



TESIS - SS14 2501

**PEMODELAN PERSENTASE KEMISKINAN DI
PROVINSI NUSA TENGGARA TIMUR DENGAN
MENGUNAKAN MODEL EKONOMETRIKA
SPASIAL DATA PANEL DINAMIS**

MARVIN JECSON PANDU
NRP 1314 201 002

DOSEN PEMBIMBING:
Dr. Ir. SETIAWAN, MS
SANTI PUTERI RAHAYU, M.Si, Ph.D.

PROGRAM MAGISTER
JURUSAN STATISTIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA
2016



THESIS - SS14 2501

**MODELING THE PERCENTAGE OF POVERTY IN
EAST NUSA TENGGARA USING SPATIAL
ECONOMETRIC DYNAMIC PANEL DATA MODEL**

MARVIN JECSON PANDU
NRP 1314 201 002

SUPERVISOR:
Dr. Ir. SETIAWAN, MS
SANTI PUTERI RAHAYU, M.Si, Ph.D.

MAGISTER PROGRAM
DEPARTMENT OF STATISTICS
FACULTY OF MATHEMATICS AND NATURAL SCIENCES
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA
2016

**PEMODELAN PERSENTASE KEMISKINAN
DI PROVINSI NUSA TENGGARA TIMUR
DENGAN MENGGUNAKAN MODEL EKONOMETRIKA
SPASIAL DATA PANEL DINAMIS**

Telah disusun untuk memenuhi salah satu syarat memperoleh gelar

Magister Sains (M.Si)

di

Institut Teknologi Sepuluh Nopember

oleh:


MARVIN JECSON PANDU

NRP. 1314 201 002

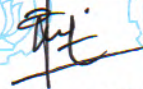
Tanggal Ujian : 18 Juli 2016

Periode Wisuda : September 2016


Disetujui Oleh:


1. Dr. Ir. Setiawan, M.S.
NIP. 19601030 198701 1 001


(Pembimbing I)


2. Dr. Santi Puteri Rahayu, M.Si, Ph.D
NIP. 19750115 1999032 003

(Pembimbing II)


3. Dr. Brodjol Sutjiyo Suprih Ulama, M.Si
NIP. 19660125 1990021 001

(Penguji)


4. Dr. Drs. Agus Suharsono, M.S.
NIP. 19580823 198403 1 003

(Penguji)

Direktur Pascasarjana,


Prof. Ir. Djauhar Manfaat, M.Sc., Ph.D.

NIP. 19601202 198701 1 001



MOTTO

“Jika Tuhan bermaksud hari demi hari selalu sempurna, maka Dia tidak perlu membuat hari esok. Jadi, jangan kuatir jika harimu kemarin atau hari ini tidak sempurna sebab kamu masih punya hari esok yang lebih sempurna dan lebih indah.”

Voni Sairlay

PEMODELAN PERSENTASE KEMISKINAN DI PROVINSI NUSA TENGGARA TIMUR DENGAN MENGGUNAKAN MODEL EKONOMETRIKA SPASIAL DATA PANEL DINAMIS

Nama Mahasiswa : Marvin J. Pandu
Mahasiswa ID : 1314 201 002
Pembimbing : Dr. Ir. Setiawan, M.S.
Co-Pembimbing : Santi Puteri Rahayu, M.Si., Ph.D.

ABSTRAK

Kemiskinan adalah keadaan dimana terjadi ketidakmampuan untuk memenuhi kebutuhan dasar seperti makanan, pakaian, tempat berlindung, pendidikan, dan kesehatan. Provinsi Nusa Tenggara Timur (NTT) merupakan salah satu contoh daerah yang masih menghadapi permasalahan kemiskinan. Data BPS tahun 2015 menunjukkan bahwa NTT menempati posisi ketiga persentase penduduk miskin tertinggi. Penelitian ini membahas pemodelan faktor-faktor yang mempengaruhi persentase kemiskinan di NTT serta mengidentifikasi efek spasial yang terjadi antar kabupaten dan kota di NTT. Variabel-variabel yang diduga mempengaruhi kemiskinan di NTT adalah pertumbuhan ekonomi, tingkat pengangguran terbuka, indeks pembangunan manusia, penyebaran infrastruktur kesejahteraan sosial dan rasio elektrifikasi. Pemodelan persentase kemiskinan tidak hanya dilihat dari satu periode waktu (*cross-sectional*) saja, tetapi harus dilihat dari beberapa periode waktu sebelumnya (*time series*), sehingga model yang digunakan adalah model Data Panel. Hubungan variabel-variabel kemiskinan merupakan suatu kedinamisan, maka diperlukan model data panel dinamis. Keterkaitan antar wilayah juga diduga mempengaruhi persentase kemiskinan di suatu daerah, sehingga digunakan model Ekonometrika Spasial Data Panel Dinamis. Penggunaan metode estimasi OLS, *fixed effect* dan *random effect* pada model panel dinamis menjadi bias dan inkonsisten, sehingga untuk mengatasi permasalahan ini digunakan metode estimasi *Spatially Blundell-Bond Generation Method of Moment (GMM)*. Dari penelitian ini diperoleh model terbaik yaitu model *Dynamic Panel Spatial Error* dengan menggunakan bobot *queen contiguity*. Variabel yang signifikan dalam menjelaskan persentase kemiskinan adalah tingkat pengangguran terbuka dengan elastisitas jangka pendek sebesar 0,016 dan elastisitas jangka panjang sebesar 0,036, indeks pembangunan manusia dengan elastisitas jangka pendek sebesar 0,984 dan elastisitas jangka panjang sebesar 2,244, dan rasio elektrifikasi dengan elastisitas jangka pendek sebesar 0,035 dan elastisitas jangka panjang sebesar 0,081.

Kata Kunci: Kemiskinan, panel dinamis, spasial, *GMM*

“Halaman ini sengaja dikosongkan”

MODELING THE PERCENTAGE OF POVERTY IN EAST NUSA TENGGARA USING SPATIAL ECONOMETRIC DYNAMIC PANEL DATA MODEL

By : Marvin J. Pandu
Student Identity Number : 1314 201 002
Supervisor : Dr. Ir. Setiawan, M.S.
Co-Supervisor : Santi Puteri Rahayu, M.Si, Ph.D

ABSTRACT

Poverty is a situation where there is an inability to fulfill the basic needs such as food, clothing, shelter, education, and health. East Nusa Tenggara (NTT) province is one example of areas that still face the problem of poverty. BPS data in 2015 showed that NTT was the third province with the highest percentage of poor people. This study discusses about the modeling of factors that influence the percentage of poverty in the region and identifying the spatial effects that occur among districts and cities in the province. The variables that suspected to affect poverty in the region are economic growth, unemployment rate, human development index, infrastructure deployment of social welfare and electrification ratio. Modelling the percentage of poverty is not only seen from a period of time (cross-sectional), but it should be seen from some earlier time periods (time series), so that the model used is Panel Data model. The relationship among poverty variables is a dynamism, so it also needs a dynamic panel data model. The linkage among regions are also expected to affect the percentage of poverty in an area, so that the used model become Econometrics Spatial Dynamic Panel Data model. The application of OLS estimation method, fixed effect and random effect on dynamic panel model can be biased and inconsistent, so to overcome this problem the estimation method spatially Blundell-Bond Generation Method of Moment (GMM) is used. The result of this research shows the best model is Spatial Dynamic Panel Error model that using queen contiguity as weight. Significant variables in explaining the rate of poverty are the open unemployment rate elasticity with short term amounted to 0,016 and the elasticity of the long-term by 0,036, the index of human development with the elasticity of short-term amounted to 0.984 and the elasticity of the long-term by 2,244, and electrification ratio with the elasticity of short-term amounted to 0,035 and 0.081 of long-term elasticity.

Keywords: Poverty, dynamic panel, spatial, GMM

“Halaman ini sengaja dikosongkan”

KATA PENGANTAR

Segala puji syukur kepada Tuhan yang Maha Esa, atas ijin dan kuasa-Nya penulis dapat menyelesaikan tesis yang berjudul “**PEMODELAN PERSENTASE KEMISKINAN DI PROVINSI NUSA TENGGARA TIMUR DENGAN MENGGUNAKAN MODEL EKONOMETRIKA SPASIAL DATA PANEL DINAMIS**”, pada Program Studi Magister Jurusan Statistika Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Institut Teknologi Sepuluh Nopember.

Pada kesempatan yang baik kali ini, penulis ingin menyampaikan ucapan terima kasih dan penghargaan yang setinggi-tingginya kepada:

1. Lembaga Pengelolaan Dana Pendidikan (LPDP) Indonesia yang telah memberikan kesempatan kepada penulis untuk melanjutkan studi program S2 di ITS.
2. Bapak Dr. Ir. Setiawan, M.S. dan Ibu Dr. Santi Puteri Rahayu, M.Si, Ph.D atas segala bimbingan dan arahan dalam penulisan tesis ini.
3. Prof. Drs. Nur Iriawan, M.Ikomp., Ph.D selaku dosen wali penulis selama menuntut ilmu di ITS.
4. Bapak Dr. Suhartono, M.Sc selaku Ketua Jurusan Statistika ITS dan Bapak Dr.rer.pol. Heri Kuswanto, S.SI., M.Si. selaku Kaprodi Pascasarjana Statistika ITS yang telah banyak memberikan dorongan dan arahan kepada penulis selama proses studi yang tak terlupakan.
5. Bapak Dr. Brodjol Sutijo Suprih Ulama, M.Si dan Bapak Dr. Drs. Agus Suharsono, M.S. selaku dosen penguji atas masukan, kritik dan saran untuk perbaikan tesis ini.
6. Bapak dan Ibu dosen pengajar beserta seluruh jajaran di Jurusan Statistika ITS atas waktu dan tenaga yang diluangkan demi kelancaran proses studi penulis.
7. Ayah, Ibu, Sri, Tri dan Sanep atas doa dan dorongan untuk penulis tetap semangat, menyelesaikan studi.

8. Teman-teman seperjuangan Statistika ITS tahun 2014 yang sudah bersedia mebagikan ilmu dan pengalaman selama penulis melanjutkan studi di Jurusan Statistika ITS.
9. 12 teman LPDP Affirmasi LPDP NTT tahun 2014 yang sudah menjadi keluarga selama penulis melanjutkan studi di ITS.
10. Terakhir untuk yang teristimewa Voni Sairlay yang slalu setia mendoakan, memberikan dorongan, memberikan motivasi, selalu mendampingi, dan selalu bersabar menunggu penulis menyelesaikan studi di ITS.

Penulis menyadari bahwa masih terdapat kekurangan dalam penulisan tesis ini, oleh karena itu kritik dan saran yang membangun sangat diharapkan untuk perbaikan penulisan di masa yang akan datang. Akhirnya penulis berharap agar tesis ini dapat bermanfaat bagi semua pihak.

Surabaya, Juli 2016

Marvin Jecson Pandu

DAFTAR ISI

	Halaman
ABSTRAK	i
ABSTRACT	iii
KATA PENGANTAR	v
DAFTAR ISI	vii
DAFTAR TABEL	xii
DAFTAR GAMBAR	xiii
DAFTAR LAMPIRAN	xv
BAB 1 PENDAHULUAN	1
1.1. Latar Belakang	1
1.2. Rumusan Masalah	8
1.3. Tujuan Penelitian	8
1.4. Manfaat Penelitian	9
1.5. Batasan Masalah	9
BAB 2 TINJAUAN PUSTAKA	11
2.1 Analisis Data Panel	11
2.1.1 Pengertian Data Panel	11
2.1.2 Model Lag Terdistribusi	15
2.1.3 Data Panel Dinamis	17
2.1.4 Model Instrumental Variabel	18
2.1.5 <i>System Instrumental Variabel estimator</i>	19
2.1.6 <i>Generalized Method of Moment (GMM)</i>	20
2.1.7 <i>First-Difference GMM</i>	22
2.1.8 <i>System GMM</i>	25
2.2 Aspek Spasial	34
2.2.1 Penggolongan <i>Spatial Dependence</i>	34
2.2.2 Matriks Pembobot Spasial	35
2.2.3 Pengujian Dependensi Spasial	37
2.3 Model Regresi spasial data panel Dinamis	39
2.4 <i>Spatially Blunded-Bond Estimator</i>	41
2.5 Uji Spesifikasi Model	47
2.5.1 Panel Unit Root Test	47
2.5.2 Arellano-Bond Test	48
2.5.3 Sargan Test	50
2.5.4 Granger Causality Test	41
2.5.5 Wald Test	51
2.5.5 Pengujian Individu	53
2.6 Pengujian Asumsi Residual	53
2.7 Koefisien Elastisitas Regresi	56
2.8 Keadaan Geografis dan Administratif Provinsi NTT	56
2.9 Kemiskinan	57

2.9.1	Kaitan Persentase Kemiskinan dengan Pertumbuhan Ekonomi.....	58
2.9.2	Kaitan Persentase Kemiskinan dengan Pengangguran.....	58
2.9.3	Kaitan Persentase Kemiskinan dengan Indeks Pembangunan Manusia.....	59
2.9.4	Kaitan Persentase Kemiskinan dengan Penyebaran Infrastruktur Kesejahteraan Sosial	60
2.9.5	Kaitan Persentase Kemiskinan dengan Rasio Elektrifikasi.....	60
2.10	Studi Hasil Penelitian Sebelumnya.....	61
BAB 3	METODOLOGI PENELITIAN.....	63
3.1.	Sumber Data	63
3.2.	Kerangka Pemikiran Penelitian.....	64
3.3.	Variabel Penelitian.....	64
3.4.	Spesifikasi Model.....	67
3.5.	Struktur Data Penelitian	68
3.6.	Metode Analisis Data.....	69
3.7.	Hipotesis Penelitian.....	73
BAB 4	HASIL DAN PEMBAHASAN.....	65
4.1	Pemodelan Persentase Kemiskinan dengan Model Ekonometrika Data Panel Dinamis	75
4.1.1	Deskripsi Variabel yang Mempengaruhi Persentase Kemiskinan antara Daerah di NTT.....	75
4.1.2	Kondisi Umum Persentase Kemiskinan antar Daerah di NTT.....	76
4.1.3	Gambaran Umum Variabel-Variabel yang Mempengaruhi Persentase Kemiskinan di NTT.....	78
4.1.4	Identifikasi Pola Hubungan antar Variabel Regressor ..	87
4.1.5	Pengujian <i>Panel Unit Root</i> Data Panel	90
4.1.6	Pengujian <i>Causality Granger</i> Data Panel	91
4.1.7	Hasil Estimasi Model Ekonometrika Data Panel Dinamis Persentase Kemiskinan di NTT.....	92
4.2	Autokorelasi Spasial	97
4.3	Pemodelan Persentase Kemiskinan dengan Model Ekonometrika Spasial Data Panel Dinamis	101
a.	Pengujian Dependensi Spasial	102
b.	Hasil estimasi Model <i>Dynamic Panel Spatial Lag</i>	103
c.	Hasil estimasi Model <i>Dynamic Panel Spatial</i> <i>Error</i>	107
d.	Pengujian Asumsi Residual	113

4.4	Estimasi Parameter Model Regresi Panel Dinamis dengan Variabel Eksogen dan Variabel Endogen Menggunakan <i>GMM Blundell-Bond</i>	66
4.5	Estimasi Parameter Model Spasial Panel Dinamis dengan Variabel Eksogen dan Variabel Endogen Menggunakan <i>Spatial GMM Blundell-Bond (Spatial system GMM)</i>	70
4.6	Kondisi Umum Persentase Kemiskinan antar Daerah di NTT.	76
4.7	Gambaran Umum Variabel-Variabel yang Mempengaruhi Persentase Kemiskinan di NTT	77
4.8	Hasil Estimasi Model Data Panel Dinamis dan Model Spasial Data Panel Dinamis	87
4.6.1	Identifikasi Pola Hubungan antar Variabel Regressor .	87
4.6.2	Pengujian <i>Panel Unit Root</i> Data Panel.....	89
4.6.3	Pengujian <i>Causality Granger</i> Data Panel.....	91
4.6.4	Autokorelasi Spasial	93
4.6.5	Pemodelan Persentase Kemiskinan dengan Model Ekonometrika Data Panel Dinamis.....	99
4.6.6	Pemodelan Persentase Kemiskinan dengan Model Ekonometrika Spasial Data Panel Dinamis	103
a.	Pengujian Dependensi Spasial	104
b.	Hasil estimasi Model <i>Dynamic Panel Spatial Lag</i> ...	105
c.	Hasil estimasi Model <i>Dynamic Panel Spatial Error</i>	109
d.	Pengujian Asumsi Residual	115
BAB 5	KESIMPULAN DAN SARAN	117
5.1	Kesimpulan.....	117
5.2	Saran	118
DAFTAR PUSTAKA	119
LAMPIRAN	123
BIOGRAFI PENULIS	153

“Halaman ini sengaja dikosongkan”

DAFTAR TABEL

	Halaman
Tabel 2.1 Struktur Data Panel	13
Tabel 2.2 Kriteria Pengambilan Keputusan Uji <i>Durbin Watson</i>	54
Tabel 3.1 Variabel Penelitian	65
Tabel 3.2 Struktur Data Penelitian	68
Tabel 4.1 Deskripsi Variabel yang digunakan dalam Penelitian	75
Tabel 4.2 Nilai Koefisien Korelasi Pearson antara variabel dependen dan variabel independen	89
Tabel 4.3 Nilai Koefisien Korelasi Pearson antara variabel dependen dan variabel independen pada <i>1st Differencing</i>	89
Tabel 4.4 <i>Variance Inflation Factors (VIF)</i>	90
Tabel 4.5 Ringkasan hasil pengujian <i>Panel Unit Root</i>	91
Tabel 4.6 Ringkasan hasil pengujian <i>Granger Causality</i>	92
Tabel 4.7 Hasil Estimasi Model Data Panel Dinamis	93
Tabel 4.8 Hasil Estimasi Model terbaik Data Panel Dinamis	95
Tabel 4.9 Hasil perhitungan Indeks Moran's I Persentase kemiskinan Prov. NTT tahun 2010-2014 dengan pembobot <i>Queen Qontiguity</i>	97
Tabel 4.10 Hasil perhitungan Indeks Moran's I Persentase kemiskinan Prov. NTT tahun 2010-2014 dengan pembobot <i>Customize</i>	101
Tabel 4.11 Hasil Uji <i>Lagrange Multiplier (LM)</i>	102
Tabel 4.12 Hasil Estimasi Model <i>Dynamic Panel Spatial Lag</i>	103
Tabel 4.13 Hasil Estimasi Model terbaik <i>Dynamic Panel Spatial Lag</i>	105
Tabel 4.14 Hasil Estimasi Model <i>Dynamic Panel Spatial Error</i>	108
Tabel 4.15 Hasil Estimasi Model terbaik <i>Dynamic Panel Spatial Error</i>	110

“Halaman ini sengaja dikosongkan”

DAFTAR GAMBAR

	Halaman
Gambar 2.1 Ilustrasi <i>Contiguity</i> (Persinggungan).....	36
Gambar 3.1 Peta Wilayah NTT.....	63
Gambar 3.2 Kerangka Pemikiran Penelitian	64
Gambar 3.3 Diagram Alir Analisis Data	71
Gambar 3.4 Diagram Alir Metode GMM <i>Blundell-Bond</i>	72
Gambar 3.5 Diagram Alir Metode GMM <i>Spatially Blundell-Bond</i>	73
Gambar 4.1 Persentase Kemiskinan Provinsi NTT tahun 2010-2014	76
Gambar 4.2 Persentase Kemiskinan Kabupaten/Kota Prov. NTT tahun 2010-2014	77
Gambar 4.3 Peta Persentase Kemiskinan Kabupaten/Kota Prov. NTT tahun 2014	78
Gambar 4.4 PDRB atas dasar harga konstan Kabupaten/Kota Prov. NTT tahun 2010-2014	79
Gambar 4.5 PDRB atas dasar harga konstan Kabupaten/Kota Prov. NTT tahun 2014.....	80
Gambar 4.6 Tingkat Pengangguran Terbuka Kabupaten/Kota Prov. NTT tahun 2010-2014	81
Gambar 4.7 Tingkat Pengangguran Terbuka Kabupaten/Kota Prov. NTT tahun 2014.....	82
Gambar 4.8 Indeks Pembangunan Manusia Kabupaten/Kota Prov. NTT tahun 2010-2014	82
Gambar 4.9 Indeks Pembangunan Manusia Kabupaten/Kota Prov. NTT tahun 2014.....	83
Gambar 4.10 Penyebaran Infrastruktur Kesejahteraan Sosial Kabupaten/Kota Prov. NTT tahun 2010-2014.....	84
Gambar 4.11 Penyebaran Infrastruktur Kesejahteraan Sosial Kabupaten/Kota Prov. NTT tahun 2014.....	85
Gambar 4.12 Rasio Elektrifikasi Kabupaten/Kota Prov. NTT tahun 2010- 2014	86
Gambar 4.13 Rasio Elektrifikasi Kabupaten/Kota Prov. NTT tahun 2014	87
Gambar 4.14 <i>Scatterplot</i> antara variabel dependen dan variabel independen .	88
Gambar 4.15 <i>Moran's scatterplot</i> (kiri) dan peta tematik (Kanan) Persentase kemiskinan Prov. NTT tahun 2010-2014 dengan pembobot <i>Queen Contiguity</i>	98
Gambar 4.16 <i>Kernel density estimate</i> (kiri) dan <i>Normal Probability Plot</i> (Kanan) Model <i>Dynamic Panel Spatial Error</i>	114
Gambar 4.17 <i>Scatterplot</i> antara Residual dengan Nilai Prediksi (<i>Fits</i>).....	114
Gambar 4.18 Plot <i>Autocorrelation Function</i> (ACF) dari Residual.....	115

