n \sum_{h=1}^n w_{ih} \ln RLS_i + \varepsilon_{1i} , \quad (3.1)
 \end{aligned}$$

dengan tanda dari koefisien yang diharapkan adalah  $a_3, a_4, a_7, a_6 < 0$  dan  $a_2, a_5 > 0$ .

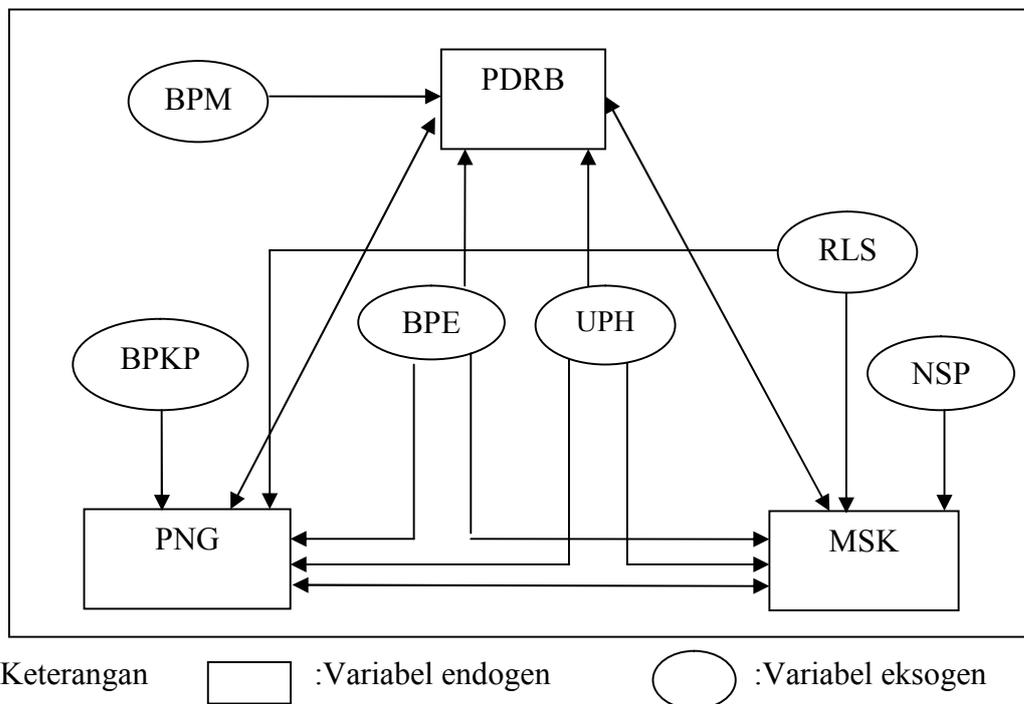
$$\begin{aligned}
 \ln PNG_i = & b_1 + b_2 \ln MSK_i + b_3 \ln BPE_i + b_4 \ln BPKP_i + b_5 \ln UPH_i + \\
 & b_6 \ln PDRB_i + b_7 \ln RLS_i + \rho_2 \sum_{i=1}^n \sum_{h=1}^n w_{ih} \ln PNG_i + \\
 & \theta_{11} \sum_{i=1}^n \sum_{h=1}^n w_{ih} \ln MSK_i + \theta_{12} \sum_{i=1}^n \sum_{h=1}^n w_{ih} \ln BPE_i + \\
 & \theta_{13} \sum_{i=1}^n \sum_{h=1}^n w_{ih} \ln BPKP_i + \theta_{14} \sum_{i=1}^n \sum_{h=1}^n w_{ih} \ln RLS_i + \\
 & \theta_{15} \sum_{i=1}^n \sum_{h=1}^n w_{ih} \ln PDRB_i + \theta_{16} \sum_{i=1}^n \sum_{h=1}^n w_{ih} \ln UPH_i + \varepsilon_{2i} , \quad (3.2)
 \end{aligned}$$

dengan tanda dari koefisien yang diharapkan adalah  $b_3, b_4, b_6, b_7 < 0$  dan  $b_2, b_5 > 0$ .

$$\begin{aligned}
\ln PDRB_i = & c_1 + c_2 \ln PNG_i + c_3 \ln MSK_i + c_4 \ln BPM_i + c_5 \ln BPKP_i + \\
& c_6 \ln UPH_i + c_7 \ln BPE_i + \rho_3 \sum_{i=1}^n \sum_{h=1}^n w_{ih} \ln PDRB_i + \\
& \theta_{21} \sum_{i=1}^n \sum_{h=1}^n w_{ih} \ln PNG_i + \theta_{22} \sum_{i=1}^n \sum_{h=1}^n w_{ih} \ln MSK_i + \\
& \theta_{23} \sum_{i=1}^n \sum_{h=1}^n w_{ih} \ln BPM_i + \theta_{24} \sum_{i=1}^n \sum_{h=1}^n w_{ih} \ln BPKP_i + \\
& \theta_{25} \sum_{i=1}^n \sum_{h=1}^n w_{ih} \ln UPH_i + \theta_{26} \sum_{i=1}^n \sum_{h=1}^n w_{ih} \ln BPE_i + \varepsilon_{3i}, \quad (3.3)
\end{aligned}$$

dengan tanda dari koefisien yang diharapkan adalah  $c_2, c_3 < 0$  dan  $c_4, c_6, c_7, c_5 > 0$ .

Hubungan antar variabel endogen dan variabel *predetermined* digambarkan pada bagan berikut:



Gambar 3.1 Skema hubungan antar variabel

Semua variabel penelitian ditransformasi dalam bentuk logaritma natural ( $\ln$ ). Transformasi ini dikenal dengan nama transformasi *double log*, atau disebut pula model *cobb-douglas*. Transformasi variabel dimaksudkan untuk standarisasi satuan antar variabel yang berbeda-beda. Tujuan lainnya adalah untuk memudahkan interpretasi model. Dalam model *double log*, nilai koefisien regresi dapat diinterpretasi sebagai koefisien elastisitas. Koefisien elastisitas dapat diinterpretasi sebagai besaran perubahan variabel dependen (dalam persen) akibat

perubahan variabel eksplanatori sebesar koefisien regresi, dengan asumsi nilai variabel lain tidak berubah.

Model fungsi *Cobb Douglas* dengan satu input dapat ditulis:

$$Y = \beta_0 X^{\beta_1} e^{\varepsilon} \quad (3.4)$$

Model tersebut dapat dilinearkan dengan cara dilakukan transformasi *ln*, sehingga model menjadi :

$$\ln(Y) = \ln(\beta_0) + \beta_1 \ln(X) + \varepsilon. \quad (3.5)$$

Bila  $\ln(Y) = Y^*$ ,  $\ln(\beta_0) = \beta_0^*$ , dan  $\ln(X) = X^*$ , maka model dapat ditulis:

$$Y^* = \beta_0^* + \beta_1 X^* + \varepsilon. \quad (3.6)$$

Secara matematika ekonomi, besaran elastisitas dapat diperoleh dengan rumusan sebagai berikut :

$$E_x = MP_x / AP_x, \quad (3.7)$$

dengan  $MP_x$  adalah besaran produksi marginal (*Marginal Product*) yaitu tambahan output sebagai akibat bertambahnya input sebesar satu satuan (satu unit) diperoleh dengan rumusan  $MP_x = \partial Y / \partial X$ . Sedangkan  $AP_x$  adalah produksi rata-rata (*Average Product*) untuk input  $X$  yang diperoleh dari rumusan  $AP_x = Y / X$ .

Sehingga rumusan elastisitas produksi untuk input  $X$  adalah :

$$E_x = \frac{MP_x}{AP_x} = \frac{\partial Y / \partial X}{Y / X} = \frac{\beta_1 X^{-1} \beta_0 X^{\beta_1} e^{\varepsilon}}{Y \cdot X^{-1}} = \frac{\beta_1 Y}{Y} = \beta_1 \quad (3.8)$$

Sehingga dapat ditunjukkan bahwa koefisien regresi pada fungsi *double log* merupakan besaran elastisitas.

### 3.3. Variabel Penelitian dan Definisi Operasional

Variabel dan definisi operasional dari masing-masing variabel adalah sebagai berikut:

- a. Penduduk miskin (MSK) adalah penduduk yang memiliki rata-rata pengeluaran per kapita per bulan di bawah garis kemiskinan. Garis Kemiskinan adalah representasi dari jumlah rupiah minimum yang dikeluarkan untuk memenuhi kebutuhan pokok minimum makanan yang setara dengan 2.100 kilokalori perkapita perhari dan kebutuhan pokok bukan makanan.

Tabel 3.1. Variabel Penelitian dan Sumber Data

Simbol	Nama Variabel	Sumber Data
<b>Variabel Endogen</b>		
$\ln$ MSK	$\ln$ Jumlah penduduk miskin	BPS
$\ln$ PNG	$\ln$ jumlah pengangguran	BPS
$\ln$ PDRB	$\ln$ PDRB	BPS
<b>Variabel Eksogen</b>		
$\ln$ RLS	$\ln$ Rata-rata lama sekolah	BPS
$\ln$ BPM	$\ln$ Nilai Belanja Modal daerah dalam APBD (Riil)	BPS
$\ln$ UPH	$\ln$ Upah Minimum Kabupaten (Riil)	Pemda
$\ln$ BPE	$\ln$ Belanja Pembangunan Ekonomi (Riil)	BPS
$\ln$ BPKP	$\ln$ Belanja Kesehatan dan Pendidikan (Riil)	BPS
$\ln$ NSP	$\ln$ Nilai Tambah Bruto Sektor Pertanian	BPS
<b>Komponen model</b>		
$\rho_j$	Koefisien paramater <i>spatial</i> pada variabel endogen persamaan ke- $j$	
$\theta_m$	Koefisien paramater <i>spatial</i> pada variabel eksogen	
$i, l$	Identitas kabupaten/ kota	
$\varepsilon_{ji}$	<i>Error term</i> pada persamaan ke- $j$	
$w_{il}$	Komponen matriks pembobot, $i, l=1, 2, \dots, n$	

- b. Pengangguran (PNG) adalah angkatan kerja yang tidak bekerja. Pengangguran terdiri dari Mereka yang tak punya pekerjaan dan mencari pekerjaan, Mereka yang tak punya pekerjaan dan mempersiapkan usaha, Mereka yang tak punya pekerjaan dan tidak mencari pekerjaan, karena merasa tidak mungkin mendapatkan pekerjaan, dan Mereka yang sudah punya pekerjaan, tetapi belum mulai bekerja. Tenaga kerja adalah orang yang melakukan kegiatan ekonomi dengan maksud memperoleh atau membantu memperoleh pendapatan atau keuntungan paling sedikit 1 (satu) jam secara tidak terputus selama seminggu yang lalu;
- c. Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) adalah jumlah nilai tambah atas barang dan jasa yang dihasilkan oleh berbagai sektor ekonomi yang beroperasi dalam suatu wilayah dalam jangka waktu tertentu atas dasar harga konstan.

- d. Rata-rata Lama Sekolah (RLS) menggambarkan rata-rata jumlah tahun yang digunakan oleh penduduk usia 15 tahun keatas dalam menjalani pendidikan formal.
- e. Belanja Pemerintah Modal dalam APBD Riil (BPM) adalah komponen belanja langsung dalam anggaran pemerintah yang menghasilkan output berupa aset tetap dibagi inflasi tahun berjalan. Yang termasuk belanja modal diantaranya belanja modal gedung dan bangunan, belanja modal peralatan, dan mesin, belanja modal jalan, irigasi, dan jaringan, dan jenis belanja modal lainnya.
- f. Belanja Pemerintah Kesehatan dan Pendidikan dalam APBD Riil (BPKP) adalah komponen belanja baik langsung maupun tidak langsung dalam anggaran pemerintah yang diperuntukan untuk fungsi pendidikan dan kesehatan, seperti untuk keperluan sekolah, rumah sakit, puskesmas, dan lain-lain dibagi inflasi tahun berjalan.
- g. Belanja Pemerintah Ekonomi dalam APBD riil (BPE) adalah komponen belanja baik langsung maupun tidak langsung dalam anggaran pemerintah yang diperuntukan untuk fungsi ekonomi seperti perdagangan, perindustrian, dan fungsi ekonomi lainnya dibagi inflasi tahun berjalan.
- h. Upah Minimum Kabupaten riil (UPH) adalah suatu standar minimum di suatu kabupaten/ kota yang digunakan oleh para pengusaha atau pelaku bisnis untuk memberikan upah kepada pegawai karyawan atau buruh didalam lingkungan kerjanya dibagi inflasi tahun berjalan.
- i. Nilai tambah sektor pertanian (NSP) adalah nilai tambah sektor pertanian dalam PDRB atas dasar harga konstan. Share pertanian menggambarkan kontribusi sektor pertanian dalam PDRB masing-masing kab/kota.

### **3.4. Metode Analisis Data**

Pada bagian ini akan dijelaskan tahapan analisis data untuk mencapai tujuan penelitian. Untuk menjawab tujuan pertama dilakukan spesifikasi model hubungan keterkaitan kemiskinan, pengangguran, dan PDRB, melakukan *pre-processing* data sesuai dengan variabel model yang dibutuhkan. Kemudian dilakukan analisis deskriptif terhadap variabel-variabel endogen. Kemudian menunjukkan secara grafis dugaan adanya dependensi spasial antar lokasi masing-masing variabel endogen. Selanjutnya melakukan *scatterplot* variabel endogen

terhadap variabel eksplanatori untuk melihat hubungan antar variabel. Berikutnya dilakukan uji korelasi variabel endogen terhadap variabel eksplanatori untuk mengecek keeratan hubungan antara variabel eksogen terhadap variabel endogen, mengetahui arah hubungan variabel eksogen terhadap variabel endogen, serta hubungan korelasi antar variabel eksogen. Hal yang terakhir ini dilakukan untuk mengecek multikolinieritas antar variabel eksogen.

Untuk menjawab tujuan kedua, dilakukan langkah-langkah sebagai berikut:

- a. Menyusun spesifikasi model durbin spasial yaitu:

$$\mathbf{y} = \mathbf{W}\mathbf{y}\rho + \mathbf{Z}'\boldsymbol{\delta} + \mathbf{u} ,$$

$$\mathbf{u} = (\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y} - \mathbf{Z}'\boldsymbol{\delta}.$$

- b. Mengestimasi model dengan metode S2SLS.
- c. Mencari nilai prediksi variabel hasil (b).
- d. Menghitung nilai residual model durbin spasial dengan mengurangi nilai aktual terhadap nilai prediksi.
- e. Menghitung nilai varian ( $W_{jj}$ ) model.
- f. Menghitung matriks pembobot GMM ( $\mathbf{A}$ ) yaitu invers dari hasil (e).
- g. Mendefinisikan momen kondisi persamaan residual ( $E[\mathbf{q}_j\boldsymbol{\epsilon}_{j,i}]$ ).
- h. Menyusun analog momen sampel dari persamaan residual yaitu :

$$g(\boldsymbol{\delta}) = E[\mathbf{q}_j\boldsymbol{\epsilon}_{j,i}] = 0.$$

- i. Menyusun fungsi kriteria dari persamaan residual yaitu :

$$q(\boldsymbol{\delta}) = g(\boldsymbol{\delta})' \mathbf{A} g(\boldsymbol{\delta}).$$

- j. Meminimumkan fungsi kriteria yaitu:

$$\hat{\boldsymbol{\delta}} = \underset{\boldsymbol{\delta}}{\operatorname{argmin}} [g(\boldsymbol{\delta})' \mathbf{A} g(\boldsymbol{\delta})].$$

- k. Melakukan modifikasi terhadap fungsi residual karena diduga koefisien  $\boldsymbol{\delta}$  masih mengandung koefisien  $\rho$ , menjadi :

$$\mathbf{u}(\rho) = (\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y} - \mathbf{Z}'\hat{\boldsymbol{\delta}}(\rho).$$

- l. Mendefinisikan momen kondisi, menyusun analog momen sampel, dan menyusun fungsi kriteria dari fungsi residual yaitu:

$$q(\rho) = g(\rho)' \mathbf{A} g(\rho).$$

- m. Meminimumkan fungsi kriteria sehingga diperoleh estimator  $\rho$ .

- n. Mensubstitusi nilai  $\hat{\rho}$  dalam persamaan  $\hat{\boldsymbol{\delta}}$  sehingga diperoleh estimator  $\hat{\boldsymbol{\delta}}$  yang unik.

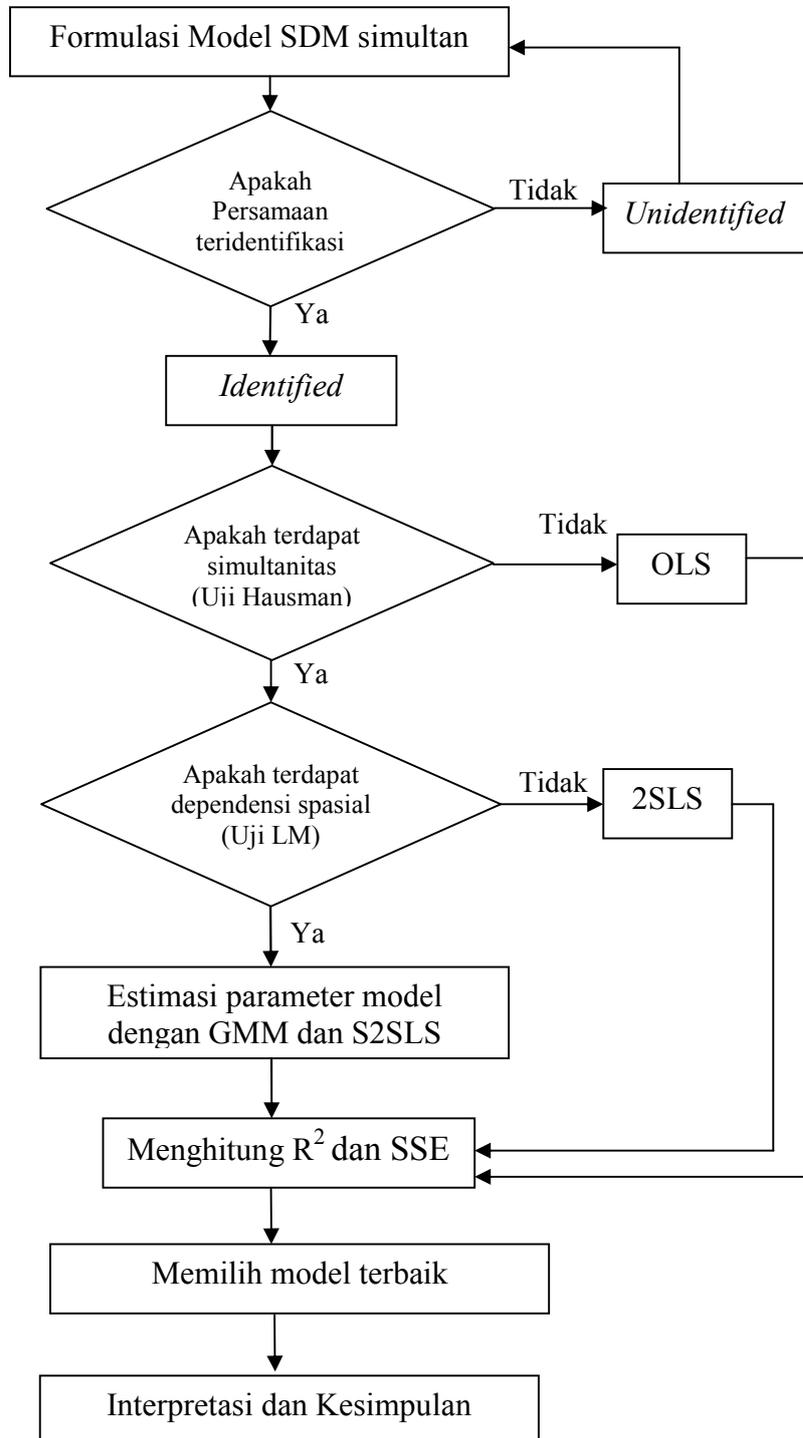
Untuk menjawab tujuan ketiga, dilakukan langkah-langkah sebagai berikut:

- a. Membuat formulasi model durbin spasial dan membuat persamaan *reduce form*-nya
- b. Menyusun *instrument variable* yang merupakan kombinasi linear seluruh matriks variabel *exogenous* dan matriks pembobot  $(\mathbf{X}, \mathbf{WX}, \mathbf{W}^2(\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)^{-1})$ .
- c. Mengidentifikasi sistem persamaan sehingga diharapkan setiap persamaan dapat teridentifikasi. Jika ada persamaan tidak teridentifikasi, maka dilakukan reformulasi dengan penambahan variabel eksplanatori.
- d. Melakukan uji simultanitas (uji spesifikasi Hausman) untuk melihat bahwa suatu sistem model persamaan memiliki hubungan simultan antar persamaan strukturalnya.
- e. Menyusun matriks pembobot spasial dengan pendekatan *rook contiguity* dan *costumized*.
- f. Melakukan uji dependensi spasial dengan uji  $LM_{lag}$ ,  $LM_{error}$ ,  $RLM_{lag}$ , dan  $RLM_{error}$ .
- g. Melakukan estimasi parameter menggunakan metode GMM dan S2SLS.
- h. Menghitung koefisien determinasi  $R^2$  untuk persamaan simultan spasial menggunakan residual tahap akhir penaksiran parameter.
- i. Menentukan model terbaik dari 4 alternatif yaitu :
  - Model durbin spasial dengan pembobot *rook* dan metode GMM,
  - Model durbin spasial dengan pembobot *costumized* dan metode GMM,
  - Model durbin spasial dengan pembobot *rook* dan metode S2SLS,
  - Model durbin spasial dengan pembobot *costumized* dan metode S2SLS.
- j. Melakukan analisis dan interpretasi berdasarkan model terbaik yang terbentuk.
- k. Merumuskan kesimpulan berdasarkan variabel yang tersusun dalam model terbaik yang terbentuk.

### 3.5. Struktur Data

Struktur data penelitian ditampilkan pada Tabel 3.2.

Tahapan analisis untuk menjawab pertanyaan ketiga dapat digambarkan sebagai berikut:



Gambar 3.2 Diagram alur analisis

Tabel 3.2. Struktur Data Variabel Penelitian

$i$	Tahun	Kab/Kota	$y_{1,i}$	$y_{j,i}$	$y_{m,i}$	$x_{1,i}$	$x_{l,i}$	$x_{k,i}$	$Wy_{1,i}$	$Wy_{j,i}$	$Wy_{m,i}$	$Wx_{1,i}$	$Wx_{l,i}$	$Wx_{k,i}$
1	2012	Pacitan	$y_{1,1}$	...	$y_{m,1}$	$x_{1,1}$	...	$x_{k,1}$	$Wy_{1,1}$	...	$Wy_{m,1}$	$Wx_{1,1}$	...	$Wx_{k,1}$
2	2012	Ponorogo	$y_{1,2}$	...	$y_{m,2}$	$x_{1,2}$	...	$x_{k,2}$	$Wy_{1,2}$	...	$Wy_{m,2}$	$Wx_{1,2}$	...	$Wx_{k,2}$
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
38	2012	Batu	$y_{1,38}$	...	$y_{m,38}$	$x_{1,38}$	...	$x_{k,38}$	$Wy_{1,38}$	...	$Wy_{m,38}$	$Wx_{1,38}$	...	$Wx_{k,38}$
39	2013	Pacitan	$y_{1,39}$	...	$y_{m,39}$	$x_{1,39}$	...	$x_{k,39}$	$Wy_{1,39}$	...	$Wy_{m,39}$	$Wx_{1,39}$	...	$Wx_{k,39}$
40	2013	Ponorogo	$y_{1,40}$	...	$y_{m,40}$	$x_{1,40}$	...	$x_{k,40}$	$Wy_{1,40}$	...	$Wy_{m,40}$	$Wx_{1,40}$	...	$Wx_{k,40}$
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
76	2013	Batu	$y_{1,76}$	...	$y_{m,76}$	$x_{1,76}$	...	$x_{k,76}$	$Wy_{1,76}$	...	$Wy_{m,76}$	$Wx_{1,76}$	...	$Wx_{k,76}$
77	2014	Pacitan	$y_{1,77}$	...	$y_{m,77}$	$x_{1,77}$	...	$x_{k,77}$	$Wy_{1,77}$	...	$Wy_{m,77}$	$Wx_{1,77}$	...	$Wx_{k,77}$
78	2014	Ponorogo	$y_{1,78}$	...	$y_{m,78}$	$x_{1,78}$	...	$x_{k,78}$	$Wy_{1,78}$	...	$Wy_{m,78}$	$Wx_{1,78}$	...	$Wx_{k,78}$
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
114	2014	Batu	$y_{1,114}$	...	$y_{m,114}$	$x_{1,114}$	...	$x_{k,114}$	$Wy_{1,114}$	...	$Wy_{m,114}$	$Wx_{1,114}$	...	$Wx_{k,114}$

Dalam proses penghitungan estimator  $\hat{\rho}$ , matriks pembobot  $\mathbf{W}$  berukuran  $n \times n$  dikalikan dengan variabel endogen  $\mathbf{y}$  yang berukuran  $n \times 1$ . Sehingga diperoleh vektor variabel *lag* spasial endogen  $\mathbf{W}\mathbf{y}$  berukuran  $n \times 1$ . Demikian pula dalam penghitungan  $\hat{\theta}$  dilakukan dengan prosedur yang sama sehingga variabel *lag* spasial eksplanatori  $\mathbf{W}\mathbf{X}$  berukuran  $n \times (k + m - 1)$ .

Selanjutnya setelah koefisien  $\hat{\rho}$  dan  $\hat{\theta}$  diperoleh, dapat dihitung elastisitas masing-masing variabel *lag* spasial endogen dan *lag* spasial variabel eksplanatori. Untuk elastisitas variabel *lag* spasial endogen diperoleh dengan membagi koefisien  $\hat{\rho}$  dengan koefisien bobot spasial antar amatan pada matriks pembobot spasial. Misal pada lampiran 2.1, bobot spasial antara Kab. Pacitan terhadap Kab. Ponorogo sebesar 0,5. Demikian pula bobot spasial Kab. Pacitan terhadap Kab. Trenggalek sebesar 0,5. Maka koefisien elastisitas variabel *lag* spasial endogen dihitung sebesar  $0,5 \times \rho$ . Nilai ini dapat diinterpretasikan bahwa nilai variabel endogen di Kab. Pacitan dipengaruhi nilai variabel endogen di Kab. Ponorogo dan Kab. Trenggalek masing-masing sebesar  $0,5 \times \rho$ . Demikian pula untuk penghitungan elastisitas variabel *lag* spasial eksplanatori dapat diperoleh dengan membagi koefisien  $\hat{\theta}$  dengan koefisien bobot spasial antar amatan pada matriks pembobot spasial.

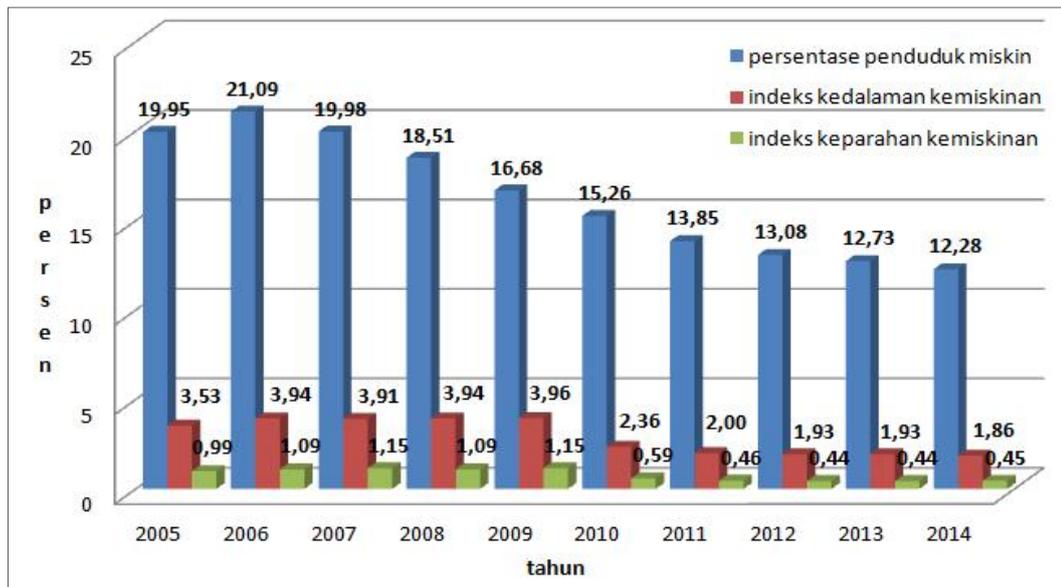
## BAB 4 HASIL DAN PEMBAHASAN

### 4.1. Deskripsi Variabel Penelitian

Pada bagian ini akan dibahas tentang deskripsi atau gambaran umum variabel penelitian yaitu kemiskinan, pengangguran, dan PDRB pada periode penelitian.

#### 4.1.1. Kemiskinan

Kemiskinan adalah ketidakmampuan dari sisi ekonomi untuk memenuhi kebutuhan dasar makanan dan bukan makanan yang diukur dari sisi pengeluaran. Secara umum, tingkat kemiskinan Jawa Timur dari waktu ke waktu terus mengalami penurunan. Dalam 10 tahun terakhir jumlah penduduk miskin Jawa Timur menurun dari 7,13 juta jiwa pada tahun 2005 menjadi 4,74 juta jiwa pada tahun 2014. Demikian pula, persentase kemiskinan juga mengalami penurunan dari 19,95 persen di tahun 2005 menjadi 12,28 persen di tahun 2014. Perkembangan tingkat kemiskinan disajikan pada Gambar 4.1.



Gambar 4.1. Perkembangan Persentase penduduk miskin, indeks kedalaman kemiskinan, dan indeks keparahan kemiskinan Jawa Timur tahun 2005-2014 (Sumber : BPS, 2015)

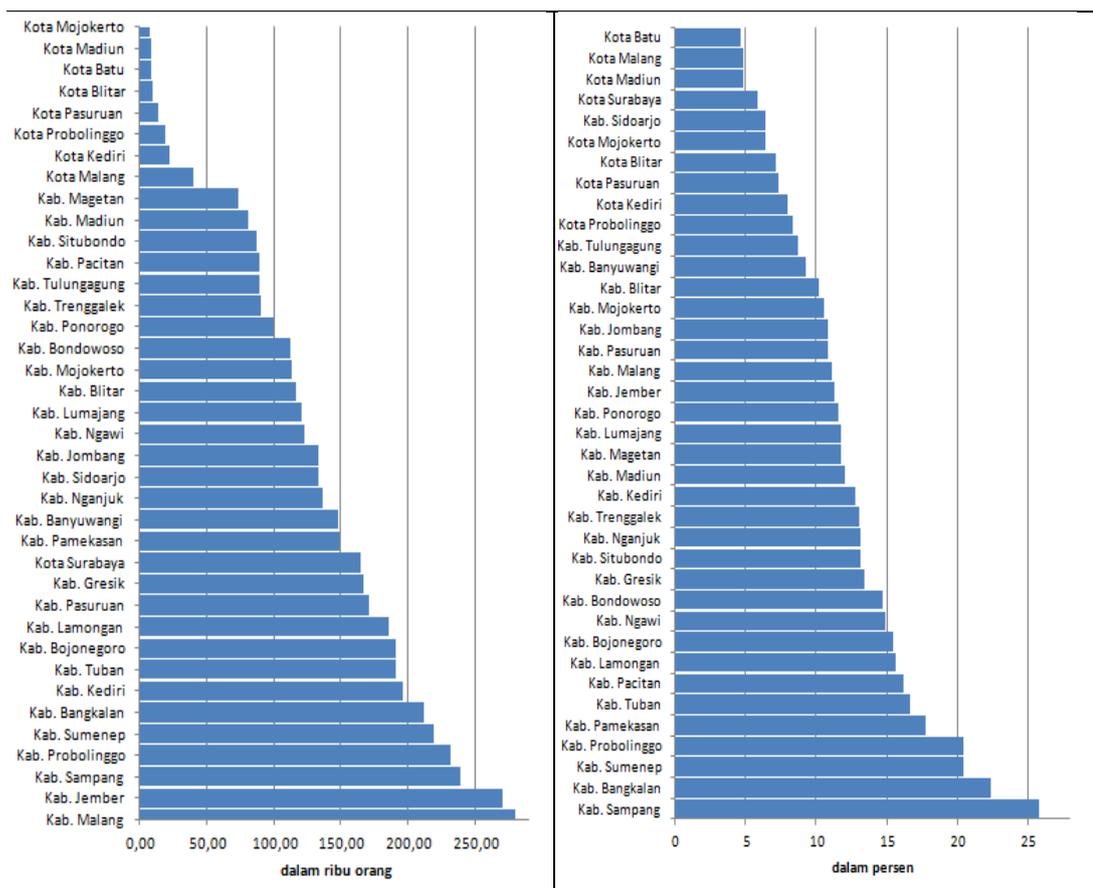
Persoalan kemiskinan bukan hanya sekadar berapa jumlah dan persentase penduduk miskin. Dimensi lain yang perlu diperhatikan adalah tingkat kedalaman dan keparahan dari kemiskinan. Selain harus mampu memperkecil jumlah penduduk miskin, kebijakan kemiskinan juga sekaligus harus bisa mengurangi tingkat kedalaman dan keparahan dari kemiskinan. Indeks kedalaman kemiskinan (*poverty gap index*-P1) adalah ukuran rata-rata kesenjangan pengeluaran masing-masing penduduk miskin terhadap garis kemiskinan. Semakin tinggi nilai indeks, semakin jauh rata-rata pengeluaran penduduk miskin dari garis kemiskinan. Data menunjukkan bahwa indeks kedalaman kemiskinan cenderung mengalami penurunan. Nilai P1 sebesar 3,53 persen pada tahun 2005, terus menurun hingga mencapai 1,86 persen di tahun 2014. Penurunan ini menunjukkan bahwa pendapatan penduduk golongan bawah cenderung membaik. Dengan sedikit peningkatan pendapatan, diharapkan mereka dapat segera keluar dari garis kemiskinan tersebut.