“Halaman ini sengaja dikosongkan”

DAFTAR LAMPIRAN

	Halaman
Lampiran 1. Data Asli Penelitian	123
Lampiran 2. Hasil Pengujian Panel Unit Root dengan Program Eviews v6....	126
Lampiran 3. Hasil Pengujian Granger Causality antara persentase kemiskinan dengan beberapa variabel penelitian menggunakan program Eviews v6	132
Lampiran 4. Matriks Bobot Spasial <i>Queen Contiguity</i>	133
Lampiran 5. Matriks Bobot Spasial <i>Customize</i>	134
Lampiran 6. <i>Syntax R Studio Moran's I dan Moran's Scatterplot</i>	135
Lampiran 7. <i>Output Moran's I dan Moran's Scatterplot</i>	137
Lampiran 8. <i>Syntax Matlab R2013a Uji Lagrange Multiplier (LM)</i>	142
Lampiran 9. <i>Output Uji Lagrange Multiplier (LM Test)</i>	144
Lampiran 10. Hasil Estimasi Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Persentase Kemiskinan di NTT untuk Model Data Panel Dinamis.....	146
Lampiran 11. Hasil Estimasi Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Persentase Kemiskinan di NTT untuk Model <i>Dynamic Panel Spatial Lag</i> .	148
Lampiran 12. Hasil Estimasi Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Persentase Kemiskinan di NTT untuk Model <i>Dynamic Panel Spatial Error</i>	150
Lampiran 13. <i>Output Variance Inflation Factors (VIF)</i>	152

“Halaman ini sengaja dikosongkan”

BAB 1

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Kemiskinan adalah keadaan dimana terjadi ketidakmampuan untuk memenuhi kebutuhan dasar seperti makanan, pakaian, tempat berlindung, pendidikan, dan kesehatan. Kemiskinan dapat disebabkan oleh kelangkaan alat pemenuh kebutuhan dasar, ataupun sulitnya akses terhadap pendidikan dan pekerjaan. Kemiskinan merupakan permasalahan penting dalam pembangunan suatu Negara. Kemiskinan di Indonesia merupakan permasalahan yang masih saja aktual untuk dibahas pasca krisis ekonomi tahun 1998.

Provinsi Nusa Tenggara Timur (NTT) merupakan salah satu contoh daerah yang masih menghadapi permasalahan kemiskinan dan penanggulangan kemiskinan. Provinsi NTT menempati posisi ketiga persentase Kemiskinan tertinggi setelah Papua dan Papua Barat (BPS,2015). Masih tingginya angka kemiskinan disetiap Kabupaten/Kota di Provinsi NTT, membuat provinsi ini terus dilanda permasalahan kemiskinan. Permasalahan kemiskinan masih merupakan agenda serius yang dihadapi dan perlu ditanggulangi salah satunya oleh Pemerintah Provinsi Nusa Tenggara Timur (NTT). Jumlah dan persentase kemiskinan di NTT berdasarkan data dari periode 2010-2014 berfluktuasi dari tahun-ketahun. Menurut data BPS, Jumlah penduduk miskin di Nusa Tenggara Timur tahun 2014 berjumlah 991,88 ribu orang (19,60 persen) atau menurun 2 ribu orang dibandingkan pada tahun 2013 yang berjumlah 993,56 ribu orang (20,03 persen). Mengacu pada pengertian pembangunan berkelanjutan, meskipun mengalami penurunan, namun jumlah penduduk miskin yang ada harus terus diturunkan. Menurunkan angka kemiskinan di NTT perlu diketahui faktor-faktor apa yang berhubungan atau mempengaruhi tinggi rendahnya tingkat kemiskinan yang terjadi di NTT sehingga dapat diformulasikan sebuah kebijakan publik yang efektif untuk mengurangi tingkat kemiskinan di NTT bukan

saja sekedar penurunan angka namun juga secara kualitatif. Hal ini perlu diatasi dengan mengetahui kondisi yang terjadi di NTT.

Kondisi sebagian besar alam di Provinsi Nusa Tenggara Timur tandus dan gersang. Kekeringan dan rawan pangan seolah menjadi bencana rutin yang dihadapi warga NTT hampir setiap tahun. Kemiskinan, kasus gizi buruk, angka putus sekolah, serta akses fasilitas kesehatan yang kurang memadai pada akhirnya menjadi mata rantai lanjutan dari persoalan itu. Sumber Daya Alam (SDA) yang cukup besar dan beragam yang tersebar di setiap daerah, namun sampai saat ini potensi setiap sektor tersebut belum secara optimal dapat memberikan nilai tambah yang signifikan untuk mensejahterakan rakyat dan daerah NTT. Hal ini disebabkan karena masih kurangnya investasi yang dilakukan.

Pengukuran persentase kemiskinan di Indonesia dilaksanakan oleh Badan Pusat Statistik (BPS). Pendekatan yang digunakan oleh BPS dalam mengukur persentase kemiskinan adalah menggunakan konsep kemampuan memenuhi kebutuhan dasar (*basic needs approach*). Dengan pendekatan ini, kemiskinan dipandang sebagai ketidakmampuan dari sisi ekonomi untuk memenuhi kebutuhan dasar makanan dan bukan makanan yang diukur dari sisi pengeluaran (BPS, 2015).

Faktor penyebab kemiskinan dapat berupa karakteristik makro, sektoral, komunitas, rumah tangga, dan individu (World Bank dalam Usman, Sinaga & Siregar, 2006). Pada karakteristik makro, penyebab kemiskinan dapat berupa potensi ekonomi daerah, tingkat inflasi dan lain-lain. Pada karakteristik sektoral, penyebab kemiskinan dapat berupa tingkat pengangguran, pendidikan atau kontribusi sektor primer terhadap pertumbuhan ekonomi. Pada karakteristik komunitas, penyebab kemiskinan dapat berupa infrastruktur seperti penyediaan air bersih, listrik, dan jalan. Sedangkan pada karakteristik rumah tangga dan individu, penyebab kemiskinan dapat berupa jumlah anggota keluarga, jumlah tahun bersekolah dari seluruh anggota keluarga, dan mata pencaharian kepala keluarga. Berdasarkan penelitian Amelia (2012), dengan menggunakan metode regresi data panel menunjukkan bahwa faktor-faktor yang memengaruhi kemiskinan di Nusa Tenggara Timur adalah pertumbuhan ekonomi,

jumlah penduduk yang lulus pendidikan SMP, tingkat pengangguran terbuka, jumlah penduduk, dan angka harapan hidup. Namun diperlukan studi lanjutan yang lebih mendalam dan metode yang lebih lengkap sehingga dapat melengkapi hasil penelitian yang ada dan dapat dipergunakan untuk kebijakan penurunan tingkat kemiskinan.

Dalam memodelkan persamaan persentase kemiskinan diperlukan metode yang tepat sehingga dapat memberikan prediksi yang tepat pula dalam penanggulangan permasalahan persentase kemiskinan khususnya yang terjadi di NTT. Dalam penelitian ini ingin membahas masalah kemiskinan di kota dan kabupaten yang ada di NTT. Permasalahan yang ingin dimodelkan dalam penelitian ini hanya untuk pemodelan Persentase Kemiskinan. Salah satu studi yang dapat diterapkan dalam memodelkan masalah persentase kemiskinan adalah Ekonometrika. Studi ekonometrika digunakan untuk menguji kebenaran teorema-teorema permasalahan persentase kemiskinan yang berupa hubungan antar variabel-persentase kemiskinan secara kuantitatif dengan menggunakan data empiris. Jika permasalahan persentase kemiskinan merupakan permasalahan kewilayahan, maka diperlukan juga pendekatan spasial.

Bervariasinya tingkat kemiskinan yang terjadi wilayah disebabkan oleh adanya perbedaan karakteristik antar wilayah dalam lingkup Provinsi. Perbedaan yang terjadi ini justru mengakibatkan adanya hubungan/keterkaitan antar wilayah. Adanya kedekatan secara geografis atau secara spasial dan kedekatan secara ekonomi memungkinkan terjadinya transfer pengetahuan dan penyebaran informasi atau melalui kebijakan yang diterapkan disuatu wilayah yang dampaknya terasa sampai dengan wilayah lain disekitarnya. Sehingga, terjadi kemiripan jumlah Persentase Kemiskinan pada wilayah yang berdekatan secara geografis mengindikasikan adanya dependensi atau keterkaitan wilayah. Penelitian sebelumnya yang menggunakan data panel kemiskinan diantaranya oleh Setiawati (2012) dan Agusti (2015) membuktikan bahwa memasukan pengaruh spasial menghasilkan model yang lebih baik. Hal ini menunjukkan kemiskinan di suatu daerah tidak hanya dipengaruhi oleh faktor-faktor yang dimiliki oleh daerah tersebut, tapi juga oleh kemiskinan di daerah lain.

Pemodelan persentase kemiskinan tidak hanya bisa dilihat dari satu periode waktu saja, namun harus melihat dari beberapa periode waktu sebelumnya. Sehingga, data *Cross-Sectional* saja tidak dapat digunakan tapi diperlukan juga data *Time Series*. Jenis data yang tepat untuk menggabungkan data *Cross-Sectional* dan *Time Series* adalah Data Panel. Berdasarkan model, data panel dibedakan menjadi dua yaitu data panel Statis dan data panel Dinamis. Data panel statis adalah data panel yang mengamati sejumlah objek dalam beberapa waktu (Gujarati,2003). Sedangkan data panel Dinamis digunakan jika adanya pengaruh lag peubah tak bebas diantara peubah-peubah bebas. Penelitian kemiskinan menggunakan data panel sudah banyak dilakukan, diantaranya oleh Friedman (2002) yang menggunakan data panel (1984-1999) untuk mengkaji bagaimana perubahan kemiskinan pada tingkat Provinsi bervariasi bersama-sama dengan tingkat pertumbuhan dan perubahan ketimpangan pada tingkat Provinsi, Tsangarides dkk (2004) meneliti determinan dari tingkat kemiskinan untuk, Negara-negara afrika dan Negara-negara anggota OECD dengan menggunakan data periode 1960-1999, Setiawati (2012) mengenai kemiskinan di Jawa Timur dengan pendekatan ekonometrika panel Spasial, Muchilsoh (2008) telah melakukan penelitian dengan memasukan efek spasial dan efek waktu pada model dan Anggara (2015) mengenai pemodelan data panel kemiskinan di NTT menggunakan *Generalized Linear Model* (GLM) dan *Generalized Linear Mixed Models* (GLMM).

Disamping penggunaan metode panel statis yang telah diuraikan dalam beberapa penelitian di atas, terdapat juga model dinamis dalam menganalisa data panel. Metode panel dinamis merupakan pengembangan metode panel dalam menjawab permasalahan-permasalahan ekonomi yang semakin rumit. Hubungan variabel-variabel persentase kemiskinan pada dasarnya merupakan suatu kedinamisan yakni variabel tidak hanya dipengaruhi variabel pada waktu yang sama tetapi juga dipengaruhi variabel pada waktu yang sebelumnya. Model panel dinamis ini dapat dilihat dari keberadaan lag variabel terikat diantara variabel-variabel regressor. Penelitian menggunakan model data panel dinamis telah banyak dilakukan,

diantaranya oleh Wulandari (2012) menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi Impor di ASEAN+6 dan UNI EROPA-AMERIKA UTARA dengan menggunakan pendekatan panel dinamis, Lubis (2013) mengenai penerapan *generalized method of moments* (GMM) pada persamaan simultan panel dinamis untuk pemodelan pertumbuhan ekonomi di Indonesia dan Shina (2015) menganalisis penerapan *generalized method of moments* estimator pada persamaan simultan data panel dinamis untuk pemodelan pertumbuhan ekonomi Indonesia.

Keterkaitan antar wilayah dalam pemodelan persentase kemiskinan menunjukkan bahwa permasalahan kemiskinan tidak hanya diselesaikan dengan pendekatan ekonometrika tapi harus diperhatikan juga adanya pengaruh spasial. Sehingga diperlukan adanya pendekatan Spasial ekonometrik dalam pemodelan persentase kemiskinan. Salah satu model yang bisa melihat adanya keterkaitan ekonometrika dan spasial dalam memodelkan persentase kemiskinan adalah model Spasial Data Panel Dinamis. Penelitian mengenai spasial data panel dinamis telah banyak dilakukan, diantaranya oleh Jacobs dkk (2009) menurunkan penduga dari koreksi spasial Arellano-Bond dan Arellano-Bunded menjadi tiga tahap, Parent dan LeSage (2012) mengembangkan space-time filter pada spasial data panel dinamis dengan random effects untuk mengontrol heterogenitas dan spasial dependen, Zhang dan Sun (2015) mengestimasi model spesifik parsial spasial data panel dinamis dengan fixed effects, dan Hasriati (2016) memodelkan konvergensi inflasi antar wilayah di Indonesia dengan pendekatan Spasial Dinamis Data Panel *Arellano-Bond Generalized Method of Moments* (AB-GMM) dan *Blundell-Bond Generalized Method of Moments* (SYS-GMM).

Jika suatu persamaan mengandung *lag* dari variabel dependen maka akan muncul masalah berupa korelasi antara *lag* variabel respon dengan *error*. Hal tersebut dikarenakan *lag* variabel dependen merupakan fungsi dari *error*. Penggunaan estimasi dengan panel statis seperti OLS, *fixed effect* dan *random effect* pada persamaan panel dinamis menjadi bias dan inkonsisten (Baltagi,2005). Mengatasi masalah inkonsisten tersebut, menurut Anderson dan Hsiao (1982) dalam Syawal

(2011) dapat digunakan metode estimasi *Instrumental Variabel* (IV), yakni dengan menginstrumenkan variabel yang berkorelasi dengan error. Akan tetapi, metode ini hanya menghasilkan estimasi parameter yang konsisten, namun tidak efisien. Arellano dan Bond menyarankan suatu pendekatan *Generalized Method of Moments* (GMM).

Pendekatan *Arellano and Bond GMM Estimator* ini menghasilkan estimasi yang tak bias, konsisten serta efisien. Walaupun pendekatan *Arellano and Bond GMM Estimator* sudah efisien, tetapi Blundell dan Bond (1998) menyarankan menggunakan *Generalized Method of Moments System (Blundell and Bond GMM System Estimator)* yang diklaim lebih efisien dari estimator sebelumnya. Hal tersebut karena penggunaan tambahan informasi level yaitu momen kondisi dan matriks variabel instrumen level disamping *first difference* dengan cara mengkombinasikan momen kondisi dan matriks variabel instrumen (*first difference* dan level). Maka terdapat dua prosedur estimasi yang digunakan dalam kerangka GMM untuk mengakomodir permasalahan inkonsisten untuk mengestimasi model panel dinamis, yaitu: *First-Difference GMM* (FD-GMM) dan *System GMM* (SYS-GMM). Hasriati (2016) menunjukkan bahwa metode SYS-GMM lebih efisien dan konsisten dibandingkan metode AB-GMM. Berbeda dengan penelitian sebelumnya, dalam penelitian ini akan dimodelkan persentase kemiskinan di NTT dengan menggunakan model data panel dinamis dan spasial data panel dinamis menggunakan metode estimasi *Blundell-Bond GMM* (SYS-GMM) untuk model tanpa pengaruh spasial dan metode estimasi *Spatially Blundell-Bond GMM* untuk model dengan pengaruh spasial.

Terkait pemilihan faktor-faktor yang mempengaruhi persentase kemiskinan di NTT, Penelitian ini merujuk pada penelitian yang dilakukan oleh Siregar dan Wahyuniarti (2007), Tambunan (2001), Ezkiriato (2013) dan Putra (2016). Siregar dan Wahyuniarti (2007) mengenai dampak pertumbuhan ekonomi terhadap penurunan angka kemiskinan dengan menggunakan metode regresi data panel menunjukkan bahwa pertumbuhan ekonomi berpengaruh signifikan terhadap

penurunan jumlah penduduk miskin walaupun dengan magnitudo yang relatif kecil, seperti inflasi, populasi penduduk, share sektor pertanian, dan sektor industri. Tambunan (2001) mengatakan bahwa peningkatan pengangguran akan menyebabkan peningkatan kemiskinan dalam jangka panjang jika rumah tangga tidak menghadapi batasan likuiditas. Ezkiriyanto (2013) dengan menggunakan regresi data panel menunjukkan bahwa terdapat hubungan positif yang signifikan antara indeks pembangunan manusia dan PDRB per kapita, ketika rata-rata lama sekolah, belanja pemerintah bidang pendidikan dan kesehatan, total pengeluaran pemerintah, serta distribusi pendapatan merupakan variabel penting yang menjelaskan kekuatan hubungan antara pembangunan manusia dan pertumbuhan ekonomi. Dimana pertumbuhan ekonomi memberikan pengaruh negatif terhadap kemiskinan. Putra (2016) menggunakan model persamaan simultan menyimpulkan bahwa bantuan sosial berpengaruh terhadap pertumbuhan ekonomi daerah tertinggal. Sedangkan pertumbuhan ekonomi memberikan pengaruh negatif terhadap tingkat kemiskinan. Bantuan yang signifikan mempengaruhi adalah bantuan infrastruktur dan bansos kelembagaan sosial. Sehingga, dalam penelitian ini faktor-faktor yang digunakan untuk memodelkan persentase kemiskinan di NTT dengan pendekatan Spasial Data Panel Dinamis adalah Pertumbuhan ekonomi, Tingkat pengangguran terbuka, Indeks Pembangunan Manusia dan Penyebaran Infrastruktur kesejahteraan sosial. Selain itu, dimasukkan pula variabel Rasio Elektrifikasi yang dimana menurut Tumiwa dan Imelda (2011) menyebutkan bahwa penggunaan listrik diperlukan untuk memenuhi kebutuhan dasar rumah tangga yang memungkinkan masyarakat untuk melakukan kegiatan-kegiatan lainnya setelah matahari terbenam. Sehingga hal ini erat kaitannya dengan tingkat kemiskinan.

1.2 Rumusan Masalah

Berdasarkan judul dan uraian latar belakang, maka masalah dalam penelitian ini dapat dirumuskan sebagai berikut.

1. Apa faktor-faktor yang berpengaruh signifikan terhadap persentase kemiskinan di Provinsi Nusa Tenggara Timur pada periode 2010-2014 dengan menggunakan model Ekonometrika Data Panel Dinamis?
2. Apakah faktor kedekatan ekonomi, transportasi, sosial, infrastruktur, dan pendidikan berhubungan dengan persentase kemiskinan kabupaten/kota di Provinsi Nusa Tenggara Timur?
3. Apakah efek spasial mempengaruhi pembentukan model Ekonometrika Spasial Data Panel Dinamis persentase kemiskinan pada kota/kabupaten di Nusa Tenggara Timur?

1.3 Tujuan Penelitian

Berdasarkan rumusan masalah, maka tujuan dalam penelitian ini dapat dirumuskan sebagai berikut.

1. Menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi persentase kemiskinan di Provinsi Nusa Tenggara Timur pada periode 2010-2014 dengan menggunakan model Ekonometrika Data Panel Dinamis.
2. Mengetahui pengaruh kedekatan ekonomi, transportasi, sosial, infrastruktur, dan pendidikan berhubungan dengan persentase kemiskinan kabupaten/kota di Provinsi Nusa Tenggara Timur.
3. Mengetahui dan menguji pengaruh efek spasial mempengaruhi pembentukan model Ekonometrika Spasial Data Panel Dinamis persentase kemiskinan pada kota/kabupaten di Nusa Tenggara Timur.

1.4 Manfaat Penelitian

Manfaat yang ingin dicapai dari hasil penelitian ini antara lain:

1. Memberikan informasi kepada pemerintah pusat dan daerah tentang kajian indikator yang terkait persentase kemiskinan sehingga dapat dijadikan dasar penyusun kebijakan.
2. Meningkatkan pemahaman dan pengetahuan lebih dalam bagi peneliti mengenai penerapan metode ekonometrika spasial.

1.5 Batasan Masalah

Dalam penelitian ini, masalah dibatasi oleh beberapa aspek sebagai berikut.

1. Penelitian ini menggunakan data persentase kemiskinan yaitu data panel lengkap (*balance*) dari tahun 2010-2014 dengan kabupaten dan kota terpilih adalah yang memiliki kelengkapan data pada tahun tersebut.
2. Penelitian ini dilakukan dengan menggunakan program ekonometrika Eviews dan Stata yang memang dikhususkan untuk pengolahan dengan metode *System GMM* (SYS-GMM)

“Halaman ini sengaja dikosongkan”

BAB 2

TINJAUAN PUSTAKA

Bagian ini akan membahas tentang delapan materi utama yaitu analisis data panel, aspek spasial, model regresi spasial data panel dinamis, *spatially Blundell-Bond estimator*, uji spesifikasi model, keadaan geografis dan administratif Provinsi Nusa Tenggara Timur, kemiskinan dan studi hasil penelitian sebelumnya.

1.1 Analisis Data Panel

Data panel merupakan gabungan antara data *time series* dan *cross section* sehingga struktur datanya merupakan gabungan dari keduanya.

2.1.1 Model Data Panel

Model umum untuk regresi data panel merupakan pengembangan dari model regresi sederhana (Gujarati, 2004; Drapper dan Smith, 1998). Bentuk umum regresi:

$$y_i = \alpha_i + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_K X_{Ki} + \varepsilon_i \quad (2.1)$$

dengan

y_i : Variabel respon ke- i , $i=1,2,\dots,n$

X_{ki} : Variabel prediktor ke- k , $k=1,2,\dots,K$

β_k : Koefisien regresi ke- k

i : Objek observasi, $i = 1, 2, \dots, n$

K : Jumlah variabel prediktor

ε : *error term*, $\varepsilon \sim IIDN(0, \sigma^2)$.

Bentuk umum regresi data panel dapat ditulis sebagai berikut:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 X_{1,t} + \beta_2 X_{2,t} + \dots + \beta_K X_{K,t} + u_{i,t} \quad (2.2)$$

$i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T; k = 1, \dots, K.$

dengan:

$y_{i,t}$: unit *cross section* ke- i untuk periode waktu ke- t .

α_i : efek individu dari *cross section* ke- i yang bernilai konstan sepanjang waktu t atau berbeda untuk setiap unit *cross section* ke- i .

$X_{1,t}, \dots, X_{K,t}$: variabel prediktor untuk individu ke- i untuk periode ke- t .

$u_{i,t}$: *error* regresi untuk individu ke- i untuk periode ke- t . Diasumsikan *error* mengikuti asumsi klasik yaitu $IIDN(0, \sigma^2)$.

Penggunaan data panel telah banyak dilakukan dalam beberapa dekade terakhir. Hal ini dikarenakan data ini memiliki beberapa aplikasi praktis dalam berbagai bidang seperti kedokteran, ekologi, epidemiologi, kesehatan dan lain-lain. Dalam data panel, pengamatan terhadap individu atau subjek penelitian dilakukan selama periode waktu tertentu agar supaya didapatkan pemahaman yang lebih baik dalam hal menganalisis hubungan antara variabel respon dan variabel prediktor (Kadiri, Mustafa, dan Finch, 2010). Data panel memperbolehkan peneliti untuk menganalisis sejumlah pertanyaan yang tidak dapat dipecahkan hanya dengan menggunakan data *cross section* atau data *time series* (Hsiao, 2003).

Dalam perkembangannya, penggunaan data panel tidak hanya difokuskan untuk mencari hubungan antara satu variabel respon dengan beberapa variabel prediktor, namun berkembang untuk menyelidiki hubungan dengan lebih dari satu variabel respon. Weiss (2005) berpendapat bahwa pada data panel apabila terdapat lebih dari satu respon, maka terdapat korelasi dari setiap respon jika dibandingkan dengan data *cross section* dan *time series*. Penggunaan data panel dalam regresi memiliki beberapa keuntungan (Baltagi, 2005), diantaranya adalah:

- 1) Data panel menyediakan informasi yang lebih lengkap dan bervariasi. Derajat bebas yang dihasilkan akan lebih besar sehingga mampu meningkatkan presisi dari estimasi yang dilakukan.
- 2) Data panel mampu mengakomodasi tingkat heterogenitas individu-individu yang tidak diobservasi namun dapat mempengaruhi hasil pemodelan (*individual heterogeneity*).
- 3) Data panel mampu mempelajari kedinamisan data dimana kondisi individu-individu waktu tertentu dibandingkan pada waktu yang lainnya.
- 4) Data panel dapat mengukur efek dari waktu dan objek pengamatan serta menguji model yang bersifat lebih rumit dibandingkan data *cross section* murni maupun data *time series* murni.

- 5) Data panel dapat meminimalkan bias akibat agregasi individu dari observasi yang terlalu banyak.

Sedangkan keterbatasan dalam menggunakan data panel adalah:

- 1) Design dan pengumpulan data menjadi permasalahan dalam data panel.
- 2) Kemungkinan distorsi dari kesalahan pengukuran.
- 3) Dimensi time series data menjadi lebih pendek.

Dalam Widarjono (2007) disebutkan bahwa keuntungan dalam menggunakan data panel adalah sebagai berikut:

- 1) Karena merupakan gabungan dua jenis data maka data panel akan mampu menyediakan data yang lebih banyak sehingga akan menghasilkan *degree of freedom* yang lebih besar.
- 2) Dengan penggabungan informasi dari data *time series* dan *cross section* dapat mengatasi masalah yang timbul ketika ada masalah penghilangan variabel (*omitted-variabel*).

Adapun struktur data dari data panel dapat dilihat pada Tabel 2.1.

Tabel 2.1 Struktur Data panel

Tahun (t)	Individu($i=1,2,\dots,N$)	Variabel Respon ($Y_{i,t}$)	Variabel Prediktor ke-s ($k=1,2,\dots,K$)		
			($X_{i,t}$)	...	($X_{k,t}$)
1 ⋮ 1	1	$Y_{1,1}$	$X_{1,1}$...	$X_{K,1}$
	⋮	⋮	⋮	...	⋮
	N	$Y_{N,1}$	$X_{1,N,1}$...	$X_{K,N,1}$
2 ⋮ 2	1	$Y_{1,2}$	$X_{1,2}$...	$X_{K,2}$
	⋮	⋮	⋮	...	⋮
	N	$Y_{N,2}$	$X_{1,N,2}$...	$X_{K,N,2}$
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
T ⋮ T	1	$Y_{1,T}$	$X_{1,T}$...	$X_{K,T}$
	⋮	⋮	⋮	...	⋮
	N	$Y_{N,T}$	$X_{1,N,T}$...	$X_{K,N,T}$

Secara umum, dengan menggunakan data panel kita akan menghasilkan *intercept* dan *slope* koefisien yang berbeda pada setiap individu dan setiap periode waktu. Oleh karena itu dalam mengestimasi persamaan (2.2) akan sangat tergantung

dari asumsi yang dibuat mengenai *intercept*, koefisien *slope*, dan *error*. Ada beberapa kemungkinan asumsi yang akan terjadi yaitu:

- 1) *Intercept* dan *slope* adalah tetap sepanjang waktu dan individu. Perbedaan antara intersep dan slope dijelaskan oleh *error*.

$$y_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 X_{1,i,t} + \beta_2 X_{2,i,t} + \dots + \beta_k X_{K,i,t} + u_{i,t} \quad (2.3)$$

- 2) *Slope* tetap akan tetapi *intercept* berbeda antar individu.

$$y_{i,t} = \alpha_{1i} + \beta_1 X_{1,i,t} + \beta_2 X_{2,i,t} + \dots + \beta_K X_{K,i,t} + u_{i,t} \quad (2.4)$$

- 3) *Slope* tetap akan tetapi *intercept* berbeda akibat perbedaan *unit cross-section* dan berubahnya waktu.

$$y_{i,t} = \alpha_{1it} + \beta_1 X_{1,i,t} + \beta_2 X_{2,i,t} + \dots + \beta_K X_{K,i,t} + u_{i,t} \quad (2.5)$$

- 4) *Intercept* dan *slope* berbeda akibat perbedaan unit *cross-section*.

$$y_{i,t} = \alpha_{1i} + \beta_1 X_{1,i,t} + \beta_2 X_{2,i,t} + \dots + \beta_{K_i} X_{K_i,i,t} + u_{i,t} \quad (2.6)$$

- 5) *Intercept* dan *slope* berbeda akibat perbedaan unit *cross-section* dan berubahnya waktu.

$$y_{i,t} = \alpha_{1it} + \beta_{1,i,t} X_{1,i,t} + \beta_{2,i,t} X_{2,i,t} + \dots + \beta_{K_i,t} X_{K_i,i,t} + u_{i,t} \quad (2.7)$$

Menurut Komponen *error* ($u_{i,t}$) pada model regresi data panel (2.2) dapat dibedakan berdasarkan pengaruh individu dan pengaruh waktu (Baltagi, 2005), yaitu:

- 1) Model regresi *one-way error component*

$$u_{it} = \mu_i + v_{it}, \quad (2.8)$$

dengan μ_i menyatakan efek spesifik individu yang tidak teramati dan v_{it} menyatakan komponen error lainnya. Dengan catatan μ_i *time-invariant* dan merupakan semua efek spesifik individu yang tidak diikuti sertakan di dalam model regresi atau efek individu yang tidak dapat diamati. Komponen *error* v_{it} berubah seiring individu dan waktu dan dapat digambarkan sebagai error yang umum dalam model regresi.

2) Model regresi *two-way error component*

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it}, \quad (2.9)$$

dengan μ_i menyatakan efek spesifik individu yang tidak teramati, λ_t menyatakan efek spesifik waktu yang tidak teramati dan v_{it} menyatakan komponen error lainnya. Dengan catatan λ_t *individual-invariant* dan merupakan semua efek spesifik dari waktu yang tidak diikutsertakan di dalam model regresi.

Berdasarkan jenis *error component*, model regresi data panel dapat dibedakan menjadi:

- 1) Model regresi *complete panel data* dengan *one-way error component* dan *two-way error component* secara bersama memiliki dimensi NT dengan jumlah pengamatan individu dan waktu adalah $i = 1, 2, \dots, N$ dan $t = 1, 2, \dots, T$.
- 2) Model regresi *incomplete panel data* dengan *one-way error component* memiliki jumlah pengamatan individu $i = 1, 2, \dots, N$ dan jumlah waktu yang berbeda pada setiap objek yang diamati adalah $t = 1, 2, \dots, T_i$. Sedangkan, model regresi *two-way error component* memiliki jumlah pengamatan waktu $t = 1, 2, \dots, T$ dan jumlah individu berbeda diamati pada setiap periode waktu adalah $i = 1, 2, \dots, N_t$ (Wansbeek, 2002).

2.1.2 Model Lag Terdistribusi (Distributed Lag Model)

Model *lag* terdistribusi menunjukkan kegunaan yang sangat besar dalam ilmu ekonomi. Hal tersebut dikarenakan model ini telah membuat teori ekonomi yang bersifat statis menjadi dinamis dengan memperhitungkan secara eksplisit peranan waktu. Sehingga, model ini dapat membedakan antara respon jangka pendek dan jangka panjang dari model persamaan ekonomi. Menurut Gujarati (2004), model *lag* terdistribusi merupakan model regresi yang menunjukkan hubungan antara variabel terikat dan variabel bebas didistribusikan berdasarkan periode waktu tertentu. Model *lag* terdistribusi (*Infinite Lag Models*), dapat ditulis sebagai berikut:

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + u_t \quad (2.10)$$

Model (2.10) menggambarkan bahwa nilai Y_t di pengaruhi oleh nilai X pada periode ini (X_t) dan nilai X periode waktu sebelumnya. u_t merupakan komponen *error*.

Koyck (1954) memperkenalkan metode transformasi penaksiran Model *lag* terdistribusi dengan asumsi bahwa koefisien β mempunyai tanda sama dan menurun secara eksponensial dari waktu ke waktu, yaitu:

$$\beta_k = \beta_0 \lambda^k; k = 0, 1, 2, \dots \text{ dan } 0 < \lambda < 1$$

Dengan mengasumsikan nilai λ non-negatif sehingga β_k tidak berubah tanda, dengan mengasumsikan $\lambda < 1$, memberikan bobot β_k makin kecil makin jauh periodenya. Selain itu, Model Koyck menjamin bahwa jumlah β merupakan penjumlahan jangka panjang (Long-run Multiplier) dan terbatas, yaitu:

$$\sum_{k=0}^{\infty} \beta_k = \beta_0 (1 + \lambda + \lambda^2 + \dots) = \beta_0 \left(\frac{1}{1 - \lambda} \right) \quad (2.11)$$

Dengan asumsi yang telah disebutkan, maka persamaan diatas dapat ditulis sebagai berikut:

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_0 \lambda X_{t-1} + \beta_0 \lambda^2 X_{t-2} + \dots + u_t \quad (2.12)$$

dengan menggunakan model pada persamaan diatas tidaklah mudah untuk melakukan estimasi terhadap koefisiennya karena model tersebut masih merupakan *Infinite Lag Model* dan juga dapat dilihat parameter λ yang masuk dalam model berbentuk *nonlinier* berderajat tinggi. Oleh karena itu, persamaan tersebut berlaku untuk semua t maka akan berlaku juga untuk $(t-1)$ yang dapat menjadi persamaan sebagai berikut:

$$Y_{t-1} = \alpha + \beta_0 X_{t-1} + \beta_0 \lambda X_{t-2} + \beta_0 \lambda^2 X_{t-3} + \dots + u_{t-1}$$

Kemudian kedua ruas dikalikan dengan λ , maka diperoleh persamaan:

$$\lambda Y_{t-1} = \lambda \alpha + \beta_0 \lambda X_{t-1} + \beta_0 \lambda^2 X_{t-2} + \beta_0 \lambda^3 X_{t-3} + \dots + \lambda u_{t-1}$$

Selanjutnya mengurangkan kedua persamaan tersebut, sehingga diperoleh:

$$Y_t = (1 - \lambda) \alpha + \beta_0 X_t + \lambda Y_{t-1} + (u_t - \lambda u_{t-1})$$

Persamaan diatas dapat disederhanakan menjadi:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 Y_{t-1} + v_t \quad (2.13)$$

Sehingga berbentuk tiga parameter yang akan ditaksir dari model persamaan tersebut, yaitu β_0, β_1 dan β_2 . Jadi, transformasi Koyck dapat mengubah *Infinite Lag Model* menjadi *Finite Lag Model*.

2.1.3 Data Panel Dinamis

Model data panel dinamis digunakan untuk menggambarkan hubungan antara variabel-variabel persentase kemiskinan yang pada kenyataannya banyak yang bersifat dinamis. Hubungan variabel-variabel persentase kemiskinan pada dasarnya merupakan suatu kedinamisan yakni variabel tidak hanya dipengaruhi variabel pada waktu yang sama tetapi juga dipengaruhi variabel pada waktu yang sebelumnya. Analisis data panel dapat digunakan untuk model yang bersifat dinamis. Model panel dinamis ini dapat dilihat dari keberadaan *lag* variabel respon diantara variabel-variabel prediktor. Peran variabel lag adalah untuk mengetahui apakah peningkatan persentase kemiskinan pada periode atau tahun sebelumnya akan direspon oleh kenaikan persentase pada periode berikutnya. Oleh karena itu, model data panel dinamis lebih sesuai digunakan dalam analisis persentase kemiskinan.

Adapun model data panel dinamis dapat ditulis sebagai berikut:

$$Y_{i,t} = \delta Y_{i,t-1} + X'_{it} \beta + u_{it}; i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T \quad (2.14)$$

dengan δ merupakan scalar dengan X matriks berukuran $1 \times K$. Sedangkan β merupakan matriks berukuran $K \times 1$. Jika diasumsikan u_{it} merupakan *one-way error component* model yang dapat dituliskan sebagai berikut:

$$u_{it} = \mu_i + v_{it}$$

Dengan μ_i merupakan efek individu dan v_{it} adalah *error term* dengan masing-masing diasumsikan $\mu_i \sim IID(0, \sigma_\mu^2)$ dan $v_{it} \sim IID(0, \sigma_v^2)$.

Ketika suatu persamaan mengandung lag dari variabel terikat maka akan muncul masalah berupa korelasi antara variabel $Y_{i,t-1}$ dengan u_{it} . Hal tersebut dikarenakan $Y_{i,t-1}$ merupakan fungsi dari μ_i . Penggunaan estimasi dengan panel statis seperti OLS, *fixed effect* dan *random effect* pada persamaan panel dinamis menjadi bias dan inkonsisten meskipun v_{it} tidak berkorelasi secara serial (Baltagi,2005).

Untuk mengatasi masalah inkonsisten tersebut, menurut Anderson dan Hsiao (1982) dalam Syawal (2011) dapat digunakan metode estimasi *Instrumental Variabel* (IV), yakni dengan menginstrumenkan variabel yang berkorelasi dengan error. Akan tetapi, metode ini hanya menghasilkan estimasi parameter yang konsisten, namun tidak efisien. Arellano dan Bond menyarankan suatu pendekatan *Generalized Method of Moments* (GMM). Pendekatan GMM digunakan dengan dua alasan yang mendasari pertama, GMM merupakan *common estimator* dan memberikan kerangka yang lebih bermanfaat untuk perbandingan dan penilaian. Kedua, GMM memberikan alternatif yang sederhana terhadap estimator lainnya, terutama terhadap *maximum likelihood*.

Pendekatan *Arellano and Bond GMM Estimator* ini menghasilkan estimasi yang tak bias, konsisten serta efisien. Walaupun pendekatan *Arellano and Bond GMM Estimator* sudah efisien, tetapi Blundel dan Bond (1998) menyarankan menggunakan *Generalized Method of Moments System* (*Blundell and Bond GMM System Estimator*) yang diklaim lebih efisien dari estimator sebelumnya. Hal tersebut karena penggunaan tambahan informasi level yaitu momen kondisi dan matriks variabel instrumen level disamping *first difference* dengan cara mengkombinasikan momen kondisi dan matriks variabel instrumen (*first difference* dan level). Maka terdapat dua prosedur estimasi yang digunakan dalam kerangka GMM untuk mengakomodir permasalahan inkonsisten untuk mengestimasi model panel dinamis, yaitu: *First-Difference GMM* (FD-GMM) dan *System GMM* (SYS-GMM).

2.1.4 Metode *Instrumental Variabel*

Metode *Instrumental Variabel* merupakan metode untuk mendapatkan variabel baru yang berfungsi sebagai pendekatan (*proxy*) terhadap variabel endogen sehingga

tidak berkorelasi dengan error dalam posisinya sebagai variabel penjelas di dalam model.

$$y = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_{k-1} x_{k-1} + \beta_k x_k + u$$

$$E(u) = 0, \text{Cov}(x_j, u) = 0, j = 1, 2, \dots, k-1 \quad (2.15)$$

dengan x_1, x_2, \dots, x_{k-1} merupakan variabel eksogen dan x_k adalah variabel endogen eksplanatori. Pada model di atas variabel x_k berkorelasi dengan error sehingga $\text{cov}(x_k, u) \neq 0$. Estimasi parameter dengan OLS akan menghasilkan penduga yang bias dan tidak konsisten.

Metode Instrumental variabel menggunakan variabel instrumen (z_1) yang harus memenuhi dua syarat berikut:

1. (z_1) berkorelasi dengan x_k

$$\text{cov}(z_1, x_k) \neq 0$$
2. (z_1) tidak berkorelasi dengan error u

$$\text{cov}(z_1, u) = 0$$

berdasarkan penjelasan di atas, dapat disimpulkan bahwa variabel instrumen terdiri atas seluruh variabel eksogen x_1, x_2, \dots, x_{k-1} dan instrumen z_1 .