Indeks keparahan kemiskinan (*poverty severity index*-P2) adalah ukuran yang memberikan gambaran mengenai penyebaran pengeluaran di antara penduduk miskin. Semakin tinggi nilai indeks, semakin tinggi ketimpangan pengeluaran diantara penduduk miskin. Data menunjukkan bahwa indeks keparahan kemiskinan cenderung mengalami penurunan. Nilai P2 sebesar 0,99 persen pada tahun 2005, terus menurun hingga mencapai 0,45 persen di tahun 2014. Penurunan ini menunjukkan bahwa distribusi pendapatan penduduk golongan bawah menyebar normal. Hal ini juga mengindikasikan penduduk sangat miskin semakin berkurang, dan bergeser pada level penduduk miskin. Sedangkan sebagian penduduk miskin bergeser pada level penduduk hampir miskin.

Walaupun terjadi penurunan angka kemiskinan pada tingkat Provinsi Jawa Timur, namun capaian dan kecepatan penurunan kemiskinan antar kabupaten/kota menunjukkan perbedaan. Capaian jumlah penduduk miskin dan persentase penduduk miskin Jawa Timur tahun 2014 menurut kabupaten/kota di Jawa Timur ditampilkan pada Gambar 4.2 dan Gambar 4.3. Pada data kemiskinan, hanya ditampilkan data terakhir yaitu tahun 2014 karena capaian tingkat kemiskinan

kab/kota cenderung menurun, sehingga dapat dianggap merefleksikan capaian akhir periode akhir periode penelitian.

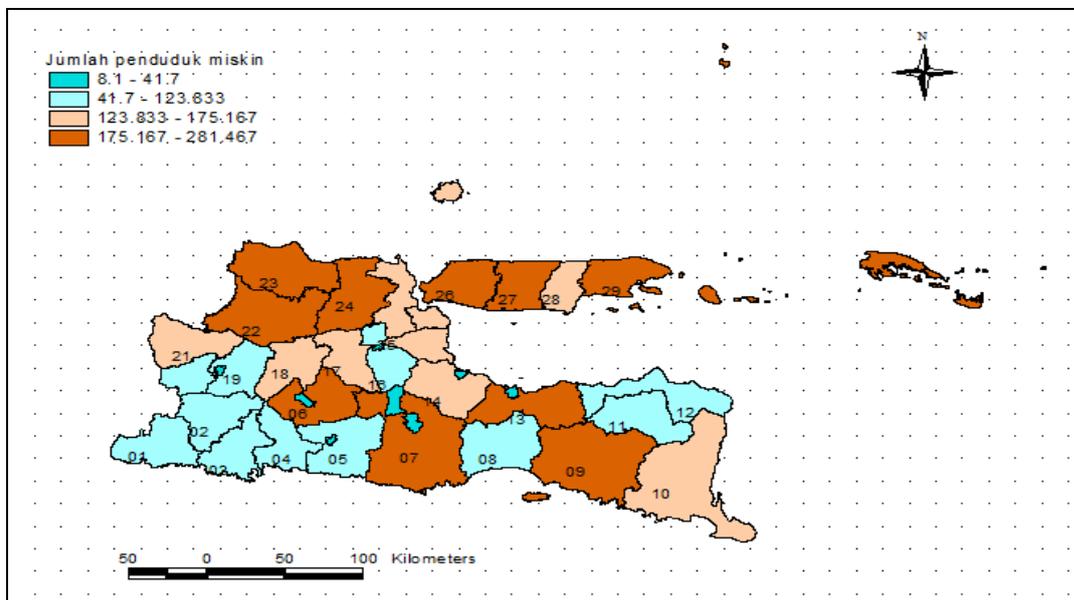
Karakteristik kemiskinan di Jawa Timur dapat dilihat dari jumlah penduduk miskin, persentase penduduk miskin, dan kecepatan penurunan persentase penduduk miskin. Berdasarkan Gambar 4.2, wilayah dengan penduduk miskin paling sedikit di Jawa Timur tahun 2014 adalah Kota Mojokerto yaitu sebanyak 8,0 ribu jiwa atau sekitar 6,42 persen. Sedangkan penduduk miskin terbanyak berada di Kab. Malang 280,3 ribu orang atau sekitar 11,07 persen. Berdasarkan gambar 4.2, wilayah dengan persentase kemiskinan terendah di Jawa Timur adalah Kota Batu yaitu 4,59 persen. Sedangkan wilayah dengan persentase kemiskinan tertinggi berada di Kabupaten Sampang.



Gambar 4.2. Jumlah penduduk miskin menurut kab/kota di Jawa Timur tahun 2014 (Sumber : BPS, 2015)

Gambar 4.3. Persentase penduduk miskin menurut kab/kota di Jawa Timur tahun 2014 (Sumber : BPS, 2015)

Ada beberapa temuan terkait data kemiskinan selama periode penelitian. Pertama, sebagian besar persentase penduduk miskin kab/ kota di Jawa Timur mengalami penurunan berkisar 0,01 poin sampai dengan 0,76 poin pertahun. Penurunan tingkat kemiskinan tertinggi selama periode 2012-2014 terjadi di Kabupaten Sampang, sedangkan penurunan paling lambat terjadi di Kota Batu. Rendahnya penurunan persentase kemiskinan Kota Batu dapat dipahami sebagai sifat *hardrock*. Artinya, jika sudah mencapai titik tertentu, ada kecenderungan penurunanan angka kemiskinan terjadi secara gradual dan lambat. Sedangkan, satu-satunya kab/kota yang persentase kemiskinannya naik selama periode 2012-2014 adalah Kota Blitar. Temuan lainnya adalah Kab. Sampang memiliki jumlah dan persentase yang tinggi sekaligus. Hal ini menarik jika dihubungkan dengan status pendidikan penduduknya. Hasil Susenas 2015 menunjukkan bahwa 76,9 persen penduduk 15 tahun keatas di Kab. Sampang berpendidikan SD sederajat kebawah. Selain itu, sekitar 25,42 persen penduduk 15 tahun keatas tidak bisa baca tulis huruf latin.

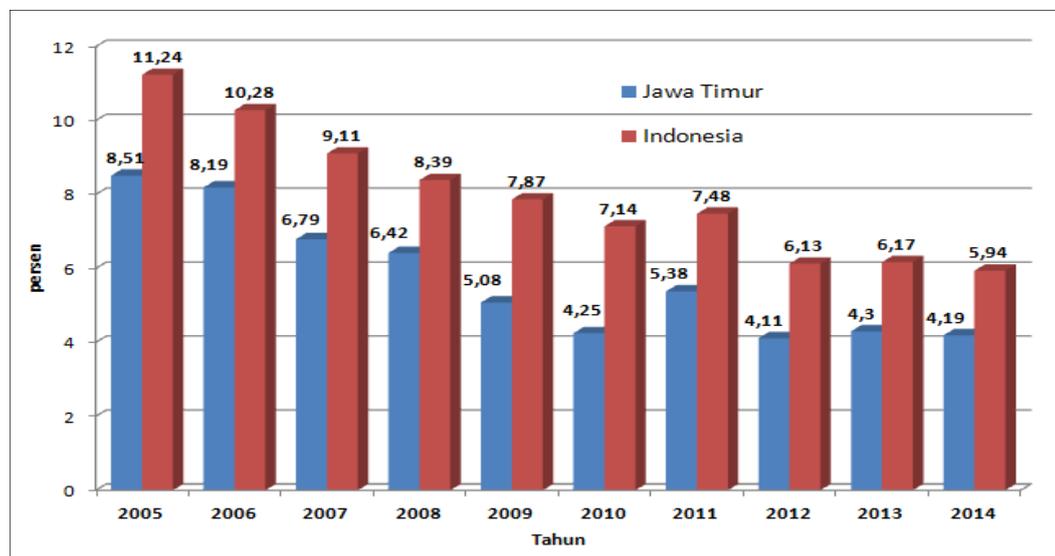


Gambar 4.4. Peta persebaran jumlah penduduk miskin menurut kabupaten/kota di Jawa Timur Tahun 2014, (Sumber : BPS, 2014)

Salah satu cara untuk melihat adanya hubungan spasial antar wilayah dapat dilakukan dengan bantuan grafis. Gambar 4.4. menunjukkan persebaran jumlah penduduk miskin yang dibagi dalam 4 kuantil data. Beberapa wilayah yang berdekatan memiliki gradasi warna yang sama. Kesamaan gradasi warna antar wilayah ditunjukkan oleh Kabupaten Trenggalek dengan wilayah sekitarnya. Demikian pula kesamaan warna yang ditunjukkan oleh Kota Surabaya dengan wilayah sekitarnya.

#### 4.1.2. Pengangguran

Indikator yang digunakan untuk melihat angka pengangguran adalah tingkat pengangguran terbuka (TPT). TPT merupakan perbandingan jumlah pengangguran terhadap total angkatan kerja. Berbeda halnya dengan data kemiskinan yang bersifat menurun gradual, data pengangguran Jawa Timur mengalami fluktuasi dari waktu ke waktu. Namun demikian, ada kecenderungan terus terjadi penurunan angka pengangguran selama periode 2005-2014. Perkembangan TPT Jawa Timur dan Indonesia ditampilkan pada Gambar 4.5.



Gambar 4.5. Perkembangan tingkat pengangguran terbuka (TPT) Jawa Timur dan Indonesia Tahun 2005-2014 (Sumber : BPS, 2015)

Berdasarkan Gambar 4.5, tampak terjadi kenaikan TPT pada tahun 2011 dan 2013 yang terjadi tidak hanya di Jawa Timur, namun terjadi juga secara nasional.

Penurunan daya serap tenaga kerja ini merupakan imbas dari melambatnya pertumbuhan ekonomi. Penurunan penyerapan tenaga kerja terjadi pada sektor pertanian dan sektor industri pengolahan seiring masih lemahnya permintaan ekspor. Selain itu, kinerja sektor bangunan yang melambat juga berdampak pada menurunnya permintaan tenaga kerja pada sektor ini (BI, 2015).

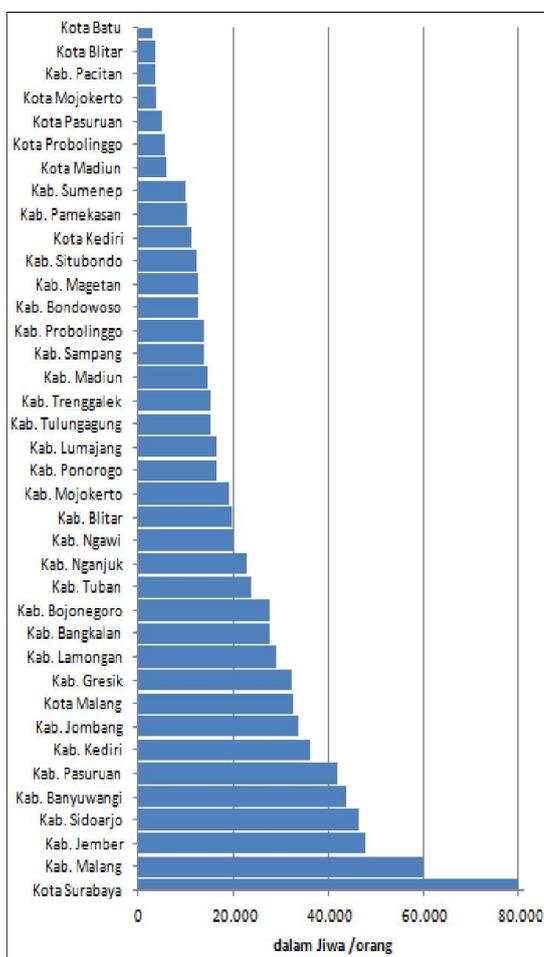
Kondisi yang sama juga terjadi pada capaian dan kecepatan penurunan tingkat pengangguran antar kabupaten/kota. Capaian jumlah pengangguran tahun 2014 dan rata-rata tingkat pengangguran terbuka (TPT) kab/kota di Jawa Timur tahun 2012-2014 ditampilkan pada Gambar 4.6 dan Gambar 4.7. Karakteristik data pengangguran dapat dilihat dari variabel jumlah pengangguran, persentase pengangguran, serta kecepatan penurunan tingkat pengangguran.

Berdasarkan Gambar 4.6, Kota Batu adalah wilayah dengan jumlah pengangguran paling sedikit di tahun 2014 mencapai 2,6 ribu orang. Sedangkan wilayah dengan jumlah pengangguran terbanyak berada di Kota Surabaya sebanyak 85,3 ribu orang pada tahun 2014. Selanjutnya berdasarkan Gambar 4.7 diperoleh wilayah dengan persentase pengangguran terendah di Jawa Timur adalah Kab. Pacitan yaitu 1,03 persen. Sedangkan wilayah dengan persentase pengangguran tertinggi berada di Kota Kediri yaitu 7,90 persen. Gambar 4.7 merefleksikan capaian rata-rata dari data pengangguran yang berfluktuasi. Apabila hanya ditampilkan pada satu titik waktu akan menimbulkan interpretasi yang bias.

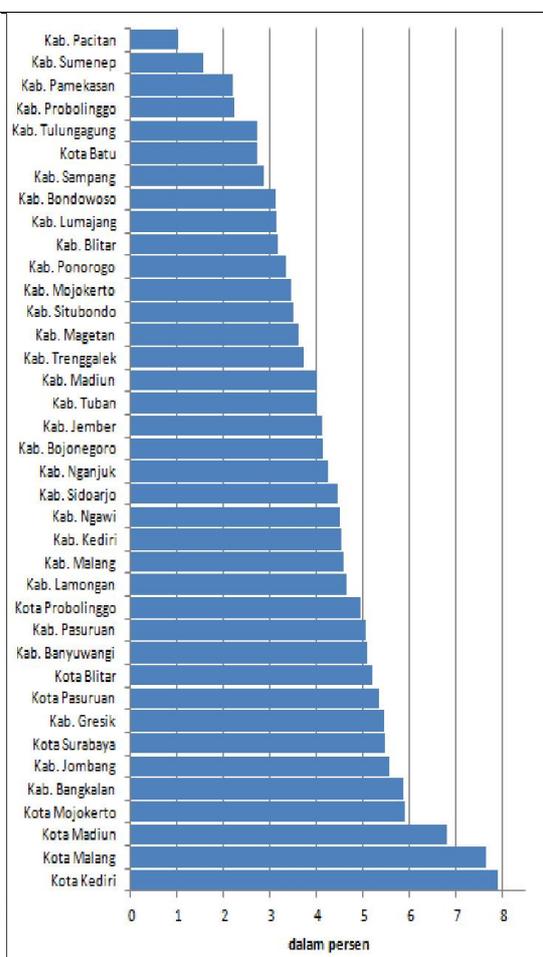
Temua lain pada data pengangguran selama periode penelitian adalah ada sebagian wilayah berhasil menurunkan angka pengangguran, namun sebagian lainnya belum mampu menekan jumlah dan persentase pengangguran. Kabupaten Banyuwangi adalah contoh kabupaten yang tidak mampu menekan persentase pengangguran selama periode 2012-2014. Persentase pengangguran Kab. Banyuwangi cenderung mengalami kenaikan sebesar 1,39 poin setiap tahunnya. Sebaliknya Kota Mojokerto mampu menurunkan persentase pengangguran secara konsisten setiap tahunnya rata-rata sebesar 0,97 poin.

Temuan menarik lainnya adalah persentase pengangguran Kab. Pacitan yang sangat rendah padahal jumlah penduduk usia kerjanya relatif banyak. Hal ini diduga dipengaruhi tingginya partisipasi atau keinginan penduduk usia kerja di Pacitan untuk berusaha dalam kegiatan ekonomi yang tercermin dari tingkat

partisipasi angkatan kerja (TPAK) Pacitan mencapai 80,28 persen di tahun 2014. Hal yang sama juga terjadi di Kab. Sumenep dengan persentase pengangguran sebesar 1,01 persen di tahun 2014. Rendahnya tingkat pengangguran ini diikuti tingginya TPAK Sumenep yang mencapai 74,10 persen. Namun demikian, bila dihubungkan dengan data sebelumnya yang mencatatkan Sumenep sebagai wilayah dengan persentase kemiskinan tertinggi, maka tampaknya data ini menunjukkan anomali. Hal ini diduga disebabkan sektor pekerjaan utama penduduk Sumenep adalah pertanian mencapai 76,46 persen. Selain itu, tercatat pula bahwa sekitar 40,50 persen pekerja di Sumenep merupakan pekerja bebas non pertanian dan pekerja keluarga/tidak dibayar.

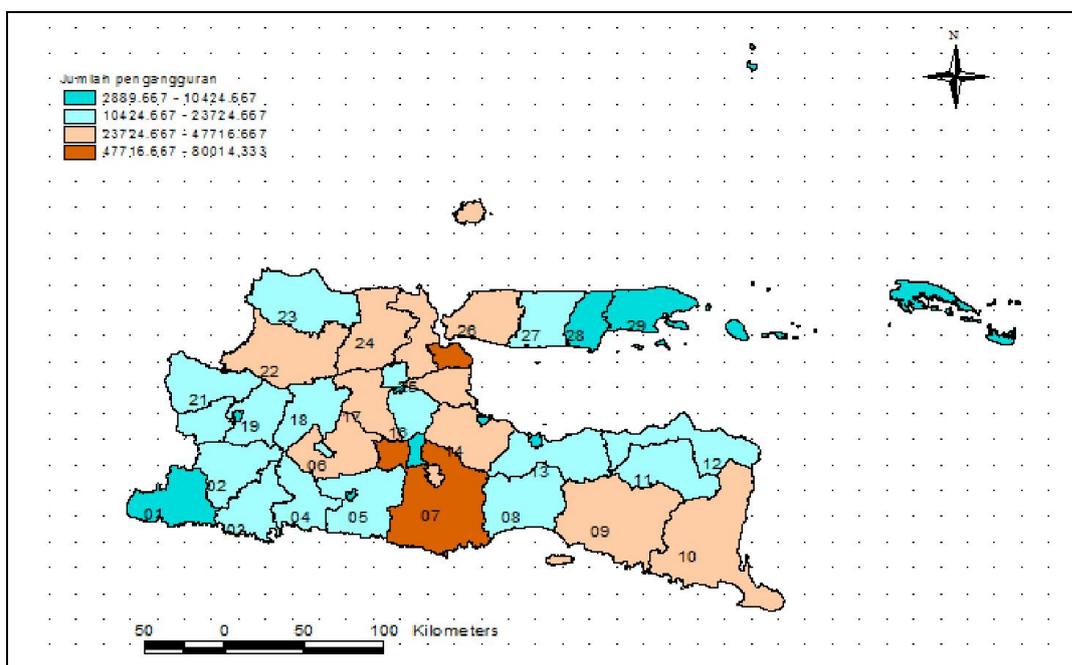


Gambar 4.6. Jumlah pengangguran menurut kab/kota di Jawa Timur tahun 2014 (Sumber : BPS, 2014)



Gambar 4.7. Rata-Rata Tingkat Pengangguran Terbuka menurut Kab/Kota di Jawa Timur tahun 2012-2014 (Sumber : BPS, 2012-2014)

Sebagaimana pada data kemiskinan, peta dapat digunakan untuk menduga adanya hubungan spasial antar wilayah secara grafis. Gambar 4.8 menunjukkan persebaran jumlah penduduk miskin yang dibagi dalam 4 kuantil data. Beberapa wilayah yang berdekatan memiliki gradasi warna yang sama. Kesamaan gradasi warna antar wilayah ditunjukkan oleh Kabupaten Tuban dengan wilayah sekitarnya. Demikian pula kesamaan warna yang ditunjukkan oleh Kab. Situbondo dengan wilayah sekitarnya.

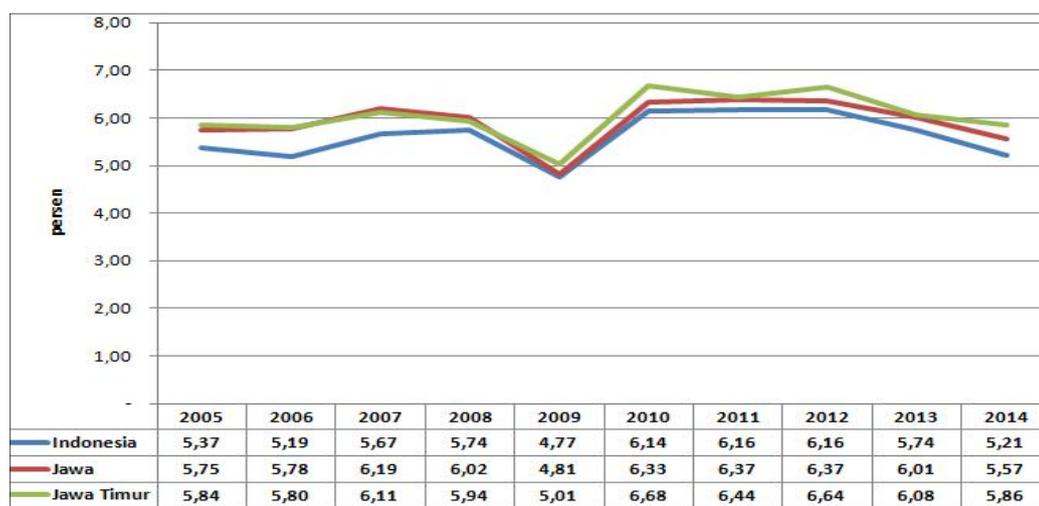


Gambar 4.8. Peta jumlah pengangguran terbuka menurut kabupaten kota di Jawa Timur tahun 2014 (dalam jiwa) (Sumber : BPS, 2014)

#### 4.1.3. Produk Domestik Regional Bruto

Secara umum, produk domestik regional bruto (PDRB) Jawa Timur dari waktu ke waktu terus mengalami peningkatan. Dalam 5 tahun terakhir, nilai PDRB berdasarkan harga berlaku Jawa Timur naik dari Rp.990,64 triliun pada tahun 2010 menjadi Rp.1.539,79 triliun pada tahun 2014. Peningkatan ini secara pendapatan menunjukkan bertambahnya faktor-faktor produksi di masyarakat. Sedangkan dari sisi pengeluaran menunjukkan perkembangan pendapatan masyarakat, pemerintah, dan swasta.

Pertumbuhan PDRB atas dasar harga konstan menjadi acuan untuk mengukur kinerja ekonomi suatu daerah. Berdasarkan ukuran ini, pertumbuhan diperoleh hanya dengan mengikutkan komponen indikator produksi, dengan tingkat harga dianggap relatif tetap. Pada Gambar 4.9 ditampilkan perkembangan pertumbuhan ekonomi Jawa Timur, Pulau Jawa, dan Indonesia. Pertumbuhan ekonomi Jawa Timur dalam beberapa tahun terakhir mengalami perlambatan, sebagai respon kondisi ekonomi global yang belum membaik. Namun demikian jika dibandingkan dengan capaian Pulau Jawa dan Indonesia, pertumbuhan ekonomi Jawa Timur relatif lebih baik. Pada tahun 2014, PDRB Jawa Timur tumbuh sebesar 5,86 persen, lebih tinggi dari pertumbuhan ekonomi Pulau Jawa dan Indonesia yang masing-masing tumbuh sebesar 5,57 persen dan 5,21 persen.



Gambar 4.9. Perkembangan pertumbuhan ekonomi Jawa Timur, Pulau Jawa, dan Indonesia Tahun 2005-2014 (Sumber : BPS, 2015)

Struktur ekonomi Jawa Timur menggambarkan distribusi PDRB menurut sektor ekonomi atau kontribusi sektor terhadap PDRB ditampilkan pada Tabel 4.1. Berdasarkan nilai tambahnya, terlihat bahwa kontribusi sektor/ kategori industri pengolahan merupakan yang terbesar dalam PDRB yaitu 28,95 persen, sedangkan kategori pengadaan air, pengelolaan sampah, limbah dan daur ulang memberikan kontribusi paling rendah kurang dari 0,1 persen pada tahun 2014.

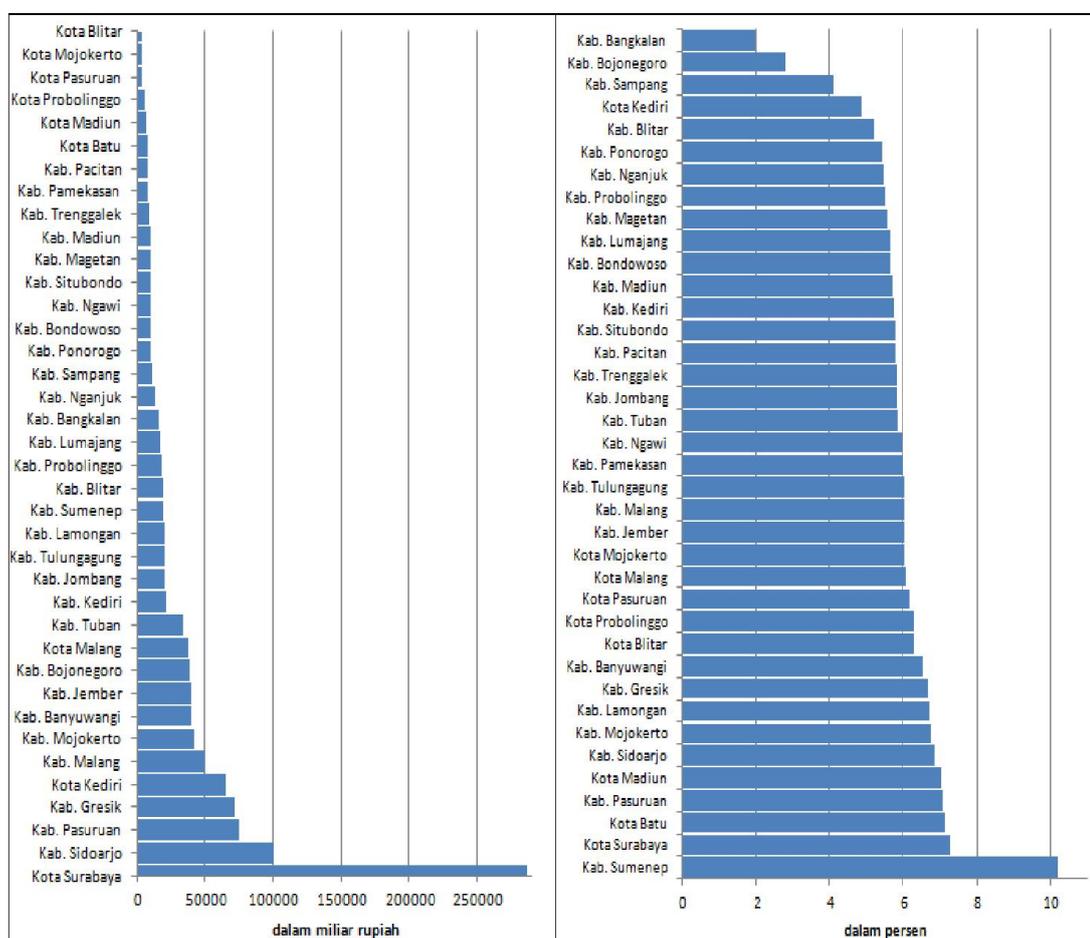
Berdasarkan perkembangan kontribusi sektoral diketahui 3 sektor yang memberi sumbangan terbesar dalam perekonomian Jawa Timur yaitu sektor industri pengolahan, sektor perdagangan besar, eceran, reparasi kendaraan bermotor, serta sektor pertanian. Kontribusi ketiga sektor ini mencapai 59,85 persen terhadap total PDRB di tahun 2014. Peranan ketiga sektor ini tampaknya dalam jangka pendek belum akan digeser oleh sektor lain dalam sumbangsinya terhadap PDRB Jawa Timur dikarenakan peranan sektor lain yang relatif rendah. Kondisi seperti ini dapat bernilai positif jika pertumbuhan 3 sektor utama ini terus meningkat. Artinya, jika ketiga sektor ini tumbuh, maka diperkirakan PDRB secara keseluruhan akan tumbuh. Namun, stagnasi atau penurunan salah satu sektor saja akan berpengaruh besar terhadap nilai PDRB secara keseluruhan.

Tabel 4.1. Perkembangan PDRB Jawa Timur Atas Dasar Harga Berlaku menurut Kategori Tahun 2010, 2012, dan 2014

Kategori (Uraian)	2010	2012	2014
A Pertanian, Kehutanan, dan Perikanan	13,48	13,47	13,61
B Pertambangan dan Penggalian	5,45	5,30	5,17
C Industri Pengolahan	29,55	29,28	28,95
D Pengadaan Listrik dan Gas	0,45	0,48	0,36
E Pengadaan Air, Pengelolaan Sampah, Limbah dan Daur Ulang	0,11	0,10	0,09
F Konstruksi	9,05	9,18	9,47
G Perdagangan Besar dan Eceran; Reparasi Mobil dan Sepeda Motor	17,64	17,67	17,29
H Transportasi dan Pergudangan	2,73	2,88	3,25
I Penyediaan Akomodasi dan Makan Minum	4,75	4,82	5,19
J Informasi dan Komunikasi	4,80	4,73	4,54
K Jasa Keuangan dan Asuransi	2,23	2,44	2,68
L Real Estate	1,65	1,61	1,57
M,N Jasa Perusahaan	0,78	0,77	0,79
O Administrasi Pemerintahan, Pertahanan dan Jaminan Sosial Wajib	2,68	2,65	2,32
P Jasa Pendidikan	2,52	2,63	2,73
Q Jasa Kesehatan dan Kegiatan Sosial	0,55	0,60	0,63
R,S,T,U Jasa lainnya	1,58	1,39	1,38
Produk Domestik Regional Bruto	100,00	100,00	100,00

Sumber : BPS, 2014

Capaian nilai PDRB dan pertumbuhan ekonomi Jawa Timur jika diturunkan pada tingkat kab/kota menunjukkan karakteristik yang berbeda-beda. Capaian PDRB dan pertumbuhan PDRB tahun 2012-2014 menurut kabupaten/ kota di Jawa Timur disajikan pada gambar 4.10 dan gambar 4.11. Gambar 4.11 merefleksikan capaian rata-rata dari data pertumbuhan ekonomi kab/kota yang berfluktuasi selama periode penelitian. Apabila hanya ditampilkan pada satu titik waktu akan menimbulkan interpretasi yang bias.