2.1.5 System Instrumental Variabel (SIV) Estimator

Sytem instrumental variabel adalah sistem dalam menduga parameter suatu model dengan menggunakan variabel instrumen dengan asumsi-asumsi tertentu. Model persamaan tersebut dapat dituliskan dalam bentuk vektor matriks sebagai berikut:

$$y = \mathbf{x}\boldsymbol{\beta} + u \quad (2.16)$$

dengan $\mathbf{x} = (x_1, x_2, x_3, \dots, x_k)$, dan $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \beta_2, \beta_3, \dots, \beta_k)'$. \mathbf{z} merupakan vektor variabel instrumental dengan $\mathbf{z} = (x_1, x_2, \dots, x_{k-1}, z_k)$. Asumsi-asumsi dalam SIV yang dibutuhkan untuk mengestimasi $\boldsymbol{\beta}$ adalah:

1. Asumsi *SIV I*

$$E(\mathbf{z}'u) = \mathbf{0}.$$

2. Asumsi *SIV II*

$$\text{Rank}(\mathbf{z}'x) = k.$$

Selanjutnya untuk memperoleh estimasi parameter β langkah pertama yang dilakukan dengan mengekspektasikan persamaan di atas setelah mengalikan model persamaan tersebut dengan vektor variabel instrumental (\mathbf{z}') , sehingga diperoleh

$$E(\mathbf{z}'y) = E(\mathbf{z}'x\beta) + E(\mathbf{z}'u) \quad (2.17)$$

dengan $E(\mathbf{z}'x)$ berukuran $k \times k$ dan $E(\mathbf{z}'y)$ berukuran $k \times 1$. Berdasarkan asumsi *SIV I* dengan $E(\mathbf{z}'u) = \mathbf{0}$, sehingga persamaan menjadi

$$\beta = E(\mathbf{z}'x)^{-1} E(\mathbf{z}'y) \quad (2.18)$$

Penduga parameter untuk β adalah sebagai berikut:

$$\beta = \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N z'_i x_i \right)^{-1} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N z'_i y_i \right) \quad (2.19)$$

2.1.6 Generalized Method of Moment (GMM)

Generalized Method of Moment (GMM) merupakan metode penaksiran parameter perluasan dari metode momen. Metode momen tidak dapat digunakan apabila banyaknya variabel instrumen lebih besar dibandingkan dengan jumlah parameter yang akan ditaksir. GMM menyamakan momen kondisi dari populasi dengan momen kondisi dari sampel. mengacu pada model sebelumnya dapat dituliskan kembali sebagai berikut:

$$y_i = \mathbf{X}_i\beta + u_i \quad i = 1, 2, 3, \dots, N \quad (2.20)$$

mengacu pada asumsi *SIV I* dan *SIV II* parameter model β merupakan solusi unik untuk momen kondisi dari populasi.

$$E(g_i(\beta)) = E(\mathbf{Z}'_i u_i) = E(\mathbf{Z}'_i (y_i - \mathbf{X}_i\beta)) = \mathbf{0} \quad (2.21)$$

yang selaras dengan momen kondisi dari sampel:

$$\bar{\mathbf{g}}(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = N^{-1} \sum Z'_i (y_i - \mathbf{X}_i \hat{\boldsymbol{\beta}}). \quad (2.22)$$

GMM didapat dengan cara meminimumkan jumlah kuadrat terboboti dari momen kondisi sampel. Matriks bobot $\widehat{\mathbf{W}}$ merupakan suatu matriks simetris definitif positif berukuran $L \times L$ yang bukan fungsi dari $\boldsymbol{\beta}$.

$$J(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = \left\| \bar{\mathbf{g}}(\hat{\boldsymbol{\beta}}) \right\|_{\widehat{\mathbf{W}}}^2 = \bar{\mathbf{g}}(\hat{\boldsymbol{\beta}})' \widehat{\mathbf{W}} \bar{\mathbf{g}}(\hat{\boldsymbol{\beta}}) \quad (2.23)$$

Maka,

$$J(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = \left\| \bar{\mathbf{g}}(\hat{\boldsymbol{\beta}}) \right\|_{\widehat{\mathbf{W}}}^2 = \bar{\mathbf{g}}(\hat{\boldsymbol{\beta}})' \widehat{\mathbf{W}} \bar{\mathbf{g}}(\hat{\boldsymbol{\beta}})$$

$$J(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = \left[N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_i (y_i - \mathbf{X}_i \hat{\boldsymbol{\beta}}) \right] \widehat{\mathbf{W}} \left[N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_i (y_i - \mathbf{X}_i \hat{\boldsymbol{\beta}}) \right] \quad (2.24)$$

$$= \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N y'_i \mathbf{Z}_i \right) \widehat{\mathbf{W}} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_i y_i \right) - \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N y'_i \mathbf{Z}_i \right) \widehat{\mathbf{W}} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_i \mathbf{X}_i \hat{\boldsymbol{\beta}} \right)$$

$$- \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\boldsymbol{\beta}}' \mathbf{X}'_i \mathbf{Z}_i \right) \widehat{\mathbf{W}} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_i y_i \right) \quad (2.25)$$

$$+ \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\boldsymbol{\beta}}' \mathbf{X}'_i \mathbf{Z}_i \right) \widehat{\mathbf{W}} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_i \mathbf{X}_i \hat{\boldsymbol{\beta}} \right)$$

$$= \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N y'_i \mathbf{Z}_i \right) \widehat{\mathbf{W}} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_i y_i \right) - 2 \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\boldsymbol{\beta}}' \mathbf{X}'_i \mathbf{Z}_i \right) \widehat{\mathbf{W}} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_i y_i \right)$$

$$+ \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\boldsymbol{\beta}}' \mathbf{X}'_i \mathbf{Z}_i \right) \widehat{\mathbf{W}} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_i \mathbf{X}_i \hat{\boldsymbol{\beta}} \right) \quad (2.26)$$

dengan,

$$\frac{\partial J(\hat{\boldsymbol{\beta}})}{\partial \hat{\boldsymbol{\beta}}} = 0$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial J(\hat{\beta})}{\partial \hat{\beta}} &= -2 \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}' \mathbf{X}'_i \mathbf{Z}_i \right) \widehat{W} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_i y_i \right) \\ &\quad + 2 \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}' \mathbf{X}'_i \mathbf{Z}_i \right) \widehat{W} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_i \mathbf{X}'_i \hat{\beta} \right) = 0 \end{aligned} \quad (2.27)$$

sehingga,

$$\begin{aligned} \hat{\beta} &= \left[\left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{X}'_i \mathbf{Z}_i \right) \widehat{W} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_i \mathbf{X}_i \right) \right]^{-1} \times \\ &\quad \left[\left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{X}'_i \mathbf{Z}_i \right) \widehat{W} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_i y_i \right) \right]. \end{aligned} \quad (2.28)$$

2.1.7 First-Difference GMM (FD-GMM)

Untuk mengatasi permasalahan korelasi antara *lag* variabel terikat dengan komponen error maka dapat dilakukan *first difference*. Hal tersebut bertujuan untuk menghilangkan efek individu μ_i pada model. Dengan melakukan *first difference* pada model panel dinamis di atas maka dapat ditulis sebagai berikut:

$$\begin{aligned} y_{i,t} - y_{i,t-1} &= \delta (y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (v_{it} - v_{i,t-1}); \\ i &= 1, 2, \dots, N; \quad t = 2, \dots, T \end{aligned} \quad (2.29)$$

Walaupun efek individu μ_i dalam model di atas telah hilang, namun komponen error $(v_{it} - v_{i,t-1})$ masih berkorelasi dengan variabel terikat $(y_{it} - y_{i,t-1})$ sehingga estimator OLS akan menghasilkan estimasi yang bias dan tidak konsisten. Oleh karena itu, sebelum mengestimasi model dianjurkan terlebih dahulu untuk melakukan metode *instrumental variabel* seperti yang dianjurkan Anderson dan Hsiao. Sebagai contoh, $y_{i,t-2}$ akan digunakan sebagai instrumen, $y_{i,t-2}$ berkorelasi dengan $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$ tetapi tidak berkorelasi dengan $v_{i,t-1}$, dan v_{it} , tidak berkorelasi serial.

Penduga variabel instrumen untuk δ adalah sebagai berikut:

$$\delta_{IV} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T y_{i,t-2} (y_{it} - y_{i,t-1})}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T y_{i,t-2} (y_{it} - y_{i,t-2})} \quad (2.30)$$

Syarat perlu agar penduga ini konsisten adalah

$$p \lim_{\substack{N \rightarrow \infty \\ T \rightarrow \infty}} \frac{1}{N(T-1)} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (v_{it} - v_{i,t-1}) y_{i,t-2} = 0. \quad (2.31)$$

Penduga alternatif lain yang digunakan sebagai instrumen adalah $(y_{i,t-2} - y_{i,t-3})$.

Penduga variabel instrumen bagi δ adalah

$$\delta_{IV(2)} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=3}^T (y_{i,t-2} - y_{i,t-3})(y_{it} - y_{i,t-1})}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=3}^T (y_{i,t-2} - y_{i,t-3})(y_{it} - y_{i,t-2})}. \quad (2.32)$$

Syarat perlu agar penduga ini konsisten adalah

$$p \lim_{\substack{N \rightarrow \infty \\ T \rightarrow \infty}} \frac{1}{N(T-2)} \sum_{i=1}^N \sum_{t=3}^T (v_{it} - v_{i,t-1})(y_{i,t-2} - y_{i,t-3}) = 0. \quad (2.33)$$

Penduga variabel instrumen yang kedua (IV(2)) membutuhkan tambahan *Lag* variabel untuk menciptakan instrumen, sehingga jumlah efektif pada observasi pada estimasi berkurang satu periode sampel. Lanjutkan penambahan variabel instrumen untuk masing-masing periode sedemikian sehingga untuk periode ke-T terdapat $(y_{i,1}, y_{i,2}, \dots, y_{i,T-2})$ himpunan variabel instrumen. Hal ini menyebabkan total variabel instrumen yang terdapat di dalam matriks variabel instrumen ada sebanyak $\frac{(T-2)(T-1)}{2}$. Kerugian dari pengurangan ukuran sampel dapat dieliminasi dengan pendekatan metode momen, pendekatan ini juga dapat menyatukan penduga. Langkah pertama pada pendekatan tersebut adalah menetapkan kondisi momen (*momen condition*), yakni:

$$p \lim_{\substack{N \rightarrow \infty \\ T \rightarrow \infty}} \frac{1}{N(T-1)} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (v_{it} - v_{i,t-1}) y_{i,t-2} = E[(v_{it} - v_{i,t-1}) y_{i,t-2}] = 0 \quad (2.34)$$

dan

$$\begin{aligned}
& p \lim_{\substack{N \rightarrow \infty \\ T \rightarrow \infty}} \frac{1}{N(T-1)} \sum_{i=1}^N \sum_{t=3}^T (v_{it} - v_{i,t-1})(y_{i,t-2} - y_{i,t-3}) \\
& = E \left[(v_{it} - v_{i,t-1})(y_{i,t-2} - y_{i,t-3}) \right] = 0
\end{aligned} \tag{2.35}$$

Estimator IV dan IV(2) diberi kondisi momen pada saat estimasi. semakin banyak kondisi momen yang digunakan, efisiensi dari penduga akan meningkat. Jika terdapat ukuran sampel sebanyak T , maka vektor transformasi error dapat ditulis sebagai:

$$\Delta \mathbf{v}_i = \begin{bmatrix} v_{i2} - v_{i1} \\ \dots \\ v_{iT} - v_{i,T-1} \end{bmatrix}. \tag{2.36}$$

dan matriks instrumen untuk model difference berupa

$$\mathbf{z}_{dif} = \begin{bmatrix} [y_{i0}] & 0 & \dots & 0 \\ 0 & [y_{i0}, y_{i1}] & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & [y_{i0}, \dots, y_{i,T-2}] \end{bmatrix} \tag{2.37}$$

Jika matriks \mathbf{z}_{dif} diperluas akan menjadi bentuk sebagai berikut:

$$\mathbf{z}_{dif} = \begin{bmatrix} y_{i,1} & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 \\ 0 & y_{i,1} & y_{i,1} & \dots & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots & \dots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & y_{i,1} & \dots & y_{i,T-2} \end{bmatrix} \tag{2.38}$$

dengan \mathbf{z}_{dif} berordo $(T-2) \times \left[\frac{(T-2)(T-1)}{2} \right]$.

Setiap baris pada matriks \mathbf{z}_{dif} berisi matriks yang valid untuk periode yang diberikan. seluruh himpunan kondisi momen dapat ditulis sebagai:

$$E \left[\mathbf{z}_{dif}, \Delta \mathbf{v}_i \right] = 0. \tag{2.39}$$

dengan kondisi $1+2+3+\dots+T-1$. Untuk menurunkan estimator GMM, persamaan di atas dapat ditulis menjadi sebagai berikut:

$$E\left[\mathbf{z}_{dif}, (\Delta\mathbf{y}_i - \delta\Delta\mathbf{y}_{i-1})\right] = 0. \quad (2.40)$$

Estimasi δ akan dilakukan dengan meminimumkan bentuk kuadrat momen sampel yang berkoresponden karena jumlah kondisi momen biasanya melebihi jumlah koefisien yang belum diketahui. Dengan demikian, penduga GMM adalah

$$\hat{\delta}_{GMM} = \left[\left(\sum_{i=1}^N \Delta\mathbf{y}_{i-1} \mathbf{z}_{dif} \right) W \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{z}_{dif} \Delta\mathbf{y}_{i-1} \right) \right]^{-1} \times \left[\left(\sum_{i=1}^N \Delta\mathbf{y}_{i-1} \mathbf{z}_{dif} \right) W \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{z}_{dif} \Delta\mathbf{y}_{i-1} \right) \right]. \quad (2.41)$$

Penduga konsisten selama matriks penimbang \widehat{W} merupakan definit positif. Matriks penimbang yang optimal mampu memberikan penduga yang paling efisien, yaitu yang memberi matriks kovarian asimtotik terkecil untuk $\hat{\delta}_{GMM}$.

2.1.8 System GMM(SYS-GMM)

Blundell dan Bond (1998) menyatakan bahwa pada sampel yang berukuran kecil, penduga FD-GMM dapat mengandung bias dan ketidaktepatan. Selain itu, instrumen berupa *lagged level* pada persamaan *first-difference* merupakan instrumen yang lemah pada FD-GMM. Oleh karena itu pentingnya pemanfaatan *initial condition* dalam menghasilkan penduga yang efisien dari model data panel dinamis ketika memiliki series waktu yang pendek. Blundell dan Bond menyarankan menggunakan *Generalized Method of Moments System (Blundell and Bond GMM-System Estimator)* yang diklaim lebih efisien dari estimator sebelumnya. Hal tersebut karena penggunaan tambahan informasi level yaitu momen kondisi dan matriks variabel instrumen level disamping *first difference* dengan cara mengkombinasikan momen kondisi dan matriks variabel instrumen (*first difference* dan level). Misalkan diberikan model panel dinamis sebagai berikut:

$$y_{i,t} = \delta y_{i,t-1} + u_{it}; i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T \quad (2.42)$$

dengan $u_{it} = \mu_i + v_{it}$, $E(\mu_i) = 0$, $E(v_{it}) = 0$, dan $E(\mu_i v_{it}) = 0$.

Dari model level diatas, estimator OLS akan menghasilkan penduga yang bias dan tidak konsisten karena $y_{i,t-1}$ berkorelasi dengan u_{it} . Maka, dibentuk variable instrumental yang berkorelasi dengan $y_{i,t-1}$ tetapi tidak berkorelasi dengan u_{it} . Untuk itu dipilih variabel $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$ sebagai variabel instrument. Hal ini karena $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$ berkorelasi dengan $y_{i,t-1}$ namun tidak berkorelasi dengan komponen error u_{it} . Untuk $t=3$, variabel instrument yang mungkin adalah $\Delta y_{i,2}$. Untuk $t=4$, variabel instrument yang mungkin adalah $(\Delta y_{i,2}, \Delta y_{i,3})$. Lanjutan penambahan variabel instrument untuk masing-masing periode ke-T terdapat $(\Delta y_{i,2}, \Delta y_{i,3}, \dots, \Delta y_{i,T-1})$ himpunan variabel instrument. Hal ini menyebabkan total variable instrumen yang terdapat di dalam matriks variabel instrument ada sebanyak $\frac{(T-2)(T-1)}{2}$.

Dan matriks instrument untuk model level sebagai berikut:

$$z_{level} = \begin{bmatrix} [\Delta y_{i,2}] & 0 & \dots & 0 \\ 0 & [\Delta y_{i,2}, \Delta y_{i,3}] & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & (\Delta y_{i,2}, \dots, \Delta y_{i,T-1}) \end{bmatrix} \quad (2.43)$$

Jika z_{level} diperluas akan menjadi bentuk sebagai berikut:

$$z_{level} = \begin{bmatrix} \Delta y_{i,2} & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Delta y_{i,2} & \Delta y_{i,3} & \dots & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots & \dots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \Delta y_{i,2} & \dots & \Delta y_{i,T-1} \end{bmatrix} \quad (2.44)$$

Dengan z_{level} berordo $(T-2) \times \left[\frac{(T-2)(T-1)}{2} \right]$.

Model *first difference* dalam bentuk vector matriks:

$$\Delta y_i = \delta \Delta y_{i-1} + \Delta v_i; i = 1, 2, \dots, N. \quad (2.45)$$

Dan model level dalam bentuk vector matriks:

$$y_i = \delta y_{i-1} + u_i; i = 1, 2, \dots, N. \quad (2.46)$$

Sehingga model system yang merupakan kombinasi model *first difference* dan model level adalah

$$\begin{pmatrix} \Delta y_i \\ y_i \end{pmatrix} = \delta \begin{pmatrix} \Delta y_{i-1} \\ y_{i-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Delta v_i \\ u_i \end{pmatrix}; i = 1, 2, \dots, N. \quad (2.47)$$

Matriks instrument untuk SYS-GMM adalah sebagai berikut:

$$\mathbf{z}_{\text{sys}} = \begin{bmatrix} \mathbf{Z}_{\text{dif}} & 0 \\ 0 & \mathbf{Z}_{\text{level}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{z}_{\text{dif}} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Delta y_{i,2} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \Delta y_{i,3} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \Delta y_{i,T-1} \end{bmatrix} \quad (2.48)$$

Dengan kondisi momen (*momen condition*) populasi dapat dinyatakan sebagai:

$$E(\mathbf{Z}'_{\text{sys}} \mathbf{U}_i^*) = 0; i = 1, 2, \dots, N$$

Sehingga,

$$E(g_i(\delta)) = E(\mathbf{Z}'_{\text{sys}} \mathbf{U}_i^*) = E\left(\mathbf{Z}'_{\text{sys}} \begin{pmatrix} \Delta v_i \\ u_i \end{pmatrix}\right)$$

$$E\left(\mathbf{Z}'_{\text{sys}} \begin{pmatrix} \Delta v_i \\ u_i \end{pmatrix}\right) = E\left(\mathbf{Z}'_{\text{sys}} \left[\begin{pmatrix} \Delta y_i \\ y_i \end{pmatrix} - \delta \begin{pmatrix} \Delta y_{i-1} \\ y_{i-1} \end{pmatrix} \right]\right) = E(\mathbf{Z}'_{\text{sys}} (\boldsymbol{\theta}_i - \boldsymbol{\theta}_{i-1} \delta)) = \mathbf{0}$$

$$\text{Dengan } \mathbf{U}_i^* = \begin{pmatrix} \Delta v_i \\ u_i \end{pmatrix}; \boldsymbol{\theta}_i = \begin{pmatrix} \Delta y_i \\ y_i \end{pmatrix} \text{ dan } \boldsymbol{\theta}_{i-1} = \begin{pmatrix} \Delta y_{i-1} \\ y_{i-1} \end{pmatrix}$$

Momen kondisi dari sampel adalah

$$\bar{g}(\delta) = N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{\text{sys}} (\boldsymbol{\theta}_i - \boldsymbol{\theta}_{i-1} \hat{\delta}). \quad (2.49)$$

Seperti halnya estimasi FD-GMM, estimasi δ pada system GMM akan dilakukan dengan meminimumkan bentuk kuadrat momen sampel yang

berkoresponden karena jumlah kondisi momen biasanya melebihi jumlah koefisien yang belum diketahui. Matriks bobot \hat{W} merupakan suatu matriks simetris definit positif berukuran $L \times L$, dimana dalam kasus ini $L = \frac{(T+1)(T-2)}{2}$

$$J(\hat{\delta}) = \left\| \bar{g}(\hat{\delta}) \right\|_{\hat{W}}^2 = \bar{g}(\hat{\delta})' \hat{W} \bar{g}(\hat{\delta}) \quad (2.50)$$

Maka,

$$\begin{aligned} J(\hat{\delta}) &= \left[N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} (\boldsymbol{\theta}_i - \boldsymbol{\theta}_{i-1} \hat{\delta}) \right]' \hat{W} \left[N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} (\boldsymbol{\theta}_i - \boldsymbol{\theta}_{i-1} \hat{\delta}) \right] \\ J(\hat{\delta}) &= \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\theta}'_i \mathbf{Z}'_{sys} \right)' \hat{W} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\theta}'_i \mathbf{Z}'_{sys} \right) - \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\theta}'_i \mathbf{Z}'_{sys} \right)' \hat{W} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} \boldsymbol{\theta}_{i-1} \hat{\delta} \right) \\ &\quad - \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\delta}' \boldsymbol{\theta}'_{i-1} \mathbf{Z}'_{sys} \right)' \hat{W} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} \boldsymbol{\theta}_i \right) \\ &\quad + \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\delta}' \boldsymbol{\theta}'_{i-1} \mathbf{Z}'_{sys} \right)' \hat{W} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} \boldsymbol{\theta}_{i-1} \hat{\delta} \right) \\ J(\hat{\delta}) &= \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\theta}'_i \mathbf{Z}'_{sys} \right)' \hat{W} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} \boldsymbol{\theta}_i \right) \\ &\quad - 2 \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\delta}' \boldsymbol{\theta}'_{i-1} \mathbf{Z}'_{sys} \right)' \hat{W} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} \boldsymbol{\theta}_i \right) \\ &\quad + \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\delta}' \boldsymbol{\theta}'_{i-1} \mathbf{Z}'_{sys} \right)' \hat{W} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} \boldsymbol{\theta}_{i-1} \hat{\delta} \right) \end{aligned} \quad (2.51)$$

Dengan,

$$\begin{aligned} \frac{\partial J(\hat{\delta})}{\partial \hat{\delta}} &= -2 \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\delta}' \boldsymbol{\theta}'_{i-1} \mathbf{Z}'_{sys} \right)' \hat{W} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} \boldsymbol{\theta}_i \right) \\ &\quad + 2 \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\theta}'_{i-1} \mathbf{Z}'_{sys} \right)' \hat{W} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} \boldsymbol{\theta}_{i-1} \right) = \mathbf{0} \end{aligned} \quad (2.52)$$

Sehingga,

$$\begin{aligned} \hat{\delta} &= \left[\left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\theta}'_{i-1} \mathbf{Z}'_{sys} \right)' \hat{W} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} \boldsymbol{\theta}_{i-1} \right) \right]^{-1} \times \\ &\quad \left[\left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\theta}'_{i-1} \mathbf{Z}'_{sys} \right)' \hat{W} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} \boldsymbol{\theta}_i \right) \right] \end{aligned} \quad (2.53)$$

Prosedur diatas adalah one step consistent estimator dimana merupakan suatu metode penaksiran yang dilakukan oleh *Blundell-Bond* (1998) dengan metode GMM untuk mendapat taksiran yang konsisten. Untuk mendapat taksiran yang efisien diperlukan pemilihan \hat{W} yang optimal.

Blundell-Bond mengadaptasi $\hat{\delta}$ yang diperoleh pada *one step consistent estimator* yaitu dengan menggantikan $\hat{W} = \hat{\Psi}^{-1}$ dengan:

$$\hat{\Psi} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\mathbf{Z}'_{sys} \hat{U}_i^* \hat{U}_i^* \mathbf{Z}_{sys} \right) \quad (2.54)$$

Sehingga dihasilkan *two step efficient Blundell-Bond GMM Estimator* sebagai berikut:

$$\hat{\delta} = \left[\left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\theta}'_{i,-1} \mathbf{Z}_{sys} \right) \hat{\Psi}^{-1} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} \boldsymbol{\theta}_{i,-1} \right) \right]^{-1} \times \left[\left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\theta}'_{i,-1} \mathbf{Z}_{sys} \right) \hat{\Psi}^{-1} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} \boldsymbol{\theta}_i \right) \right] \quad (2.55)$$

Langkah-langkah estimasi parameter model regresi panel dinamis menggunakan GMM Blundell-Bond, adalah sebagai berikut:

1. Menjabarkan model SYS-GMM pada persamaan (2.47) sebagai berikut:

$$\begin{pmatrix} \Delta \mathbf{y}_{i,t} \\ \mathbf{y}_{i,t} \end{pmatrix} = \delta \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} \\ \mathbf{y}_{i,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{x}_{i,t} \\ \mathbf{x}_{i,t} \end{pmatrix} \boldsymbol{\beta} + \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{v}_{i,t} \\ \mathbf{u}_{i,t} \end{pmatrix} \quad (2.56)$$

Persamaan (4.1) dapat dijabarkan sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{y}_{1,3} \\ \vdots \\ \Delta \mathbf{y}_{N,T} \end{pmatrix} \\ \begin{pmatrix} \mathbf{y}_{1,3} \\ \vdots \\ \mathbf{y}_{N,T} \end{pmatrix} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{y}_{1,2} \\ \vdots \\ \Delta \mathbf{y}_{N,T-1} \end{pmatrix} \\ \begin{pmatrix} \mathbf{y}_{1,2} \\ \vdots \\ \mathbf{y}_{N,T-1} \end{pmatrix} \end{bmatrix} \delta + \begin{bmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{x}_{1,3,1} & \cdots & \Delta \mathbf{x}_{1,3,k} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \Delta \mathbf{x}_{N,T,1} & \cdots & \Delta \mathbf{x}_{N,T,1} \end{pmatrix} \\ \begin{pmatrix} \mathbf{x}_{1,3,1} & \cdots & \mathbf{x}_{1,3,k} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{x}_{N,T,1} & \cdots & \mathbf{x}_{N,T,1} \end{pmatrix} \end{bmatrix} \boldsymbol{\beta} + \begin{bmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{v}_{1,3} \\ \vdots \\ \Delta \mathbf{v}_{N,T} \end{pmatrix} \\ \begin{pmatrix} \mathbf{u}_{1,3} \\ \vdots \\ \mathbf{u}_{N,T} \end{pmatrix} \end{bmatrix} \quad (2.57)$$

Persamaan (4.2) merupakan persamaan umum model regresi panel dinamis dengan metode GMM Blundell-Bond.

2. Membangun model penelitian kedalam persamaan (4.2). Jika terdapat sebanyak N observasi, T periode waktu, 2 variabel eksogen dan K variabel endogen, maka persamaan (4.2) dapat dijabarkan sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} \left(\begin{array}{c} \Delta y_{1,3} \\ \vdots \\ \Delta y_{N,T} \end{array} \right) \\ \left(\begin{array}{c} y_{1,3} \\ \vdots \\ y_{N,T} \end{array} \right) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \left(\begin{array}{c} \Delta y_{1,2} \\ \vdots \\ \Delta y_{N,T-1} \end{array} \right) \\ \left(\begin{array}{c} y_{1,2} \\ \vdots \\ y_{N,T-1} \end{array} \right) \end{bmatrix} \delta + \begin{bmatrix} \left(\begin{array}{ccc} \Delta x_{1,3,1} & \cdots & \Delta x_{1,3,k} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \Delta x_{N,T,1} & \cdots & \Delta x_{N,T,k} \end{array} \right) \\ \left(\begin{array}{ccc} x_{1,3,1} & \cdots & x_{1,3,k} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{N,T,1} & \cdots & x_{N,T,k} \end{array} \right) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \left(\begin{array}{c} \Delta v_{1,3} \\ \vdots \\ \Delta v_{N,T} \end{array} \right) \\ \left(\begin{array}{c} u_{1,3} \\ \vdots \\ u_{N,T} \end{array} \right) \end{bmatrix} \quad (2.58)$$

Dengan demikian error dari persamaan (4.1) dapat disajikan dalam bentuk sebagai berikut:

$$\begin{pmatrix} \Delta v_{i,t} \\ u_{i,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Delta y_{i,t} \\ y_{i,t} \end{pmatrix} - \delta \begin{pmatrix} \Delta y_{i,t-1} \\ y_{i,t-1} \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} \Delta x_{i,t} \\ x_{i,t} \end{pmatrix} \beta \quad (2.59)$$

Dimisalkan

$$q_i = \begin{pmatrix} \Delta v_{i,t} \\ u_{i,t} \end{pmatrix}; Y_i = \begin{pmatrix} \Delta y_{i,t} \\ y_{i,t} \end{pmatrix}; \Upsilon = \begin{pmatrix} \delta \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_k \end{pmatrix}; Q = \begin{pmatrix} \Delta y_{i,t-1} & \Delta x_{i,t} \\ y_{i,t-1} & x_{i,t} \end{pmatrix}$$

Sehingga,

$$q_i = Y_i - Q\Upsilon$$

3. Memformulasikan matriks instrumen yang valid untuk **Persamaan (2.56)** dengan mengkombinasikan matriks instrumen pada persamaan level dan matriks instrumen pada persamaan *first difference*.

Matriks instrumen untuk model level adalah sebagai berikut:

$$\mathbf{z}_{level} = \begin{bmatrix} [\Delta y_{i,2}] & 0 & \dots & 0 \\ 0 & [\Delta y_{i,2}, \Delta y_{i,3}] & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & (\Delta y_{i,2}, \dots, \Delta y_{i,T-1}) \end{bmatrix}$$

Sehingga matriks instrumen untuk model SYS-GMM atau GMM Blundell-Bond

adalah sebagai berikut:

$$\mathbf{z}_{sys} = \begin{bmatrix} \mathbf{Z}_{dif} & 0 \\ 0 & \mathbf{Z}_{level} \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{z}_{sys} = \begin{bmatrix} \mathbf{z}_{dif} & 0 & 0 & \dots & 0 & \Delta \mathbf{x}_{i,3,1} & \Delta \mathbf{x}_{i,3,2} & \Delta \mathbf{x}_{i,3,k} \\ 0 & [\Delta y_{i,2}] & 0 & \dots & 0 & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & [\Delta y_{i,2}, \Delta y_{i,3}] & \dots & 0 & \Delta \mathbf{x}_{i,T,1} & \Delta \mathbf{x}_{i,T,2} & \Delta \mathbf{x}_{i,T,k} \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & \mathbf{x}_{i,3,1} & \mathbf{x}_{i,3,2} & \mathbf{x}_{i,3,k} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & [\Delta y_{i,2}, \dots, \Delta y_{i,T-1}] & \mathbf{x}_{i,T,1} & \mathbf{x}_{i,T,2} & \mathbf{x}_{i,T,k} \end{bmatrix}$$

4. Memformulasikan momen kondisi populasi. Momen kondisi populasinya adalah:

$$E(\mathbf{g}_i(\Upsilon)) = E(\mathbf{Z}'_{sys} \mathbf{q}_i) = E(\mathbf{Y}_i - \mathbf{Q}\Upsilon) = 0 \quad (2.60)$$

5. Memformulasikan momen kondisi sampel. Momen kondisi dari sampel adalah:

$$\bar{\mathbf{g}}(\Upsilon) = N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} (\mathbf{Y}_i - \mathbf{Q}\Upsilon) \quad (2.61)$$

6. Memformulasikan matriks bobot. Didefinisikan matriks $\hat{\mathbf{W}}$ yaitu taksiran tak bias dan konsisten untuk matriks bobot $\mathbf{W}_{(L \times L)}$ dimana L adalah jumlah variabel instrumen. Blundell and Bond (1998) mengusulkan bobot $\hat{\mathbf{W}}$ yang optimal sebagai berikut:

$$\hat{\mathbf{W}} = \hat{\Psi}^{-1}$$

$$\text{Dengan } \hat{\Psi} = N^{-1} \sum_{i=1}^N (\mathbf{Z}'_{sys} \mathbf{q}_i \mathbf{q}'_i \mathbf{Z}_{sys})$$

7. Membangun fungsi GMM yaitu fungsi kuadrat dari momen sampel. Fungsi tersebut adalah sebagai berikut:

$$J(\Upsilon) = \|\bar{\mathbf{g}}(\Upsilon)\|_{\hat{\mathbf{W}}}^2 = \bar{\mathbf{g}}(\Upsilon)' \hat{\mathbf{W}} \bar{\mathbf{g}}(\Upsilon)$$

Maka,

$$J(\Upsilon) = \left[N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} (\mathbf{Y}_i - \mathbf{Q}\Upsilon) \right]' \hat{\mathbf{W}} \left[N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} (\mathbf{Y}_i - \mathbf{Q}\Upsilon) \right]$$

$$J(\Upsilon) = \left[N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} \mathbf{Y}_i - \mathbf{Z}'_{sys} \mathbf{Q}\Upsilon \right]' \hat{\mathbf{W}} \left[N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} \mathbf{Y}_i - \mathbf{Z}'_{sys} \mathbf{Q}\Upsilon \right]$$

$$J(\Upsilon) = \left[N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Y}'_i \mathbf{Z}_{sys} - \Upsilon' \mathbf{Q}' \mathbf{Z}_{sys} \right]' \hat{\mathbf{W}} \left[N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} \mathbf{Y}_i - \mathbf{Z}'_{sys} \mathbf{Q}\Upsilon \right]$$

$$J(\Upsilon) = \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Y}'_i \mathbf{Z}_{sys} \right)' \hat{\mathbf{W}} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} \mathbf{Y}_i \right) - \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Y}'_i \mathbf{Z}_{sys} \right)' \hat{\mathbf{W}} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} \mathbf{Q}\Upsilon \right) \\ - \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \Upsilon' \mathbf{Q}' \mathbf{Z}_{sys} \right)' \hat{\mathbf{W}} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} \mathbf{Y}_i \right) + \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \Upsilon' \mathbf{Q}' \mathbf{Z}_{sys} \right)' \hat{\mathbf{W}} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} \mathbf{Q}\Upsilon \right)$$

$$J(\Upsilon) = \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Y}'_i \mathbf{Z}_{sys} \right)' \hat{\mathbf{W}} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} \mathbf{Y}_i \right) - 2 \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Y}'_i \mathbf{Z}_{sys} \right)' \hat{\mathbf{W}} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} \mathbf{Q}\Upsilon \right) \\ + \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \Upsilon' \mathbf{Q}' \mathbf{Z}_{sys} \right)' \hat{\mathbf{W}} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} \mathbf{Q}\Upsilon \right)$$

Taksiran GMM untuk Υ didapatkan dengan cara meminimumkan $J(\Upsilon)$.

$$\frac{\partial J(\Upsilon)}{\partial(\hat{\Upsilon})} = 0$$

$$\frac{\partial J(\Upsilon)}{\partial(\hat{\Upsilon})} = -2 \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Y}'_i \mathbf{Z}_{sys} \right)' \hat{\mathbf{W}} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} \mathbf{Q} \right) \\ + 2 \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\Upsilon}' \mathbf{Q}' \mathbf{Z}_{sys} \right)' \hat{\mathbf{W}} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{sys} \mathbf{Q} \right) = 0$$

$$\begin{aligned}
\left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Y}_i' \mathbf{Z}_{\text{sys}} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{\text{sys}} \boldsymbol{\rho} \right) &= \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \widehat{\mathbf{Y}}' \boldsymbol{\rho}' \mathbf{Z}_{\text{sys}} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{\text{sys}} \boldsymbol{\rho} \right) \\
\left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Y}_i' \mathbf{Z}_{\text{sys}} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{\text{sys}} \boldsymbol{\rho} \right) &= \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{\text{sys}} \boldsymbol{\rho} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\rho} \mathbf{Z}'_{\text{sys}} \widehat{\mathbf{Y}} \right) \\
\widehat{\mathbf{Y}} &= \left[\left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{\text{sys}} \boldsymbol{\rho} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{\text{sys}} \boldsymbol{\rho} \right) \right]^{-1} \left[\left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Y}_i' \mathbf{Z}_{\text{sys}} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{\text{sys}} \boldsymbol{\rho} \right) \right] \\
\widehat{\mathbf{Y}} &= \left[\left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{\text{sys}} \boldsymbol{\rho} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{\text{sys}} \boldsymbol{\rho} \right) \right]^{-1} \left[\left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \boldsymbol{\rho}' \mathbf{Z}_{\text{sys}} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{\text{sys}} \mathbf{Y}_i \right) \right] \\
\begin{pmatrix} \widehat{\delta} \\ \widehat{\beta}_1 \\ \vdots \\ \widehat{\beta}_k \end{pmatrix} &= \left[\left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} & \Delta \mathbf{x}_{i,t} \\ \mathbf{y}_{i,t-1} & \mathbf{x}_{i,t} \end{pmatrix}' \mathbf{Z}_{\text{sys}} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{\text{sys}} \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} & \Delta \mathbf{x}_{i,t} \\ \mathbf{y}_{i,t-1} & \mathbf{x}_{i,t} \end{pmatrix} \right) \right]^{-1} \\
&\quad \left[\left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} & \Delta \mathbf{x}_{i,t} \\ \mathbf{y}_{i,t-1} & \mathbf{x}_{i,t} \end{pmatrix}' \mathbf{Z}_{\text{sys}} \right) \widehat{\mathbf{W}} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{\text{sys}} \mathbf{Y}_i \right) \right] \quad (2.62)
\end{aligned}$$

Hasil estimasi pada **Persamaan (2.62)** disebut *onestep consistent estimator* GMM Blundell-Bond. Dengan mensubstitusikan bobot $\widehat{\mathbf{W}}$ dengan bobot optimal $\widehat{\Psi}^{-1}$, maka didapatkan *twostep efficient estimator* GMM Blundell-Bond, sebagai berikut:

$$\begin{aligned}
\begin{pmatrix} \widehat{\delta} \\ \widehat{\beta}_1 \\ \vdots \\ \widehat{\beta}_k \end{pmatrix} &= \left[\left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} & \Delta \mathbf{x}_{i,t} \\ \mathbf{y}_{i,t-1} & \mathbf{x}_{i,t} \end{pmatrix}' \mathbf{Z}_{\text{sys}} \right) \widehat{\Psi}^{-1} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{\text{sys}} \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} & \Delta \mathbf{x}_{i,t} \\ \mathbf{y}_{i,t-1} & \mathbf{x}_{i,t} \end{pmatrix} \right) \right]^{-1} \\
&\quad \left[\left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} & \Delta \mathbf{x}_{i,t} \\ \mathbf{y}_{i,t-1} & \mathbf{x}_{i,t} \end{pmatrix}' \mathbf{Z}_{\text{sys}} \right) \widehat{\Psi}^{-1} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{\text{sys}} \mathbf{Y}_i \right) \right] \quad (2.63)
\end{aligned}$$

Estimasi yang konsisten untuk matriks varian dan kovarian untuk vektor $(\hat{\delta} \ \hat{\beta}_1 \ \dots \ \hat{\beta}_k)'$ yang asimtotik menurut Baltagi (2005) adalah suku pertama dari

Persamaan (2.63),

$$V \begin{pmatrix} \hat{\delta} \\ \hat{\beta}_1 \\ \vdots \\ \hat{\beta}_k \end{pmatrix} = \left[\left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \begin{pmatrix} \Delta y_{i,t-1} & \Delta x_{i,t} \\ y_{i,t-1} & x_{i,t} \end{pmatrix}' \mathbf{Z}_{\text{sys}} \right) \hat{\Psi}^{-1} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_{\text{sys}} \begin{pmatrix} \Delta y_{i,t-1} & \Delta x_{i,t} \\ y_{i,t-1} & x_{i,t} \end{pmatrix} \right) \right]^{-1} \quad (2.64)$$

2.2 Aspek Spasial

Menurut Anselin (2010) aspek spasial (*spatial aspect*) dapat diklasifikasikan menjadi dua efek spasial yaitu ketergantungan spasial (*spatial dependence*) dan heterogenitas spasial (*spatial heterogeneity*). Persamaan regresi sederhana dengan efek spasial adalah sebagai berikut:

$$Y = X\beta + \mu_i + \varepsilon \quad (2.65)$$

Dengan:

Y : *dependent variable*

X : vector dari *independent variable*

μ_i : efek spasial

ε : *error term* ($\varepsilon \sim i.i.d$)

2.2.1 Penggolongan *Spatial Dependence*

Spatial Dependence dapat digolongkan menjadi:

a. *Spatial lag (spatial autoregressive) model*

Spatial lag (spatial autoregressive) model digunakan ketika fokus kajian adalah interaksi spasial dari *dependent variable*. Dengan kata lain dependent variable mempunyai struktur spasial (rata-rata tertimbang dari nilai daerah tetangganya). Dengan persamaan seagai berikut:

$$y = \rho W y + X\beta + \mu_i + \varepsilon \quad (2.66)$$

Hipotesis:

$H_0 : \rho = 0$ (tidak ada dependensi spasial autoregressive pada model)

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

b. Spatial error model

Spatial error model digunakan untuk mengoreksi persamaan spasial sesuai dengan kegunaan spasial data. Dalam kasus ini tidak diketahui struktur dari hubungan spasial. Dengan kata lain *spatially correlated error* diperhitungkan menurut *unobservable feature* atau *omitted variable*.