Gambar 4.10. PDRB menurut kab/kota di Jawa Timur Tahun 2014 (Sumber : BPS, 2015)

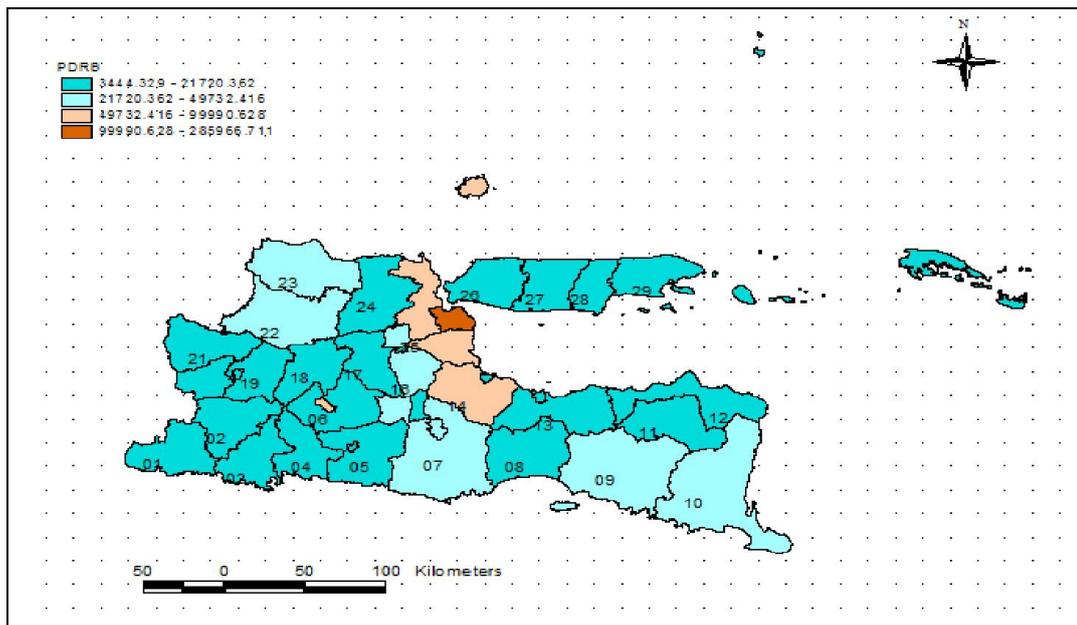
Gambar 4.11. Rata-rata pertumbuhan ekonomi menurut kab/kota di Jawa Timur tahun 2012-2014 (Sumber : BPS, 2015)

Karakteristik data PDRB juga dapat dianalisis melalui nilai PDRB, laju pertumbuhan PDRB, dan share PDRB kab/kota terhadap PDRB Jawa Timur. Berdasarkan gambar 4.10 diperoleh wilayah dengan PDRB terendah di Jawa

Timur tahun 2014 adalah Kota Blitar yaitu Rp.3,64 trilyun rupiah, sedangkan wilayah dengan PDRB tertinggi adalah Kota Surabaya sebesar Rp.305,95 trilyun. Jangkauan data PDRB atau selisih nilai tertinggi dengan data terendah sangat besar. Bahkan jika diambil rata-rata PDRB kab/kota sebesar Rp.31,45 trilyun, maka ada 26 dari 38 kab/kota yang nilainya berada di bawah nilai rata-rata tersebut. Selanjutnya, share atau kontribusi PDRB Kota Surabaya terhadap PDRB Jawa Timur mencapai 24,13 persen atau hampir seperempat dari keseluruhan PDRB kab kota yang jumlahnya 38 kab/ kota. Sebagian besar share PDRB kab/kota berada di bawah 1 persen. Bahkan PDRB Kota Blitar, Kota Mojokerto, Kota Pasuruan, dan Kota Probolinggo kontribusinya di bawah 0,5 persen.

Berdasarkan Gambar 4.11 diperoleh rata-rata pertumbuhan ekonomi sebagian besar kab/kota di Jawa Timur relatif sama yaitu pada kisaran 5 atau 6 persen. Selama periode 2012-2014, wilayah dengan rata-rata pertumbuhan tertinggi adalah Kabupaten Sumenep sebesar 10,21 persen. Sedangkan Kab. Bangkalan hanya tumbuh rata-rata 1,98 persen per tahun dalam periode yang sama. Temuan lain terkait data pertumbuhan adalah selama periode 2012-2014 sebagian besar pertumbuhan ekonomi kab/kota mengalami kontraksi atau perlambatan. Namun, ada sebagian kecil wilayah yang mengalami percepatan pertumbuhan ekonomi dalam kurun waktu yang sama. Kab. Sampang dan Kab. Sumenep merupakan wilayah dengan tingkat kontraksi ekonomi paling parah yaitu rata-rata turun masing-masing 2,70 persen dan 2,65 persen selama periode penelitian. Sedangkan Kab. Bangkalan mengalami percepatan pertumbuhan ekonomi yaitu 3,47 persen setiap tahunnya dalam periode yang sama.

Sebagaimana pada data sebelumnya, peta dapat digunakan untuk melihat adanya hubungan spasial antar wilayah. Gambar 4.12 menunjukkan persebaran capaian PDRB kab/kota yang dibagi dalam 4 kuantil data. Beberapa wilayah yang berdekatan memiliki gradasi warna yang sama. Kesamaan gradasi warna antar wilayah ditunjukkan oleh Kota Surabaya dengan wilayah sekitarnya. Demikian pula kesamaan warna yang ditunjukkan oleh Kab. Pacitan dengan wilayah sekitarnya.



Gambar 4.12. Peta Persebaran PDRB menurut kabupaten/ kota di Jawa Timur tahun 2014 (dalam miliar rupiah) (Sumber : BPS, 2015)

#### 4.2. Hubungan Antar Variabel Penelitian

Pada bagian ini akan dibahas tentang hubungan variabel endogen dengan variabel eksplanatori. Variabel endogen terdiri dari kemiskinan, pengangguran, dan PDRB. Hubungan antar variabel dijabarkan melalui statistik deskriptif masing-masing variabel, *scatterplot* hubungan antara variabel endogen dengan variabel eksplanatori, korelasi *bivariate* antar variabel. Statistik deskriptif menampilkan ukuran pemusatan dan ukuran dispersi/penyebaran data. Ukuran pemusatan terdiri dari nilai minimum variabel, nilai maksimum, dan mean. Mean adalah rata-rata hitung dari nilai variabel. Ukuran dispersi terdiri dari ukuran dispersi mutlak dan ukuran dispersi relatif. Ukuran dispersi mutlak terdiri dari jangkauan (*range*), standar deviasi (*stdev*), dan interkuartil (*IQR*). Range adalah selisih nilai maksimum terhadap nilai minimum. Standar deviasi adalah akar dari variansi. Variansi adalah rata-rata jumlah kuadrat selisih atau kuadrat simpangan nilai data terhadap nilai mean. Interkuartil adalah simpangan kuartil yang diperoleh dengan mengurangkan kuartil ketiga terhadap kuartil kesatu. Salah satu ukuran dispersi relatif adalah koefisien variasi (*coefvar*). *Coefvar* adalah standar

deviasi dibagi rata-rata hitung per 100 persen. Koefisien variasi dapat digunakan untuk membandingkan penyebaran 2 kelompok data atau lebih.

#### 4.2.1. Kemiskinan

Deskripsi variabel kemiskinan dan variabel eksplanatori ditampilkan pada Tabel 4.2. Jika dilihat per variabel, tampak terjadi kesenjangan capaian jumlah penduduk miskin (MSK), jumlah pengangguran (PNG), nilai belanja pembangunan ekonomi (BPE), nilai tambah sektor pertanian (NSP) antar kab/kota yang dapat dilihat dari range atau jangkauan data. Untuk data nilai tambah sektor pertanian misalnya, paling rendah sebesar Rp.22,70 miliar dicapai oleh Kota Mojokerto tahun 2013. Sedangkan nilai paling tinggi sebesar Rp.14.256,09 dicapai oleh Kabupaten Banyuwangi tahun 2014. Bervariasinya capaian indikator tersebut berhubungan dengan karakteristik wilayah dan karakteristik penduduk masing-masing kab/kota. Sebagai contoh Surabaya yang memiliki APBD paling tinggi, sehingga bisa mengalokasikan belanja pemerintah bidang ekonomi yang besar pula. Sebaliknya, Kota Mojokerto dengan APDB paling kecil hanya bisa mengalokasikan dana paling sedikit sesuai dengan besaran APBD daerahnya.

Tabel 4.2. Statistik Deskriptif Variabel pada Persamaan Kemiskinan

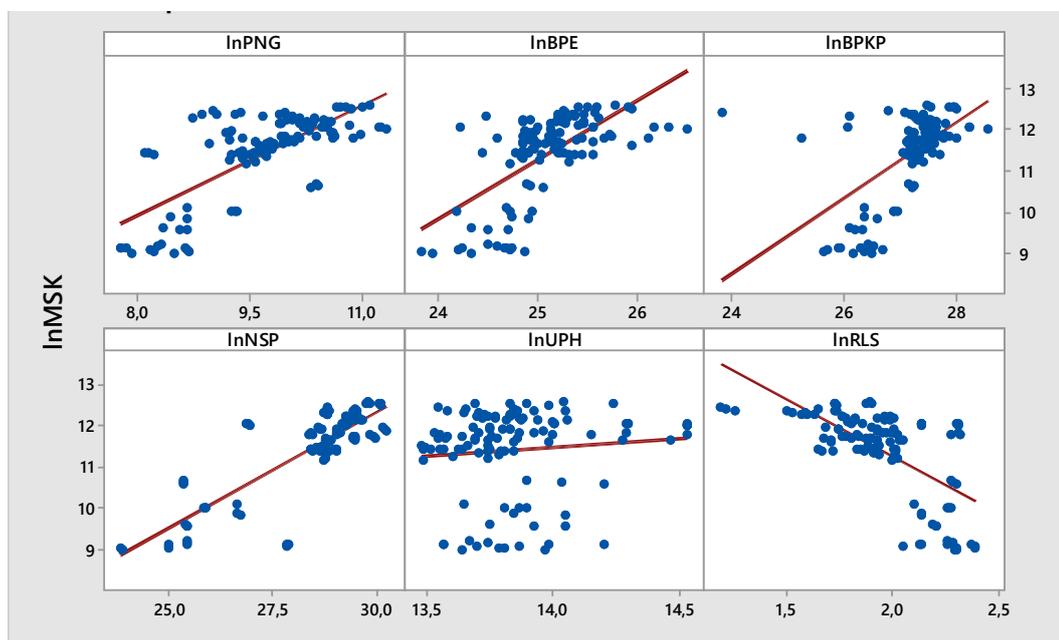
Var	Satuan	Min	Max	Range	Mean	StDev	CoefVar	IQR
MSK	Ribu org	8,0	288,6	280,6	128,4	77,8	60,6	107,9
PNG	Ribu org	2,4	85,3	82,9	22,4	17,5	78,0	20,5
BPE	Rp. miliar	22,4	325,3	302,9	89,4	47,1	52,7	43,1
NSP	Rp. miliar	22,7	14.256,1	14.233,0	4.164,0	3.291,2	79,0	4.000,0
RLS	Tahun	3,3	10,9	7,6	7,2	1,7	24,0	2,5

Sumber : Olahan Minitab

Selanjutnya jika dibandingkan variasi antar variabel, terlihat variabel nilai tambah sektor pertanian (NSP) dan jumlah pengangguran (PNG) memiliki koefisien variasi lebih tinggi dari variabel lainnya. Koefisien variasi NSP mencapai 79,0 persen. Sedangkan capaian data rata-rata lama sekolah (RLS)

mengandung variasi yang relatif lebih rendah dengan koefisien variasi sebesar 24,0 persen.

Sebagaimana dibahas pada bab sebelumnya bahwa ada setidaknya 6 variabel yang diduga mempengaruhi tingkat kemiskinan di suatu wilayah. Sebagai identifikasi awal hubungan antar variabel dapat dilakukan dengan mengplot variabel endogen dengan variabel eksplanatorinya. Hubungan antar variabel kemiskinan dengan variabel eksplanatorinya dapat dilihat melalui *scatterplot* yang disajikan pada Gambar 4.13.



Gambar 4.13. Scatterplot hubungan antara kemiskinan dengan Variabel eksplanatorinya (Sumber : Olahan Minitab)

Berdasarkan Gambar 4.13 terlihat sebagian sebaran data berada di sekitar garis regresi. Data pengangguran (*lnPNG*), belanja pemerintah ekonomi (*lnBPE*), belanja pemerintah kesehatan dan pendidikan (*lnBPKP*), upah minimum kabupaten (*lnUPH*) dan nilai sektor pertanian (*lnNSP*) menunjukkan hubungan yang positif terhadap data kemiskinan. Sedangkan plot data rata-rata lama sekolah (*lnRLS*) berhubungan negatif terhadap data kemiskinan. Hal ini menunjukkan daerah dengan karakteristik jumlah pengangguran lebih tinggi, belanja pemerintah ekonomi lebih tinggi, belanja pemerintah kesehatan dan pendidikan lebih tinggi,

upah minimum kabupaten lebih tinggi, dan nilai tambah sektor pertanian lebih tinggi, maka ada kecenderungan jumlah penduduk miskinnya lebih banyak. Sebaliknya daerah dengan rata-rata lama sekolah sebagai representasi dari tingkat pendidikan penduduk yang tinggi, memiliki jumlah penduduk miskin relatif lebih sedikit.

Terjadi anomali pada hubungan kemiskinan dengan belanja pembangunan ekonomi, belanja pembangunan kesehatan dan pendidikan, dan upah minimum kabupaten. Idealnya hubungan ketiga variabel ini negatif terhadap kemiskinan. Besaran belanja pemerintah sejalan dengan besaran APBD kab/kota yang salah satu komponen penimbangnya adalah jumlah penduduk. Sementara itu, jumlah penduduk miskin juga dipengaruhi jumlah penduduk. Daerah-daerah yang persentase kemiskinan sama, bisa berbeda jumlah kemiskinannya karena jumlah penduduk yang berbeda. Daerah dengan upah minimum kabupaten tinggi terdapat pada daerah dengan karakteristik sebagai sentra industri, perdagangan, atau sentra jasa lainnya. Pada saat yang sama, wilayah dengan karakteristik tersebut, juga memiliki jumlah penduduk tinggi, yang juga diikuti jumlah penduduk miskin yang relatif tinggi pula. Hal ini yang diduga menyebabkan anomali antara teori dan hasil yang diharapkan dengan data empiris.

Tabel 4.3. Korelasi antar Variabel dalam Persamaan Kemiskinan

	<i>ln</i> MSK	<i>ln</i> PNG	<i>ln</i> BPE	<i>ln</i> BPKP	<i>ln</i> UPH	<i>ln</i> NSP
<i>ln</i> PNG	[0,724] (0,000)*					
<i>ln</i> BPE	[0,650] (0,000)*	[0,652] (0,000)*				
<i>ln</i> BPKP	[0,578] (0,000)*	[0,666] (0,000)*	[0,626] (0,000)*			
<i>ln</i> UPH	[0,094] (0,319)	[0,375] (0,000)*	[0,402] (0,000)*	[0,285] (0,002)*		
<i>ln</i> NSP	[0,856] (0,000)*	[0,515] (0,000)*	[0,502] (0,000)*	[0,432] (0,000)*	-[0,025] (0,792)	
<i>ln</i> RLS	[-0,657] (0,000)*	[-0,107] (0,255)	[-0,243] (0,009)*	[-0,110] (0,242)	[0,314] (0,001)*	[-0,672] (0,000)*

Ket: [ ] Korelasi Pearson, ( ) *P-value*, \* ) sig pada  $\alpha = 5\%$

Prosedur identifikasi pola hubungan selanjutnya adalah korelasi *bivariate*. Koefisien korelasi menunjukkan keeratan hubungan antara dua variabel. Analisis statistika mensyaratkan korelasi signifikan (adanya hubungan yang nyata) antara variabel respon atau variabel endogen dan variabel eksplanatori atau variabel eksogen. Selain itu diharapkan tidak terjadi multikolinearitas yang kuat antar variabel eksogen, sehingga mengakibatkan koefisien regresi berubah tanda atau tidak signifikan.

Berdasarkan Tabel 4.3 diketahui bahwa korelasi antara variabel eksogen terhadap variabel endogen signifikan pada  $\alpha = 5\%$ . Namun demikian, dapat diduga adanya korelasi yang erat antara variabel *lnBPE* dan *lnBPKP*, antara variabel *lnBPE* dan *lnUPH*. Dengan memperhatikan koefisien korelasi variabel-variabel endogen dengan variabel eksplanatori, serta koefisien korelasi antar variabel eksogen maka untuk analisis selanjutnya diputuskan untuk hanya menggunakan variabel *lnPNG*, *lnBPE*, *lnNSP*, dan *lnRLS*, atau dapat ditulis:

$$\ln\text{MSK} = f(\ln\text{PNG}, \ln\text{BPE}, \ln\text{NSP}, \ln\text{RLS})$$

#### **4.2.2. Pengangguran**

Deskripsi variabel pengangguran dan variabel eksplanatori disajikan pada Tabel 4.4. Jika dilihat per variabel, tampak terjadi kesenjangan capaian antara data jumlah pengangguran (PNG), jumlah penduduk miskin (MSK), nilai belanja pembangunan kesehatan dan pendidikan (BPKP), dan upah minimum kabupaten (UPH) antar kab kota yang dapat dilihat dari range atau jangkauan data. Untuk data tingkat kemiskinan misalnya, paling rendah sebanyak 8,0 ribu orang terdapat di Kota Mojokerto tahun 2012. Sedangkan nilai paling tinggi sebanyak 288,60 ribu orang terdapat di Kabupaten Malang tahun 2013.

Bervariasinya capaian indikator tersebut berhubungan dengan karakteristik wilayah dan karakteristik penduduk masing-masing kab/kota. Sebagai contoh Kota Surabaya, Kab. Gresik, Kab. Sidoarjo, dan Kab. Pasuruan mengandalkan peranan sektor sekunder dan tersier dalam ekonomi seperti industri dan perdagangan sehingga upah minimum kabupaten relatif lebih tinggi dibanding kab/kota lainnya. Hal ini bertolak belakang dengan daerah-daerah sentra pertanian seperti Kab. Ngawi yang memiliki upah minimum kabupaten relatif rendah.

Tabel 4.4. Statistik Deskriptif Variabel pada Persamaan Pengangguran

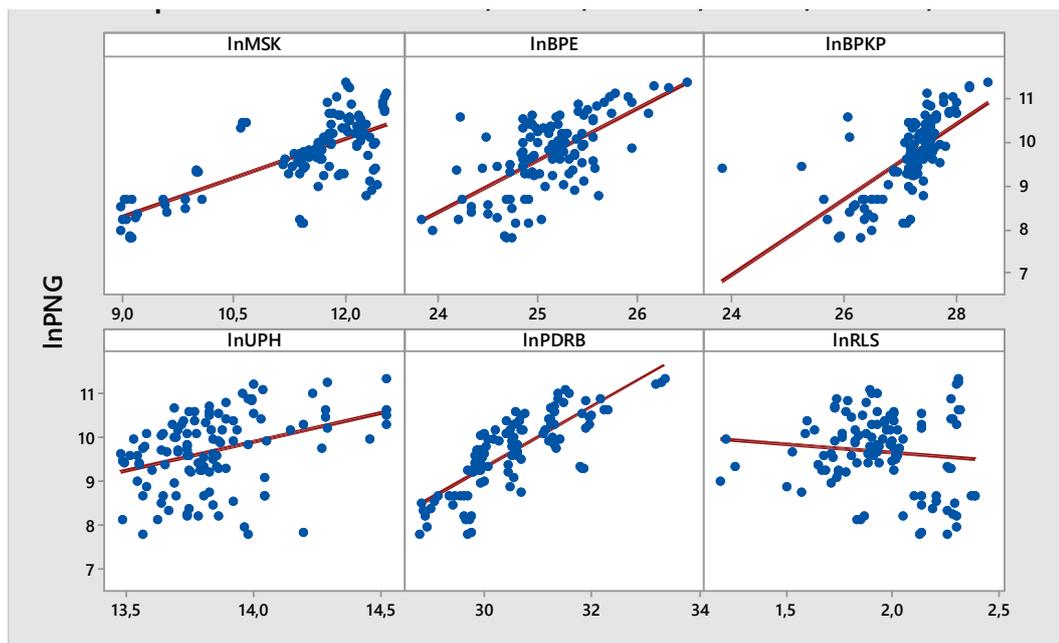
Var	Satuan	Min	Max	Range	Mean	StDev	CoefVar	IQR
PNG	Ribu org	2,4	85,3	82,9	22,4	17,5	78,0	20,5
MSK	Ribu org	8,0	288,6	280,6	128,4	77,8	60,6	107,9
BPKP	Rp. miliar	21,9	2.535,8	2.513,9	733,7	375,2	51,1	306,8
UPH	Rp. ribu	713,5	2.045,9	1.332,4	1.060,4	292,2	27,6	274,4

Sumber : Olahan Minitab

Selanjutnya jika dibandingkan variasi antar variabel, terlihat variabel jumlah pengangguran ( $\ln$ PNG) memiliki koefisien variasi lebih tinggi dari variabel lainnya. Koefisien variasi variabel PNG mencapai 78,0 persen. Sedangkan data upah minimum kabupaten (UMP) mengandung variasi yang relatif lebih rendah dengan koefisien variasi sebesar 27,6 persen.

Ada setidaknya 6 variabel yang diduga mempengaruhi pengangguran di suatu wilayah. Sebagai identifikasi awal hubungan antar variabel dapat dilakukan dengan mengplot variabel pengangguran dengan variabel eksplanatorinya. Hubungan antar variabel pengangguran dengan variabel eksplanatorinya dapat dilihat melalui *scatterplot* yang disajikan pada Gambar 4.14.

Berdasarkan Gambar 4.14 terlihat sebagian sebaran data berada di sekitar garis regresi. Data kemiskinan ( $\ln$ MSK), belanja pemerintah ekonomi ( $\ln$ BPE), belanja pemerintah kesehatan dan pendidikan ( $\ln$ BPKP), upah minimum kabupaten ( $\ln$ UPH), dan produk domestik regional bruto ( $\ln$ PDRB) menunjukkan hubungan yang positif terhadap data pengangguran ( $\ln$ PNG). Sedangkan *plot* data rata-rata lama sekolah ( $\ln$ RLS) berhubungan negatif terhadap data pengangguran ( $\ln$ PNG). Hal ini menunjukkan daerah dengan karakteristik jumlah penduduk miskin lebih tinggi, belanja pemerintah ekonomi lebih tinggi, belanja pemerintah kesehatan dan pendidikan lebih tinggi, PDRB lebih tinggi, dan upah minimum kabupaten lebih tinggi, maka ada kecenderungan jumlah penganggurannya lebih banyak. Sebaliknya daerah dengan rata-rata lama sekolah sebagai representasi dari tingkat pendidikan penduduk yang tinggi, memiliki jumlah pengangguran relatif lebih sedikit.



Gambar 4.14 Scatterplot hubungan antara pengangguran dengan variabel eksplanatorinya (Sumber : Olahan Minitab)

Terjadi anomali pada hubungan pengangguran dengan belanja pembangunan ekonomi, belanja pembangunan kesehatan dan pendidikan, dan PDRB. Idealnya hubungan ketiga variabel ini negatif terhadap pengangguran. Besaran belanja pemerintah sejalan dengan besaran APDB kab/kota yang salah satu komponen penimbangannya adalah jumlah penduduk. Sementara itu, jumlah pengangguran juga dipengaruhi jumlah penduduk dan jumlah angkatan kerja. Daerah-daerah yang persentase pengangguran sama, bisa berbeda jumlah penganggurannya karena jumlah angkatan kerjanya yang berbeda. Daerah dengan PDRB tinggi terdapat pada daerah dengan karakteristik sebagai sentra industri, perdagangan, atau sentra jasa lainnya. Pada saat yang sama, wilayah dengan karakteristik tersebut, juga memiliki jumlah angkatan kerja tinggi, yang juga diikuti jumlah pengangguran yang relatif tinggi pula. Hal ini yang diduga menyebabkan anomali antara teori dan hasil yang diharapkan dengan data empiris.

Prosedur identifikasi pola hubungan selanjutnya adalah korelasi *bivariate*. Berdasarkan Tabel 4.5 diketahui bahwa korelasi antara variabel eksogen terhadap variabel endogen signifikan pada  $\alpha = 5\%$ , kecuali RLS tidak signifikan. Namun demikian, diperoleh dugaan korelasi yang erat antara variabel *lnBPE* dan *lnBPKP*,

antara variabel  $\ln\text{PDRB}$  dan  $\ln\text{BPE}$ , serta antara variabel  $\ln\text{PDRB}$  dan  $\ln\text{UPH}$ . Dengan memperhatikan koefisien variabel endogen dengan variabel eksplanatori, serta koefisien korelasi antar variabel eksogen maka untuk analisis selanjutnya diputuskan untuk hanya menggunakan variabel  $\ln\text{PNG}$ ,  $\ln\text{BPKP}$ , dan  $\ln\text{UPH}$ , atau dapat ditulis:

$$\ln\text{PNG} = f(\ln\text{MSK}, \ln\text{BPKP}, \ln\text{UPH})$$

Tabel 4.5. Korelasi antar variabel dalam persamaan pengangguran

Variabel	$\ln\text{PNG}$	$\ln\text{MSK}$	$\ln\text{BPE}$	$\ln\text{BPKP}$	$\ln\text{UPH}$	$\ln\text{PDRB}$
$\ln\text{MSK}$	[0,724] (0,000)*					
$\ln\text{BPE}$	[0,652] (0,000)*	[0,650] (0,000)*				
$\ln\text{BPKP}$	[0,666] (0,000)*	[0,578] (0,000)*	[0,626] (0,000)*			
$\ln\text{UPH}$	[0,375] (0,000)*	[0,094] (0,319)	[0,402] (0,000)*	[0,285] (0,002)*		
$\ln\text{PDRB}$	[0,792] (0,000)*	[0,538] (0,000)*	[0,655] (0,000)*	[0,574] (0,000)*	[0,618] (0,000)*	
$\ln\text{RLS}$	[-0,107] (0,255)	[-0,657] (0,000)*	[-0,243] (0,009)*	[-0,110] (0,242)	[0,314] (0,001)*	[0,087] (0,360)

Ket: [] Korelasi Pearson, () *P-value*, \*) sig pada  $\alpha = 5\%$

#### 4.2.3. Produk Domestik Regional Bruto

Deskripsi variabel produk domestik regional bruto (PDRB) dan variabel eksplanatorinya disajikan pada Tabel 4.6. Sama halnya dengan data sebelumnya perilaku data produk domestik regional bruto (PDRB), jumlah pengangguran (PNG), nilai belanja pembangunan modal (BPM), dan upah minimum kabupaten (UPH) juga menunjukkan adanya kesenjangan capaian antar kab/ kota yang dapat dilihat dari range atau jangkauan data.

Untuk data pengangguran misalnya, paling rendah sebanyak 2,4 ribu orang terdapat di Kota Blitar tahun 2012. Sedangkan jumlah pengangguran paling tinggi sebanyak 85,35 ribu orang atau 5,82 persen terdapat di Kota Surabaya tahun 2014. Bervariasinya capaian indikator tersebut berhubungan dengan karakteristik wilayah dan penduduknya. Sebagai contoh Kota Surabaya memiliki jumlah

penduduk terbesar di Jawa Timur sebanyak 2,83 juta jiwa tahun 2014, sehingga jumlah angkatan kerja atau jumlah yang terlibat dalam kegiatan ekonomi juga relatif lebih banyak dibanding kab/kota lainnya. Sebaliknya jumlah penduduk Kota Madiun sebanyak 174,3 ribu jiwa, namun tingkat penganggurannya sebesar 6,93 persen atau lebih tinggi dibandingkan persentase pengangguran Kota Surabaya.

Selanjutnya jika dibandingkan variasi antar variabel, terlihat variabel PDRB memiliki koefisien variasi lebih tinggi dari variabel lainnya. Koefisien variasi PDRB mencapai 151,6 persen. Sedangkan capaian data upah minimum kabupaten mengandung variasi yang relatif lebih rendah dengan koefisien variasi sebesar 27,6 persen.

Tabel 4.6. Statistik Deskriptif Variabel pada Persamaan PDRB

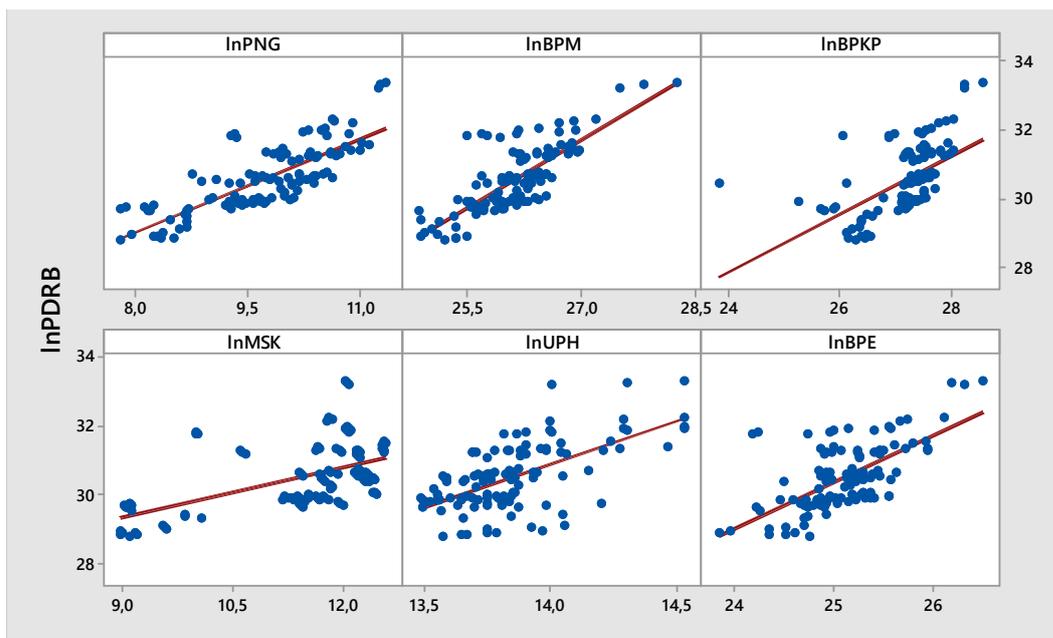
Var	Satuan	Min	Max	Range	Mean	StDev	CoefVar	IQR
PDRB	Rp. triliun	3,2	306,0	302,7	31,5	47,7	151,6	28,9
PNG	Ribu org	2,4	85,3	82,9	22,4	17,5	78,0	20,5
BPM	Rp. miliar	62,7	1869,8	1807,1	262,3	217,6	83,0	154,1
UPH	Rp. ribu	713,5	2.045,9	1.332,4	1.060,4	292,2	27,6	274,4

Sumber : Olahan Minitab

Ada setidaknya 6 variabel yang diduga mempengaruhi  $\ln$ PDRB di suatu wilayah. Sebagai identifikasi awal hubungan antar variabel dapat dilakukan dengan mengplot variabel  $\ln$ PDRB dengan variabel eksplanatorinya. Hubungan antar variabel  $\ln$ PDRB dengan variabel eksplanatorinya dapat dilihat melalui *scatterplot* pada Gambar 4.15.

Berdasarkan Gambar 4.15 terlihat sebagian sebaran besar data berada di sekitar garis regresi. Data pengangguran ( $\ln$ PNG), kemiskinan ( $\ln$ MSK), belanja pemerintah modal ( $\ln$ BPM), belanja pembangunan kesehatan dan pendidikan ( $\ln$ BPKP), upah minimum kabupaten ( $\ln$ UPH), dan belanja pemerintah ekonomi ( $\ln$ BPE) menunjukkan hubungan yang positif terhadap data PDRB. Hal ini menunjukkan daerah dengan karakteristik jumlah pengangguran lebih banyak, jumlah penduduk miskin lebih banyak, belanja pemerintah modal lebih tinggi,

belanja pembangunan kesehatan dan pendidikan lebih tinggi, upah minimum kabupaten lebih tinggi, serta belanja pemerintah ekonomi lebih tinggi maka ada kecenderungan PDRB juga lebih tinggi. Data hubungan kemiskinan dan pengangguran terhadap total PDRB mengalami anomali yang idealnya berhubungan negatif, tetapi berhubungan sebaliknya. Daerah dengan PDRB tinggi terdapat pada daerah dengan karakteristik sebagai sentra industri, perdagangan, atau sentra jasa lainnya. Pada saat yang sama, wilayah dengan karakteristik tersebut, juga memiliki jumlah penduduk dan angkatan kerja tinggi, yang juga diikuti jumlah penduduk miskin dan pengangguran yang relatif tinggi pula. Hal ini yang diduga menyebabkan anomali antara teori dan hasil yang diharapkan dengan data empiris.



Gambar 4.15. Scatterplot hubungan antara PDRB dengan variabel eksplanatorinya (Sumber : Olahan Minitab)

Prosedur identifikasi pola hubungan selanjutnya adalah korelasi *bivariate*. Berdasarkan Tabel 4.7 diketahui bahwa korelasi antara variabel eksogen terhadap variabel endogen signifikan pada  $\alpha = 5\%$ . Namun demikian, diperoleh dugaan korelasi yang erat antara variabel *lnBPE* dan *lnBPM*, antara variabel *lnPNG* dan *lnMSK*, serta antara variabel *lnBPKP* dan *lnBPM*. Dengan memperhatikan

koefisien korelasi variabel variabel endogen dengan variabel eksplanatori, serta koefisien korelasi korelasi antar variabel eksogen maka untuk analisis selanjutnya diputuskan untuk hanya menggunakan variabel  $\ln\text{PNG}$ ,  $\ln\text{BPM}$ , dan  $\ln\text{UPH}$ , atau dapat ditulis:

$$\ln\text{PDRB} = f(\ln\text{PNG}, \ln\text{BPM}, \ln\text{UPH})$$

Tabel 4.7. Korelasi antar Variabel dalam Persamaan PDRB

Variabel	$\ln\text{PDRB}$	$\ln\text{PNG}$	$\ln\text{MSK}$	$\ln\text{BPM}$	$\ln\text{BPKP}$	$\ln\text{UPH}$
$\ln\text{PNG}$	[0,792] (0,000)*					
$\ln\text{MSK}$	[0,538] (0,000)*	[0,724] (0,000)*				
$\ln\text{BPM}$	[0,791] (0,000)*	[0,786] (0,000)*	[0,651] (0,000)*			
$\ln\text{BPKP}$	[0,574] (0,000)*	[0,666] (0,000)*	[0,578] (0,000)*	[0,662] (0,031)*		
$\ln\text{UPH}$	[0,618] (0,000)*	[0,375] (0,000)*	[0,094] (0,319)	[0,496] (0,000)*	[0,285] (0,002)*	
$\ln\text{BPE}$	[0,655] (0,000)*	[0,652] (0,000)*	[0,650] (0,000)*	[0,805] (0,000)*	[0,626] (0,000)*	[0,402] (0,000)*

Ket: [] Korelasi Pearson, () *P-value*, \*) sig pada  $\alpha = 5\%$

### 4.3. Estimasi Paramater GMM

Pada subbab ini akan dibahas prosedur mendapatkan estimator parameter model durbin spasial pada persamaan simultan. Secara umum model simultan durbin spasial sebanyak  $m$  variabel endogen dan  $k$  variabel *predetermined*,  $j = 1, 2, \dots, m$ ;  $l = 1, 2, \dots, k$ ;  $i = 1, 2, \dots, h, \dots, n$  dapat ditulis:

$$y_{j,i} = \sum_{i=1}^n \sum_{h=1}^n w_{ih} y_{j,i} \rho_j + Y_{l,i} \beta_j + X_{jk,i} \gamma_j + \sum_{i=1}^n \sum_{h=1}^n w_{ih} X_{jk,i} \theta_j + u_{j,i} \quad (4.1)$$

atau dalam notasi matriks, model simultan durbin spasial pada suatu persamaan tertentu dapat ditulis:

$$\mathbf{y} = \mathbf{W}\mathbf{y}\rho + \mathbf{Y}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{X}\boldsymbol{\gamma} + \mathbf{W}\mathbf{Y}\boldsymbol{\omega} + \mathbf{W}\mathbf{X}\boldsymbol{\theta} + \mathbf{u}, \quad (4.2)$$

dengan  $\mathbf{y}$  adalah vektor variabel endogen pada persamaan ke- $j$  berukuran  $n \times 1$ .  $\mathbf{Y}$  matriks variabel endogen eksplanatori pada persamaan ke- $j$  berukuran  $n \times (m - 1)$ .  $\mathbf{X}$  adalah matrik variabel eksogen pada persamaan ke- $j$  berukuran

$n \times k$ .  $\mathbf{u}$  merupakan vektor *innovations* persamaan ke- $j$  berukuran  $n \times 1$ .  $\mathbf{W}$  adalah matriks pembobot spasial berukuran  $n \times n$  bernilai sama untuk setiap persamaan ke- $j$ . Jika dimisalkan  $\mathbf{Z} = [\mathbf{Y}, \mathbf{X}, \mathbf{WX}, \mathbf{WY}]$ , dan  $\boldsymbol{\delta} = [\boldsymbol{\beta}', \boldsymbol{\gamma}', \boldsymbol{\theta}', \boldsymbol{\omega}']'$ , maka persamaan (4.2) dapat ditulis:

$$\mathbf{y} = \mathbf{W}\mathbf{y}\rho + \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta} + \mathbf{u}, \quad (4.3)$$

$$\mathbf{y} - \mathbf{W}\mathbf{y}\rho = \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta} + \mathbf{u},$$

$$(\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y} = \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta} + \mathbf{u},$$

$$\mathbf{u} = (\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta}, \quad (4.4)$$

Persamaan  $\mathbf{u} = (\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta}$  dengan matriks variabel instrumen  $q_i$  atau ditulis  $\mathbf{Q}$  dapat didefinisikan analog momen sampel dalam bentuk matriks yaitu :

$$g(\boldsymbol{\delta}) = n^{-1}\mathbf{Q}'((\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta}). \quad (4.5)$$

Fungsi kriteria momen sampel dapat didefinisikan sebagai berikut:

$$q(\boldsymbol{\delta}) = g(\boldsymbol{\delta})'\mathbf{A}g(\boldsymbol{\delta}), \quad (4.6)$$

$$= \{n^{-1}\mathbf{Q}'((\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta})\}'\mathbf{A}\{n^{-1}\mathbf{Q}'((\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta})\},$$

$$= \{n^{-1}(\mathbf{Q}'(\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y} - \mathbf{Q}'\mathbf{Z}\boldsymbol{\delta})\}'\mathbf{A}\{n^{-1}(\mathbf{Q}'(\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y} - \mathbf{Q}'\mathbf{Z}\boldsymbol{\delta})\},$$

$$= n^{-2}\{\mathbf{y}'(\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'(\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y}\} -$$

$$2n^{-2}\{\boldsymbol{\delta}'\mathbf{Z}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'(\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y}\} + n^{-2}\{\boldsymbol{\delta}'\mathbf{Z}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{Z}\boldsymbol{\delta}\}, \quad (4.7)$$

Parameter  $\widehat{\boldsymbol{\delta}}$  dapat diperoleh dengan menyelesaikan fungsi kriteria  $q(\boldsymbol{\delta})$  terhadap turunan pertamanya yaitu :

$$\frac{\partial q(\boldsymbol{\delta})}{\partial \boldsymbol{\delta}} = \frac{\partial}{\partial \boldsymbol{\delta}} \{ (n^{-2}\mathbf{y}'(\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'(\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y}) -$$

$$(2n^{-2}\boldsymbol{\delta}'\mathbf{Z}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'(\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y}) + n^{-2}(\boldsymbol{\delta}'\mathbf{Z}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{Z}\boldsymbol{\delta}) \},$$

$$\frac{\partial q(\boldsymbol{\delta})}{\partial \boldsymbol{\delta}} = 0 + (-2n^{-2}\mathbf{Z}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'(\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y}) + (2n^{-2}\mathbf{Z}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{Z}\boldsymbol{\delta}) = 0,$$

$$(2n^{-2}\mathbf{Z}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{Z})\widehat{\boldsymbol{\delta}} = (2n^{-2}\mathbf{Z}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'(\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y}),$$

$$\widehat{\boldsymbol{\delta}} = [\mathbf{Z}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{Z}]^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'(\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y}. \quad (4.8)$$

Oleh karena koefisien  $\boldsymbol{\delta}$  masih mengandung koefisien  $\rho$ , maka Lee (2007) menyarankan penggunaan metode eliminasi dan substitusi. Modifikasi fungsi residual dapat ditulis :

$$\mathbf{u}(\rho) = (\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y} - \mathbf{Z}\widehat{\boldsymbol{\delta}}(\rho). \quad (4.9)$$

Selanjutnya, melakukan substitusi persamaan (4.8) pada persamaan (4.9), sehingga dalam bentuk matriks dapat ditulis :

$$\begin{aligned} \mathbf{u}(\rho) &= (\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y} - \mathbf{Z}\{[\mathbf{Z}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{Z}]^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'(\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y}\} , \\ &= (\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y} \{ \mathbf{I} - \mathbf{Z}[\mathbf{Z}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{Z}]^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}' \} . \end{aligned} \quad (4.10)$$

Jika dimisalkan  $\mathbf{M} = \{ \mathbf{I} - \mathbf{Z}[\mathbf{Z}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{Z}]^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}' \}$ , maka persamaan 4.10 dapat ditulis:

$$\mathbf{u}(\rho) = \mathbf{M}(\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y} = \mathbf{M}(\mathbf{y} - \mathbf{W}\mathbf{y}\rho) . \quad (4.11)$$

Fungsi residual  $\mathbf{u}(\rho) = \mathbf{M}(\mathbf{y} - \mathbf{W}\mathbf{y}\rho)$  dengan matriks variabel instrumen  $q_i$  atau ditulis  $\mathbf{Q}$  dapat didefinisikan analog momen sampel residual dalam bentuk matriks menjadi :

$$g(\rho) = n^{-1}\mathbf{Q}'(\mathbf{M}(\mathbf{y} - \mathbf{W}\mathbf{y}\rho)) . \quad (4.12)$$

Fungsi kriteria momen sampel residual dapat didefinisikan sebagai berikut:

$$\begin{aligned} q(\rho) &= g(\rho)' \mathbf{A} g(\rho) , \\ &= \{n^{-1}\mathbf{Q}'(\mathbf{M}(\mathbf{y} - \mathbf{W}\mathbf{y}\rho))\}' \mathbf{A} \{n^{-1}\mathbf{Q}'(\mathbf{M}(\mathbf{y} - \mathbf{W}\mathbf{y}\rho))\} , \\ &= \{n^{-1}(\mathbf{Q}'\mathbf{M}\mathbf{y} - \mathbf{Q}'\mathbf{M}\mathbf{W}\mathbf{y}\rho)\}' \mathbf{A} \{n^{-1}(\mathbf{Q}'\mathbf{M}\mathbf{y} - \mathbf{Q}'\mathbf{M}\mathbf{W}\mathbf{y}\rho)\} , \\ &= \{(n^{-2}\mathbf{y}'\mathbf{M}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{M}\mathbf{y}) - (2n^{-2}\rho'\mathbf{W}\mathbf{y}'\mathbf{M}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{M}\mathbf{y}) + \\ &\quad (n^{-2}\rho'\mathbf{W}\mathbf{y}'\mathbf{M}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{W}\mathbf{y}\rho)\} . \end{aligned} \quad (4.13)$$

Estimator bagi  $\hat{\rho}$  dapat diperoleh dengan menyelesaikan fungsi kriteria  $q(\rho)$  terhadap kondisi order pertama yaitu :

$$\begin{aligned} \frac{\partial q(\rho)}{\partial \rho} &= \frac{\partial}{\partial \rho} \{ (n^{-2}\mathbf{y}'\mathbf{M}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{M}\mathbf{y}) - (2n^{-2}\rho'\mathbf{W}\mathbf{y}'\mathbf{M}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{M}\mathbf{y}) + \\ &\quad (n^{-2}\rho'\mathbf{W}\mathbf{y}'\mathbf{M}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{W}\mathbf{y}\rho) \} , \\ \frac{\partial q(\rho)}{\partial \rho} &= 0 - (2n^{-2}\mathbf{W}\mathbf{y}'\mathbf{M}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{M}\mathbf{y}) + (2n^{-2}\mathbf{W}\mathbf{y}'\mathbf{M}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{W}\mathbf{y}\rho) = 0 , \end{aligned}$$

$$(2n^{-2}\mathbf{W}\mathbf{y}'\mathbf{M}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{W}\mathbf{y})\hat{\rho} = (2n^{-2}\mathbf{W}\mathbf{y}'\mathbf{M}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{M}\mathbf{y}) ,$$

$$\hat{\rho} = [\mathbf{W}\mathbf{y}'\mathbf{M}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{W}\mathbf{y}]^{-1}\mathbf{W}\mathbf{y}'\mathbf{M}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{M}\mathbf{y} . \quad (4.15)$$

Selanjutnya estimasi parameter  $\hat{\theta}$  dapat diperoleh dengan mensubstitusikan persamaan (4.15) terhadap persamaan (4.8) sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \hat{\delta} &= [\mathbf{Z}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{Z}]^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'(\mathbf{y} - \mathbf{W}\mathbf{y}\rho) , \\ \hat{\delta} &= [\mathbf{Z}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{Z}]^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{y} - \\ &\quad \{ [\mathbf{Z}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{Z}]^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{W}\mathbf{y}[\mathbf{W}\mathbf{y}'\mathbf{M}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{W}\mathbf{y}]^{-1}\mathbf{W}\mathbf{y}'\mathbf{M}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{M}\mathbf{y} \} . \end{aligned} \quad (4.16)$$

Pembobot GMM  $\mathbf{A}$  diperoleh dengan rumus :

$$\mathbf{A} = n^{-1} \left[ \mathbf{Q}'\mathbf{Q}(\mathbf{y} - \mathbf{Z}\hat{\boldsymbol{\delta}}_{s2sls})^2 \right]. \quad (4.17)$$

Penaksir S2SLS untuk  $\hat{\boldsymbol{\delta}}_{s2sls}$  diperoleh dengan rumus :

$$\hat{\boldsymbol{\delta}}_{s2sls} = (\hat{\mathbf{Z}}'\hat{\mathbf{Z}})^{-1}\hat{\mathbf{Z}}\mathbf{y}, \quad (4.18)$$

dengan :

$$\hat{\mathbf{Z}} = \mathbf{P}\mathbf{Z} = \mathbf{X}\widehat{\mathbf{W}}\mathbf{y}, \quad (4.19)$$

$$\widehat{\mathbf{W}}\mathbf{y} = \mathbf{P}\mathbf{W}\mathbf{y}, \quad (4.20)$$

$$\mathbf{P} = \mathbf{H}(\mathbf{H}'\mathbf{H})^{-1}\mathbf{H}'. \quad (4.21)$$

dengan  $\mathbf{H}$  adalah variabel instrumen yang merupakan kombinasi linier dari variabel ekplanatori dan pembobot spasial  $\mathbf{X}, \mathbf{W}\mathbf{X}$ . Prosedur penghitungan estimator model spasial pada persamaan simultan dengan S2SLS mengikuti Kelejian dan Purcha (2004).

#### Sifat tidak bias penaksir GMM

Untuk membuktikan bahwa  $\hat{\boldsymbol{\delta}}_{GMM}$  adalah penaksir yang tidak bias, persamaan (4.8) disederhanakan sebagai berikut :

$$\begin{aligned} E(\hat{\boldsymbol{\delta}}_{GMM}) &= E([\mathbf{Z}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{Z}]^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'(\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y}), \\ &= ([\mathbf{Z}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{Z}]^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}')E((\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)\mathbf{y}), \\ &= ([\mathbf{Z}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{Z}]^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}')\left((\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)(\mathbf{I} - \mathbf{W}\rho)^{-1}\mathbf{Z}\boldsymbol{\delta}\right), \\ &= ([\mathbf{Z}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{Z}]^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{Q}\mathbf{A}\mathbf{Q}'\mathbf{Z})\mathbf{I}\boldsymbol{\delta}, \\ E(\hat{\boldsymbol{\delta}}_{GMM}) &= \mathbf{I}\boldsymbol{\delta} = \boldsymbol{\delta}. \end{aligned} \quad (4.22)$$

Hal ini menunjukkan bahwa terbukti bahwa parameter  $\hat{\boldsymbol{\delta}}_{GMM}$  adalah penaksir tak bias dari parameter  $\boldsymbol{\delta}$ .

#### Sifat konsisten dan sifat asimtotis normalitas penaksir GMM

Untuk menunjukkan sifat asimtotis penaksir GMM diperlukan asumsi *asymptotic distribution of empirical moment*. Berdasarkan asumsi ini, momen kondisi populasi dianggap mengikuti teori limit pusat. Ini mengasumsikan bahwa momen kondisi memiliki matiks kovarian asimtotik tertentu ( $n^{-1}\Phi$ ), sehingga:

$$\sqrt{n}g(\delta_0) \xrightarrow{d} N[0, \Phi]. \quad (4.23)$$

Selanjutnya dengan menggunakan teorema *mean value* dan pendekatan *taylor series* yaitu

$$g(\delta) = g(\delta_0) + D_n(\delta - \delta_0), \quad (4.24)$$

dengan  $D_n = \partial g(\delta)/\partial \delta'$ .

Persamaan ini disubstitusikan pada fungsi kriteria :

$$\begin{aligned} q(\delta) &= \{g_n(\delta_0) + D_n(\delta - \delta_0)\}' \mathbf{A} \{g(\delta_0) + D_n(\delta - \delta_0)\}, \\ &= g(\delta_0)' \mathbf{A} g(\delta_0) + g(\delta_0)' \mathbf{A} D_n(\delta - \delta_0) \\ &\quad + (\delta - \delta_0)' D_n' \mathbf{A} g(\delta_0) + (\delta - \delta_0)' D_n' \mathbf{A} D_n(\delta - \delta_0). \end{aligned} \quad (4.25)$$

Selanjutnya untuk meminimumkan fungsi kriteria dapat dilakukan dengan melakukan turunan pertama, yaitu :

$$\frac{\partial q(\delta)}{\partial \delta} = 0 + g(\delta_0)' \mathbf{A} D_n + D_n' \mathbf{A} g(\delta_0) + 2D_n' \mathbf{A} D_n(\delta - \delta_0). \quad (4.26)$$

karena  $g(\delta_0)' \mathbf{A} D_n = D_n' \mathbf{A} g(\delta_0)$ , maka :

$$\frac{\partial q(\delta)}{\partial \delta} = 2D_n' \mathbf{A} g(\delta_0) + 2D_n' \mathbf{A} D_n(\hat{\delta} - \delta_0) = 0, \quad (4.27)$$

$$-D_n' \mathbf{A} g(\delta_0) = D_n' \mathbf{A} D_n(\hat{\delta} - \delta_0),$$

$$(\hat{\delta} - \delta_0) = -(D_n' \mathbf{A} D_n)^{-1} D_n' \mathbf{A} g(\delta_0), \quad (4.28)$$

$$\hat{\delta} = \delta_0 - (D_n' \mathbf{A} D_n)^{-1} D_n' \mathbf{A} g(\delta_0). \quad (4.29)$$

artinya estimator GMM merupakan penjumlahan *true value* dan error.

Untuk membuktikan sifat asimtotis penaksir GMM, diperlukan asumsi hukum bilang besar bahwa data yang mengikuti hukum bilangan besar akan memenuhi:

$$a. \quad g(\delta_0) = E[f(Q_i, Z_i, \delta_0)] = 0, \quad (4.30)$$

$$b. \quad g(\delta) = n^{-1} \sum_{i=1}^n f(Q_i, Z_i, \delta), \quad (4.31)$$

$$c. \quad D = \text{plim } D_n = E \left[ \frac{\partial g(\delta)}{\partial \delta'} \right], \quad (4.32)$$

untuk  $n \rightarrow \infty$ .

Selanjutnya, dari persamaan (4.29) dapat didefinisikan :

$$\text{plim } \hat{\delta} = \delta_0 - (D' \mathbf{A} D)^{-1} D' \mathbf{A} g(\delta_0). \quad (4.33)$$

Untuk persamaan (4.28)  $g(\delta_0) = 0$  terpenuhi, maka persamaan (4.34) ditulis:

$$\text{plim } \hat{\delta} = \delta_0. \quad (4.34)$$

Hal ini menunjukkan bahwa parameter  $\hat{\delta}_{gmm}$  konsisten.

Selanjutnya persamaan (4.29)  $(\hat{\delta} - \delta_0) = -(D_n'AD_n)^{-1}D_n'Ag_n(\delta_0)$ , dikalikan kedua ruas dengan  $\sqrt{n}$ , maka diperoleh:

$$\sqrt{n}(\hat{\delta} - \delta_0) = -(D_n'AD_n)^{-1}D_n'A\sqrt{n}g(\delta_0). \quad (4.35)$$

Berdasarkan sifat persamaan (4.23), maka varian  $\sqrt{n}(\hat{\delta} - \delta_0)$  adalah:

$$S\{\sqrt{n}(\hat{\delta} - \delta_0)\} = n^{-1}\{(D_n'AD_n)^{-1}D_n'A\Phi AD_n'(D_n'AD_n)^{-1}\}. \quad (4.36)$$

Dengan demikian dapat ditunjukkan bahwa  $\sqrt{n}(\hat{\delta}_{gmm} - \delta_0)$  berdistribusi normal asimtotis dengan varian S, atau ditulis:

$$\{\sqrt{n}(\hat{\delta}_{gmm} - \delta_0)\} \xrightarrow{d} N[0, S]. \quad (4.37)$$

#### 4.4. Pengujian Prasyarat Model Persamaan Simultan Spasial

Pengujian prasyarat model persamaan simultan durbin spasial terdiri dari identifikasi model, pengujian simultanitas, dan pengujian dependensi spasial.

##### 4.4.1. Identifikasi Model Persamaan Simultan

Permasalahan yang sering dihadapi dalam persamaan simultan ini adalah tidak selalu koefisien dari persamaan *reduced form* dapat mengidentifikasi semua koefisien dari seluruh parameter yang ada dalam persamaan struktural, hal tersebut dinamakan permasalahan identifikasi. artinya jika kita dapat mengestimasi parameter dari persamaan struktural (*structural form*) melalui persamaan *reduced form* maka kita boleh mengatakan persamaan tersebut teridentifikasi (*identified*), namun jika tidak maka kita dapat mengatakan tidak teridentifikasi (*unidentified*) atau *underidentified* (Setiawan dan Kusriani, 2010).

##### Identifikasi Kondisi Order

Sebagaimana dijelaskan pada bab sebelumnya bahwa suatu persamaan teridentifikasi jika jumlah predetermined variabel yang dikeluarkan dari persamaan  $(K - k)$  tidak kurang dari jumlah variabel endogen yang dimasukkan dalam persamaan dikurangi satu  $(m - 1)$  (Gujarati, 2004). Berdasarkan aturan

tersebut, dilakukan identifikasi terhadap model persamaan simultan yang ditampilkan pada Tabel 4.8.

Hasil pemeriksaan kondisi order dapat untuk persamaan kemiskinan (*lnMSK*) diperoleh jumlah variabel *predetermined* pada model ( $K = 6$ ), jumlah variabel *predetermined* pada persamaan *lnMSK* ( $k = 2$ ), jumlah variabel endogen pada persamaan *lnMSK* ( $m = 2$ ). Sehingga diperoleh ( $K - k = 3$ ) dan ( $m - 1 = 1$ ). Karena  $(K - k) > (m - 1)$ , maka dapat dikatakan persamaan kemiskinan (*lnMSK*) memenuhi kondisi order dan terkategori *overidentified*. Demikian pula dengan prosedur yang sama dilakukan terhadap persamaan pengangguran (*lnPNG*), dan PDRB (*lnPDRB*).

Berdasarkan tabel 4.9 dapat ditunjukkan bahwa baik persamaan kemiskinan (*lnMSK*), (*lnPNG*), dan PDRB (*lnPDRB*), memenuhi  $(K - k) > (m - 1)$ . Dengan demikian, hasil pemeriksaan kondisi order persamaan-persamaan dalam model dapat dikategorikan sebagai persamaan yang teridentifikasi atau *overidentified*.

Tabel 4.8. Hasil Pemeriksaan Kondisi Order pada Persamaan Simultan

Model	$K - k$	$m - 1$	Keterangan	Hasil Identifikasi
<i>lnMSK</i>	$6-3=3$	$2-1=1$	$(K - k) > (m - 1)$	Memenuhi kondisi order
<i>lnPNG</i>	$6-2=4$	$2-1=1$	$K - k > (m - 1)$	Memenuhi kondisi order
<i>lnPDRB</i>	$6-2=4$	$2-1=1$	$K - k > (m - 1)$	Memenuhi kondisi order

Sumber : Lampiran 9.

### Identifikasi Kondisi Rank

Sebagaimana dijelaskan pada bab sebelumnya bahwa sebuah persamaan simultan yang terdiri dari  $M$  persamaan dengan  $M$  variabel endogen dapat diidentifikasi jika dan hanya jika paling sedikit ada satu determinan bukan nol dari suatu susunan matriks berukuran  $(M - 1) \times (M - 1)$  (Gujarati, 2004). Berdasarkan aturan tersebut, dilakukan identifikasi terhadap model persamaan simultan yang ditampilkan pada Tabel 4.9

Tabel 4.9. Hasil Pemeriksaan *Rank Condition* pada Persamaan Simultan

Persamaan	Rank ( $\Delta$ )	Hasil Identifikasi
$\ln$ MSK	Rank ( $\Delta_{\ln\text{MSK}}$ ) $\neq 0$	Memenuhi syarat kondisi rank
$\ln$ PNG	Rank ( $\Delta_{\ln\text{PNG}}$ ) $\neq 0$	Memenuhi syarat kondisi rank
$\ln$ PDRB	Rank ( $\Delta_{\ln\text{PDRB}}$ ) $\neq 0$	Memenuhi syarat kondisi rank

Sumber : Lampiran 9.

Hasil pemeriksaan kondisi *rank* untuk persamaan kemiskinan ( $\ln$ MSK) diperoleh bahwa rank ( $\Delta_{\ln\text{MSK}}$ )  $\neq 0$ , maka dapat dikatakan persamaan kemiskinan ( $\ln$ MSK) memenuhi kondisi rank dan terkategori *overidentified*. Demikian pula dengan prosedur yang sama dilakukan terhadap persamaan pengangguran ( $\ln$ PNG), dan PDRB ( $\ln$ PDRB).

Berdasarkan Tabel 4.9 dapat ditunjukkan bahwa baik persamaan kemiskinan ( $\ln$ MSK), ( $\ln$ PNG), maupun PDRB ( $\ln$ PDRB) memenuhi kondisi *rank*. Dengan demikian, berdasarkan pemeriksaan kondisi *rank*, semua persamaan dapat dikategorikan teridentifikasi atau *identified*.

#### 4.4.2. Pengujian Simultanitas

Pengujian simultanitas bertujuan membuktikan secara empiris bahwa suatu sistem model persamaan benar-benar memiliki hubungan simultan antar persamaan strukturalnya. Sebagaimana dijelaskan pada bab sebelumnya pengujian simultanitas menggunakan pendekatan *expanded regression* dengan menguji koefisien residual variabel endogen eksplanatori pada model. Variabel endogen eksplanatori diperoleh terlebih dahulu dari persamaan *reduced*-nya.

Kesimpulan suatu persamaan mengandung simultanitas atau tidak dilihat dari *F-Statistic* persamaan variabel endogen dan *t-statistic* residual endogen eksplanatori. Pada Tabel 4.10 ditunjukkan signifikansi variabel residual pada masing-masing persamaan. Pada persamaan kemiskinan ( $\ln$ MSK), pengangguran ( $\ln$ PNG), dan PDRB ( $\ln$ PDRB) menunjukkan nilai signifikansi statistik *t* di bawah 0,01. Hal ini mengindikasikan adanya unsur simultanitas antara variabel endogen yang berada pada sisi kanan dengan variabel endogen pada sisi kiri

persamaan. Dengan terpenuhinya unsur simultanitas, pengujian model simultan dapat dilanjutkan pada tahapan selanjutnya.

Tabel 4.10. Hasil Uji Simultanitas pada Persamaan Simultan

Persamaan	<i>F-Statistic</i> ( <i>Prob</i> )	Variabel	<i>t-statistic</i> ( <i>Prob</i> )	Keterangan
<i>ln</i> MSK	239,50 (0,000)*	RES_PNG	7,16 (0,000)*	Ada simultanitas
<i>ln</i> PNG	59,99 (0,000)*	RES_MSK	5,78 (0,000)*	Ada simultanitas
<i>ln</i> PDRB	93,15 (0,000)*	RES_PNG	5,34 (0,000)*	Ada simultanitas

Sumber: Hasil Pengolahan Minitab

Ket: \*) Signifikan pada  $\alpha = 1\%$ .

#### 4.4.3. Pengujian Dependensi Spasial

Pengujian dependensi spasial menggunakan 2 jenis matriks pembobot spasial yaitu matriks ketersinggungan antar wilayah (*rook contiguity*) dan matriks keterkaitan ekonomi antar wilayah (*costumized*). Matriks *rook contiguity* dipilih untuk merepresentasikan keterkaitan menurut persinggungan sisi wilayah antar lokasi. Daerah yang bersinggungan secara wilayah dianggap memiliki kedekatan karakteristik. Misalnya Kota Surabaya dan Kab. Sidoarjo dianggap memiliki keterkaitan spasial dikarenakan keduanya bersinggungan secara kewilayahan atau saling berbatasan langsung. Sedangkan matriks *costumized* dipilih untuk merepresentasikan keterkaitan hubungan sosial dan ekonomi antar lokasi. Daerah yang tidak mengandung persinggungan sisi, bisa berhubungan atau berkaitan dengan wilayah lain karena hubungan ekonomi atau kedekatan karakteristik sosial. Misalnya Kota Surabaya dengan Kab. Malang, walaupun secara administrasi tidak saling berbatasan langsung, namun secara ekonomi dapat berhubungan dengan masuknya produk-produk pertanian dari Kab. Malang ke Surabaya atau masuknya produk industri dari Surabaya ke Kab. Malang.

Pengujian dependensi spasial menggunakan 4 statistik uji yaitu *lagrange multiplier lag* ( $LM_{lag}$ ) untuk mendeteksi dependensi spasial pada lag variabel dependen, *LM error* ( $LM_{err}$ ) untuk mendeteksi dependensi spasial pada error,

*robust LM lag* ( $RLM_{lag}$ ) untuk mendeteksi dependensi spasial pada lag variabel dependen, dan *robust LM error* ( $RLM_{err}$ ) untuk mendeteksi dependensi spasial pada error. Pengujian dependensi spasial pada penelitian ini mengharapkan hasil *lag* spasial model signifikan.

### **Pengujian Dependensi Spasial dengan Bobot *Rook Contiguity***

Hasil uji dependensi spasial model persamaan simultan dengan bobot *rook contiguity* ditampilkan pada Tabel 4.11. Pada persamaan kemiskinan ( $lnMSK$ ), dari 4 statistik uji yang digunakan diperoleh pengujian dengan  $LM_{lag}$  tidak signifikan hingga  $\alpha = 10\%$ ,  $LM_{err}$  signifikan pada  $\alpha = 10\%$ ,  $RLM_{lag}$  signifikan pada  $\alpha = 10\%$ , dan  $RLM_{err}$  signifikan pada  $\alpha = 10\%$ . Hal ini menunjukkan dengan menggunakan pembobot *rook contiguity* persamaan kemiskinan diduga mengandung dependensi spasial baik pada *lag* maupun pada *error* model. Prosedur yang sama dilakukan untuk persamaan pengangguran ( $lnPNG$ ), dan persamaan PDRB ( $lnPDRB$ ).