Dengan persamaan sebagai berikut:

$$y = X\beta + \mu_i + u; u = \lambda W_u + \varepsilon \quad (2.67)$$

Hipotesis:

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

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

2.2.2 Matriks Pembobot/Penimbang Spasial (Spatial Weighting Matrix)

Didalam model, pengaruh spasial direpresentasikan oleh matriks pembobot spasial (W) yang menggambarkan hubungan antar wilayah. Matriks ini berukuran $N \times N$, dengan N adalah banyaknya unit lokasi, dan diagonalnya biasanya bernilai nol. Matriks ini dibedakan menjadi dua yaitu berdasarkan ketetanggaan dan berdasarkan jarak.

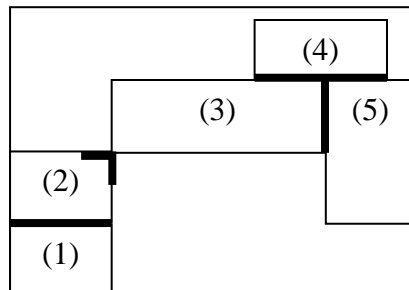
Matriks dengan *Queen Contiguity* adalah salah satu cara membentuk matriks pembobot spasial berdasarkan ketetanggaan. Nilai 1 diberikan jika lokasi- i bertetangga langsung dengan lokasi- j , sedangkan nilai 0 diberikan jika lokasi- i tidak bertetangga dengan lokasi- j . Lee dan Wong (2001) menyebut matriks ini dengan matriks biner, yang dinotasikan dengan C , dengan c_{ij} merupakan nilai dalam matriks baris ke- i dan kolom ke- j . Nilai pada matriks ini selanjutnya dibekukan dengan membuat jumlah setiap baris bernilai sama dengan satu. Isi dari matriks pembobot spasial W pada baris ke- i dan kolom ke- j adalah:

$$w_{ij} = \frac{c_{ij}}{\sum_{j=1}^n c_{ij}} \quad (2.68)$$

Sementara matriks invers jarak adalah salah satu cara membentuk matriks pembobot berdasarkan jarak. Matriks pembobot lag spasial ke-k diperoleh berdasarkan invers bobot $1/(1 + d_{ij})$ untuk lokasi ke-i dan j, dengan d_{ij} merupakan jarak Euclid dengan batasan range jarak yang ditetapkan.

Selain jenis-jenis bobot *contiguity* diatas, sering juga digunakan jenis pembobot *customize*. Pembobot *customize* merupakan pembobot yang disusun tidak hanya memperhatikan faktor persinggungan antar wilayah tetapi juga mempertimbangkan faktor kedekatan ekonomi, transportasi, sosial, infastruktur, ataupun faktor lainnya. Nilai 1 diberikan untuk daerah yang memiliki kedekatan kedekatan ekonomi, transportasi, sosial, infastruktur, ataupun faktor lainnya sedangkan nilai 0 untuk daerah yang tidak memiliki kedekatan ekonomi, transportasi, sosial, infastruktur, ataupun faktor lainnya.

Gambar 2.1 merupakan ilustrasi limaregion yang tampak pada suatu peta.



Gambar 2.1. Ilustrasi *Contiguity* (Persinggungan)

Matrik pembobot spasial dengan menggunakan metode *queen contiguity* adalah sebagai berikut:

$$\begin{array}{c}
1 \quad 2 \quad 3 \quad 4 \quad 5 \\
1 \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 2 \begin{bmatrix} 1 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 3 \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 1 & 1 \\ 4 \begin{bmatrix} 0 & 0 & 1 & 0 & 1 \\ 5 \begin{bmatrix} 0 & 0 & 1 & 1 & 0
\end{array}$$

Baris dan kolom menyatakan region yang ada pada peta. Matriks pembobot spasial merupakan matriks simetris dengan kaidah bahwa diagonal utama selalu nol. Transformasi dilakukan untuk mendapatkan jumlah baris yang sama yaitu satu, sehingga matriks tersebut menjadi:

$$W = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0.5 & 0 & 0.5 & 0 & 0 \\ 0 & 0.3 & 0 & 0.3 & 0.3 \\ 0 & 0 & 0.5 & 0 & 0.5 \\ 0 & 0 & 0.5 & 0.5 & 0
\end{bmatrix}$$

2.2.3 Pengujian Dependensi Spasial

Keberadaan dependensi spasial antar wilayah, yaitu lag spasial dan *error* spasial dapat diuji dengan menggunakan uji *Lagrange Multiplier* (LM). Hasil yang diperoleh dari uji LM akan dijadikan dasar dalam pembentukan model regresi spasial. Pengujian dependensi spasial dengan uji LM pada data panel adalah sebagai berikut:

1. Pengujian dependensi spasial pada lag variabel dependen

Hipotesis untuk uji LM lag adalah sebagai berikut:

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

$$H_1 : \rho \neq 0 \text{ (ada dependensi lag spasial pada model)}$$

Menurut Anselin (dalam Elhorst, 2014) statistik uji yang digunakan pada uji LM lag adalah sebagai berikut:

$$LM_{\rho} = \frac{e'(\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W})\mathbf{Y} / \hat{\sigma}^2}{J} \tag{2.69}$$

Dengan:

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

$$T_w = tr(\mathbf{W} \mathbf{W} + \mathbf{W}' \mathbf{W})$$

2. Pengujian dependensi spasial pada error

Hipotesis untuk uji LM *error* adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \lambda = 0; (\text{tidak ada dependensi error spasial pada model})$$

$$H_1 : \lambda \neq 0; (\text{ada dependensi error spasial pada model})$$

Menurut Anselin (dalam Elhorst, 2014) statistik uji yang digunakan pada uji LM *error* adalah sebagai berikut:

$$LM_\lambda = \frac{\left[\mathbf{e}' (\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W}) \mathbf{e} / \hat{\sigma}^2 \right]}{T \times T_w} \quad (2.70)$$

Elhorst (2010) menunjukkan bahwa pengujian *Robust* LM untuk spasial data panel mempunyai bentuk persamaan sebagai berikut:

$$\text{robust } LM_\rho = \frac{\left[\mathbf{e}' (\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W}) \mathbf{Y} / \hat{\sigma}^2 - \mathbf{e}' (\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W}) \mathbf{e} / \hat{\sigma}^2 \right]}{J - TT_w} \quad (2.71)$$

$$\text{robust } LM_\lambda = \frac{\left[\mathbf{e}' (\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W}) \mathbf{e} / \hat{\sigma}^2 - TT_w / J \times \mathbf{e}' (\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W}) \mathbf{Y} / \hat{\sigma}^2 \right]}{TT_w [1 - TT_w / J]} \quad (2.72)$$

Statistik uji LM berdistribusi χ^2 dimana H_0 ditolak jika nilai statistik LM lebih besar dari nilai χ_1^2 .

Pengujian otokorelasi spasial pada peubah penjelas, digunakan indeks Moran. Indeks Moran adalah indicator otokorelasi spasial yang dikembangkan oleh Moran, yang membandingkan nilai dari suatu peubah pada suatu lokasi dengan nilai peubah yang sama pada lokasi lainnya. Hipotesis yang digunakan yaitu:

$$H_0 : I = 0 \text{ (tidak terdapat autokorelasi spasial)}$$

$$H_1 : I > 0 \text{ (terdapat autokorelasi spasial positif)}$$

$I < 0$ (terdapat autokorelasi spasialnegatif)

Formula dari indeks Moran adalah:

$$I = \frac{N \sum_i \sum_j W_{i,j} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\left(\sum_i \sum_j W_{i,j} \right) \sum_i (x_i - \bar{x})^2} \quad (2.73)$$

Nilai indeks Moran bernilai 1 hingga -1. Sementara uji signifikannya adalah sebagai berikut:

$$Z(I) = \frac{I - E(I)}{S_{E(I)}} \quad (2.74)$$

$$S_{E(I)} = \sqrt{\left[\frac{N^2 \sum_{ij} w_{ij}^2 + 3 \left(\sum_{ij} w_{ij} \right)^2 - N \sum_i \left(\sum_j w_{ij} \right)^2}{(N^2 - 1) \left(\sum_{ij} w_{ij} \right)^2} \right]} \quad (2.75)$$

2.3 Model Regresi Spasial Data Panel Dinamis

Sebelum membahas mengenai Model Spasial Data Panel Dinamis, perlu diketahui terlebih dahulu model Spasial Data Panel. Model regresi panel dengan efek spasial tetapi tanpa interaksi spasial dapat ditulis sebagai berikut:

$$Y = X_{i,t} \beta + \mu_i + \varepsilon \quad (2.76)$$

Model spasial data panel dinamis adalah pengembangan lebih lanjut ketika variabel dependen atau bentuk *error*-nya memiliki keterkaitan spasial. Bentuk umum dari model spasial dengan $i = 1, 2, \dots, N$ unit spasial dan $t = 1, 2, \dots, T$ periode waktu. Jika diasumsikan data pada observasi ke-I pada waktu ke-t dibangkitkan mengikuti model berikut:

$$y_{i,t} = \delta y_{i,t-1} + \lambda W_N y_{i,t} + X_{i,t} \beta + u_{i,t} \quad (2.77)$$

dengan

$y_{i,t}$: vektor dependen variabel yang berukuran $N \times 1$

W_N : matriks bobot spasial berukuran $N \times N$ dengan elemen diagonal bernilai

nol

δ : koefisien dari variabel dependen

λ : koefisien autoregresif spasial yang mengukur efek dari terjadinya interaksi antar variabel endogen

β : vector koefisien regresi berukuran $K \times 1$

$\mathbf{x}_{i,t}$: matriksvariabel penjelas yang diasumsikan strictly exogenous berukuran $N \times K$

$\mathbf{u}_{i,t}$: vector error term yang berukuran $N \times 1$

Spatial Autoregressive Model (SAR) pada persamaan 2.54 dinotasikan oleh $\mathbf{W}_N \mathbf{y}_{i,t}$ (Jacobs, Ligthorty, dan Vrijburg, 2009).

Selanjutnya pada kasus terjadinya keterkaitan struktur error secara spasial, maka komponen error $\mathbf{u}_{i,t}$ mengikuti proses *autoregressive* spasial sebagai berikut:

$$\mathbf{u}_{i,t} = \rho \mathbf{M}_N \mathbf{u}_{i,t} + \boldsymbol{\varepsilon}_{i,t} \quad (2.78)$$

dengan \mathbf{M}_N adalah matriks penimbang spasial berukuran $N \times N$, sehingga $\mathbf{M}_N \mathbf{u}_{i,t}$ merupakan bentuk error spasial (*Spatial error model*), dan diasumsikan bahwa $\mathbf{W}_N \neq \mathbf{M}_N$. Selanjutnya $\boldsymbol{\varepsilon}_{i,t} = \mathbf{I}_N \boldsymbol{\eta} + \mathbf{v}_{i,t}$; $\mathbf{v}_{i,t} \sim iid(0, \sigma_v^2 \mathbf{I}_T)$, dengan \mathbf{I}_N adalah matriks identitas berukuran $N \times N$ dan $\boldsymbol{\eta}$ vector (unobservable) unit *specific-fixed effects*.

Persamaan 2.54 dapat direduksi sehingga diperoleh persamaan berikut:

$$\mathbf{y}_{i,t} = (\mathbf{I}_N - \lambda \mathbf{W}_N)^{-1} [\delta \mathbf{y}_{i,t-1} + \mathbf{x}_{i,t} \boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}_{i,t}] \quad (2.79)$$

dengan:

$$(\mathbf{I}_N - \lambda \mathbf{W}_N)^{-1} = \mathbf{I}_N + \delta \mathbf{W}_N + \delta^2 \mathbf{W}_N^2 + \delta^3 \mathbf{W}_N^3 + \dots$$

Atau

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{z}_t \boldsymbol{\theta} + \mathbf{u}_t \quad (2.80)$$

dengan $\mathbf{z}_{it} = [\mathbf{y}_{i,t-1}; \mathbf{W}_N \mathbf{y}_{it}; \mathbf{x}_{it}]$ adalah matriks regresor, sementara $\boldsymbol{\theta} = [\delta; \lambda; \boldsymbol{\beta}']'$

adalah vector parameter.

Sementara persamaan (2.53) dapat direduksi sehingga diperoleh persamaan berikut:

$$\mathbf{u}_t = (\mathbf{I}_N - \rho \mathbf{M}_N)^{-1} [\mathbf{I}_N \boldsymbol{\eta} + \mathbf{v}_t] \quad (2.81)$$

Jika $\delta = \rho = 0$ dan $\lambda > 0$ maka diperoleh persamaan untuk Spatial Lag Model. Jika $\delta = \lambda = 0$ dan $\rho > 0$ maka diperoleh persamaan Spatial Error Model. Jika $\delta > 0$ dan $\lambda = \rho = 0$ kita dapatkan model AB (*Arellano and Bond*) Panel dinamis.

2.4 Spatially Blundell-Bond (SBB) Estimator

Metode ini merupakan perluasan dari metode data panel dinamis *Blundell-Bond* (1998) karena adanya keterkaitan secara spasial pada variabel lag dan errornya. *System-GMM* yang disarankan oleh *Blundell-Bond* (1998) seperti yang telah diuraikan sebelumnya merupakan cara untuk menanggulangi kelemahan dari instrument yang digunakan dalam metode *FD-GMM*. Menurut *Jacobs dkk* (2009), penduga dari spasial metode *Blundell-Bond* (SBB) dapat diturunkan dalam tiga tahap melalui model berikut:

$$\begin{bmatrix} \mathbf{y}_{it} \\ \Delta \mathbf{y}_{it} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{z}_{it} \\ \Delta \mathbf{z}_{it} \end{bmatrix} \boldsymbol{\theta}_{SBB} + \begin{bmatrix} \mathbf{u}_{it} \\ \Delta \mathbf{u}_{it} \end{bmatrix} \quad (2.82)$$

Atau secara ringkas dapat ditulis menjadi

$$\mathbf{y}_{SBB}(t) = \mathbf{z}_{SBB}(t) \boldsymbol{\theta}_{SBB} + \mathbf{u}_{SBB}(t) \quad (2.83)$$

dengan $\mathbf{y}_{SBB}(t)$ adalah vector $2N \times 1$.

Jumlah amatan pada model *Blundell-Bond* menjadi dua kali lipat, yaitu dari sebelumnya $N(T-1)$ menjadi $2N(T-1)$, yang akan meningkatkan efisiensi dari pendugaan. Prosedur pendugaan SBB ada tiga tahap.

Tahap pertama dari pendugaan spasial *Blundell-Bond* menurut *Jacobs dkk*. (2009) adalah sebagai berikut:

$$\hat{\boldsymbol{\theta}}_{SBB} = [\mathbf{z}'_{SBB} \mathbf{H}_{SBB} \mathbf{A}_{SBB} \mathbf{H}'_{SBB} \mathbf{z}_{SBB}]^{-1} \mathbf{z}'_{SBB} \mathbf{H}_{SBB} \mathbf{A}_{SBB} \mathbf{H}'_{SBB} \mathbf{y}_{SBB} \quad (2.84)$$

dengan:

$$\mathbf{A}_{SBB} = [\mathbf{H}'_{SBB} \mathbf{H}_{SBB}]^{-1}$$

$$\mathbf{H}_{SBB} = \begin{bmatrix} \mathbf{H}_D & 0 \\ 0 & \mathbf{H}_L \end{bmatrix} \quad (2.85)$$

\mathbf{H}_D : Instrument untuk model *first differences*

\mathbf{H}_L : Instrument dalam bentuk *level*.

Struktur dari matriks \mathbf{H}_{SBB} , pada persamaan (2.85) memastikan tidak adanya interaksi antara variabel instrument, sehingga antar variabel instrument tidak dapat mempengaruhi satu dengan lainnya.

Matriks instrument \mathbf{H}_D berdasarkan pada momen kondisi berikut:

$$E[\mathbf{y}(t-s)' \Delta \mathbf{v}(t)] = 0; E[(\mathbf{W}_N \mathbf{x})' \Delta \mathbf{v}(t)] = 0; E[\mathbf{x}(t)' \Delta \mathbf{v}(t)] = 0 \quad (2.86)$$

Sementara matriks instrument \mathbf{H}_L berdasarkan :

$$E[\mathbf{y}(t)' \Delta \mathbf{v}(t-s)] = 0; E[(\mathbf{W}_N \Delta \mathbf{x})' \Delta \mathbf{v}(t-s)] = 0; E[\mathbf{x}(t)' \Delta \mathbf{v}(t-s)] = 0 \quad (2.87)$$

Untuk $t = 3, 4, \dots, T$ dan $s = 2, 3, \dots, T-1$.

Tahap kedua dan ketiga dapat dilakukan dengan prosedur penggunaan $\hat{\mathbf{u}} = \mathbf{y} - \mathbf{z} \hat{\boldsymbol{\theta}}_{SBB}$ dengan $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{SBB}$ diperoleh dari pendugaan tahap pertama dan \mathbf{z} hanya berisi variabel pada level.

Pendugaan dari $\boldsymbol{\theta}$ pada tahap terakhir adalah

$$\hat{\boldsymbol{\theta}}_{SBB} = [\tilde{\mathbf{z}}'_{SBB} \tilde{\mathbf{H}}_{SBB} \tilde{\mathbf{A}}_{SBB} \tilde{\mathbf{H}}'_{SBB} \tilde{\mathbf{z}}_{SBB}]^{-1} \tilde{\mathbf{z}}'_{SBB} \tilde{\mathbf{H}}_{SBB} \tilde{\mathbf{A}}_{SBB} \tilde{\mathbf{H}}'_{SBB} \tilde{\mathbf{y}}_{SBB} \quad (2.88)$$

Dengan $\tilde{\mathbf{p}} = [\mathbf{I}_N - \hat{\rho} \mathbf{M}_N] \mathbf{p}$ untuk $\mathbf{p} = \{\mathbf{y}_{SBB}, \mathbf{z}_{SBB}\}$

Matriks instrument $\tilde{\mathbf{H}}_{SBB}$ didefinisikan sebagai berikut

$$\tilde{\mathbf{H}}_{SBB} = [\mathbf{I}_N - \hat{\rho} \mathbf{M}_N] \mathbf{H}_{BB} \text{ dan } \tilde{\mathbf{A}}_{SBB} = [\tilde{\mathbf{H}}'_{SBB} \tilde{\mathbf{H}}_{SBB}]^{-1} \quad (2.89)$$

Menurut hasil penelitian Hasriati (2016), tentang pemodelan konvergensi inflasi antar wilayah di Indonesia dengan pendekatan spasial dinamis data panel AB-GMM dan SYS-GMM disimpulkan bahwa estimasi dengan metode SYS-GMM lebih efisien dan konsisten dibanding metode AB-GMM.

Metode *Spatial system GMM* merupakan perluasan dari metode *system GMM* karena adanya keterkaitan secara spasial pada variabel *lag* dan *error* nya. Dengan langkah-langkah sebagai berikut:

1. Menjabarkan model *Spatial SYS-GMM* pada **Persamaan (2.82)** sebagai berikut:

$$\begin{pmatrix} \Delta \mathbf{y}_{i,t} \\ \mathbf{y}_{i,t} \end{pmatrix} = \delta \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} \\ \mathbf{y}_{i,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Delta [\mathbf{W}_t \mathbf{y}_t]_i \\ [\mathbf{W}_t \mathbf{y}_t]_i \end{pmatrix} \lambda + \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{x}_{i,t} \\ \mathbf{x}_{i,t} \end{pmatrix} \boldsymbol{\beta} + \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{v}_{i,t} \\ \mathbf{u}_{i,t} \end{pmatrix} \quad (2.90)$$

Persamaan (2.90) dapat dijabarkan sebagai berikut:

$$\begin{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{y}_{1,3} \\ \vdots \\ \Delta \mathbf{y}_{N,T} \end{pmatrix} \\ \begin{pmatrix} \mathbf{y}_{1,3} \\ \vdots \\ \mathbf{y}_{N,T} \end{pmatrix} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{y}_{1,2} \\ \vdots \\ \Delta \mathbf{y}_{N,T-1} \end{pmatrix} \\ \begin{pmatrix} \mathbf{y}_{1,2} \\ \vdots \\ \mathbf{y}_{N,T-1} \end{pmatrix} \end{pmatrix} \delta + \begin{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta [\mathbf{W}_2 \mathbf{y}_2]_1 \\ \vdots \\ \Delta [\mathbf{W}_{T-1} \mathbf{y}_{T-1}]_N \end{pmatrix} \\ \begin{pmatrix} [\mathbf{W}_2 \mathbf{y}_2]_1 \\ \vdots \\ [\mathbf{W}_{T-1} \mathbf{y}_{T-1}]_N \end{pmatrix} \end{pmatrix} \lambda + \begin{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{x}_{1,3,1} & \cdots & \Delta \mathbf{x}_{1,3,k} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \Delta \mathbf{x}_{N,T,1} & \cdots & \Delta \mathbf{x}_{N,T,1} \end{pmatrix} \\ \begin{pmatrix} \mathbf{x}_{1,3,1} & \cdots & \mathbf{x}_{1,3,k} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{x}_{N,T,1} & \cdots & \mathbf{x}_{N,T,1} \end{pmatrix} \end{pmatrix} \boldsymbol{\beta} + \begin{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{v}_{1,3} \\ \vdots \\ \Delta \mathbf{v}_{N,T} \end{pmatrix} \\ \begin{pmatrix} \mathbf{u}_{1,3} \\ \vdots \\ \mathbf{u}_{N,T} \end{pmatrix} \end{pmatrix} \quad (2.91)$$

Persamaan (2.91) merupakan persamaan umum model regresi panel dinamis

Dengan demikian *error* dari **Persamaan (2.90)** dapat disajikan dalam bentuk sebagai berikut:

$$\begin{pmatrix} \Delta \mathbf{v}_{i,t} \\ \mathbf{u}_{i,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{y}_{i,t} \\ \mathbf{y}_{i,t} \end{pmatrix} - \delta \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} \\ \mathbf{y}_{i,t-1} \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} \Delta [\mathbf{W}_t \mathbf{y}_t]_i \\ [\mathbf{W}_t \mathbf{y}_t]_i \end{pmatrix} \lambda - \begin{pmatrix} \Delta \mathbf{x}_{i,t} \\ \mathbf{x}_{i,t} \end{pmatrix} \boldsymbol{\beta} \quad (2.92)$$

Dimisalkan

$$q_i = \begin{pmatrix} \Delta v_{i,t} \\ u_{i,t} \end{pmatrix}; Y_i = \begin{pmatrix} \Delta Y_{i,2} \\ \vdots \\ \Delta Y_{i,T} \\ Y_{i,1} \\ \vdots \\ Y_{i,T} \end{pmatrix}; Y = \begin{pmatrix} \hat{\delta} \\ \hat{\lambda} \\ \hat{\beta} \end{pmatrix}; Q = \begin{pmatrix} \Delta Y_{i,1} & [W\Delta Y_2]_i & \Delta X_{i,1} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \Delta Y_{i,T-1} & [W\Delta Y_T]_i & \Delta X_{i,T-1} \\ Y_{i,0} & [WY_1]_i & X_{i,0} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ Y_{i,T-1} & [WY_T]_i & X_{i,T-1} \end{pmatrix}$$

Sehingga,

$$q_i = Y_i - QY$$

2. Memformulasikan matriks instrumen yang valid

$$Z_i = \begin{bmatrix} Y_{i,0} & 0 & 0 & [WY_0]_i & 0 & 0 & X_{i,0} & 0 & 0 \\ Y_{i,1} & Y_{i,0} & 0 & [WY_1]_i & [WY_0]_i & 0 & X_{i,1} & X_{i,0} & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ Y_{i,T-2} & Y_{i,T-3} & 0 & [WY_{T-2}]_i & [WY_{T-3}]_i & 0 & X_{i,T-2} & X_{i,T-3} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Delta Y_{i,1} & 0 & 0 & [W\Delta Y_2]_i & 0 & 0 & \Delta X_{i,1} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \Delta Y_{i,T-1} & 0 & 0 & [W\Delta Y_{T-1}]_i & 0 & 0 & \Delta X_{i,T-1} \end{bmatrix}$$

3. Memformulasikan momen kondisi populasi. Momen kondisi populasinya adalah:

$$E(g_i(Y)) = E(Z_i' q_i) = E(Y_i - QY) = 0$$

4. Memformulasikan momen kondisi sampel. Momen kondisi dari sampel adalah:

$$\bar{g}(Y) = N^{-1} \sum_{i=1}^N Z_i' (Y_i - QY)$$

5. Membangun matriks pembobot

$$A^{-1} = \left(\sum Z_i' \cdot H_i \cdot Z_i \right)^{-1} \tag{2.93}$$

$$\text{Dengan } H_i = \begin{bmatrix} H_i^D & 0 \\ 0 & I_i \end{bmatrix}$$

6. Menurunkan *one-step estimator*

$$J(Y) = \left\| \bar{g}(Y) \right\|_W^2 = \bar{g}(Y)' A^{-1} \bar{g}(Y)$$

Maka,

$$J(\Upsilon) = \left[\sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' (Y_i - \mathbf{Q}\Upsilon) \right] A^1 \left[\sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' (Y_i - \mathbf{Q}\Upsilon) \right]$$

$$J(\Upsilon) = \left[\sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i Y_i - \mathbf{z}_i \mathbf{Q}\Upsilon \right] A^1 \left[\sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i Y_i - \mathbf{z}_i \mathbf{Q}\Upsilon \right]$$

$$J(\Upsilon) = \left[\sum_{i=1}^N Y_i' \mathbf{z}_i - \Upsilon' \mathbf{Q}' \mathbf{z}_i \right] A^1 \left[\sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i Y_i - \mathbf{z}_i \mathbf{Q}\Upsilon \right]$$

$$J(\Upsilon) = \left(\sum_{i=1}^N Y_i' \mathbf{z}_i \right) A^1 \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i Y_i \right) - \left(\sum_{i=1}^N Y_i' \mathbf{z}_i \right) A^1 \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i \mathbf{Q}\Upsilon \right) \\ - \left(\sum_{i=1}^N \Upsilon' \mathbf{Q}' \mathbf{z}_i \right) A^1 \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i Y_i \right) + \left(\sum_{i=1}^N \Upsilon' \mathbf{Q}' \mathbf{z}_i \right) A^1 \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i \mathbf{Q}\Upsilon \right)$$

$$J(\Upsilon) = \left(\sum_{i=1}^N Y_i' \mathbf{z}_i \right) A^1 \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i Y_i \right) - 2 \left(\sum_{i=1}^N Y_i' \mathbf{z}_i \right) A^1 \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i \mathbf{Q}\Upsilon \right) \\ + \left(\sum_{i=1}^N \Upsilon' \mathbf{Q}' \mathbf{z}_i \right) A^1 \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i \mathbf{Q}\Upsilon \right)$$

Taksiran GMM untuk Υ didapatkan dengan cara meminimumkan $J(\Upsilon)$.

$$\frac{\partial J(\Upsilon)}{\partial(\hat{\Upsilon})} = 0$$

$$\frac{\partial J(\Upsilon)}{\partial(\hat{\Upsilon})} = -2 \left(\sum_{i=1}^N Y_i' \mathbf{z}_i \right) \hat{\mathbf{W}} \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i \mathbf{Q} \right) \\ + 2 \left(\sum_{i=1}^N \hat{\Upsilon}' \mathbf{Q}' \mathbf{z}_i \right) \hat{\mathbf{W}} \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i \mathbf{Q} \right) = 0$$

$$\left(\sum_i Y_i^* \mathbf{z}_i \right) \hat{\mathbf{W}} \left(\sum_i \mathbf{z}_i \mathbf{Q} \right) = \left(\sum_i \hat{\Upsilon}' \mathbf{Q}' \mathbf{z}_i \right) \hat{\mathbf{W}} \left(\sum_i \mathbf{z}_i \mathbf{Q} \right)$$

$$\left(\sum_i Y_i^* \mathbf{z}_i \right) \hat{\mathbf{W}} \left(\sum_i \mathbf{z}_i \mathbf{Q} \right) = \left(\sum_i \mathbf{Q}' \mathbf{z}_i \right) \hat{\mathbf{W}} \left(\sum_i \mathbf{Q}' \mathbf{z}_i \hat{\Upsilon} \right)$$

$$\hat{\Upsilon} = \left[\left(\sum_i \mathbf{Q}' \mathbf{z}_i \right) \hat{\mathbf{W}} \left(\sum_i \mathbf{Q}' \mathbf{z}_i \right) \right]^{-1} \left[\left(\sum_i Y_i^* \mathbf{z}_i \right) \hat{\mathbf{W}} \left(\sum_i \mathbf{z}_i \mathbf{Q} \right) \right]$$

$$\hat{\Upsilon} = \left[\left(\sum_i \mathbf{Q}' \mathbf{z}_i \right) \hat{\mathbf{W}} \left(\sum_i \mathbf{Q}' \mathbf{z}_i \right) \right]^{-1} \left[\left(\sum_i \mathbf{Q}' \mathbf{z}_i \right) \hat{\mathbf{W}} \left(\sum_i \mathbf{z}_i' \cdot Y_i^* \right) \right]$$

$$\begin{bmatrix} \hat{\delta} \\ \hat{\lambda} \\ \hat{\beta} \end{bmatrix} = \left[\begin{array}{c} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \begin{pmatrix} \Delta Y_{i,1} & [W\Delta Y_2]_i & \Delta X_{i,1} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \Delta Y_{i,T-1} & [W\Delta Y_T]_i & \Delta X_{i,T-1} \\ Y_{i,0} & [WY_1]_i & X_{i,0} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ Y_{i,T-1} & [WY_T]_i & X_{i,T-1} \end{pmatrix} \right)' \mathbf{z}_{sys} \hat{W} \\ \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_{sys} \begin{pmatrix} \Delta Y_{i,1} & [W\Delta Y_2]_i & \Delta X_{i,1} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \Delta Y_{i,T-1} & [W\Delta Y_T]_i & \Delta X_{i,T-1} \\ Y_{i,0} & [WY_1]_i & X_{i,0} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ Y_{i,T-1} & [WY_T]_i & X_{i,T-1} \end{pmatrix} \right) \\ \left(\left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \begin{pmatrix} \Delta Y_{i,1} & [W\Delta Y_2]_i & \Delta X_{i,1} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \Delta Y_{i,T-1} & [W\Delta Y_T]_i & \Delta X_{i,T-1} \\ Y_{i,0} & [WY_1]_i & X_{i,0} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ Y_{i,T-1} & [WY_T]_i & X_{i,T-1} \end{pmatrix} \right)' \mathbf{z}_{sys} \hat{W} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_{sys} \begin{pmatrix} \Delta Y_{i,2} \\ \vdots \\ \Delta Y_{i,T} \\ Y_{i,1} \\ \vdots \\ Y_{i,T} \end{pmatrix} \right) \right) \end{array} \right]^{-1} \quad (2.94)$$

7. Estimasi yang konsisten untuk matriks varian dan kovarian untuk vektor

$(\hat{\delta} \ \hat{\lambda} \ \hat{\beta})'$ yang asimtotik untuk *one-step estimation* menurut Baltagi (2005),

Kukenova dan Monteiro (2009) adalah suku pertama dari **Persamaan (2.63)**,

$$\hat{V}_1 = \hat{\sigma}_1^2 \cdot [Q_{xz} \cdot A^1 \cdot Q'_{xz}]^{-1} \quad (2.95)$$

Dengan

$$Q_{xz} = \sum_i X_i^* \cdot Z_i \quad \text{dan} \quad Q_{zy} = \sum_i Z_i' \cdot Y_i^*$$

$$\hat{\sigma}_1^2 = \frac{1}{N-4} \sum_i \left(Y_i^* - X_i^* \cdot [\hat{\delta}, \hat{\lambda}, \hat{\beta}] \right)' \cdot \left(Y_i^* - X_i^* \cdot [\hat{\delta}, \hat{\lambda}, \hat{\beta}] \right)$$

8. Menurunkan *two-step estimator*

Hasil estimasi pada **Persamaan (2.95)** disebut *onestep consistent estimator* GMM Blundell-Bond. Dengan mensubstitusikan bobot A^1 dengan bobot optimal A^2 , maka didapatkan *twostep effisient estimator* GMM Blundell-Bond, sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} \hat{\delta} \\ \hat{\lambda} \\ \hat{\beta} \end{bmatrix} = [Q_{xz} \cdot A^2 \cdot Q'_{xz}]^{-1} Q_{xz} \cdot A^2 \cdot Q'_{zy} \quad (2.96)$$

9. Estimasi yang konsisten untuk matriks varian dan kovarian untuk vektor $(\hat{\delta} \quad \hat{\lambda} \quad \hat{\beta})'$ yang asimtotik untuk *two-step estimation* menurut Baltagi (2005), Kukenova dan Monteiro (2009) adalah suku pertama dari **Persamaan (2.63)**,

$$\hat{V}_2 = \hat{\sigma}_1^2 \cdot [Q_{xz} \cdot A^2 \cdot Q'_{xz}]^{-1} \quad (2.97)$$

Dengan $A^2 = \left(\sum_i Z'_i \cdot H_i^2 \cdot Z_i \right)^{-1}$ dan $H_i^2 = \left(Y_i^* - X_i^* \cdot [\hat{\delta}, \hat{\lambda}, \hat{\beta}] \right) \left(Y_i^* - X_i^* \cdot [\hat{\delta}, \hat{\lambda}, \hat{\beta}] \right)'$

2.5 Uji Spesifikasi Model

Uji spesifikasi model digunakan untuk menentukan bahwa model panel data dinamis dengan estimasi GMM yang digunakan paling sempurna yang memenuhi kriteria tidak bias, instrumen valid dan konsisten.

2.5.1 Panel Unit Root Test

Pengujian ini disarankan oleh Baltagi (2005) untuk data panel dengan N dan T yang tidak terlalu besar. Statistik uji yang digunakan dalam pengujian ini merupakan pengembangan lebih lanjut dari statistik uji *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) dan *Philips-Perron* (PP), yaitu common unit root yang terdiri dari statistik uji Levin, Lin and Chu (LLC) dan Breitung's test; serta individuals unit root yang terdiri dari statistik uji Im, Pesaran and Shin (IPS), ADF-Fisher test dan PP-Fisher test. Setelah diperoleh hasil pengujian yang menyatakan bahwa series dari data panel tidak

mengandung unit root maka estimasi bisa dilaksanakan. Spuru (2008) juga menggunakan panel unit root test, yaitu IPS test dengan bentuk persamaan sebagai berikut:

$$\Delta P_{i,t} = \alpha_i + (\beta - 1)P_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} c_{i,j} \Delta P_{i,t-j} + u_{i,t} \quad (2.98)$$

Dengan $i = 1, 2, \dots, N$ dan $t = 2, 3, \dots, T$.

Dengan uji hipotesis ADF (*Panel Unit Root test*) adalah:

$$H_0 : \beta = 1$$

$$H_1 : \beta < 1$$

Dengan β merupakan unit root.

Hipotesis akan ditolak jika $p\text{-value} < \alpha$. H_0 ditolak berarti bahwa variabel dependent maupun variabel independent sudah tidak mengandung panel unit root lagi atau dengan kata lain data panel sudah stasioner dalam mean.

2.5.2 Arellano-Bond Test (AB Test)

Untuk melihat konsistensi dari hasil estimasi akan dilakukan uji autokorelasi dengan menggunakan statistik Arellano-Bond m_1 dan m_2 . Konsistensi ini ditunjukkan oleh nilai statistik yang signifikan m_1 dan nilai statistik yang tidak signifikan m_2 . Karena v_{it} menunjukkan tidak ada serial korelasi komponen error pada *first difference*, maka $E(v_{it}, v_{it-2})$. Berdasarkan asumsi tersebut dibangun hipotesis bahwa autokovarians pada order kedua untuk seluruh periode adalah nol. Uji statistik Arellano Bond untuk korelasi serial komponen *error* order ke- m pada *first difference* adalah sebagai berikut:

$$A(m) = \frac{\hat{v}'_{i,t-m} \hat{v}_*}{\hat{v}} \quad (2.99)$$

Dengan \hat{v}_* menyatakan estimasi komponen error *lag* ke- m dan \hat{v} menyatakan komponen *error* dari estimasi model. Statistik uji A berdistribusi asimtotik $N(0,1)$, dimana hipotesis akan ditolak H_0 apabila nilai Z_{hitung} lebih besar daripada nilai Z_{tabel}

Statistik uji m_1 merupakan pengujian untuk menguji bahwa tidak terdapat korelasi serial orde pertama dari error pada persamaan *first difference*. Statistik uji m_2 merupakan pengujian untuk menguji bahwa tidak terdapat korelasi serial orde kedua dari error pada persamaan *first difference*. Uji statistik Arellano-Bond untuk korelasi serial komponen order ke-1 dan ke-2 pada first differencing adalah sebagai berikut:

$$m_1 = \frac{\Delta \hat{v}'_{i,t-1} \Delta \hat{v}_*}{(\Delta \hat{v})^2} \sim N(0,1) \quad (2.100)$$

$$m_2 = \frac{\Delta \hat{v}'_{i,t-2} \Delta \hat{v}_*}{(\Delta \hat{v})^2} \sim N(0,1) \quad (2.101)$$

dengan:

$\Delta \hat{v}'_{i,t-1}$: vektor *error* orde pertama dari serial *error* yang tidak saling berkorelasi dengan ukuran $q = \sum_{i=1}^N (T_i - 2)$

$\Delta \hat{v}'_{i,t-1}$: vektor *error* orde pertama dari serial *error* yang tidak saling berkorelasi dengan ukuran $q = \sum_{i=1}^N (T_i - 4)$

$\Delta \hat{v}_*$: vektor *error* terpangkas yang bersesuaian dengan $\Delta v_{i,t-2}$ berukuran $q \times 1$ dan mempunyai ukuran yang sama dengan variabel penjelas $\Delta \mathbf{x}$

$$\Delta \hat{v} = \sum_{i=1}^N \Delta \hat{v}'_{i,t-2} \Delta \hat{v}_* \Delta \hat{v}'_{i,t-2} - 2 \Delta \hat{v}'_{i,t-2} \Delta \mathbf{x} \left[(\Delta \mathbf{y}_{-1}, \Delta \mathbf{x})' \mathbf{Z} \hat{\mathbf{W}} \mathbf{Z}' (\Delta \mathbf{y}_{-1}, \Delta \mathbf{x})' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_i \Delta \mathbf{v}_i \Delta \mathbf{v}'_{i*} \Delta \hat{v}'_{i,t-2} \right] + \Delta \hat{v}'_{i,t-2} \Delta \mathbf{x} \text{var}(\hat{\delta}) \Delta \mathbf{x}' \Delta \hat{v}_{i,t-2}$$

\mathbf{Z}_i : matriks instrumen berukuran $1 \times K$

$\hat{\mathbf{W}}$: matriks penimbang optimal yang digunakan untuk memperoleh *two-step consistent estimator* bagi δ

Konsisten GMM pada m_1 ditunjukkan dengan nilai statistik yang signifikan (tolak H_0). Sedangkan konsistensi GMM pada m_2 ditunjukkan dengan nilai statistik yang tidak signifikan (gagal tolak H_0)

2.5.3 Sargan Test

Uji sargan digunakan untuk mengetahui validitas penggunaan variabel instrumen yang jumlahnya melebihi jumlah parameter yang diestimasi (kondisi *overidentifying*). Dengan hipotesis nol kondisi *overidentifying* dalam estimasi model valid yang berarti bahwa variabel instrument tidak berkorelasi dengan error $E(z'u) = 0$. Menurut Arellano dan Bond (1991) uji sargan sebagai berikut:

$$S = N \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z'_i \Delta \hat{v}'_{i,t-2} \right)' W \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z'_i \Delta \hat{v}'_{i,t-2} \right) \quad (2.102)$$

Dengan Z merupakan matriks yang terdiri atas variabel instrument yang berbentuk dan \hat{v} menyatakan komponen *error* dari estimasi model. Statistik Uji S berdistribusi asimtotik χ^2_q dengan derajat bebas jumlah instrument dikurangi jumlah parameter yang digunakan dalam model (q). Berdasarkan hasil perhitungan chi-square maka dapat diambil kesimpulan bahwa apabila nilai χ^2_q lebih besar dari chi-square table maka hipotesis akan tolak H_0 .

Selain itu, dari hasil yang diperoleh juga akan diuji tingkat signifikansi serta tanda setiap koefisien estimasi yang diperoleh. Tanda koefisien estimasi ini kemudian dianalisis apakah relevan dengan teori yang ada. Dari hasil estimasi kedua pendekatan tersebut selanjutnya akan dilakukan telaah dan analisis untuk menjawab dan hipotesis penelitian.