Tabel 4.11. Hasil Pengujian Dependensi Spasial dengan Bobot *Rook Contiguity*

Persamaan Kemiskinan ( $lnMSK$ )			Persamaan Pengangguran ( $lnPNG$ )		
Uji	Stat	P-value	Uji	Stat	P-value
$LM_{lag}$	0,8936	0,3445	$LM_{lag}$	6,6693	0,0098
$LM_{err}$	2,7303	0,0985**	$LM_{err}$	16,5747	0,0000*
$RLM_{lag}$	4,5060	0,0338**	$RLM_{lag}$	7,8617	0,0050*
$RLM_{err}$	6,3426	0,0118**	$RLM_{err}$	17,7671	0,0000*

Persamaan PDRB ( $lnPDRB$ )		
Uji	Stat	P-value
$LM_{lag}$	0,1280	0,7205
$LM_{err}$	0,0475	0,8275
$RLM_{lag}$	0,0854	0,7701
$RLM_{err}$	0,0049	0,9444

Sumber : Pengolahan Matlab

Ket: \*) Signifikan pada  $\alpha = 1\%$ , \*\*) Sig pada  $\alpha = 10\%$

Berdasarkan 4 uji tersebut, diperoleh bahwa persamaan kemiskinan (*lnMSK*) mengandung dependensi spasial pada lag dan *error* model, persamaan pengangguran (*lnPNG*) mengandung dependensi spasial pada lag dan *error* model, sedangkan persamaan kemiskinan (*lnPDRB*) tidak mengandung dependensi spasial baik pada lag maupun pada *error* model.

### Pengujian Dependensi Spasial dengan bobot *Customized*

Hasil uji dependensi spasial dengan bobot *customized* ditampilkan pada Tabel 4.13. Pembobot *customized* merupakan hasil modifikasi bobot spasial *rook contiguity* dengan mempertimbangkan variabel produk domestik regional bruto sektor non pertanian.

Tabel 4.12. Hasil Pengujian Dependensi Spasial dengan Bobot *Customized*

Persamaan Kemiskinan ( <i>lnMSK</i> )			Persamaan Pengangguran ( <i>lnPNG</i> )		
Uji	Stat	P-value	Uji	Stat	P-value
LM <sub>lag</sub>	3,6833	0,0550**	LM <sub>lag</sub>	3,9725	0,0463**
LM <sub>err</sub>	1,2536	0,2629	LM <sub>err</sub>	22,1227	0,0000*
RobLM <sub>lag</sub>	8,6261	0,0033*	RobLM <sub>lag</sub>	23,3537	0,0000*
RobLM <sub>err</sub>	6,1964	0,0128**	RobLM <sub>err</sub>	41,5039	0,0000*

Persamaan PDRB ( <i>lnPDRB</i> )		
Uji	Stat	P-value
LM <sub>lag</sub>	4,1499	0,0416**
LM <sub>err</sub>	2,3179	0,1279
RobLM <sub>lag</sub>	1,8535	0,1734
RobLM <sub>err</sub>	0,0215	0,8834

Sumber : Pengolahan Matlab

Ket: \*) Signifikan pada  $\alpha = 1\%$ , \*\*) Sig pada  $\alpha = 10\%$

Pada persamaan kemiskinan, dari 4 statistik uji yang digunakan diperoleh pengujian LM<sub>lag</sub> signifikan pada  $\alpha = 10\%$ , LM<sub>err</sub> tidak signifikan hingga  $\alpha = 10\%$ , RLM<sub>lag</sub> signifikan pada  $\alpha = 1\%$ , dan RLM<sub>err</sub> signifikan pada  $\alpha = 10\%$ . Hal ini menunjukkan dengan menggunakan pembobot *customized*

persamaan kemiskinan diduga mengandung dependensi spasial baik pada lag maupun pada *error* model. Prosedur yang sama dilakukan untuk persamaan pengangguran, dan persamaan PDRB. Berdasarkan 4 uji tersebut, diperoleh persamaan kemiskinan (*lnMSK*) mengandung dependensi spasial pada lag dan *error* model, persamaan pengangguran (*lnPNG*) mengandung dependensi spasial pada lag dan *error* model, serta persamaan PDRB (*lnPDRB*) hanya mengandung dependensi spasial pada lag model.

Berdasarkan uji dependensi spasial dengan menggunakan bobot yang berbeda yaitu *rook contiguity* dan *costumized* dapat diduga ada dependensi spasial pada lag variabel endogen dalam persamaan kemiskinan, pengangguran, PDRB, dan pengeluaran. Sehingga pemodelan dapat dilanjutkan dengan model durbin spasial yang memasukan unsur spasial yaitu *lag* spasial variabel endogen dan *lag* spasial variabel eksogen.

#### **4.5. Parameter Model Simultan Durbin Spasial**

Pada bagian akan ditampilkan model simultan durbin spasial dengan 2 alternatif yaitu kombinasi metode estimasi parameter dan jenis matiks bobot penimbang yang berbeda. Metode estimasi menggunakan *generalized method of moment* (GMM) dan *spatial two stage least square* (S2SLS), sedangkan matriks pembobot spasial menggunakan pembobot *rook* dan pembobot *costumized*.

##### **4.5.1. Model Simultan Durbin Spasial dengan Pembobot *Rook Contiguity* dan Metode GMM**

Dengan melakukan berbagai alternatif spesifikasi model, melalui penyesuaian variabel eksplanatori di beberapa persamaan, maka diperoleh model hubungan kemiskinan, pengangguran, dan PDRB Jawa Timur. Hubungan tersebut digambarkan dalam persamaan simultan kemiskinan, pengangguran dan PDRB. Dengan menggunakan pembobot *rook contiguity*, ketiga persamaan tersebut diestimasi dengan metode GMM. Hasil estimasi paramaternya ditampilkan pada Tabel 4.13.

Table 4.13. Hasil Estimasi Parameter Model Durbin Spasial dengan Pembobot Rook Contiguity dan Metode GMM

Respon : <i>ln</i> MSK (Kemiskinan)						
Variabel	<i>Coeff</i>	<i>SE</i>	<i>Stat t</i>	<i>P-value</i>	<i>SSE</i>	<i>R</i> <sup>2</sup>
a1	0,0004	5,7739	0,0001	1,0000	10.8217	0.9119
<i>ln</i> PNG	0,5175	0,0546	9,4796	0,0000*		
<i>ln</i> BPE	0,2902	0,0922	3,1474	0,0021*		
<i>ln</i> NSP	0,2119	0,0344	6,1674	0,0000*		
<i>ln</i> RLS	-1,5300	0,2280	-6,7105	0,0000*		
<i>Wln</i> PNG	0,1516	0,1236	1,2267	0,2227		
<i>Wln</i> BPE	0,0772	0,1725	0,4474	0,6556		
<i>Wln</i> NSP	-0,1462	0,1319	-1,1083	0,2703		
<i>Wln</i> RLS	-0,3345	0,3643	-0,9182	0,3606		
<i>Wln</i> MSK	-0,2130	0,2611	-0,8160	0,4164		
Respon : <i>ln</i> PNG (pengangguran)						
Variabel	<i>Coeff</i>	<i>SE</i>	<i>Stat t</i>	<i>P-value</i>	<i>SSE</i>	<i>R</i> <sup>2</sup>
b1	-0,0012	1,8301	-0,0007	0,9995	23.4928	0.7132
<i>ln</i> MSK	0,4537	0,0249	18,2358	0,0000*		
LBPKP	0,2820	0,0383	7,3727	0,0000*		
<i>ln</i> UPH	1,1023	0,1700	6,4860	0,0000*		
<i>Wln</i> MSK	-0,3020	0,0634	-4,7650	0,0000*		
<i>Wln</i> BPKP	-0,3112	0,0504	-6,1704	0,0000*		
<i>Wln</i> UPH	-0,9249	0,1801	-5,1350	0,0000*		
<i>Wln</i> PNG	0,6530	0,0702	9,2992	0,0000*		
Respon : <i>ln</i> PDRB (PDRB)						
Variabel	<i>Coeff</i>	<i>SE</i>	<i>Stat t</i>	<i>P-value</i>	<i>SSE</i>	<i>R</i> <sup>2</sup>
c1	0,0004	2,3216	0,0002	0,9999	18.2428	0.8260
<i>ln</i> PNG	0,3414	0,0472	7,2294	0,0000*		
<i>ln</i> BPM	0,5945	0,0715	8,3160	0,0000*		
<i>ln</i> UPH	2,3651	0,2094	11,2941	0,0000*		
<i>Wln</i> PNG	0,5318	0,0958	5,5494	0,0000*		
<i>Wln</i> BPM	-0,2517	0,1238	-2,0333	0,0445**		
<i>Wln</i> UPH	-1,4791	0,2671	-5,5382	0,0000*		
<i>Wln</i> PDRB	0,0258	0,1137	0,2270	0,8208		

Sumber : Olahan Matlab

Ket: \*) Signifikan pada  $\alpha = 1\%$ , \*\*) Sig pada  $\alpha = 10\%$

Analisis terhadap Tabel 4.13 dapat dilakukan dengan memperhatikan tingkat signifikansi variabel dan kesesuaian tanda koefisien persamaan simultan

dengan koefisien korelasi. Pada persamaan kemiskinan ( $\ln\text{MSK}$ ), diperoleh variabel pengangguran ( $\ln\text{PNG}$ ), belanja pembangunan ekonomi ( $\ln\text{BPE}$ ), dan nilai tambah sektor pertanian ( $\ln\text{NSP}$ ) berpengaruh signifikan terhadap kemiskinan pada  $\alpha = 1\%$ . Kemudian dilihat dari tanda ketiga koefisien regresi sama dengan tanda koefisien korelasi. Demikian pula untuk variabel rata-rata lama sekolah ( $\ln\text{RLS}$ ) berpengaruh signifikan pada  $\alpha = 1\%$ , serta tanda koefisien regresi sama dengan koefisien korelasinya. Selanjutnya, untuk spasial lag variabel eksplanatori berturut-turut lag spasial pengangguran ( $W\ln\text{PNG}$ ), lag spasial belanja pembangunan ekonomi ( $W\ln\text{BPE}$ ), lag spasial nilai tambah sektor pertanian ( $W\ln\text{NSP}$ ), dan lag spasial implisit PDRB ( $W\ln\text{RLS}$ ) tidak signifikan hingga  $\alpha = 10\%$ . Demikian pula spasial lag variabel dependen yaitu lag spasial kemiskinan ( $W\ln\text{MSK}$ ) tidak signifikan hingga  $\alpha = 10\%$ .

Pada persamaan pengangguran ( $\ln\text{PNG}$ ), diperoleh variabel kemiskinan ( $\ln\text{MSK}$ ), belanja pemerintah kesehatan pendidikan ( $\ln\text{BPKP}$ ), dan upah minimum kabupaten ( $\ln\text{UPH}$ ) berpengaruh signifikan terhadap pengangguran ( $\ln\text{PNG}$ ) pada  $\alpha = 1\%$ . Kemudian tanda koefisien regresi juga sesuai dengan tanda koefisien korelasi. Selanjutnya, untuk spasial lag variabel eksplanatori berturut-turut lag spasial belanja pemerintah kesehatan dan pendidikan ( $W\ln\text{BPKP}$ ), lag spasial kemiskinan ( $W\ln\text{MSK}$ ), dan lag spasial upah minimum kabupaten ( $W\ln\text{UPH}$ ) signifikan pada  $\alpha = 1\%$ . Demikian pula spasial lag variabel dependen yaitu variabel spasial lag pengangguran ( $W\ln\text{PNG}$ ) juga signifikan pada  $\alpha = 1\%$ . Berikutnya pada persamaan produk domestik regional bruto ( $\ln\text{PDRB}$ ), diperoleh variabel pengangguran ( $\ln\text{PNG}$ ), belanja pemerintah modal ( $\ln\text{BPM}$ ), dan upah minimum kabupaten ( $\ln\text{UPH}$ ) berpengaruh signifikan terhadap PDRB ( $\ln\text{PDRB}$ ) pada  $\alpha = 1\%$ . Kemudian, tanda koefisien regresi sesuai dengan tanda koefisien korelasi. Selanjutnya, untuk spasial lag variabel eksplanatori berturut-turut variabel lag spasial pengangguran ( $W\ln\text{PNG}$ ), dan lag spasial upah minimum kabupaten ( $W\ln\text{UPH}$ ) signifikan pada  $\alpha = 1\%$ , sedangkan lag spasial belanja pemerintah modal ( $W\ln\text{BPM}$ ) signifikan pada  $\alpha = 10\%$ . Sedangkan spasial lag variabel dependen yaitu variabel lag spasial PDRB ( $W\ln\text{PDRB}$ ) tidak signifikan hingga  $\alpha = 10\%$ .

#### 4.5.2. Model Simultan Durbin Spasial dengan Pembobot *Costumized* dan Metode GMM

Sebagaimana prosedur sebelumnya, pada pembobot *costumized* juga dilakukan spesifikasi model melalui penyesuaian variabel eksplanatori di beberapa persamaan, sehingga diperoleh model hubungan kemiskinan, pengangguran, dan PDRB di Jawa Timur. Hubungan tersebut digambarkan dalam persamaan simultan kemiskinan, pengangguran dan PDRB. Dengan menggunakan pembobot *costumized*, ketiga persamaan tersebut juga diestimasi dengan metode GMM. Hasil estimasi paramaterya ditampilkan pada Tabel 4.14.

Sebagaimana ulasan sebelumnya, analisis terhadap Tabel 4.14 dapat dilakukan dengan memperhatikan tingkat signifikansi dan kesesuaian tanda koefisien persamaan simultan dengan koefisien korelasi. Secara umum persamaan kemiskinan (*lnMSK*), persamaan pengangguran (*lnPNG*), dan persamaan produk domestik regional bruto (*lnPDRB*) dengan pembobot *costumized* dan pembobot *rook contiguity* memberikan tanda koefisien dan signifikansi variabel yang sebagian besar sama, kecuali pada lag spasial variabel eksplanatori.

Pada persamaan kemiskinan (*lnMSK*), diperoleh tingkat signifikansi dan kesesuaian tanda koefisien regresi pada variabel pengangguran (*lnPNG*), belanja pembangunan ekonomi (*lnBPE*), dan nilai tambah sektor pertanian (*lnNSP*), dan variabel rata-rata lama sekolah (*lnRLS*) dengan menggunakan pembobot *costumized* dan pembobot *rook contiguity* memberikan hasil yang sama jika diestimasi dengan metode GMM. Demikian pula untuk spasial lag variabel eksplanatori dan spasial lag variabel dependen tidak signifikan hingga  $\alpha = 10\%$ .

Pada persamaan pengangguran (*lnPNG*), diperoleh diperoleh tingkat signifikansi dan kesesuaian tanda koefisien regresi variabel kemiskinan (*lnMSK*), belanja pemerintah kesehatan pendidikan (*lnBPKP*), dan upah minimum kabupaten (*lnUPH*) dengan menggunakan pembobot *costumized* dan pembobot *rook contiguity* memberikan hasil yang sama jika diestimasi dengan metode GMM. Demikian pula untuk spasial lag variabel eksplanatori dan spasial lag variabel dependen signifikan pada  $\alpha = 1\%$ .

Table 4.14. Hasil Estimasi Parameter Model Durbin Spasial dengan Pembobot *Customized* dan Metode GMM

Respon : <i>lnMSK</i> (Kemiskinan)						
Variabel	<i>Coeff</i>	<i>SE</i>	<i>Stat t</i>	<i>P-value</i>	<i>SSE</i>	<i>R</i> <sup>2</sup>
a1	0,0006	6,4902	0,0001	0,9999	10.0541	0.9182
<i>lnPNG</i>	0,4623	0,0583	7,9324	0,0000*		
<i>lnBPE</i>	0,2937	0,0962	3,0541	0,0029*		
<i>lnNSP</i>	0,2438	0,0361	6,7495	0,0000*		
<i>lnRLS</i>	-1,5050	0,2356	-6,3886	0,0000*		
<i>WlnPNG</i>	0,0994	0,1326	0,7494	0,4553		
<i>WlnBPE</i>	0,1404	0,2171	0,6465	0,5194		
<i>WlnNSP</i>	-0,1608	0,1125	-1,4295	0,1559		
<i>WlnRLS</i>	-0,4690	0,4086	-1,1478	0,2537		
<i>WlnMSK</i>	-0,2926	0,3088	-0,9475	0,3456		
Respon : <i>lnPNG</i> (pengangguran)						
Variabel	<i>Coeff</i>	<i>SE</i>	<i>Stat t</i>	<i>P-value</i>	<i>SSE</i>	<i>R</i> <sup>2</sup>
b1	-0,0007	1,9926	-0,0003	0,9997	22.7135	0.7228
<i>lnMSK</i>	0,4662	0,0262	17,7689	0,0000*		
LBP KP	0,2911	0,0391	7,4436	0,0000*		
<i>lnUPH</i>	0,7956	0,1662	4,7877	0,0000*		
<i>WlnMSK</i>	-0,4528	0,0640	-7,0757	0,0000*		
<i>WlnBP KP</i>	-0,2861	0,0514	-5,5648	0,0000*		
<i>WlnUPH</i>	-0,5469	0,1903	-2,8738	0,0049*		
<i>WlnPNG</i>	0,6222	0,0690	9,0199	0,0000*		
Respon : <i>lnPDRB</i> (PDRB)						
Variabel	<i>Coeff</i>	<i>SE</i>	<i>Stat t</i>	<i>P-value</i>	<i>SSE</i>	<i>R</i> <sup>2</sup>
c1	-0,0002	2,3438	-0,0001	0,9999	20.2658	0.8067
<i>lnPNG</i>	0,4180	0,0436	9,5817	0,0000*		
<i>lnBPM</i>	0,5099	0,0688	7,4072	0,0000*		
<i>lnUPH</i>	1,5545	0,1915	8,1164	0,0000*		
<i>WlnPNG</i>	0,3699	0,1007	3,6742	0,0004*		
<i>WlnBPM</i>	-0,1524	0,1192	-1,2777	0,2042		
<i>WlnUPH</i>	-1,0434	0,2328	-4,4811	0,0000*		
<i>WlnPDRB</i>	0,2098	0,1014	2,0676	0,0411**		

Sumber : Olahan Matlab

Ket: \*) Signifikan pada  $\alpha = 1\%$ , \*\*) Sig pada  $\alpha = 10\%$

Berikutnya pada persamaan produk domestik regional bruto (*lnPDRB*), diperoleh diperoleh tingkat signifikansi dan kesesuaian tanda koefisien regresi

variabel pengangguran ( $\ln PNG$ ), belanja pemerintah modal ( $\ln BPM$ ), dan upah minimum kabupaten ( $\ln UPH$ ) dengan menggunakan pembobot *costumized* dan pembobot *rook contiguity* memberikan hasil yang sama jika diestimasi dengan metode GMM. Sedangkan untuk untuk spasial lag variabel eksplanatori yaitu lag spasial belanja pemerintah modal ( $W\ln BPM$ ) signifikan pada  $\alpha = 10\%$  jika menggunakan pembobot *rook contiguity*, maka menjadi tidak signifikan hingga  $\alpha = 10\%$  jika menggunakan pembobot *costumized*. Kebalikannya dengan spasial lag variabel dependen yaitu variabel lag spasial PDRB ( $W\ln PDRB$ ) tidak signifikan hingga  $\alpha = 10\%$  jika menggunakan pembobot *rook contiguity*, menjadi signifikan pada  $\alpha = 10\%$  jika menggunakan pembobot *costumized*.

#### **4.5.3. Model Simultan Durbin Spasial dengan Pembobot *Rook Contiguity* dan Metode S2SLS**

Dengan menggunakan variabel eksplanatori yang sama, hubungan kemiskinan, pengangguran, dan PDRB di Jawa Timur juga diestimasi dengan metode lain. Hal ini dimaksudkan untuk membandingkan kebaikan metode GMM dengan metode populer lainnya dalam estimasi parameter persamaan simultan durbin spasial.

Dengan menggunakan pembobot *rook contiguity*, model hubungan kemiskinan, pengangguran, dan PDRB di Jawa Timur diestimasi dengan metode *spatial two stage least square* (S2SLS). Hasil estimasi paramaterya ditampilkan pada Tabel 4.15. Sebagaimana ulasan sebelumnya, analisis terhadap Tabel 4.15 dapat dilakukan melalui melalui tingkat signifikansi dan kesesuaian tanda koefisien persamaan simultan dengan koefisien korelasi. Secara umum persamaan kemiskinan ( $\ln MSK$ ), persamaan pengangguran ( $\ln PNG$ ), dan persamaan produk domestik regional bruto ( $\ln PDRB$ ) dengan metode GMM dan metode S2SLS memberikan tanda koefisien dan signifikansi variabel yang sebagian besar sama jika menggunakan pembobot *rook contiguity*, kecuali pada lag spasial variabel eksplanatori.

Pada persamaan kemiskinan ( $\ln MSK$ ), diperoleh tingkat signifikansi dan kesesuaian tanda koefisien regresi pada variabel pengangguran ( $\ln PNG$ ), belanja pembangunan ekonomi ( $\ln BPE$ ), dan nilai tambah sektor pertanian ( $\ln NSP$ ), dan

variabel rata-rata lama sekolah ( $\ln RLS$ ) dengan metode GMM relatif sama dengan metode S2SLS jika menggunakan pembobot *rook contiguity*. Demikian pula untuk spasial lag variabel eksplanatori dan spasial lag variabel dependen tidak signifikan hingga  $\alpha = 10\%$ . Selanjutnya berdasarkan nilai *standard error* (SE) masing-masing parameter diperoleh metode S2SLS menghasilkan SE yang relatif lebih kecil dibandingkan metode GMM. Demikian halnya dengan nilai *sum square error* (SSE) dengan metode S2SLS relatif lebih kecil dibanding metode GMM jika menggunakan pembobot *rook contiguity*.

Pada persamaan pengangguran ( $\ln PNG$ ), diperoleh tingkat signifikansi dan kesesuaian tanda koefisien regresi pada variabel kemiskinan ( $\ln MSK$ ), belanja pemerintah kesehatan pendidikan ( $\ln BPKP$ ), dan upah minimum kabupaten ( $\ln UPH$ ) dengan metode estimasi GMM yang relatif sama dengan metode S2SLS jika menggunakan pembobot *rook contiguity*. Demikian pula untuk spasial lag variabel eksplanatori dan spasial lag variabel dependen signifikan pada  $\alpha = 1\%$ . Selanjutnya berdasarkan nilai *standard error* (SE) masing-masing parameter diperoleh metode GMM menghasilkan SE yang relatif lebih kecil dibandingkan metode S2SLS. Demikian halnya dengan nilai *sum square error* (SSE) dengan metode GMM relatif lebih kecil dibanding metode S2SLS jika menggunakan pembobot *rook contiguity*.

Berikutnya pada persamaan produk domestik regional bruto ( $\ln PDRB$ ), diperoleh tingkat signifikansi dan kesesuaian tanda koefisien regresi pada variabel pengangguran ( $\ln PNG$ ), belanja pemerintah modal ( $\ln BPM$ ), dan upah minimum kabupaten ( $\ln UPH$ ) dengan metode estimasi GMM yang relatif sama dengan metode S2SLS jika menggunakan pembobot *rook contiguity*. Sedangkan untuk untuk spasial lag variabel eksplanatori yaitu lag spasial belanja pemerintah modal ( $W \ln BPM$ ) signifikan pada  $\alpha = 10\%$  jika menggunakan metode GMM, maka menjadi tidak signifikan hingga  $\alpha = 10\%$  jika menggunakan metode S2SLS. Selanjutnya berdasarkan nilai *standard error* (SE) masing-masing parameter diperoleh metode GMM menghasilkan SE yang relatif lebih kecil dibandingkan metode S2SLS. Sedangkan nilai *sum square error* (SSE) dengan metode GMM

relatif sama dibanding metode S2SLS jika menggunakan pembobot *rook contiguity*.

Table 4.15. Hasil Estimasi Parameter Model Durbin Spasial dengan Pembobot *Rook Contiguity* dan Metode S2SLS

Respon : <i>lnMSK</i> (Kemiskinan)						
Variabel	<i>Coeff</i>	<i>SE</i>	<i>Stat t</i>	<i>P-value</i>	<i>SSE</i>	<i>R</i> <sup>2</sup>
a1	0,0004	4,0287	0,0001	0,9999	10.5882	0.9138
<i>lnPNG</i>	0,5141	0,0538	9,5498	0,0000*		
<i>lnBPE</i>	0,2905	0,0863	3,3643	0,0011*		
<i>lnNSP</i>	0,2144	0,0337	6,3560	0,0000*		
<i>lnIMP</i>	-1,5213	0,2271	-6,6991	0,0000*		
<i>WlnPNG</i>	0,1321	0,1109	1,1912	0,2363		
<i>WlnBPE</i>	0,0663	0,1332	0,4979	0,6196		
<i>WlnNSP</i>	-0,1601	0,0987	-1,6217	0,1079		
<i>WlnIMP</i>	-0,2701	0,3107	-0,8694	0,3866		
<i>WlnMSK</i>	-0,1549	0,1599	-0,9684	0,3351		
Respon : <i>lnPNG</i> (pengangguran)						
Variabel	<i>Coeff</i>	<i>SE</i>	<i>Stat t</i>	<i>P-value</i>	<i>SSE</i>	<i>R</i> <sup>2</sup>
b1	-0,0007	4,0021	-0,0002	0,9999	24.7885	0.6974
<i>lnMSK</i>	0,4698	0,0560	8,3905	0,0000*		
LBP KP	0,2931	0,0863	3,3947	0,0010*		
<i>lnUPH</i>	1,0665	0,3838	2,7791	0,0064*		
<i>WlnMSK</i>	-0,3867	0,1384	-2,7934	0,0062*		
<i>WlnBP KP</i>	-0,3318	0,1121	-2,9604	0,0038*		
<i>WlnUPH</i>	-1,0564	0,4043	-2,6132	0,0103*		
<i>WlnPNG</i>	0,9946	0,1287	7,7288	0,0000*		
Respon : <i>lnPDRB</i> (PDRB)						
Variabel	<i>Coeff</i>	<i>SE</i>	<i>Stat t</i>	<i>P-value</i>	<i>SSE</i>	<i>R</i> <sup>2</sup>
c1	0,0004	3,6064	0,0001	0,9999	18.2249	0.8262
<i>lnPNG</i>	0,3400	0,0791	4,3002	0,0000*		
<i>lnBPM</i>	0,5961	0,1205	4,9476	0,0000*		
<i>lnUPH</i>	2,3673	0,3567	6,6363	0,0000*		
<i>WlnPNG</i>	0,5249	0,1459	3,5976	0,0005*		
<i>WlnBPM</i>	-0,2558	0,1961	-1,3043	0,1949		
<i>WlnUPH</i>	-1,4968	0,4115	-3,6372	0,0004*		
<i>WlnPDRB</i>	0,0377	0,1438	0,2622	0,7937		

Sumber : Olahan Matlab

Ket: \*) Signifikan pada  $\alpha = 1\%$ , \*\*) Sig pada  $\alpha = 10\%$

#### 4.5.4. Model Simultan Durbin Spasial dengan Pembobot *Costumized* dan Metode S2SLS

Dengan menggunakan variabel eksplanatori yang sama, model hubungan kemiskinan, pengangguran, dan PDRB di Jawa Timur juga diestimasi dengan metode populer lainnya. Dengan menggunakan pembobot *costumized*, tersebut diestimasi dengan metode *spatial two stage least square* (S2SLS). Hasil estimasi paramaternya ditampilkan pada tabel 4.16.

Sebagaimana ulasan sebelumnya, analisis terhadap tabel 4.16 dapat dilakukan melalui tingkat signifikansi dan kesesuaian tanda koefisien persamaan simultan dengan koefisien korelasi. Secara umum persamaan kemiskinan (*lnMSK*), persamaan pengangguran (*lnPNG*), dan persamaan produk domestik regional bruto (*lnPDRB*) dengan pembobot *costumized* dan metode GMM dibandingkan metode S2SLS memberikan tanda koefisien dan signifikansi variabel yang sebagian besar sama, kecuali signifikansi pada lag spasial variabel eksplanatori.

Pada persamaan kemiskinan (*lnMSK*), diperoleh tingkat signifikansi dan kesesuaian tanda koefisien regresi pada variabel pengangguran (*lnPNG*), belanja pembangunan ekonomi (*lnBPE*), dan nilai tambah sektor pertanian (*lnNSP*), dan variabel rata-rata lama sekolah (*lnRLS*) dengan metode GMM relatif sama dengan metode S2SLS jika menggunakan pembobot *costumized*. Demikian pula untuk spasial lag variabel eksplanatori dan spasial lag variabel dependen tidak signifikan hingga  $\alpha = 10\%$ . Kecuali pada variabel lag spasial nilai tambah sektor pertanian (*WlnNSP*) tidak signifikan hingga  $\alpha = 10\%$  jika menggunakan metode GMM, maka menjadi signifikan pada  $\alpha = 10\%$  jika menggunakan metode S2SLS. Selanjutnya berdasarkan nilai *standard error* (SE) masing-masing parameter diperoleh metode S2SLS menghasilkan SE yang relatif lebih kecil dibandingkan metode GMM. Demikian halnya dengan nilai *sum square error* (SSE) dengan metode S2SLS relatif lebih kecil dibanding metode GMM jika menggunakan pembobot *costumized*.

Table 4.16. Hasil Estimasi Parameter Model Durbin Spasial dengan Pembobot *Customized* dan Metode S2SLS

Respon : <i>lnMSK</i> (Kemiskinan)						
Variabel	<i>Coeff</i>	<i>SE</i>	<i>Stat t</i>	<i>P-value</i>	<i>SSE</i>	<i>R</i> <sup>2</sup>
a1	0,0006	4,0830	0,0001	0,9999	9.9422	0.9191
<i>lnPNG</i>	0,4608	0,0541	8,5225	0,0000*		
<i>lnBPE</i>	0,2949	0,0831	3,5477	0,0006*		
<i>lnNSP</i>	0,2452	0,0329	7,4538	0,0000*		
<i>lnIMP</i>	-1,4959	0,2149	-6,9598	0,0000*		
<i>WlnPNG</i>	0,0870	0,1070	0,8129	0,4181		
<i>WlnBPE</i>	0,1292	0,1388	0,9313	0,3539		
<i>WlnNSP</i>	-0,1683	0,0773	-2,1777	0,0317*		
<i>WlnIMP</i>	-0,4253	0,3109	-1,3681	0,1742		
<i>WlnMSK</i>	-0,2530	0,1720	-1,4709	0,1443		
Respon : <i>lnPNG</i> (pengangguran)						
Variabel	<i>Coeff</i>	<i>SE</i>	<i>Stat t</i>	<i>P-value</i>	<i>SSE</i>	<i>R</i> <sup>2</sup>
b1	-0,0004	4,3187	-0,0001	0,9999	24.2371	0.7042
<i>lnMSK</i>	0,4705	0,0576	8,1657	0,0000*		
LBPKP	0,2965	0,0859	3,4533	0,0008*		
<i>lnUPH</i>	0,8650	0,3650	2,3700	0,0196**		
<i>WlnMSK</i>	-0,4474	0,1401	-3,1933	0,0019*		
<i>WlnBPKP</i>	-0,3023	0,1123	-2,6931	0,0082*		
<i>WlnUPH</i>	-0,8394	0,4120	-2,0373	0,0441**		
<i>WlnPNG</i>	0,9521	0,1300	7,3266	0,0000*		
Respon : <i>lnPDRB</i> (PDRB)						
Variabel	<i>Coeff</i>	<i>SE</i>	<i>Stat t</i>	<i>P-value</i>	<i>SSE</i>	<i>R</i> <sup>2</sup>
c1	-0,0002	4,0392	-0,0001	1,0000	20.3520	0.8059
<i>lnPNG</i>	0,4012	0,0815	4,9236	0,0000*		
<i>lnBPM</i>	0,5324	0,1290	4,1269	0,0001*		
<i>lnUPH</i>	1,5299	0,3636	4,2081	0,0001*		
<i>WlnPNG</i>	0,2799	0,1712	1,6352	0,1050		
<i>WlnBPM</i>	-0,1945	0,2090	-0,9304	0,3543		
<i>WlnUPH</i>	-1,1778	0,4184	-2,8148	0,0058*		
<i>WlnPDRB</i>	0,3327	0,1463	2,2735	0,0250*		

Sumber : Olahan Matlab

Ket: \*) Signifikan pada  $\alpha = 1\%$ , \*\*) Sig pada  $\alpha = 10\%$

Pada persamaan pengangguran (*lnPNG*), diperoleh tingkat signifikansi dan kesesuaian tanda koefisien regresi pada variabel kemiskinan (*lnMSK*), dan belanja

pemerintah kesehatan pendidikan ( $\ln\text{BPKP}$ ), dengan metode GMM relatif sama dengan metode S2SLS jika menggunakan pembobot *costumized*. Kecuali pada variabel upah minimum kabupaten ( $\ln\text{UPH}$ ) signifikan pada  $\alpha = 1\%$  jika menggunakan metode GMM, sedangkan dengan metode S2SLS signifikan pada  $\alpha = 10\%$ . Demikian pula untuk spasial lag variabel eksplanatori dan spasial lag variabel dependen signifikan pada  $\alpha = 1\%$ . Kecuali pada lag spasial variabel upah minimum kabupaten ( $\ln\text{UPH}$ ) signifikan pada  $\alpha = 1\%$  jika menggunakan metode GMM, sedangkan dengan metode S2SLS signifikan pada  $\alpha = 10\%$ . Selanjutnya berdasarkan nilai *standard error* (SE) masing-masing parameter diperoleh metode GMM menghasilkan SE yang relatif lebih kecil dibandingkan metode S2SLS. Demikian halnya dengan nilai *sum square error* (SSE) dengan metode GMM relatif lebih kecil dibanding metode S2SLS jika menggunakan pembobot *costumized*.

Berikutnya pada persamaan produk domestik regional bruto ( $\ln\text{PDRB}$ ), diperoleh tingkat signifikansi dan kesesuaian tanda koefisien regresi pada variabel pengangguran ( $\ln\text{PNG}$ ), belanja pemerintah modal ( $\ln\text{BPM}$ ), dan upah minimum kabupaten ( $\ln\text{UPH}$ ) dengan metode estimasi GMM yang relatif sama dengan metode S2SLS jika menggunakan pembobot *costumized*. Sedangkan untuk untuk spasial lag variabel eksplanatori yaitu lag spasial pengangguran ( $\ln\text{PNG}$ ) signifikan pada  $\alpha = 1\%$  jika menggunakan metode GMM, namun menjadi tidak signifikan hingga  $\alpha = 10\%$  jika menggunakan metode S2SLS. Selanjutnya berdasarkan nilai *standard error* (SE) masing-masing parameter diperoleh metode GMM menghasilkan SE yang relatif lebih kecil dibandingkan metode S2SLS. Sedangkan nilai *sum square error* (SSE) dengan metode GMM relatif sama dibanding metode S2SLS jika menggunakan pembobot *costumized*.

#### **4.5.5. Pemilihan Model Terbaik**

Berdasarkan 4 alternatif model hubungan kemiskinan, pengangguran, dan PDRB, selanjutnya akan ditentukan model yang akan dianalisis lebih lanjut. Penentuan model didasarkan pada 4 kriteria yaitu signifikansi koefisien variabel endogen ( $\rho_j$ ), nilai koefisien determinasi ( $R^2$ ), jumlah kuadrat residual (SSE), dan

*standard error* parameter. Model yang akan dianalisis lebih lanjut adalah model dengan koefisien variabel endogen ( $\rho_j$ ) signifikan, nilai koefisien determinasi ( $R^2$ ) paling besar, jumlah kuadrat residual (SSE) paling kecil, dan rata-rata *standard error* parameter paling kecil. Tiga dari 4 kriteria tersebut disajikan pada Tabel 4.17.

Table 4.17. Kriteria Pemilihan Model Terbaik

GMM <i>Rook Contiguity</i>				GMM <i>Costumized</i>			
Pers	$\rho_j$	$R^2$	SSE	Pers	$\rho_j$	$R^2$	SSE
MSK	*	91,19	10,82	MSK	*	91,82	10,05
PNG	√	71,32	23,49	PNG	√	72,28	22,71
PDRB	*	82,60	18,24	PDRB	√*	80,67	20,26
S2SLS <i>Rook Contiguity</i>				S2SLS <i>Costumized</i>			
Pers	$\rho_j$	$R^2$	SSE	Pers	$\rho_j$	$R^2$	SSE
MSK	*	91,38	10,58	MSK	*	91,91	9,94
PNG	√	69,74	24,78	PNG	√	70,42	24,23
PDRB	*	82,62	18,24	PDRB	√*	80,59	20,35

Sumber : Olahan Matlab

Ket: √) Sig pada  $\alpha = 1\%$ , √\*) Sig pada  $\alpha = 10\%$ , \*) Tidak Signifikan

Berdasarkan 4 kriteria tersebut, maka untuk persamaan kemiskinan (*lnMSK*), metode S2SLS dengan bobot *costumized* memiliki  $R^2$  paling besar, SSE paling kecil, dan rata-rata SE variabel paling kecil. Pada persamaan pengangguran (*lnPNG*), metode GMM dengan bobot *costumized* memiliki  $R^2$  paling besar, SSE paling kecil, dan rata-rata SE variabel paling kecil. Pada persamaan PDRB (*lnPDRB*), metode GMM dengan bobot *rook contiguity* memiliki  $R^2$  paling besar, dan SSE paling kecil. Namun berdasarkan nilai rata-rata SE variabel paling kecil, metode GMM dengan bobot *costumized* relatif lebih baik dibanding alternatif model lainnya.

Dengan demikian dapat dikatakan bahwa jika lag spasial variabel endogen ( $\rho_j$ ) pada persamaan tertentu signifikan, maka hasil estimasi GMM model hubungan kemiskinan, pengangguran, dan PDRB dengan pembobot *costumized* relatif lebih baik dibanding hasil estimasi metode GMM dengan pembobot *rook*

*contiguity*. Demikian pula dengan syarat yang sama, hasil estimasi GMM model hubungan kemiskinan, pengangguran, dan PDRB dengan pembobot *costumized* juga relatif lebih baik dibandingkan hasil estimasi metode S2SLS dengan pembobot *costumized*.

#### 4.6. Interpretasi Model

Pada bagian ini akan dibahas tentang tinjauan secara ekonomi hasil pemodelan yang dilakukan pada subbab sebelumnya. Pembahasan akan dilakukan terhadap faktor-faktor yang mempengaruhi kemiskinan, pengangguran, dan PDRB. Parameter yang dianalisis diperoleh dari tabel 4.14.

Secara umum hasil penaksiran model persamaan simultan durbin spasial menunjukkan kesesuaian atau konsistensi antara konsep teori ekonometrika dan hasil empiris. Hasil signifikansi parameter model yang sebagian terpenuhi mengindikasikan hipotesis yang digambarkan oleh model sebagian telah sesuai. Besaran dan tanda nilai penaksiran parameter penting untuk diperhatikan karena besaran dapat menunjukkan kekuatan keeratan hubungan dan tanda koefisien menunjukkan arah hubungan antar variabel. Signifikansi variabel endogen pada semua persamaan menunjukkan *interdependence*/saling keterkaitan yang kuat.

##### 4.6.1. Kemiskinan

Berdasarkan hasil estimasi parameter dengan bobot *costumized* dan metode GMM, maka persamaan kemiskinan (*lnMSK*) dapat ditulis sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \ln\widehat{MSK}_i = & 0,0006 + 0,4623 \ln PNG_i + 0,2937 \ln BPE_i + 0,2438 \ln NSP_i - \\ & 1,5050 \ln RLS_i - 0,2926 \sum_{i=1}^n \sum_{l=1}^n w_{il} \ln MSK_i + \\ & 0,0994 \sum_{i=1}^n \sum_{l=1}^n w_{il} \ln PNG_i + 0,1404 \sum_{i=1}^n \sum_{l=1}^n w_{il} \ln BPE_i - \\ & 0,1608 \sum_{i=1}^n \sum_{l=1}^n w_{il} \ln NSP_i - 0,4690 \sum_{i=1}^n \sum_{l=1}^n w_{il} \ln RLS_i \end{aligned}$$

Koefisien  $R^2$  sebesar 0,9182. Artinya 91,82 persen variabilitas data kemiskinan (*lnMSK*) mampu dijelaskan oleh model yang dibentuk.

Hasil estimasi parameter dengan GMM menunjukan variabel pengangguran (*lnPNG*) berpengaruh positif dan signifikan terhadap kemiskinan. Koefisien variabel pengangguran sebesar 0,4623. Artinya, daerah yang tingkat

penganggurannya naik sebesar 1 persen, maka akan diikuti kenaikan angka kemiskinan sebesar 0,46 persen, dengan asumsi variabel lain tidak berubah. Hal ini sejalan dengan hipotesis yang diharapkan yakni pengurangan kemiskinan dapat dilakukan melalui perluasan lapangan kerja. Penduduk miskin perkotaan umumnya lebih banyak ditemukan di sektor jasa-jasa informal dengan tingkat pendidikan yang relatif rendah. Kelompok masyarakat miskin juga memiliki keterampilan yang rendah sehingga produktivitasnya juga menjadi sangat rendah. Sebagai akibatnya kelompok masyarakat ini terjebak pada masalah lingkaran kemiskinan. Apabila kelompok miskin benar-benar mampu bekerja secara lebih produktif dengan pendidikan yang lebih baik dan keterampilan yang memadai, tingkat pendapatannya akan meningkat dan kelompok tersebut keluar dari kemiskinan.

Selanjutnya variabel belanja pembangunan ekonomi (*lnBPE*) berpengaruh positif dan signifikan terhadap kemiskinan. Koefisien variabel belanja pembangunan ekonomi sebesar 0,2937. Artinya, daerah yang tingkat belanja pembangunan ekonomi lebih tinggi, maka tingkat kemiskinannya juga relatif tinggi, dengan asumsi variabel lain tidak berubah. Hal ini tidak sesuai dengan hipotesis yang diharapkan yaitu belanja pembangunan ekonomi dapat mengurangi tingkat kemiskinan. Menurut Yannizar (2012), ketidaksesuaian pengaruh belanja modal dengan teori yang ada diduga karena kurang beragamnya data. Selain itu, secara ekonomi diduga karena program penanggulangan kemiskinan yang diimplementasikan melalui pemberdayaan kelompok miskin belum banyak menyentuh masyarakat yang sungguh-sungguh miskin di daerah perkotaan maupun perdesaan. Peningkatan belanja pemerintah daerah untuk kegiatan ekonomi juga diduga belum terlalu berpihak kepada kelompok masyarakat miskin.

Berikutnya, nilai tambah sektor pertanian (*lnNSP*) berpengaruh positif dan signifikan terhadap kemiskinan. Koefisien variabel nilai tambah sektor pertanian (*lnNSP*) sebesar 0,2438. Artinya, daerah yang nilai tambah sektor pertanian naik sebesar 1 persen, maka akan diikuti kenaikan angka kemiskinan sebesar 0,24 persen dengan asumsi variabel lain tidak berubah. Hal ini tidak sesuai dengan hipotesis yang diharapkan yaitu kenaikan tingkat produktivitas sektor pertanian dapat

mengurangi tingkat kemiskinan. Hasil penelitian ini menunjukkan daerah yang didominasi sektor pertanian memiliki kecenderungan lebih miskin dibanding daerah yang didominasi sektor lainnya dikarenakan kantong-kantong kemiskinan biasanya berada di daerah perdesaan dan bergerak pada sektor pertanian. Namun demikian idealnya kenaikan nilai tambah sektor pertanian akan mengangut para petani dari kemiskinan. Tidak berlakunya kondisi ini diduga tingginya jumlah pekerja sektor pertanian dengan status pekerja tidak dibayar atau pekerja keluarga. Sehingga menyebabkan produktivitas sektor ini menjadi rendah dibandingkan sektor lainnya seperti industri dan perdagangan. Secara teoritis, tanda koefisien yang positif dapat dibaca atau mengandung pesan bahwa peningkatan aktivitas sektor non pertanian akan meningkatkan akses kelompok masyarakat miskin untuk bekerja lebih produktif atau memperoleh pekerjaan yang lebih layak. Peningkatan peluang untuk mendapat pekerjaan yang lebih layak akan memperkecil tingkat pengangguran. Hal ini hampir sejalan dengan hasil penelitian Nurhemi (2013) yang menemukan bahwa share sektor sekunder terhadap PDRB sebagai proksi dominasi sektoral berhubungan negatif dengan tingkat kemiskinan. Daerah yang didominasi sektor sekunder secara signifikan memiliki tingkat kemiskinan lebih sedikit. Dalam kaitannya dengan transformasi struktural, industrialisasi sektoral dapat dianggap turut membantu masyarakat meningkatkan kesejahteraannya.

Kemudian, variabel rata-rata lama sekolah ( $\ln RLS$ ) berpengaruh negatif dan signifikan terhadap kemiskinan. Koefisien variabel rata-rata lama sekolah sebesar 1,5050. Artinya, daerah yang mampu meningkatkan rata-rata lama sekolah sebesar 1 persen, maka akan dapat mengurangi angka kemiskinan sebesar 1,50 persen dengan asumsi variabel lain tidak berubah. Hal ini sejalan dengan hipotesis yang diharapkan peningkatan derajat pendidikan dapat mengurangi angka kemiskinan. Hasil penelitian ini sejalan dengan teori bahwa pendidikan (formal dan non formal) bisa berperan penting dalam mengurangi kemiskinan dalam jangka panjang, baik secara tidak langsung melalui perbaikan produktivitas dan efisiensi secara umum, maupun secara langsung melalui pelatihan golongan miskin dengan ketrampilan yang dibutuhkan untuk meningkatkan produktivitas mereka dan pada gilirannya akan meningkatkan pendapatan mereka (Lincoln,

1999). Semakin tinggi tingkat pendidikan seseorang, maka pengetahuan dan keahlian juga akan meningkat sehingga akan mendorong peningkatan produktivitas seseorang. Pada akhirnya seseorang yang memiliki produktivitas yang tinggi akan memperoleh kesejahteraan yang lebih baik, yang dapat diperlihatkan melalui peningkatan pendapatan maupun konsumsinya. Tobing (1994) juga berpendapat bahwa, orang yang memiliki tingkat pendidikan lebih tinggi, diukur dengan lamanya waktu untuk sekolah akan memiliki pekerjaan dan upah yang lebih baik dibanding dengan orang yang pendidikannya lebih rendah.

#### 4.6.2. Pengangguran

Berdasarkan hasil estimasi parameter dengan pembobot *costumized* dan metode GMM, maka persamaan pengangguran ( $lnPNG$ ) dapat ditulis :

$$\begin{aligned} \widehat{lnPNG}_i = & -0,0007 + 0,4662 \lnMSK_i + 0,2911 \lnBPKP_i + \\ & 0,7956 \lnUPH_i + 0,6222 \sum_{i=1}^n \sum_{l=1}^n w_{il} \lnPNG_i - \\ & 0,4528 \sum_{i=1}^n \sum_{l=1}^n w_{il} \lnMSK_i - 0,2861 \sum_{i=1}^n \sum_{l=1}^n w_{il} \lnBPKP_i - \\ & 0,5469 \sum_{i=1}^n \sum_{l=1}^n w_{il} \lnUPH_i \end{aligned}$$

Koefisien  $R^2$  sebesar 0,7228. Artinya 72,28 persen variabilitas data pengangguran ( $lnPNG$ ) mampu dijelaskan oleh model yang dibentuk.

Hasil estimasi parameter dengan GMM menunjukkan variabel kemiskinan berpengaruh positif dan signifikan terhadap pengangguran. Koefisien variabel kemiskinan ( $lnMSK$ ) sebesar 0,4662. Artinya setiap kenaikan 1 persen persentase kemiskinan, maka akan diikuti kenaikan angka pengangguran sebesar 0,44 persen. Hal ini sejalan dengan hipotesis yang diharapkan bahwa kemiskinan secara struktural menyebabkan akses ekonomi menjadi terbatas dalam mendapatkan pekerjaan. Hubungan kausalitas antara kemiskinan dan pengangguran menunjukkan lingkaran kemiskinan yang saling terkait.

Selanjutnya variabel belanja pembangunan kesehatan dan pendidikan berpengaruh positif dan signifikan terhadap pengangguran. Koefisien variabel belanja pembangunan kesehatan dan pendidikan ( $lnBPKP$ ) sebesar 0,2911. Artinya, daerah yang tingkat belanja pembangunan kesehatan dan pendidikan lebih tinggi, tingkat penganggurannya relatif tinggi juga. Hal ini tidak sesuai

dengan hipotesis yang diharapkan yaitu belanja pembangunan kesehatan dan pendidikan dapat mengurangi tingkat pengangguran. Idealnya peningkatan pelayanan kesehatan dan pendidikan diharapkan dapat meningkatkan derajat kesehatan dan pendidikan, yang selanjutnya akan meningkatkan kemampuan fisik pekerja sehingga produktivitasnya menjadi lebih tinggi. Produktivitas pekerja yang lebih tinggi harus dikompensasi dengan upah yang lebih tinggi. Ketidakseimbangan antara permintaan tenaga kerja dengan suplai tenaga kerja akhirnya mengaburkan dampak peningkatan produktivitas terhadap permintaan tenaga kerja, sehingga pengaruh belanja kesehatan dan pendidikan yang mekanisme transmisinya cukup panjang terhadap peningkatan kualitas pekerja dan produktivitas serta serapan tenaga kerja tidak sesuai dengan yang diharapkan. Hal ini hampir sejalan dengan penelitian Yannizar (2012) yang menemukan adalah lemahnya keterkaitan antara belanja kesehatan yang dialokasikan pemerintah daerah dengan serapan tenaga kerja sektor industri dan jasa. Penelitian Nurhemi dan Suryani (2013) menemukan bahwa belanja modal dalam APBD memberikan kontribusi signifikan terhadap pengangguran namun korelasinya positif. Artinya daerah dengan belanja modal yang tinggi/ intensif, juga memiliki tingkat pengangguran yang relatif tinggi. Hal ini bisa dikaitkan dengan porsi sektor tenaga kerja dalam tipikal belanja modal dalam APBD yaitu sebesar 0,73 persen dari keseluruhan belanja modal.

Berikutnya, kenaikan tingkat upah berpengaruh positif dan signifikan terhadap pengangguran. Jika dilihat koefisien regresinya dapat dikatakan bahwa setiap kenaikan 1 persen upah minimum kabupaten, maka akan diikuti kenaikan angka pengangguran sebesar 0,7956 persen. Hal ini dapat dijelaskan bahwa kenaikan tingkat upah akan menyebabkan perusahaan tidak menambah permintaan tenaga kerja. Responsivitas serapan tenaga kerja terhadap upah relatif tinggi mendekati angka 1 atau elastisitas. Hal ini diduga dipengaruhi oleh suplai tenaga kerja yang melimpah dengan keterampilan yang rendah pada sektor-sektor primer, sehingga daya tawar pekerja sangat rendah dan rentan terhadap pemutusan hubungan kerja. Selain itu, permintaan tenaga kerja yang bersifat musiman pada sektor pertanian, dimana lapangan kerja hanya tersedia pada waktu-waktu tertentu. Bila hal ini terjadi maka akan mengakibatkan tidak terbentuknya

keseimbangan pasar kerja secara fair. Pekerja terpaksa menerima upah yang ditetapkan pengguna jasa tenaga kerja.

Selanjutnya, variabel lag spasial kemiskinan juga signifikan dan berpengaruh negatif terhadap pengangguran. Koefisien variabel lag spasial kemiskinan sebesar minus 0,4528. Hal ini berarti penurunan kemiskinan di daerah sekitar (secara spasial) wilayah acuan akan turut meningkatkan pengangguran di wilayah acuan. Hal ini dapat dikaitkan dengan tidak adanya subsidi bagi penduduk miskin, maka ada kecenderungan penduduk miskin pada usia produktif akan berusaha memperoleh pendapatan yang lebih tinggi guna meningkatkan taraf hidup dirinya dan keluarganya. Mobilitas penduduk dalam upaya meningkatkan pendapatan tersebut tidak hanya di wilayah kabupaten/kota tetapi bisa dilakukan di wilayah sekitarnya. Hal ini mengakibatkan berkurangnya penduduk miskin pada daerah asal, bertambahnya penduduk miskin pada daerah tujuan, yang selanjutnya diikuti bertambahnya jumlah pengangguran pada daerah tujuan.

Terakhir, variabel lag spasial pengangguran juga signifikan dan berpengaruh positif terhadap pengangguran. Koefisien variabel lag spasial pengangguran sebesar 0,6222. Hal ini berarti penurunan pengangguran di daerah sekitar (secara spasial) wilayah acuan akan turut menurunkan pengangguran di wilayah acuan. Sebagai contoh, di suatu wilayah dibuka lowongan pekerjaan yang diikuti tidak hanya oleh penduduk di wilayah tersebut tetapi juga penduduk wilayah sekitar. Lowongan pekerjaan tersebut dapat menambah jumlah penduduk bekerja di wilayah acuan dan wilayah sekitar. Hal ini secara bersamaan dapat mengurangi jumlah pengangguran baik di wilayah asal maupun di wilayah tujuan.

#### 4.6.3. PDRB

Berdasarkan hasil estimasi parameter dengan pembobot *customized* dan metode GMM, maka persamaan PDRB ( $\ln PDRB$ ) dapat ditulis sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \ln \widehat{PDRB}_i = & -0,0002 + 0,4180 \ln PNG_i + 0,5099 \ln BPM_i + \\ & 1,5545 \ln UPH_i + 0,2098 \sum_{i=1}^n \sum_{l=1}^n w_{il} \ln PDRB_i + \\ & 0,3699 \sum_{i=1}^n \sum_{l=1}^n w_{il} \ln PNG_i - 0,1524 \sum_{i=1}^n \sum_{l=1}^n w_{il} \ln BPM_i - \\ & 1,0434 \sum_{i=1}^n \sum_{l=1}^n w_{il} \ln UPH_i \end{aligned}$$

Koefisien  $R^2$  sebesar 0,8067. Artinya 80,67 persen variabilitas data PDRB ( $\ln$ PDRB) mampu dijelaskan oleh model yang dibentuk.

Hasil estimasi parameter dengan GMM menunjukkan variabel pengangguran berpengaruh positif dan signifikan terhadap PDRB. Koefisien variabel pengangguran ( $\ln$ PNG) sebesar 0,4180. Artinya, daerah dengan tingkat pengangguran lebih tinggi, ternyata capain PDRB juga relatif tinggi. Hal ini tidak sejalan dengan hipotesis yang diajukan diawal. Penurunan pengangguran atau meningkatnya jumlah pekerja diharapkan berdampak pada peningkatan pertumbuhan output atau PDRB. Ketidaksesuaian tanda ini diduga dikarenakan daerah dengan PDRB tinggi juga memiliki penduduk sekaligus angkatan kerja yang tinggi. Dengan demikian, kemungkinan jumlah penganggurannya besar walaupun secara persentase kecil, diikuti jumlah tenaga kerjanya juga besar. Dugaan lain penyebab ketidaksesuaian tanda ini dipengaruhi tingkat dominasi sektor jasa pada wilayah tertentu. Ada daerah tertentu yang menerapkan kebijakan padat modal sehingga membutuhkan sedikit tenaga kerja, walaupun output atau nilai tambah serta produktifitasnya tinggi. Ada pula daerah yang menerapkan kebijakan padat karya dengan kebutuhan jumlah tenaga kerja yang besar.

Variabel belanja pembangunan modal ( $\ln$ BPM) berpengaruh positif dan signifikan terhadap PDRB. Koefisien variabel belanja pembangunan modal ( $\ln$ BPM) sebesar 0,5099. Artinya setiap kenaikan 1 persen belanja modal, maka akan diikuti pertumbuhan ekonomi sebesar 0,50 persen. Responsivitas variabel belanja pembangunan modal ( $\ln$ BPM) terhadap kenaikan PDRB ( $\ln$ PDRB) relatif tinggi atau dianggap elastis. Hal ini sejalan dengan hipotesis yang diajukan diawal yaitu peningkatan belanja pemerintah untuk infrastruktur berpengaruh positif dan nyata terhadap peningkatan PDRB. Peningkatan belanja pemerintah Provinsi Jawa Timur untuk sektor pertanian diimplementasikan melalui pembangunan sarana dan prasarana ekonomi yang dapat menunjang kegiatan ekonomi yang selanjutnya mendorong aktivitas ekonomi masyarakat. Peningkatan belanja pemerintah khususnya belanja infrastruktur akan berakumulasi menjadi kapital publik berupa parasarana irigasi, transportasi, energi listrik, jaringan komunikasi dan fasilitas publik lainnya. Ketersediaan saluran irigasi menjamin suplai input

pengairan bagi aktivitas pertanian khususnya tanaman padi, sementara ketersediaan sarana transportasi secara lebih baik memperlancar arus perdagangan yang berdampak pada efisiensi biaya transportasi dan peningkatan harga output.

Variabel upah minimum kabupaten ( $\ln UPH$ ) berpengaruh positif dan signifikan terhadap PDRB. Koefisien variabel upah minimum kabupaten sebesar 1,5545. Artinya setiap kenaikan 1 persen upah minimum kabupaten, maka akan diikuti kenaikan PDRB sebesar 1,55 persen. Responsivitas variabel upah minimum kabupaten ( $\ln UPH$ ) terhadap kenaikan PDRB ( $\ln PDRB$ ) sangat tinggi atau dianggap elastis. Hal ini sejalan dengan hipotesis yang diajukan diawal yaitu peningkatan upah minimum kabupaten yang kemudian diterapkan oleh pengusaha pada kondisi ideal dapat meningkatkan pendapatan pekerja. Peningkatan pendapatan juga diharapkan diikuti peningkatan konsumsi yang secara agregat dapat meningkatkan sektor konsumsi rumah tangga sebagai komponen penyusun PDRB menurut pengeluaran.

Berikutnya, variabel spasial lag PDRB juga signifikan dan positif terhadap kenaikan PDRB. Koefisien variabel lag spasial PDRB ( $W \ln PDRB$ ) sebesar 0,2098. Hal ini berarti peningkatan PDRB di daerah sekitar (secara spasial) wilayah acuan akan turut meningkatkan PDRB di wilayah acuan. Hal ini dapat dilihat dari rantai produksi, distribusi hingga konsumsi. Misalnya daerah sentra pertanian melakukan produksi dan diekspor produk pertanian ke wilayah sekitarnya. Jika produksi pertanian tinggi, maka ekspornya juga akan meningkat. Nilai tambah yang dihasilkan sektor pertanian di daerah asal, kemudian mendorong kenaikan nilai tambah sektor perdagangan di daerah asal, dan daerah tujuan. Kemudian jika produk pertanian tersebut melalui proses pengolahan di daerah industri akan meningkatkan nilai tambah sektor industri pengolahan di daerah tujuan. Hasil industri tersebut kemudian dikonsumsi, baik daerah tujuan, maupun daerah tujuan. Sehingga dapat meningkatkan PDRB di daerah asal dan daerah tujuan.

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

## BAB 5

### KESIMPULAN DAN SARAN

#### 5.1 Kesimpulan

Berdasarkan hasil analisis dan pembahasan maka dapat disimpulkan beberapa hal sebagai berikut :

1. Secara umum jumlah penduduk miskin dan persentase kemiskinan mengalami penurunan. Data jumlah dan persentase pengangguran menunjukkan fluktuasi capaian antar kabupaten kota namun secara agregat cenderung menurun. Pertumbuhan PDRB hampir sebagian besar kabupaten kota di Jawa Timur selalu positif dan sebagian yang lain mengalami perlambatan. Capaian angka kemiskinan, pengangguran, dan PDRB antar kabupaten/ kota menunjukkan kesenjangan yang diakibatkan perbedaan karakteristik penduduk dan sumber daya wilayahnya.
2. Estimasi parameter dengan metode GMM pada model simultan durbin spasial dapat diperoleh melalui persamaan berikut :

$$\hat{\delta}_{GMM} = [Z'QAQ'Z]^{-1}Z'QAQ'(I - W\rho)y$$

$$\hat{\rho} = [Wy'M'QAQ'Wy]^{-1}Wy'M'QAQ'My$$

3. Pemodelan hubungan tingkat kemiskinan, pengangguran, dan PDRB dalam persamaan simultan spasial durbin (SDM) diestimasi dengan 2 alternatif metode yaitu metode *spatial two stage least square* (S2SLS) dan *generalized method of moment* (GMM) serta 2 alternatif matriks pembobot spasial yaitu matriks pembobot *rook contiguity* dan matriks pembobot *costumized*. Pemodelan tersebut menunjukkan bahwa model SDM dengan bobot *customized* dan metode GMM menghasilkan hasil estimasi yang relatif lebih. Variabel pengangguran berpengaruh positif dan signifikan, sedangkan rata-rata lama sekolah berpengaruh negatif dan signifikan terhadap peningkatan kemiskinan dengan elastisitas masing-masing sebesar 0,46 dan 1,50. *Lag* spasial variabel kemiskinan berpengaruh negatif, namun tidak signifikan terhadap peningkatan kemiskinan. Variabel kemiskinan dan upah minimum kabupaten berpengaruh positif dan signifikan dalam meningkatkan

pengangguran dengan elastisitas masing-masing sebesar 0,46 dan 0,79. *Lag* spasial variabel kemiskinan berpengaruh negatif terhadap pengangguran, sedangkan *lag* spasial variabel pengangguran berpengaruh positif terhadap peningkatan pengangguran. Variabel belanja pembangunan modal dan upah minimum kabupaten berpengaruh positif dan signifikan terhadap peningkatan PDRB dengan elastisitas masing-masing sebesar 0,50 dan 1,55. *Lag* spasial variabel upah minimum kabupaten berpengaruh negatif terhadap peningkatan PDRB, sedangkan *lag* spasial variabel PDRB berpengaruh positif terhadap peningkatan PDRB.

## 5.2 Saran

Berkaitan dengan hasil penelitian, maka diberikan beberapa rekomendasi sebagai berikut:

- a. Secara umum, hasil pengujian spasial menunjukkan adanya keterkaitan spasial antar wilayah. Untuk itu antar pemerintah daerah dapat bersinergi melakukan pembangunan secara bersama-sama. Pemerintah Provinsi Jawa Timur dapat mengambil peran lebih dalam mendorong kerja sama antar daerah agar pemerataan pembangunan dapat terwujud.
- b. Kesenjangan capaian indikator ekonomi dan sosial antar kabupaten/ kota di Jawa Timur perlu ditangani agar tidak kian melebar. Pemerintah dapat menciptakan atau mendorong daerah-daerah sebagai sumber pertumbuhan baru seperti Kabupaten Banyuwangi dengan menggenjot pariwisata, atau industrialisasi produk-produk pertanian. Hal ini dapat menarik pertumbuhan daerah-daerah sekitarnya secara bersamaan.
- c. Guna mempercepat pengurangan angka kemiskinan, pemerintah diharapkan menciptakan iklim usaha guna terserapnya angkatan kerja pada dunia kerja. Disamping itu, perlu peningkatan kualitas angkatan kerja melalui pendidikan dan pelatihan. Pada sisi lain, perlu dilakukan optimalisasi alokasi belanja pembangunan ekonomi agar lebih diarahkan pada peningkatan akses masyarakat miskin terhadap sumber daya ekonomi seperti kemudahan akses permodalan dan akses penguasaan lahan/tanah. Peningkatan nilai tambah sektor pertanian perlu dibarengi dengan diversifikasi usaha dan peningkatan

produktivitas. Pekerja bebas pertanian dan pekerja tidak dibayar pada sektor pertanian bisa didorong berusaha pada sektor lain agar terjadi kenaikan produktivitas pekerja.

- d. Guna mempercepat penurunan angka pengangguran, pemerintah diharapkan memberikan perhatian lebih pada penduduk miskin dikarenakan kondisi kemiskinannya sehingga mengalami keterbatasan dalam mengakses sumber daya ekonomi. Perhatian itu berupa kemudahan akses dalam pendidikan dan kesehatan melalui optimalisasi alokasi belanja pendidikan dan kesehatan dalam APBD sehingga terjadi peningkatan kualitas hidup yang pada gilirannya dapat memperluas kesempatan memperoleh pekerjaan layak. Di samping itu, perlu kerja sama yang baik antara pemerintah dan dunia usaha agar peningkatan upah minimum kabupaten (UMK) tidak memberatkan pengusaha. Terkait dengan itu, pemerintah juga diharapkan mampu menjaga stabilitas harga kebutuhan pokok sehingga daya beli masyarakat dapat terjaga, yang selanjutnya dapat meningkatkan kesejahteraan pekerja.
- e. Guna meningkatkan percepatan pertumbuhan ekonomi, pemerintah dapat melakukan pembangunan infrastruktur dalam skala luas terutama dalam peningkatan aksesibilitas terhadap wilayah-wilayah yang menjadi sumber pertumbuhan baru. Selain itu, pemerintah juga dapat mendorong peran swasta dalam membuka industri pengolahan dengan bahan baku dari produksi sektor pertanian, sehingga terjadi *link* antara sektor pertanian dan sektor industri. Selanjutnya diharapkan terjadi migrasi pekerja dari sektor pertanian ke sektor industri yang dapat meningkatkan produktivitas dan pendapatan pekerja.

Berkaitan dengan metode estimasi GMM yang digunakan, maka diberikan beberapa rekomendasi sebagai berikut:

- a. Penelitian ini hanya menggunakan momen fungsi linier dalam penerapan GMM sehingga estimasinya hanya menggunakan metode *single equation*. Sehingga saran untuk penelitian selanjutnya adalah menggunakan momen fungsi kuadrat dalam penerapan GMM sehingga dapat dilakukan estimasi dengan metode *system equation*.
- b. Pada penelitian ini pula matriks pembobot GMM menggunakan invers variansi model S2SLS. Sehingga saran untuk penelitian selanjutnya adalah

menggunakan matriks pembobot GMM dengan metode *two step or iterated GMM estimator*.

- c. Penelitian ini juga dapat dilanjutkan dengan simulasi kebijakan, sehingga dapat diketahui besaran perubahan tingkat kemiskinan, pengangguran, dan pertumbuhan ekonomi jika terjadi intervensi pada variabel eksplanatori.

## DAFTAR PUSTAKA

- Al-Habees, M.A., dan Rumman, A.M., (2012), "The Relationship Between Unemployment and Economic Growth in Jordan and Some Arab Countries". *World Applied Sciences Journal*, 18(5), hal:673-680.
- Andren, T., (2007), "Econometrics", Thomas Andren & Ventus Publishing ApS.
- Anselin, L., (1988), "Spatial Econometrics: Methods and Models", Kluwer Academic Publishers, Netherlands.
- Badan Perencanaan Pembangunan Nasional (Bappenas), (2007), "Laporan Hasil Kajian Tahun 2006: Penyusunan Model Perencanaan Lintas Wilayah dan Lintas Sektor", Jakarta, Bappenas.
- Bank Indonesia (BI), (2016), "Kajian Ekonomi Triwulanan Jawa Timur", Surabaya, Kantor Wilayah BI Wilayah IV.
- Bekti, R.D., Rahayu, A., dan Suktikno, (2013), "Maximum Likelihood Estimation for Spatial Durbin Model", *Journal of Mathematics and Statistics*, Vol. 9 (3), hal. 169-174.
- Badan Pusat Statistik (BPS), (2007), "Memahami Data Strategis Yang Dihasilkan BPS", Jakarta, BPS RI.
- Badan Pusat Statistik (BPS), (2016), "Laporan Perekonomian Indonesia 2016", Jakarta, BPS RI.
- Badan Pusat Statistik Jawa Timur (BPS), (2016), "Statistik Daerah Provinsi Jawa Timur", Surabaya, BPS Provinsi Jawa Timur.
- Bera, A. dan Yoon, M. (1993), "Specification Testing with Locally Misspecified Alternatives", *Econometric Theory*, Vol. 9, hal. 649-658.
- Cressie, N.A.C., (1991), "Statistics for Spatial Data, Revised Edition", Iowa State University, Wiley, New York.
- Department for International Development (DFID), (2016), "Growth, Building Jobs and Prosperity in Developing Countries", Word Bank Institute, Washington, DC.

- Drukker, D.M., Engger, P., Pruscha, I.R., (2013), “On Two-Step Estimation of a Spatial Autoregressive Model With Autogressive Disturbance and Endogenous Regressor”, *Econometric Reviews*, Vol.32, hal 686–733.
- Elhorst, J.P., dan Vega S.H., (2013), “On Spatial Econometric Models, Spillover Effects, and W”. University of Groningen”, 53rd Congress of the European Regional Science Association: "Regional Integration: Europe, the Mediterranean and the World Economy", 27-31 August 2013, Palermo.
- Elhorst, J.P., (2014), “Spatial Econometrics : From Cross-Sectional Data to Spatial Panels”, Springer, London.
- Getis, A., (2009), “Spatial Weights Matrices”, San Diego State University, San Diego, *Geographical Analysis*. 41 : 404-410.
- Greene, W., (2012), “Econometrics Analysis”, Pearson Prentice Hall, New Jersey.
- Gujarati, D., (2004), “Basic Econometric: Fourth Edition”, Mc.Graw Hill Companies.
- Hausman, J., (1983). Specification and Estimation of Simultaneous Equation Model. In Z. Griliches and M. Intrigator. eds. *Handbook of Econometrics*. Amsterdam, North Holland.
- Houghton, J., dan Khanker, S.R., (2009), “Handbook on Poverty and Inequality”. The Word Bank, Washington DC.
- Holy, A., (2008), “Simultaneous Equations and Instrumental Variables Models”, *Lecture notes*, HEC Lausanne.  
[https://hec.unil.ch/docs/files/23/100/lecture\\_notes.pdf](https://hec.unil.ch/docs/files/23/100/lecture_notes.pdf)
- Hepple, (1998), “Testing for Spatial Autocorrelation In Simultaneous Equation Models”, *Comput, Environ. And Urban System*, Vol. 21, No.5, hal. 307-3315.
- Kelejian, H.H., Prucha, I.R., (1999), “A Generalized Moments Estimator for the Autoregressive Parameter in a Spatial Model”, *International Economic Review*, Vol. 40, No.2, hal. 509-533.
- Kelejian, H.H., Prucha, I.R., (2004), “Estimation of Simultaneous Systems of Spatially Interrelated Cross Sectional Equations”, *Journal of Econometrics*, vol. 118, No.1-2, hal. 27–50.

- Lee, L.F.,(2007), “The method of Elimination and Substitution in the GMM estimation of mixed regressive, spastial autoregressive models”, *Journal of Econometrics*, vol. 140, hal. 155–189.
- LeSage, J.P. dan R.K. Pace, (2009), “Introduction to Spatial Econometrics”, *Taylor and Francis*, Boca Raton.
- LeSage, J.P., (1999), “The Theory and Practice of Spatial Econometrics”, University of Toledo.
- Liu, X., dan Saraiva, P., (2015), “GMM estimation of SAR Models with Endogenous Regressors”, *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 55, hal. 68-79.
- Mankiw, N.G., (2007), “Principles Of Macroeconomics, Fourth edition”, *Harvard University*, Thomson South-Western, Mason
- Mankiw, N.G., (2016), “Macroeconomics, Ninth edition”, *Harvard University*, Worth Publisher, New York.
- Manski, C.F., (1993), “Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem,” *The Review of Economic Studies*, 60(3), hal 531-542.
- Mur, J., dan Angulo, A., (2006), “The spatial Durbin Model and the Common Factor Tests”. *Spatial Econ. Anal.*, Vol. 1, hal. 207-226.
- Nanga, M. (2006). *Dampak Transfer Fiskal Terhadap Kemiskinan di Indonesia: Suatu Analisis Simulasi Kebijakan*. Disertasi, Sekolah Pascasarjana, Institut Pertanian Bogor, Bogor.
- Nielsen, H.B., (2007), “generalized method of moment estimation”, *Lecture notes*.  
[http://www.econ.ku.dk/metrics/Econometrics2\\_07\\_I/LectureNotes/gmm.pdf](http://www.econ.ku.dk/metrics/Econometrics2_07_I/LectureNotes/gmm.pdf)
- Nurhemi dan Suryani, G.R., (2013), “Dampak Otonomi Keuangan Daerah Terhadap Pertumbuhan Ekonomi, Pengangguran, Kemiskinan, Ketimpangan Pendapatan Daerah di Indonesia”, Working paper, Bank Indonesia.
- Qui, N.H., (2016), “Relationship between Economic Growth, Unemployment and Poverty: Analysis at Provincial Level in Vietnam”, *International Journal of Economics and Finance*; Vol. 8, No. 12, hal. 113-119.
- Setiawan, dan Kusriani, D.E, (2010), “Ekonometrika”, Penerbit Andi, Yogyakarta.

- Setiawan, Ahmad, I.S., dan Sutikno, (2015), “Spatial Simultaneous Equation Model, Case Study Empirical Analysis Of Regional Economic Growth in Central Java Province”, *International Journal Of Applied Mathematics and Statistics*, Vol. 53, Issue No. 5.
- Stakhovych, S., dan Bijmolt, T.H.A., (2008). “Specification of Spatial Models: A Simulation Study on Weights Matrices”. *Papers in Regional Science*, 88 : pp 389-408.
- Sukirno, S., (2012), “Makroekonomi Teori Pengantar, Edisi Ketiga”, Rajawali Pers, Jakarta.
- Todaro, M.P., dan Smith, S.C., (2009), *Economic Development, 11th Edition*”, Pearson Addison Wesley, Boston.
- Verbeek, M., (2004), “A Guide to Modern Econometrics”. Second Edition, John Wiley & Sons, Ltd.
- Yannizar, (2012), *Dampak Alokasi Pengeluaran Dana Pembangunan Pemerintah Daerah dan Investasi Swasta Terhadap Produk Domestik Regional Bruto dan Kemiskinan di Provinsi Jambi*, Disertasi, Prodi Ilmu Ekonomi Pertanian, Institut Pertanian Bogor, Bogor.

## LAMPIRAN

### Lampiran 1. Data Variabel Penelitian

Tabel 1.1. Data variabel penelitian Tahun 2014

	<b>Kab/Kota</b>	<b>MSK</b> (ribu org)	<b>PDRB</b> (miliar Rp)	<b>PNG</b> (org)	<b>BPE</b> (Rp.ribu)	<b>NSP</b> (miliar Rp)
1	Kab. Pacitan	88,9	8.582,20	3.785	200.429.182	1.540.294
2	Kab. Ponorogo	99,9	11.104,07	18.183	176.983.715	3.215.217
3	Kab. Trenggalek	90,0	9.998,37	16.754	280.962.370	2.893.682
4	Kab. Tulungagung	89,0	21.265,19	13.671	315.546.166	3.323.106
5	Kab. Blitar	116,7	19.920,16	18.673	385.260.453	6.720.894
6	Kab. Kediri	196,8	22.889,31	38.585	325.197.094	5.355.845
7	Kab. Malang	280,3	52.549,56	61.569	501.504.561	10.331.892
8	Kab. Lumajang	120,7	17.852,10	14.562	236.756.735	5.835.322
9	Kab. Jember	270,4	41.968,84	53.683	526.136.715	11.416.096
10	Kab. Banyuwangi	147,7	41.997,57	60.355	558.546.677	13.861.466
11	Kab. Bondowoso	111,9	10.651,88	15.490	311.495.490	3.786.701
12	Kab. Situbondo	87,7	10.572,37	14.481	325.053.037	3.147.874
13	Kab. Probolinggo	231,9	18.681,33	8.813	219.199.470	5.577.309
14	Kab. Pasuruan	170,7	80.105,28	37.394	326.767.786	4.982.080
15	Kab. Sidoarjo	133,8	106.435,49	41.465	691.163.488	2.104.986
16	Kab. Mojokerto	113,3	44.292,06	21.111	365.470.000	4.616.074
17	Kab. Jombang	133,5	21.793,19	26.493	355.049.119	5.072.010
18	Kab. Nganjuk	136,5	14.142,64	20.976	277.520.062	3.908.567
19	Kab. Madiun	81,2	10.169,68	12.264	239.470.374	3.149.491
20	Kab. Magetan	74,0	10.292,36	14.705	190.932.556	2.771.127
21	Kab. Ngawi	123,2	10.680,99	24.543	243.988.354	3.322.750
22	Kab. Bojonegoro	190,9	39.934,43	20.189	537.686.802	5.873.516
23	Kab. Tuban	191,1	35.519,42	20.644	362.402.237	5.908.184
24	Kab. Lamongan	186,1	21.100,15	26.310	353.435.615	6.398.177
25	Kab. Gresik	166,9	76.336,67	30.010	523.804.898	4.455.821
26	Kab. Bangkalan	212,2	17.369,76	26.894	332.388.037	2.746.390
27	Kab. Sampang	239,6	11.632,93	11.283	354.056.721	2.969.415
28	Kab. Pamekasan	148,8	8.846,23	10.035	240.818.085	3.074.647
29	Kab. Sumenep	218,9	21.476,77	6.315	277.785.358	6.652.543
71	Kota Kediri	22,1	69.232,89	11.133	153.549.053	125.669
72	Kota Blitar	9,8	3.649,55	3.963	126.326.327	174.955
73	Kota Malang	40,6	39.724,31	30.581	316.436.719	122.398
74	Kota Probolinggo	19,0	6.261,95	5.854	106.923.350	371.860
75	Kota Pasuruan	14,2	4.561,11	5.915	108.978.646	119.565
76	Kota Mojokerto	8,0	3.774,51	2.859	84.416.670	34.768
77	Kota Madiun	8,5	7.965,51	6.005	201.533.908	110.698
78	Kota Surabaya	164,4	305.957,32	85.345	2.010.585.828	192.395
79	Kota Batu	9,1	8.572,13	2.600	136.626.886	740.000

Tabel 1.1. Data variabel penelitian tahun 2014 (lanjutan)

	Kab/Kota	BPKP (Rp.ribu)	UPH (Rp)	BPM (Ribu Rp)	RLS (Tahun)
1	Kab. Pacitan	132.294.293	1.000.000	79.977.789	6,43
2	Kab. Ponorogo	205.386.152	1.000.000	92.091.149	6,91
3	Kab. Trenggalek	182.913.381	1.000.000	112.193.779	6,87
4	Kab. Tulungagung	268.813.419	1.107.000	120.333.194	7,45
5	Kab. Blitar	162.138.055	1.000.000	97.978.020	6,82
6	Kab. Kediri	199.010.639	1.135.000	92.897.291	7,41
7	Kab. Malang	269.040.941	1.635.000	193.750.577	6,66
8	Kab. Lumajang	199.244.649	1.120.000	90.020.947	6,03
9	Kab. Jember	378.077.479	1.270.000	198.920.797	5,63
10	Kab. Banyuwangi	227.524.430	1.240.000	159.956.772	6,87
11	Kab. Bondowoso	162.854.251	1.105.000	94.781.813	5,52
12	Kab. Situbondo	192.572.686	1.071.000	135.348.227	5,54
13	Kab. Probolinggo	216.046.118	1.353.750	123.145.988	5,64
14	Kab. Pasuruan	257.058.058	2.190.000	135.210.594	6,36
15	Kab. Sidoarjo	509.861.717	2.190.000	234.061.336	10,09
16	Kab. Mojokerto	104.192.515	2.050.000	77.473.093	7,74
17	Kab. Jombang	270.717.809	1.500.000	120.013.769	7,52
18	Kab. Nganjuk	289.586.781	1.131.000	90.777.853	7,31
19	Kab. Madiun	168.855.495	1.045.000	67.163.344	6,89
20	Kab. Magetan	71.618.923	1.000.000	107.168.831	7,55
21	Kab. Ngawi	60.406.273	1.040.000	134.421.441	6,52
22	Kab. Bojonegoro	46.628.020	1.140.000	122.019.368	6,14
23	Kab. Tuban	02.970.197	1.370.000	123.257.750	6,18
24	Kab. Lamongan	83.147.643	1.220.000	102.663.304	7,27
25	Kab. Gresik	317.387.544	2.195.000	88.573.774	8,42
26	Kab. Bangkalan	207.309.702	1.102.000	103.950.020	5,07
27	Kab. Sampang	130.692.283	1.120.000	110.944.391	3,49
28	Kab. Pamekasan	148.996.033	1.090.000	89.639.469	5,72
29	Kab. Sumenep	248.942.059	1.090.000	143.863.939	4,77
71	Kota Kediri	204.000.396	1.165.000	74.010.277	9,7
72	Kota Blitar	118.517.209	1.000.000	51.872.228	9,81
73	Kota Malang	81.056.302	1.587.000	82.343.294	9,97
74	Kota Probolinggo	38.713.394	1.353.750	71.177.573	8,44
75	Kota Pasuruan	94.971.452	1.360.000	57.491.057	9,06
76	Kota Mojokerto	170.901.863	1.250.000	27.236.584	9,91
77	Kota Madiun	96.310.329	1.066.000	67.622.146	10,9
78	Kota Surabaya	854.994.172	2.200.000	349.771.839	10,07
79	Kota Batu	25.144.877	1.580.037	55.370.969	8,41

Catatan: Data variabel penelitian tahun 2012-2014 bisa diakses di [dropbox.com](https://www.dropbox.com)

## Lampiran 2. Matriks Pembobot Spasial

Tabel 2.1 Matriks Bobot *Rook Contiguity*.

	Kab/Kota	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19
1	Kab. Pacitan	0	0,5	0,5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2	Kab. Ponorogo	0,1667	0	0,1667	0,1667	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,1667	0,1667
3	Kab. Trenggalek	0,3333	0,3333	0	0,3333	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4	Kab. Tulungagung	0	0,25	0,25	0	0,25	0,25	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
5	Kab. Blitar	0	0	0	0,25	0	0,25	0,25	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
6	Kab. Kediri	0	0	0	0,1667	0,1667	0	0,1667	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,1667	0,1667	0
7	Kab. Malang	0	0	0	0	0,125	0,125	0	0,125	0	0	0	0	0	0,125	0	0,125	0,125	0	0
8	Kab. Lumajang	0	0	0	0	0	0	0,3333	0	0,3333	0	0	0	0,3333	0	0	0	0	0	0
9	Kab. Jember	0	0	0	0	0	0	0	0,25	0	0,25	0,25	0	0,25	0	0	0	0	0	0
10	Kab. Banyuwangi	0	0	0	0	0	0	0	0	0,3333	0	0,3333	0,3333	0	0	0	0	0	0	0
11	Kab. Bondowoso	0	0	0	0	0	0	0	0	0,3333	0,3333	0	0,3333	0	0	0	0	0	0	0
12	Kab. Situbondo	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,3333	0,3333	0	0,3333	0	0	0	0	0	0
13	Kab. Probolinggo	0	0	0	0	0	0	0	0,2	0,2	0	0	0,2	0	0,2	0	0	0	0	0
14	Kab. Pasuruan	0	0	0	0	0	0	0,2	0	0	0	0	0	0,2	0	0,2	0,2	0	0	0
15	Kab. Sidoarjo	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,25	0	0,25	0	0	0
16	Kab. Moikerto	0	0	0	0	0	0	0,125	0	0	0	0	0	0	0,125	0,125	0	0,125	0	0
17	Kab. Jombang	0	0	0	0	0	0,2	0,2	0	0	0	0	0	0	0	0	0,2	0	0,2	0
18	Kab. Nganjuk	0	0,2	0	0	0	0,2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,2	0	0,2
19	Kab. Madiun	0	0,1667	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,1667	0
20	Kab. Magetan	0	0,3333	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,3333
21	Kab. Ngawi	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,3333
22	Kab. Bojonegoro	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,2	0,2
23	Kab. Tuban	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
24	Kab. Lamongan	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,2	0,2	0	0
25	Kab. Gresik	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,25	0,25	0	0	0
26	Kab. Bangkalan	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
27	Kab. Sampang	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
28	Kab. Pamekasan	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
29	Kab. Sumenep	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
30	Kota Kediri	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
31	Kota Blitar	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
32	Kota Malang	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
33	Kota Probolinggo	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
34	Kota Pasuruan	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0
35	Kota Mojokerto	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
36	Kota Madiun	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
37	Kota Surabaya	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,5	0	0	0	0
38	Kota Batu	0	0	0	0	0	0	0,5	0	0	0	0	0	0	0	0	0,5	0	0	0

Tabel 2.1 Matriks Bobot Rook Contiguity (Lanjutan)

	Kab/Kota	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38
1	Kab. Pacitan	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2	Kab. Ponorogo	0,1667	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3	Kab. Trenggalek	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4	Kab. Tulungagung	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
5	Kab. Blitar	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,25	0	0	0	0	0	0	0
6	Kab. Kediri	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,1667	0	0	0	0	0	0	0	0
7	Kab. Malang	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,125	0	0	0	0	0	0,125
8	Kab. Lumajang	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
9	Kab. Jember	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
10	Kab. Banyuwangi	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
11	Kab. Bondowoso	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
12	Kab. Situbondo	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
13	Kab. Probolinggo	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,2	0	0	0	0	0
14	Kab. Pasuruan	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,2	0	0	0	0
15	Kab. Sidoarjo	0	0	0	0	0	0,25	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,25	0
16	Kab. Mojokerto	0	0	0	0	0,125	0,125	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,125	0	0	0,125
17	Kab. Jombang	0	0	0	0	0,2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
18	Kab. Nganjuk	0	0	0,2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
19	Kab. Madiun	0,1667	0,1667	0,1667	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,1667	0	0
20	Kab. Magetan	0	0,3333	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
21	Kab. Ngawi	0,3333	0	0,3333	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
22	Kab. Bojonegoro	0	0,2	0	0,2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
23	Kab. Tuban	0	0	0,5	0	0,5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
24	Kab. Lamongan	0	0	0,2	0,2	0	0,2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
25	Kab. Gresik	0	0	0	0	0,25	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,25	0
26	Kab. Bangkalan	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
27	Kab. Sampang	0	0	0	0	0	0	0,5	0	0,5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
28	Kab. Pamekasan	0	0	0	0	0	0	0	0,5	0	0,5	0	0	0	0	0	0	0	0	0
29	Kab. Sumenep	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
30	Kota Kediri	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
31	Kota Blitar	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
32	Kota Malang	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
33	Kota Probolinggo	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
34	Kota Pasuruan	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
35	Kota Mojokerto	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
36	Kota Madiun	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
37	Kota Surabaya	0	0	0	0	0	0,5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
38	Kota Batu	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Tabel 2.2 Matriks Bobot *Costumized*

	Kab/Kota	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19
1	Kab. Pacitan	0	0,5	0,5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2	Kab. Ponorogo	0,167	0	0,167	0,167	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,167	0,167
3	Kab. Trenggalek	0,333	0,333	0	0,333	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4	Kab. Tulungagung	0	0,25	0,25	0	0,25	0,25	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
5	Kab. Blitar	0	0	0	0,25	0	0,25	0,25	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
6	Kab. Kediri	0	0	0	0,167	0,167	0	0,167	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,167	0,167	0
7	Kab. Malang	0	0	0	0	0,083	0,083	0	0,083	0	0	0	0	0	0,083	0,083	0,083	0,083	0	0
8	Kab. Lumajang	0	0	0	0	0	0	0,333	0	0,333	0	0	0	0,333	0	0	0	0	0	0
9	Kab. Jember	0	0	0	0	0	0	0	0,25	0	0,25	0,25	0	0,25	0	0	0	0	0	0
10	Kab. Banyuwangi	0	0	0	0	0	0	0	0	0,333	0	0,333	0,333	0	0	0	0	0	0	0
11	Kab. Bondowoso	0	0	0	0	0	0	0	0	0,333	0,333	0	0,333	0	0	0	0	0	0	0
12	Kab. Situbondo	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,333	0,333	0	0,333	0	0	0	0	0	0
13	Kab. Probolinggo	0	0	0	0	0	0	0	0,2	0,2	0	0	0,2	0	0,2	0	0	0	0	0
14	Kab. Pasuruan	0	0	0	0	0	0	0,2	0	0	0	0	0	0,2	0	0,2	0,2	0	0	0
15	Kab. Sidoarjo	0	0	0	0	0	0	0,143	0	0	0	0	0	0	0,143	0	0,143	0	0	0
16	Kab. Mojokerto	0	0	0	0	0	0	0,125	0	0	0	0	0	0	0,125	0,125	0	0,125	0	0
17	Kab. Jombang	0	0	0	0	0	0,2	0,2	0	0	0	0	0	0	0	0	0,2	0	0,2	0
18	Kab. Nganjuk	0	0,2	0	0	0	0,2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,2	0	0,2
19	Kab. Madiun	0	0,167	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,167	0
20	Kab. Magetan	0	0,333	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,333
21	Kab. Ngawi	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,333
22	Kab. Bojonegoro	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,2	0,2
23	Kab. Tuban	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
24	Kab. Lamongan	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,2	0,2	0	0
25	Kab. Gresik	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,167	0,167	0	0	0
26	Kab. Bangkalan	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
27	Kab. Sampang	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
28	Kab. Pamekasan	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
29	Kab. Sumenep	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
30	Kota Kediri	0	0	0	0	0	0,167	0,167	0	0	0	0	0	0	0	0,167	0	0	0	0
31	Kota Blitar	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
32	Kota Malang	0	0	0	0	0	0	0,2	0	0	0	0	0	0	0	0,2	0	0	0	0
33	Kota Probolinggo	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
34	Kota Pasuruan	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0
35	Kota Mojokerto	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0
36	Kota Madiun	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
37	Kota Surabaya	0	0	0	0	0	0	0,2	0	0	0	0	0	0	0	0,2	0	0	0	0
38	Kota Batu	0	0	0	0	0	0	0,5	0	0	0	0	0	0	0	0	0,5	0	0	0

Tabel 2.2 Matriks Bobot *Costumized* (Lanjutan).

No	Kab/Kota	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38
1	Kab. Pacitan	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2	Kab. Ponorogo	0,1667	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3	Kab. Trenggalek	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4	Kab. Tulungagung	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
5	Kab. Blitar	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,25	0	0	0	0	0	0	0
6	Kab. Kediri	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,1667	0	0	0	0	0	0	0	0
7	Kab. Malang	0	0	0	0	0	0,0833	0	0	0	0	0,0833	0	0,0833	0	0	0	0	0,0833	0,0833
8	Kab. Lumajang	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
9	Kab. Jember	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
10	Kab. Banyuwangi	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
11	Kab. Bondowoso	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
12	Kab. Situbondo	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
13	Kab. Probolinggo	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,2	0	0	0	0	0
14	Kab. Pasuruan	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,2	0	0	0	0
15	Kab. Sidoarjo	0	0	0	0	0	0,1433	0	0	0	0	0,1433	0	0,1433	0	0	0	0	0,1433	0
16	Kab. Mojokerto	0	0	0	0	0,125	0,125	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,125	0	0	0,125
17	Kab. Jombang	0	0	0	0	0,2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
18	Kab. Nganjuk	0	0	0,2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
19	Kab. Madiun	0,1667	0,1667	0,1667	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,1667	0	0
20	Kab. Magetan	0	0,3333	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
21	Kab. Ngawi	0,3333	0	0,3333	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
22	Kab. Bojonegoro	0	0,2	0	0,2	0,2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
23	Kab. Tuban	0	0	0,5	0	0,5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
24	Kab. Lamongan	0	0	0,2	0,2	0	0,2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
25	Kab. Gresik	0	0	0	0	0,1667	0	0	0	0	0	0,1667	0	0,1667	0	0	0	0	0,1667	0
26	Kab. Bangkalan	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
27	Kab. Sampang	0	0	0	0	0	0	0,5	0	0,5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
28	Kab. Pamekasan	0	0	0	0	0	0	0	0,5	0	0,5	0	0	0	0	0	0	0	0	0
29	Kab. Sumenep	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
30	Kota Kediri	0	0	0	0	0	0,1667	0	0	0	0	0	0	0,1667	0	0	0	0	0,1667	0
31	Kota Blitar	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
32	Kota Malang	0	0	0	0	0	0,2	0	0	0	0	0,2	0	0	0	0	0	0	0,2	0
33	Kota Probolinggo	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
34	Kota Pasuruan	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
35	Kota Mojokerto	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
36	Kota Madiun	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
37	Kota Surabaya	0	0	0	0	0	0,2	0	0	0	0	0,2	0	0,2	0	0	0	0	0	0
38	Kota Batu	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

### Lampiran 3. Hasil Uji Simultanitas Hausman dengan Minitab

#### Regression Analysis: InMSK versus FITlnPNG; RESlnPNG; lnRLS; lnBPE; lnNSP

##### Analysis of Variance

Source	DF	Adj SS	Adj MS	F-Value	P-Value
Regression	5	112,684	22,5367	239,50	0,000
FITlnPNG	1	7,276	7,2762	77,32	0,000
RESlnPNG	1	4,819	4,8194	51,22	0,000
lnRLS	1	8,135	8,1352	86,45	0,000
lnBPE	1	0,044	0,0442	0,47	0,495
lnNSP	1	1,982	1,9821	21,06	0,000
Error	108	10,163	0,0941		
Total	113	122,846			

##### Coefficients

Term	Coef	SE Coef	T-Value	P-Value	VIF
Constant	1,23	2,51	0,49	0,626	
FITlnPNG	0,7330	0,0834	8,79	0,000	4,25
RESlnPNG	0,4449	0,0622	7,16	0,000	1,00
lnRLS	-1,751	0,188	-9,30	0,000	2,62
lnBPE	0,071	0,103	0,69	0,495	2,77
lnNSP	0,1656	0,0361	4,59	0,000	3,93

#### Regression Analysis: lnPNG versus FITlnMSK; RESlnMSK; lnBPKP; lnUPH

##### Analysis of Variance

Source	DF	Adj SS	Adj MS	F-Value	P-Value
Regression	4	56,335	14,0837	59,99	0,000
FITlnMSK	1	9,119	9,1185	38,84	0,000
RESlnMSK	1	7,840	7,8401	33,39	0,000
lnBPKP	1	5,243	5,2429	22,33	0,000
lnUPH	1	4,162	4,1623	17,73	0,000
Error	109	25,591	0,2348		
Total	113	81,926			

##### Coefficients

Term	Coef	SE Coef	T-Value	P-Value	VIF
Constant	-17,98	2,95	-6,10	0,000	
FITlnMSK	0,3714	0,0596	6,23	0,000	1,63
RESlnMSK	0,724	0,125	5,78	0,000	1,00
lnBPKP	0,4353	0,0921	4,73	0,000	1,76
lnUPH	0,839	0,199	4,21	0,000	1,10

## Regression Analysis: lnPDRB versus FITlnPNG; RESlnPNG; lnBPM; lnUPH

### Analysis of Variance

Source	DF	Adj SS	Adj MS	F-Value	P-Value
Regression	4	81,105	20,2763	93,15	0,000
FITlnPNG	1	2,203	2,2034	10,12	0,002
RESlnPNG	1	6,211	6,2110	28,53	0,000
lnBPM	1	0,720	0,7197	3,31	0,072
lnUPH	1	7,496	7,4960	34,44	0,000
Error	109	23,727	0,2177		
Total	113	104,832			

### Coefficients

Term	Coef	SE Coef	T-Value	P-Value	VIF
Constant	-2,73	4,40	-0,62	0,535	
FITlnPNG	0,564	0,177	3,18	0,002	8,31
RESlnPNG	0,5050	0,0945	5,34	0,000	1,00
lnBPM	0,408	0,224	1,82	0,072	8,83
lnUPH	1,240	0,211	5,87	0,000	1,33

#### Lampiran 4. Hasil Pengujian Dependensi Spasial dengan Matlab

4.1. Persamaan Kemiskinan ( <i>lnMSK</i> ) dengan Pembobot <i>Rook Contiguity</i>	4.2. Persamaan Pengangguran ( <i>lnMSK</i> ) dengan Pembobot <i>Costumized</i>
<pre>&gt;&gt; lm_lag(y,x,W,0.05) lm_error(y,x,W,0.05) lmlag_rob(y,x,W,0.05) lmerr_rob(y,x,W,0.05) Statistik Uji LM untuk spasial lag LM Lag Chi-Square Tabel p-value ans = 0.8936 3.8415 0.3445 Kesimpulan Gagal Tolak H0  Statistik Uji LM untuk spasial error LM Error Chi-Square Tabel p-value ans = 2.7303 3.8415 0.0985 Kesimpulan Gagal Tolak H0  Statistik Uji LM untuk spasial Lag Robust LM Lag Robust Chi-Square Tabel p-value ans = 4.5060 3.8415 0.0338 Kesimpulan Tolak H0  Statistik Uji LM untuk spasial Error Robust LM Error Robust Chi-Square Tabel p-value ans = 6.3426 3.8415 0.0118 Kesimpulan Tolak H0</pre>	<pre>&gt;&gt; lm_lag(y,x,W,0.05) lm_error(y,x,W,0.05) lmlag_rob(y,x,W,0.05) lmerr_rob(y,x,W,0.05) Statistik Uji LM untuk spasial lag LM Lag Chi-Square Tabel p-value ans = 3.6833 3.8415 0.0550 Kesimpulan Gagal Tolak H0  Statistik Uji LM untuk spasial error LM Error Chi-Square Tabel p-value ans = 1.2536 3.8415 0.2629 Kesimpulan Gagal Tolak H0  Statistik Uji LM untuk spasial Lag Robust LM Lag Robust Chi-Square Tabel p-value ans = 8.6261 3.8415 0.0033 Kesimpulan Tolak H0  Statistik Uji LM untuk spasial Error Robust LM Error Robust Chi-Square Tabel p-value ans = 6.1964 3.8415 0.0128 Kesimpulan Tolak H0</pre>

4.3. Persamaan Pengangguran ( <i>lnPNG</i> ) dengan Pembobot <i>Rook Contiguity</i>	4.4. Persamaan Pengangguran ( <i>lnPNG</i> ) dengan Pembobot <i>Costumized</i>
<pre>&gt;&gt; lm_lag(y,x,W,0.05) lm_error(y,x,W,0.05) lmlag_rob(y,x,W,0.05) lmerr_rob(y,x,W,0.05) Statistik Uji LM untuk spasial lag LM Lag Chi-Square Tabel p-value ans = 6.6693 3.8415 0.0098 Kesimpulan Tolak H0  Statistik Uji LM untuk spasial error LM Error Chi-Square Tabel p-value ans = 16.5747 3.8415 0.0000 Kesimpulan Tolak H0  Statistik Uji LM untuk spasial Lag Robust LM Lag Robust Chi-Square Tabel p-value ans = 7.8617 3.8415 0.0050 Kesimpulan Tolak H0  Statistik Uji LM untuk spasial Error Robust LM Error Robust Chi-Square Tabel p-value ans = 17.7671 3.8415 0.0000 Kesimpulan Tolak H0</pre>	<pre>&gt;&gt; lm_lag(y,x,W,0.05) lm_error(y,x,W,0.05) lmlag_rob(y,x,W,0.05) lmerr_rob(y,x,W,0.05) Statistik Uji LM untuk spasial lag LM Lag Chi-Square Tabel p-value ans = 3.9725 3.8415 0.0463 Kesimpulan Tolak H0  Statistik Uji LM untuk spasial error LM Error Chi-Square Tabel p-value ans = 22.1227 3.8415 0.0000 Kesimpulan Tolak H0  Statistik Uji LM untuk spasial Lag Robust LM Lag Robust Chi-Square Tabel p-value ans = 23.3537 3.8415 0.0000 Kesimpulan Tolak H0  Statistik Uji LM untuk spasial Error Robust LM Error Robust Chi-Square Tabel p-value ans = 41.5039 3.8415 0.0000 Kesimpulan Tolak H0</pre>

4.5. Persamaan PDRB ( <i>ln</i> PDRB) dengan Pembobot <i>Rook Contiguity</i>	4.6 Persamaan PDRB ( <i>ln</i> PDRB) dengan Pembobot <i>Costumized</i>
<pre>&gt;&gt; lm_lag(y,x,W,0.05) lm_error(y,x,W,0.05) lmlag_rob(y,x,W,0.05) lmerr_rob(y,x,W,0.05) Statistik Uji LM untuk spasial lag LM Lag Chi-Square Tabel p-value ans = 6.6693 3.8415 0.0098 Kesimpulan Tolak H0  Statistik Uji LM untuk spasial error LM Error Chi-Square Tabel p-value ans = 16.5747 3.8415 0.0000 Kesimpulan Tolak H0  Statistik Uji LM untuk spasial Lag Robust LM Lag Robust Chi-Square Tabel p-value ans = 7.8617 3.8415 0.0050 Kesimpulan Tolak H0  Statistik Uji LM untuk spasial Error Robust LM Error Robust Chi-Square Tabel p-value ans = 17.7671 3.8415 0.0000 Kesimpulan Tolak H0</pre>	<pre>&gt;&gt; lm_lag(y,x,W,0.05) lm_error(y,x,W,0.05) lmlag_rob(y,x,W,0.05) lmerr_rob(y,x,W,0.05) Statistik Uji LM untuk spasial lag LM Lag Chi-Square Tabel p-value ans = 3.9725 3.8415 0.0463 Kesimpulan Tolak H0  Statistik Uji LM untuk spasial error LM Error Chi-Square Tabel p-value ans = 22.1227 3.8415 0.0000 Kesimpulan Tolak H0  Statistik Uji LM untuk spasial Lag Robust LM Lag Robust Chi-Square Tabel p-value ans = 23.3537 3.8415 0.0000 Kesimpulan Tolak H0  Statistik Uji LM untuk spasial Error Robust LM Error Robust Chi-Square Tabel p-value ans = 41.5039 3.8415 0.0000 Kesimpulan Tolak H0</pre>

## Lampiran 5. Hasil Estimasi Model dengan Metode GMM dan S2SLS

### 5.1. Persamaan Kemiskinan dengan Pembobot *Rook* dan Metode GMM

```
>> gmm_sdm_sim(y1,y2,x1,x2,W,-0.1549)
*****
Estimasi GMM model simultan spasial durbin
*****
```

results =	Hasil_akhir =
y1: [114x1 double]	Coef      Std Error    t stat    p-value
nobs: 114	0.0004   5.7739   0.0001   1.0000
nvar: 4	0.5175   0.0546   9.4796   0.0000
par1: [10x1 double]	0.2902   0.0922   3.1474   0.0021
t1: [10x1 double]	0.2119   0.0344   6.1674   0.0000
ttab: 1.2891	-1.5300   0.2280   -6.7105   0.0000
pval1: [10x1 double]	0.1516   0.1236   1.2267   0.2227
rsqr: 0.9119	0.0772   0.1725   0.4474   0.6556
sse: 10.8217	-0.1462   0.1319   -1.1083   0.2703
meth: 'GMM SDM'	-0.3345   0.3643   -0.9182   0.3606
	-0.2130   0.2611   -0.8160   0.4164

### 5.2. Persamaan Kemiskinan dengan Pembobot *Costumized* dan Metode GMM

```
>> gmm_sdm_sim(y1,y2,x1,x2,W,-0.2530)
*****
Estimasi GMM model simultan spasial durbin
*****
```

results =	Hasil_akhir =
y1: [114x1 double]	Coef      Std Error    t stat    p-value
nobs: 114	0.0006   6.4902   0.0001   0.9999
nvar: 4	0.4623   0.0583   7.9324   0.0000
par1: [10x1 double]	0.2937   0.0962   3.0541   0.0029
t1: [10x1 double]	0.2438   0.0361   6.7495   0.0000
ttab: 1.2891	-1.5050   0.2356   -6.3886   0.0000
pval1: [10x1 double]	0.0994   0.1326   0.7494   0.4553
rsqr: 0.9182	0.1404   0.2171   0.6465   0.5194
sse: 10.0541	-0.1608   0.1125   -1.4295   0.1559
meth: 'GMM SDM'	-0.4690   0.4086   -1.1478   0.2537
	-0.2926   0.3088   -0.9475   0.3456

### 5.3. Persamaan Kemiskinan dengan Pembobot *Rook* dan Metode S2SLS

```
>> s2sls_sdm(y1,y2,x1,x2,W)
*****
Estimasi S2SLS model simultan spasial durbin
*****
```

results =	Hasil_akhir =
y1: [114x1 double]	Coef      Std Error    t stat    p-value
nobs: 114	0.0004    4.0287    0.0001    0.9999
nvar: 4	0.5141    0.0538    9.5498    0.0000
par1: [10x1 double]	0.2905    0.0863    3.3643    0.0011
t1: [10x1 double]	0.2144    0.0337    6.3560    0.0000
ttab: 1.2891	-1.5213    0.2271    -6.6991    0.0000
pval1: [10x1 double]	0.1321    0.1109    1.1912    0.2363
rsqr: 0.9138	0.0663    0.1332    0.4979    0.6196
sse: 10.5882	-0.1601    0.0987    -1.6217    0.1079
meth: 'S2SLS SDM'	-0.2701    0.3107    -0.8694    0.3866
	-0.1549    0.1599    -0.9684    0.3351

### 5.4. Persamaan Kemiskinan dengan Pembobot *Costumized* dan Metode S2SLS

```
>> s2sls_sdm(y1,y2,x1,x2,W)
*****
Estimasi S2SLS model simultan spasial durbin
*****
```

results =	Hasil_akhir =
y1: [114x1 double]	Coef      Std Error    t stat    p-value
nobs: 114	0.0006    4.0830    0.0001    0.9999
nvar: 4	0.4608    0.0541    8.5225    0.0000
par1: [10x1 double]	0.2949    0.0831    3.5477    0.0006
t1: [10x1 double]	0.2452    0.0329    7.4538    0.0000
ttab: 1.2891	-1.4959    0.2149    -6.9598    0.0000
pval1: [10x1 double]	0.0870    0.1070    0.8129    0.4181
rsqr: 0.9191	0.1292    0.1388    0.9313    0.3539
sse: 9.9422	-0.1683    0.0773    -2.1777    0.0317
meth: 'S2SLS SDM'	-0.4253    0.3109    -1.3681    0.1742
	-0.2530    0.1720    -1.4709    0.1443

### 5.5. Persamaan PDRB dengan Pembobot *Rook* dan Metode GMM

```
>> gmm_sdm_sim(y1,y2,x1,x2,W,0.0377)
*****
Estimasi GMM model simultan spasial durbin
*****
```

results =	Hasil_akhir =
y1: [114x1 double]	Coef    Std Error   t stat   p-value
nobs: 114	0.0004   2.3216   0.0002   0.9999
nvar: 3	0.3414   0.0472   7.2294   0.0000
par1: [8x1 double]	0.5945   0.0715   8.3160   0.0000
t1: [8x1 double]	2.3651   0.2094   11.2941   0.0000
ttab: 1.2891	0.5318   0.0958   5.5494   0.0000
pval1: [8x1 double]	-0.2517   0.1238   -2.0333   0.0445
rsqr: 0.8260	-1.4791   0.2671   -5.5382   0.0000
sse: 18.2428	0.0258   0.1137   0.2270   0.8208
meth: 'GMM SDM'	

### 5.6. Persamaan PDRB dengan Pembobot *Costumized* dan Metode GMM

```
>> gmm_sdm_sim(y1,y2,x1,x2,W,0.3327)
*****
Estimasi GMM model simultan spasial durbin
*****
```

results =	Hasil_akhir =
y1: [114x1 double]	Coef    Std Error   t stat   p-value
nobs: 114	-0.0002   2.3438   -0.0001   0.9999
nvar: 3	0.4180   0.0436   9.5817   0.0000
par1: [8x1 double]	0.5099   0.0688   7.4072   0.0000
t1: [8x1 double]	1.5545   0.1915   8.1164   0.0000
ttab: 1.2891	0.3699   0.1007   3.6742   0.0004
pval1: [8x1 double]	-0.1524   0.1192   -1.2777   0.2042
rsqr: 0.8067	-1.0434   0.2328   -4.4811   0.0000
sse: 20.2658	0.2098   0.1014   2.0676   0.0411
meth: 'GMM SDM'	

### 5.7. Persamaan PDRB dengan Pembobot *Rook* dan Metode S2SLS

```
>> s2sls_sdm(y1,y2,x1,x2,W)
*****
Estimasi S2SLS model simultan spasial durbin
*****
```

results =	Hasil_akhir =
y1: [114x1 double]	Coef    Std Error    t stat    p-value
nobs: 114	0.0004    3.6064    0.0001    0.9999
nvar: 3	0.3400    0.0791    4.3002    0.0000
par1: [8x1 double]	0.5961    0.1205    4.9476    0.0000
t1: [8x1 double]	2.3673    0.3567    6.6363    0.0000
ttab: 1.2891	0.5249    0.1459    3.5976    0.0005
pval1: [8x1 double]	-0.2558    0.1961    -1.3043    0.1949
rsqr: 0.8262	-1.4968    0.4115    -3.6372    0.0004
sse: 18.2249	0.0377    0.1438    0.2622    0.7937
meth: 'S2SLS SDM'	

### 5.8. Persamaan PDRB dengan Pembobot *Costumized* dan Metode S2SLS

```
>> s2sls_sdm(y1,y2,x1,x2,W)
*****
Estimasi S2SLS model simultan spasial durbin
*****
```

results =	Hasil_akhir =
y1: [114x1 double]	Coef    Std Error    t stat    p-value
nobs: 114	-0.0002    4.0392    -0.0001    1.0000
nvar: 3	0.4012    0.0815    4.9236    0.0000
par1: [8x1 double]	0.5324    0.1290    4.1269    0.0001
t1: [8x1 double]	1.5299    0.3636    4.2081    0.0001
ttab: 1.2891	0.2799    0.1712    1.6352    0.1050
pval1: [8x1 double]	-0.1945    0.2090    -0.9304    0.3543
rsqr: 0.8059	-1.1778    0.4184    -2.8148    0.0058
sse: 20.3520	0.3327    0.1463    2.2735    0.0250
meth: 'S2SLS SDM'	

### 5.9. Persamaan Pengangguran dengan Pembobot *Rook* dan Metode GMM

```
>> gmm_sdm_sim(y1,y2,x1,x2,W,0.9946)
*****
Estimasi GMM model simultan spasial durbin
*****
```

results =	Hasil_akhir =
y1: [114x1 double]	Coef    Std Error    t stat    p-value
nobs: 114	-0.0012    1.8301    -0.0007    0.9995
nvar: 3	0.4537    0.0249    18.2358    0.0000
par1: [8x1 double]	0.2820    0.0383    7.3727    0.0000
t1: [8x1 double]	1.1023    0.1700    6.4860    0.0000
ttab: 1.2891	-0.3020    0.0634    -4.7650    0.0000
pval1: [8x1 double]	-0.3112    0.0504    -6.1704    0.0000
rsqr: 0.7132	-0.9249    0.1801    -5.1350    0.0000
sse: 23.4928	0.6530    0.0702    9.2992    0.0000
meth: 'GMM SDM'	

### 5.10. Persamaan Pengangguran dengan Pembobot *Costumized* dan Metode GMM

```
>> gmm_sdm_sim(y1,y2,x1,x2,W,0.9521)
*****
Estimasi GMM model simultan spasial durbin
*****
```

results =	Hasil_akhir =
y1: [114x1 double]	Coef    Std Error    t stat    p-value
nobs: 114	-0.0007    1.9926    -0.0003    0.9997
nvar: 3	0.4662    0.0262    17.7689    0.0000
par1: [8x1 double]	0.2911    0.0391    7.4436    0.0000
t1: [8x1 double]	0.7956    0.1662    4.7877    0.0000
ttab: 1.2891	-0.4528    0.0640    -7.0757    0.0000
pval1: [8x1 double]	-0.2861    0.0514    -5.5648    0.0000
rsqr: 0.7228	-0.5469    0.1903    -2.8738    0.0049
sse: 22.7135	0.6222    0.0690    9.0199    0.0000
meth: 'GMM SDM'	

### 5.11. Persamaan Pengangguran dengan Pembobot *Rook* dan Metode S2SLS

```
>> s2sls_sdm(y1,y2,x1,x2,W)
*****
Estimasi S2SLS model simultan spasial durbin
*****
```

results =	Hasil_akhir =
y1: [114x1 double]	Coef    Std Error    t stat    p-value
nobs: 114	-0.0007    4.0021    -0.0002    0.9999
nvar: 3	0.4698    0.0560    8.3905    0.0000
par1: [8x1 double]	0.2931    0.0863    3.3947    0.0010
t1: [8x1 double]	1.0665    0.3838    2.7791    0.0064
ttab: 1.2891	-0.3867    0.1384    -2.7934    0.0062
pval1: [8x1 double]	-0.3318    0.1121    -2.9604    0.0038
rsqr: 0.6974	-1.0564    0.4043    -2.6132    0.0103
sse: 24.7885	0.9946    0.1287    7.7288    0.0000
meth: 'S2SLS SDM'	

### 5.12. Persamaan Pengangguran dengan Pembobot *Costumized* dan Metode S2SLS

```
>> s2sls_sdm(y1,y2,x1,x2,W)
*****
Estimasi S2SLS model simultan spasial durbin
*****
```

results =	Hasil_akhir =
y1: [114x1 double]	Coef    Std Error    t stat    p-value
nobs: 114	-0.0004    4.3187    -0.0001    0.9999
nvar: 3	0.4705    0.0576    8.1657    0.0000
par1: [8x1 double]	0.2965    0.0859    3.4533    0.0008
t1: [8x1 double]	0.8650    0.3650    2.3700    0.0196
ttab: 1.2891	-0.4474    0.1401    -3.1933    0.0019
pval1: [8x1 double]	-0.3023    0.1123    -2.6931    0.0082
rsqr: 0.7042	-0.8394    0.4120    -2.0373    0.0441
sse: 24.2371	0.9521    0.1300    7.3266    0.0000
meth: 'S2SLS SDM'	

## Lampiran 6. Sintax Program untuk Pengujian Dependensi Spasial

```
function Hasil=lm_lag(y,x,W,alpha)
[n k] = size(x);
if nargin==3
    alpha=alpha;
end
if nargin<3
    error('lmerror: Input Variabel Kurang');
end
[l m] = size(W);
if l~=m
    error('lmerror: Matrix W bukan matrix bujursangkar');
end
z=x'*x; % Menghitung Invers Matrik x'*x
xpxi=inv(z);
b = xpxi*(x'*y); % Hitung nilai koefisien Beta OLS
M = eye(n) - x*xpxi*x'; % Hitung nilai M
e = M*y; % Hitung nilai residual
sighat = (e'*e)/n; % Hitung nilai sigma hat

T = trace((W+W')*W); % Hitung nilai T
J = [(W*x*b)'*M*(W*x*b)+(T*sighat)];
lml = (e'*W*y)/sighat; % Hitung nilai pembilang
lmlag = (lml*lml)*(1/(J/sighat)); % Hasil LM lag
prob = 1-chi2cdf(lmlag,1); % Nilai probabilitas LM error
chi2_tabel=chi2inv(1-alpha,1);
fprintf('Statistik Uji LM untuk spasial lag \n');
fprintf('LM Lag Chi-Square Tabel p-value \n');
[lmlag chi2_tabel prob]
fprintf('Kesimpulan \n');
if lmlag<chi2_tabel
    fprintf('Gagal Tolak H0 \n');
else
    fprintf('Tolak H0 \n');
end

function Hasil=lm_error(y,x,W,alpha)
[n k] = size(x);
if nargin==3
    alpha=alpha;
end
if nargin<3
    error('lmerror: Input Variabel Kurang');
end
[l m] = size(W);
if l~=m
    error('lmerror: Matrix W bukan matrix bujursangkar');
end
z=x'*x; % Menghitung Invers Matrik x'*x
xpxi=inv(z);
b = xpxi*(x'*y); % Hitung nilai koefisien beta OLS
M = eye(n) - x*xpxi*x'; % Hitung Nilai M
```

```

e = M*y; % Hitung nilai residual
sighat = (e'*e)/n; % Hitung nilai sigma hat

T = trace((W+W')*W); % Hitung nilai penyebut
lm1 = (e'*W*e)/sighat; % Hitung nilai pembilang
lmerr = (lm1*lm1)*(1/T); % Hasil LM error
prob = 1-chi2cdf(lmerr,1); % Nilai probabilitas LM error
chi2_tabel=chi2inv(1-alpha,1);
fprintf('Statistik Uji LM untuk spasial error \n');
fprintf('LM Error Chi-Square Tabel p-value \n');
[lmerr chi2_tabel prob]
fprintf('Kesimpulan \n');
if lmerr<chi2_tabel
    fprintf('Gagal Tolak H0 \n');
else
    fprintf('Tolak H0 \n');
end

function Hasil=lmlag_rob(y,x,W,alpha)
[n k] = size(x);
if nargin==3
    alpha=0.05;
end
if nargin<3
    error('lmerror: Input Variabel Kurang');
end
[l m] = size(W);
if l~=m
    error('lmerror: Matrix W bukan matrix bujursangkar');
end
z=x'*x; % Menghitung Invers Matrik x'*x
xpxi=inv(z);
b = xpxi*(x'*y); % Hitung nilai koefisien bera OLS
M = eye(n) - x*xpxi*x'; % Hitung nilai M
e = M*y; % Hitung nilai residual
sighat = (e'*e)/n; % Hitung nilai sigma hat
T = trace((W+W')*W); % Hitung nilai T
J = [(W*x*b)'*M*(W*x*b)+(T*sighat)];
lm1 = (e'*W*y/sighat); % Hitung nilai faktor koreksi
lm2 = (e'*W*e/sighat);
lmr1 = (lm1 - lm2);
lmr2 = lmr1*lmr1;
den = (J/sighat) - T;
lmlag_rob = lmr2/den; % Hitung nilai LM lag robust
prob = 1-chi2cdf(lmlag_rob,1); % Nilai probabilitas LM lag
robust
chi2_tabel=chi2inv(1-alpha,1);
fprintf('Statistik Uji LM untuk spasial Lag Robust \n');
fprintf('LM Lag Robust Chi-Square Tabel p-value \n');
[lmlag_rob chi2_tabel prob]
fprintf('Kesimpulan \n');
if lmlag_rob<chi2_tabel
    fprintf('Gagal Tolak H0 \n');
else

```

```

    fprintf('Tolak H0 \n');
end

function Hasil=lmerr_rob(y,x,W,alpha)
[n k] = size(x);
if nargin==3
    alpha=0.05;
end
if nargin<3
    error('lmerror: Input Variabel Kurang');
end
[l m] = size(W);
if l~=m
    error('lmerror: Matrix W bukan matrix bujursangkar');
end
z=x'*x; % Menghitung Invers Matrik x'*x
xpxi=inv(z);
b = xpxi*(x'*y); % Hitung nilai koefisien beta OLS
M = eye(n) - x*xpxi*x'; % Hitung nilai M
e = M*y; % Hitung nilai residual
sighat = (e'*e)/n; % Hitung nilai sigma hat
T = trace((W+W')*W); % Hitung nilai T
J = [(W*x*b)'*M*(W*x*b)+(T*sighat)];
lm1 = (e'*W*e/sighat); % Hitung nilai faktor koreksi
lm2 = T*sighat*inv(J);
lm3 = (e'*W*y/sighat);
lmr1 = (lm1 - (lm2*lm3));
lmr2 = lmr1*lmr1;
den = T*(1-T*sighat*inv(J));
lmerr_rob = lmr2/den; % Hasil LM error robust
prob = 1-chi2cdf(lmerr_rob,1); % Nilai probabilitas LM error
robustus
chi2_tabel=chi2inv(1-alpha,1);
fprintf('Statistik Uji LM untuk spasial Error Robust \n');
fprintf('LM Error Robust Chi-Square Tabel p-value \n');
[lmerr_rob chi2_tabel prob]
fprintf('Kesimpulan \n');
if lmerr_rob<chi2_tabel
    fprintf('Gagal Tolak H0 \n');
else
    fprintf('Tolak H0 \n');
end
end

```

## Lampiran 7. Sintax Program Matlab Model Simultan Durbin Spasial dengan S2SLS

```

function results=s2s2s_sdm(y1,y2,x1,x2,W)
y3=[y2 x1];
[n nvar]=size(y3);
results.y1=y1;
results.nobs=n;
results.nvar=nvar;

%tahap pertama
wy1=W*y1;
wy2=W*y2;
wx1=W*x1;
wx2=W*x2;
z1=[y2 x1 wy2 wx1 wy1];
H=[y2 x1 x2 wy2 wx1 wx2];
Hinv=inv(H'*H);
PH=H*Hinv*H';
wy1hat=PH*wy1;
zhat=[y2 x1 wy2 wx1 wy1hat];
zhat1=inv(zhat'*zhat);
deltahat=zhat1*zhat'*y1; %parameter spasial lag witoht b0
deltahat=deltahat';
yhat=deltahat*z1';
yhat=yhat';
mean_obs1=[mean(y2) mean(x1) mean(wy2) mean(wx1) mean(wy1)];

%menghitung b0
b01=mean(y1)-(deltahat*mean_obs1');
obs1=[ones(114,1) y2 x1 wy2 wx1 wy1];
par1=[b01;deltahat'];

%parameter tahap pertama (x1,..xnvar,lambda,b0)
results.par1=par1;
y1hat=par1'*obs1';
y1hat=y1hat';
uhat=y1-y1hat'; %residual
uhat1=uhat'*uhat;
var1=uhat1/n;

%menentukan varian bi
obs2=obs1'*obs1;%X'*X
obs2=inv(obs2);
cii=diag(obs2); %elemen diagonal X'*X
var_bi=var1*cii;
se_bi=sqrt(var_bi);
t0=par1./se_bi;
t1=abs(t0);
k=(nvar+1)*2;
pval=1-tcdf(t1,n-k);
pval1=2*pval;
ttab=ttinv(0.9,n-1);

```

```

%menghitung R-square
sst0=y1-mean(y1);
sst=sst0'*sst0;
sse=uhat1;
rsqr=1-(sse/sst);
t1=t1;
par1=par1;
pvall=pvall;
fprintf('*****\n')
fprintf('Estimasi S2SLS model simultan spasial durbin\n')
fprintf('*****\n')
results.par1=par1;
results.t1=t1;
results.ttab=ttab;
results.pvall=pvall;
results.rsqr=rsqr;
results.sse=sse;
results.meth='S2SLS SDM'
results.resid=uhat;
results.yp=y1hat;
Hasil_akhir=[par1 se_bi t0 pvall]

```

## Lampiran 8. Sintax Program Matlab Model Simultan Durbin Spasial dengan Metode GMM

```

function results=gmm_sdm_sim(y1,y2,x1,x2,W,p)
y3=[y2 x1];
[n nvar]=size(y3);
results.y1=y1;
results.nobs=n;
results.nvar=nvar;

%tahap pertama
wy1=W*y1;
wy2=W*y2;
wx1=W*x1;
wx2=W*x2;
wwx2=W*W*x1;
s=eye(n)-W*p;
sinv=inv(s);
g=W*W*sinv;
gy2=g*y2;
gx1=g*x1;
gx2=g*x2;

z1=[y2 x1 wy2 wx1 wy1];
z3=[y2 x1 wy2 wx1];
H=[x1 x2 wx1 wx2];
Hinv=inv(H'*H);
PH=H*Hinv*H';
wylhat=PH*wy1;
zhat=[y2 x1 wy2 wx1 wylhat];
zhat1=inv(zhat'*zhat);
deltahat=zhat1*zhat'*y1; %parameter spasial lag without b0
deltahat=deltahat';
yhat=deltahat*z1';
yhat=yhat';
uhat=y1-yhat; %residual
uhat1=uhat'*uhat;
var1=uhat1/n;

q=[y2 x1 x2 wy2 wx1 wx2 gy2 gx1 gx2];
q1=q'*q;
q1inv=inv(q1);
A=q1inv*var1;

q2=[y2 x1 x2 wy2 wx1 wx2 gy2 gx1 gx2];
x4=y3'*q2*A*q2'*y3;
x4inv=inv(x4);
x5=y3*x4inv*y3'*q2*A*q2';
M=eye(n)-x5;
M1=wyl1'*M*q2*A*q2'*M*wyl1;
M1inv=inv(M1);
rho=M1inv*wyl1'*M'*q2*A*q2'*M*y1;

rho1=eye(n)-W*rho;
z5=z3'*q2*A*q2'*z3;
z5inv=inv(z5);

```

```

delta1hat=z5inv*z3'*q2*A*q2'*rho1*y1;
delta2hat=[delta1hat' rho];
delta2hat=delta2hat';
y2hat=delta2hat'*z1';
y2hat=y2hat';
mean_obs1=[mean(y2) mean(x1) mean(wy2) mean(wx1) mean(wy1)];

%menghitung b0
b01=mean(y1)-(delta2hat'*mean_obs1');
obs1=[ones(114,1) y2 x1 wy2 wx1 wy1];
par1=[b01;delta2hat];

%parameter tahap pertama (x1,..xnvar,lambda,b0)
results.par1=par1;
y3hat=par1'*obs1';
y3hat=y3hat';
uhat2=y1-y3hat; %residual
uhat3=uhat2'*uhat2;
uhat4=uhat3*qlinv;

%menentukan varian bi
XZ=obs1'*q;
ZX=q'*obs1;
V0=XZ*uhat4*ZX;
V=inv(V0);
cii=diag(V);
se_bi=sqrt(cii);
t0=par1./se_bi;
t1=abs(t0);
k=(nvar+1)*2;
pval=1-tcdf(t1,n-k);
pval1=2*pval;
ttab=tinvc(0.9,n-1);

%menghitung R-square
sst0=y1-mean(y1);
sst=sst0'*sst0;
sse=uhat3;
rsqr=1-(sse/sst);
t1=t1;
par1=par1;
pval1=pval1;
fprintf('*****\n')
fprintf('Estimasi GMM model simultan spasial durbin\n')
fprintf('*****\n')
results.par1=par1;
results.t1=t1;
results.ttab=ttab;
results.pval1=pval1;
results.rsqr=rsqr;
results.sse=sse;
results.meth='SDM'
results.resid=uhat2;
results.yhat=y3hat;
Hasil_akhir=[par1 se_bi t0 pval1]

```

## Lampiran 9. Identifikasi Persamaan Simultan

Tabel 8.1. Koefisien yang dimasukkan dalam persamaan tertentu dan dikeluarkan pada persamaan lainnya

Pers	Koefisien-Koefisien Variabel									
	1	MSK	PNG	PDRB	BPE	NSP	BPKP	UPH	BPM	RLS
$\ln\text{MSK}$	$a_1$	1	$-a_2$	0	$-a_3$	$-a_4$	0	0	0	$-a_5$
$\ln\text{PNG}$	$b_1$	$-b_2$	1	0	0	0	$-b_3$	$-b_4$	0	0
$\ln\text{PDRB}$	$c_1$	0	$-c_2$	1	0	0	0	$-c_3$	$-c_4$	0

### 8.2 Matriks variabel yang dikeluarkan dari persamaan kemiskinan

$$\Delta_{\text{MSK}} = \begin{vmatrix} & \text{PDRB} & \text{BPKP} & \text{UPH} & \text{BPM} \\ 0 & -b_3 & -b_4 & 0 \\ 1 & 0 & -c_3 & -c_4 \end{vmatrix}$$

### 8.3. Matriks variabel yang dikeluarkan dari persamaan pengangguran

$$\Delta_{\text{PNG}} = \begin{vmatrix} & \text{PDRB} & \text{BPE} & \text{NSP} & \text{BPM} & \text{RLS} \\ 0 & -a_3 & -a_4 & 0 & -a_5 \\ 1 & 0 & 0 & -c_4 & 0 \end{vmatrix}$$

### 8.4. Matriks variabel yang dikeluarkan dari persamaan PDRB

$$\Delta_{\text{PDRB}} = \begin{vmatrix} & \text{MSK} & \text{BPE} & \text{NSP} & \text{BPKP} & \text{RLS} \\ 1 & -a_3 & -a_4 & 0 & -a_5 \\ -b_2 & 0 & 0 & -b_3 & 0 \end{vmatrix}$$

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

## BIOGRAFI PENULIS



Penulis dilahirkan di Raha, Kabupaten Muna, Provinsi Sulawesi Tenggara pada tanggal 25 Januari 1986, merupakan anak pertama dari empat bersaudara. Pendidikan formal yang pernah ditempuh Penulis berturut-turut SD Negeri 4 Raha (1992-1998), SLTP Negeri 7 Raha (1998-2001), SMU Negeri 2 Raha (2001-2004), dan Sekolah Tinggi Ilmu Statistik Jakarta (2004-2008). Setelah menamatkan pendidikan DIV di STIS, penulis pernah bertugas di BPS Provinsi Sulawesi Tenggara, BPS Kabupaten Wakatobi, dan BPS Kabupaten Muna. Selama bekerja, Penulis pernah diberi amanah sebagai kepala seksi neraca wilayah dan analisis statistik (2013-2014) dan kepala seksi statistik sosial (2014-2015). Pada tahun 2015 penulis memperoleh beasiswa dari BPS untuk melanjutkan studi S2 di Jurusan Statistika Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam (FMIPA) Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS) Surabaya. Penulis dapat dihubungi melalui email [leman@bps.go.id](mailto:leman@bps.go.id) atau [lalemanjaya@gmail.com](mailto:lalemanjaya@gmail.com)

(Halaman ini sengaja dikosongkan)