Secara ringkas, beberapa kriteria yang digunakan untuk menemukan model dinamis atau GMM terbaik adalah (Sari,2011):

3. **Tidak Bias.** Estimator dari *pooled least squares* bersifat *biased upwards* dan estimator dari *fixed-effects* bersifat *biased downward*. Estimator yang tidak bias berada di antara keduanya.
4. **Instrumen Valid.** Validitas ini diperiksa dengan menggunakan Uji Sargan. Instrumen akan valid bila uji Sargan tidak dapat menolak hipotesis nol.

5. **Konsisten.** Sifat konsistensi dari estimator yang diperoleh dapat diperiksa dari statistik Arellano-Bond m_1 dan m_2 , yang dihitung secara otomatis pada stata. Estimator akan konsisten bila statistik m_1 menunjukkan hipotesis nol ditolak dan m_2 menunjukkan hipotesis nol tidak ditolak.

2.5.4 Granger Causality Test

Tujuan dari uji granger antara persentase kemiskinan dengan beberapa variabel yang diteliti adalah untuk mengetahui variabel-variabel mana yang lebih dahulu mempengaruhi persentase kemiskinan atau sebaliknya. Hasil pengujian granger juga memperlihatkan bahwa antar variabel saling mempengaruhi dengan kemiskina atau tidak saling mempengaruhi. Akan tetapi, hal ini tidak berarti bahwa jika suatu variabel signifikan mempengaruhi persentase kemiskinan bukan berarti variabel tersebut berpengaruh signifikan terhadap model data panel (Subekti, 2011).

Hubungan kausalitas dapat dibagi atas tiga kategori, yaitu hubungan kausalitas satu arah, hubungan kausalitas dua arah, dan hubungan timbal balik. Menurut Solihin (2011), persamaan uji kausalitas Granger data panel atas regresi model *pooled* dapat diuraikan sebagai berikut:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 y_{i(t-1)} + \dots + \alpha_p y_{i(t-p)} + \beta_1 x_{i(t-1)} + \dots + \beta_p x_{i(t-p)} + \varepsilon_{it} \quad (2.103)$$

$$x_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 x_{i(t-1)} + \dots + \alpha_p x_{i(t-p)} + \beta_1 y_{i(t-1)} + \dots + \beta_p y_{i(t-p)} + \varepsilon_{it} \quad (2.104)$$

Persamaan (2.72) merupakan hubungan kausalitas satu arah dari X ke Y apabila koefisien $\beta_i \neq 0$. Begitu pula untuk persamaan (2.73) merupakan hubungan kausalitas satu arah dari Y ke X apabila koefisien $\beta_i \neq 0$. Jika kedua persamaan tersebut terjadi maka terjadi hubungan kausalitas dua arah antara X dan Y atau hubungan timbal balik antara X dan Y. dengan uji hipotesis adalah X tidak mempengaruhi Y dan Y tidak mempengaruhi X.

2.5.5 Wald Test

Statistik uji ini digunakan untuk menguji signifikansi parameter yang digunakan dalam model secara serentak antara variabel dependen dan variabel

independen yang berdistribusi asimtotik chi-square. Hipotesis uji Wald menurut Arellano dan Bond (1991) adalah:

H_0 : Tidak terdapat hubungan serentak di dalam model

H_1 : Terdapat hubungan serentak di dalam model

Dengan statistik ujinya:

$$\mathbf{w} = \hat{\boldsymbol{\beta}}' \hat{\mathbf{V}}^{-1} \hat{\boldsymbol{\beta}} \sim \chi^2_{(k)} \quad (2.105)$$

Dengan K merupakan banyaknya parameter yang diduga. Keputusan tolak H_0 jika nilai statistik uji w lebih besar dari χ^2 tabel.

2.5.6 Pengujian Individu (*Z test*)

Pengujian individu digunakan untuk menguji apakah nilai koefisien regresi mempunyai pengaruh yang signifikan. Hipotesis dari pengujian secara individu adalah

$$H_0 : \beta_i = 0$$

$$H_1 : \beta_i \neq 0, i = 1, 2, \dots, k$$

Statistik pengujian yang digunakan adalah:

$$z_{hitung} = \frac{\hat{\beta}_i}{\sqrt{stdev(\hat{\beta}_i)}} \quad (2.106)$$

$$\text{Dengan } stdev(\hat{\beta}_i) = \sqrt{(\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \sigma^2}$$

Selanjutnya, nilai z hitung dibandingkan dengan nilai $z_{\alpha/2}$, dengan keputusan:

- a. Apabila nilai $z_{hitung} > z_{\alpha/2}$, maka H_0 akan ditolak. Artinya, variabel independen ke- i memberikan pengaruh yang signifikan terhadap variabel dependen.
- b. Apabila nilai $z_{hitung} < z_{\alpha/2}$, maka H_0 akan ditolak. Artinya, variabel independen ke- i memberikan pengaruh yang signifikan terhadap variabel dependen.

2.6 Pengujian Asumsi Residual

Adapun pengujian yang dilakukan untuk uji residual pada penelitian ini adalah sebagai berikut:

1. Asumsi residual menyebar normal

Metode untuk menguji kenormalan populasi adalah uji Shapiro Wilk. Shapiro Wilk adalah sebuah metode yang digunakan untuk mengolah data sampel berukuran kecil. Syarat data yang di uji kenormalannya menggunakan uji Shapiro Wilk yaitu data berskala interval atau rasio, data berupa data tunggal yang belum dikelompokkan pada tabel distribusi frekuensi dan data sampel diambil secara acak. Dengan hipotesis sebagai berikut:

H_0 : Populasi berdistribusi normal

H_1 : Populasi tidak berdistribusi normal

Statistik Uji:

$$T_3 = \frac{1}{D} \left[\sum_{i=1}^k a_i (x_{n-i+1} - x_i) \right]^2 \quad (2.107)$$
$$D = \sum_{i=1}^n a_i (x_i - \bar{x})^2$$

Dimana:

a_i : koefisien uji Shapiro Wilk

Kriteria penolakan:

Signifikansi uji dibandingkan dengan nilai tabel *Shapiro Wilk* untuk dilihat nilai peluang (p).

Jika $p < a$, maka tolak H_0

Jika $p \geq a$, maka gagal tolak H_0

2. Asumsi kekonstanan varians residual (Homoskedastisitas) atau asumsi identik.

Pendeteksian kekonstanan varians dengan metode grafis dilakukan dengan melihat scatter plot nilai prediksi (fits) dengan residual, dimana jika titik-titik menyebar secara acak dan membentuk pola tertentu maka dapat dikatakan terjadi kasus heteroskedastisitas. Untuk melakukan uji homoskedastisitas dengan

metode formal, uji yang sering digunakan adalah uji Glejser, langkah-langkahnya sebagai berikut:

- a. Mendapatkan nilai residual $(\hat{\varepsilon})$ dari model dengan mencari selisih nilai sebenarnya dengan nilai prediksi (*fits*).
 - b. Meregresikan nilai mutlak dari residual $|\hat{\varepsilon}|$ terhadap variabel independen \mathbf{X} , jika parameter regresinya signifikan berarti terjadi kasus heteroskedastisitas.
3. Asumsi independen atau tidak terdapat autokorelasi antar residual.

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

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

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

Statistik Uji *Durbin Watson* adalah sebagai berikut:

$$d = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (\hat{\varepsilon}_{i,t} - \hat{\varepsilon}_{i,t-1})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{i,t}^2} \quad (2.108)$$

Tabel 2.2 Kriteria Pengambilan Keputusan Uji *Durbin Watson*

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

Selain asumsi untuk residual, pada analisis regresi terdapat asumsi yang harus dipenuhi yaitu tidak terjadi multikolinieritas. Multikolinearitas adalah suatu kondisi dimana terjadi korelasi yang kuat diantara variabel-variabel independen yang diikutsertakan dalam pembentukan model regresi linear. Indikasi adanya masalah multikolinearitas yang serius ditunjukkan oleh diagnostik-diagnostik informal sebagai berikut:

1. Terjadi perubahan besar pada parameter regresi dugaan bila suatu variabel independen ditambahkan atau dibuang, atau bila suatu amatan diubah atau dibuang.
2. Uji-uji individu terhadap parameter regresi bagi variabel-variabel independen penting memberikan hasil yang tidak signifikan.
3. Tanda parameter regresi dugaan yang diperoleh bertentangan dengan yang diharapkan berdasarkan pertimbangan teoritis atau pengalaman sebelumnya.
4. Koefisien korelasi sederhana yang besar antara pasangan-pasangan variabel independen di dalam matriks korelasi
5. Selang kepercayaan yang lebar bagi parameter regresi variabel yang penting.

Menurut Setiawan dan Kusri (2010) salah satu cara untuk mendeteksi adanya multikolinearitas dapat dilakukan dengan melihat nilai Variance Inflation Factor (VIF). VIF menunjukkan seberapa besar parameter regresi dugaan membesar di atas nilai idealnya. Langkah awal untuk memperoleh nilai VIF adalah meregresikan setiap variabel independen dengan variabel independen lainnya sehingga akan diperoleh koefisien determinasi R_j^2 . Nilai VIF adalah dihitung dengan rumus berikut:

$$VIF = \frac{1}{TOL_j} = \frac{1}{(1 - R_j^2)} \quad (2.109)$$

Apabila nilai VIF dari variabel independen lebih besar dari 10, maka variabel tersebut dikatakan mengalami multikolinearitas.

2.7 Koefisien Elastisitas Regresi

Elastisitas dalam ekonomi digunakan untuk mengetahui persentase perubahan output sebagai akibat dari berubahnya input sebesar satu persen (Setiawan & Kusri, 2010). Apabila diberi persamaan model linear pada persamaan (2.91).

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \varepsilon \quad (2.110)$$

Berdasarkan persamaan (2.91), besaran elastisitas secara matematika ekonomi dapat diperoleh dari persamaan (2.92).

$$E_{X_1} = \frac{MP_{X_1}}{AP_{X_1}} = \frac{\beta_1}{\left(\frac{Y}{X}\right)} = \frac{\beta_1}{\left(\frac{\bar{Y}}{\bar{X}}\right)} \quad (2.111)$$

Dengan:

MP_{X_1} : tambahan output sebagai akibat dari bertambahnya input sebesar satu persen.

$$\text{MP dinyatakan sebagai berikut: } MP_{X_1} = \frac{\partial Y}{\partial X_1} = \beta_1$$

AP_{X_1} : produk rata-rata untuk input X_1 yang diperoleh dari persamaan $AP_{X_1} = \frac{Y}{X_1}$.

Jika tidak ada nilai Y dan X secara spesifik, dalam prakteknya Y dan X diganti dengan \bar{Y} dan \bar{X} (Gujarati, 2008).

2.8 Keadaan Geografis dan Administratif Provinsi NTT

Provinsi Nusa Tenggara Timur (NTT) terdiri dari pulau-pulau yang memiliki penduduk yang beraneka ragam, dengan latar belakang yang berbeda-beda. Provinsi NTT sebelumnya lazim disebut dengan “Flobamora” (Flores, Sumba, Timor dan Alor). Sebelum kemerdekaan RI, Flobamora bersama Kepulauan Bali, Lombok dan Sumbawa disebut Kepulauan Sunda Kecil. Namun setelah proklamasi kemerdekaan beralih nama menjadi “Kepulauan Nusa Tenggara”, sampai dengan tahun 1957 Kepulauan Nusa Tenggara merupakan daerah Swatantra Tingkat I (statusnya sama dengan Provinsi sekarang ini). Selanjutnya tahun 1958 berdasarkan Undang-Undang Nomor 64 tahun 1958 Daerah Swatantra Tingkat I Nusa Tenggara dikembangkan

menjadi 3 Provinsi yaitu Provinsi Bali, Provinsi Nusa Tenggara Barat dan Provinsi Nusa Tenggara Timur. Dengan demikian Provinsi Nusa Tenggara Timur keberadaannya adalah sejak tahun 1958 sampai sekarang.

Berdasarkan Peraturan Menteri Dalam Negeri No. 6 Tahun 2008 tanggal 31 Januari 2008, luas daerah Provinsi NTT adalah 48.718,10 kilometer persegi atau sebesar 2,55 persen dari total luas daerah wilayah Indonesia (BPS, 2009). Provinsi NTT terletak antara 80-1200 Lintang Selatan dan 1180-1250 Bujur Timur dan memiliki 1.192 pulau (42 pulau dihuni dan 1.150 pulau tidak dihuni).Sebagian besar wilayahnya bergunung dan berbukit, hanya sedikit dataran rendah.Memiliki sebanyak 40 sungai dengan panjang antara 25-118 kilometer (BPS, 2010).Sebagai bagian dari negara maritim, Provinsi NTT dikelilingi oleh perairan maupun daratan. Provinsi NTT di sebelah utara berbatasan dengan Laut Flores, di sebelah selatan berbatasan dengan Samudera Indonesia, sebelah barat berbatasan dengan pulau Sumbawa dan Provinsi NTB, dan di sebelah timur berbatasan dengan negara Timor Leste. Secara administratif, berdasarkan Peraturan Menteri Dalam Negeri No. 6 Tahun 2008, Provinsi NTT terdiri dari 20 kabupaten, 1 kota, 254 kecamatan, 297 kelurahan dan 2.387 desa.

2.9 Kemiskinan

Kemiskinan dapat dicirikan sebagai keadaan dimana terjadi kekurangan hal-hal yang biasa dipunyai seperti makanan, pakaian, tempat berlindung, dan air minum, hal-hal ini berhubungan erat dengan kualitas hidup. Kemiskinan kadang juga berarti tidak adanya akses terhadap pendidikan dan pekerjaan yang mampu mengatasi masalah kemiskinan dan mendapatkan kehormatan yang layak sebagai warga Negara (Perpres Nomor 7 Tahun 2005 tentang RPJMN). Secara ekonomi, kemiskinan dapat dilihat dari tingkat kekurangan sumber daya yang dapat digunakan memenuhi kebutuhan hidup serta meningkatkan kesejahteraan sekelompok orang.

Faktor-faktor yang mempengaruhi kemiskinan antara lain: pertumbuhan ekonomi (Siregar dan Tambunan, 2007), Tingkat Pengangguran terbuka (Tambunan, 2001), Indeks Pembangunan Manusia (Ezkirianto, 2013) , Penyebaran Infrastruktur

kesejahteraan sosial (Putra, 2016) dan Rasio Elektrifikasi (Tumiwa dan Imelda, 2011).

2.9.1 Kaitan Persentase kemiskinan dengan Pertumbuhan Ekonomi

Pertumbuhan ekonomi adalah kenaikan kapasitas dalam jangka panjang dari Negara yang bersangkutan untuk menyediakan barang ekonomi kepada penduduknya yang ditentukan oleh adanya kemajuan atau penyesuaian teknologi, institusional (Kelembagaan), dan ideologi terhadap berbagai tuntutan keadaan yang ada menurut Michael Todaro (2004).

Pertumbuhan ekonomi yang berkualitas adalah pertumbuhan yang menciptakan pemerataan pendapatan, dapat mengurangi kemiskinan dan membuka kesempatan kerja yang luas. Di daerah tertinggal, capaian pertumbuhan ekonomi berkualitas menjadi sasaran pembangunan dalam dokumen pembangunan.

Berdasarkan teori makroekonomi, pertumbuhan ekonomi menunjukkan semakin banyaknya output nasional, dengan demikian akan meningkatkan penyerapan tenaga kerja sehingga pengangguran menurun dan kemiskinan pun akan menurun. Kondisi ini terjadi karena sektor yang berkembang merupakan sektor yang banyak menyerap tenaga kerja. Menurut BPS (2013) perekonomian di Indonesia termasuk juga di daerah tertinggal di topang oleh sektor jasa (non tradable).

2.9.2 Kaitan Persentase kemiskinan dengan Pengangguran

Pengangguran adalah seseorang yang tergolong angkatan kerja dan ingin mendapat pekerjaan tetapi belum dapat memperolehnya. Masalah pengangguran yang menyebabkan tingkat pendapatan nasional dan tingkat kemakmuran masyarakat tidak mencapai potensi maksimal yaitu masalah pokok makro ekonomi yang paling utama (Todaro, 2005).

Menurut Tambunan (2001), pengangguran dapat mempengaruhi tingkat kemiskinan dengan berbagai macam cara, antara lain :

1. Jika rumah tangga memiliki batasan likuiditas, yang berarti bahwa konsumsi saat ini sangat dipengaruhi oleh pendapatan saat ini, maka bencana

pengangguran akan secara langsung mempengaruhi *income poverty rate* dengan *consumption poverty rate*.

2. Jikarumah tangga tidak menghadapi batasan likuiditas, yang berarti bahwa konsumsi saat ini tidak terlalu dipengaruhi oleh pendapatan saat ini, maka peningkatan pengangguran akan menyebabkan peningkatan kemiskinan dalam jangka panjang, tetapi tidak terlalu berpengaruh dalam jangka pendek. Tingkat pertumbuhan angkatan kerja yang cepat dan pertumbuhan lapangan pekerjaan yang relatif lambat menyebabkan masalah pengangguran yang ada.

2.9.3 Kaitan Persentase kemiskinan dengan Indeks Pembangunan Manusia

Sumber daya manusia yang berkualitas sangat penting dalam mendukung percepatan pertumbuhan dan perluasan pembangunan ekonomi daerah. Semakin tinggikualitas sumber daya manusia di suatu daerah, semakin produktif angkatan kerja, dan semakin tinggi peluang melahirkan inovasi yang menjadi kunci pertumbuhan secara berkelanjutan. Kualitas sumber daya manusia bisa ditunjukkan oleh Indeks Pembangunan Manusia.

Indeks Pembangunan Manusia (IPM) merupakan indeks komposit dari indeks kesehatan yang diukur dari rata-rata lama sekolah dan angka melek huruf, serta indeks daya beli yang diukur dari tingkat kehidupan yang layak secara keseluruhan. Secara umum, IPM kabupaten/kota menggambarkan kinerja pembangunan manusia pada tingkat kabupaten/kota. Kinerja pembangunan manusia dapat dinilai berhasil atau gagal berdasarkan pencapaian angka IPM.

Meningkatkan IPM seharusnya menjadi prioritas bagi pemerintah dan instansi yang terkait, untuk menurunkan persentase kemiskinan di suatu kab/kota. Hal ini penting mengingat IPM merupakan ukuran yang menggambarkan kondisi kelayakan hidup masyarakat di suatu kab/kota, yang mencakup kemampuan ekonomi, pendidikan, dan kesehatan.

Menurut hasil penelitian Agusti (2015), mengenai pemodelan data panel kemiskinan tak seimbang di pulau jawa dengan model spasial durbin menyimpulkan

bahwa IPM mempengaruhi persentase kemiskinan di semua kabupaten dan kota di pulau Jawa terutama IPM di kab/kota yang bersangkutan.

2.9.4 Kaitan Persentase kemiskinan dengan Penyebaran Infrastruktur kesejahteraan sosial

Persoalan yang mendasar yang dimiliki oleh Provinsi Nusa Tenggara Timur yang menyebabkan kemiskinan adalah pada sumber daya manusia dan kondisi alam yang tandus dan gersang. Sumber Daya Manusia yang ada di NTT masih belum mumpuni dari sisi etos kerja dan dedikasi yang terlihat dari sebagian masyarakat yang tinggal disana. Motivasi dan penguatan masyarakat untuk meningkatkan daya diri mereka untuk membangun NTT sangat diperlukan. Untuk itu penguatan kapasitas untuk potensi sumber kesejahteraan sosial harus dilaksanakan secara berkesinambungan untuk menghasilkan masyarakat yang berdaya dan berhasil guna.

Motivasi dan penguatan masyarakat dapat dilakukan salah satunya dengan penyuluhan Sosial. Penyuluhan ini bisa dilakukan oleh Pekerja sosial masyarakat, organisasi sosial dan karang taruna yang telah dilatih dan dibina sehingga memiliki tanggung jawab dan secara sukarela melaksanakan usaha kesejahteraan sosial didaerahnya sendiri.

Berdasarkan penelitian Putra (2016) mengenai dampak program bantuan sosial terhadap pertumbuhan ekonomi dan kemiskinan kabupaten tertinggal di Indonesia menyimpulkan bahwa Bantuan yang signifikan mempengaruhi pertumbuhan ekonomi daerah tertinggal adalah bantuan infrastruktur dan bantuan kelembagaan sosial dan budaya. Terdapat hubungan negatif antara tingkat PDRB dan kemiskinan di daerah tertinggal, dimana peningkatan nilai PDRB memberikan efek terhadap penurunan kemiskinan.

2.9.5 Kaitan Persentase kemiskinan dengan Rasio Elektrifikasi

Akses rumah tangga terhadap listrik digambarkan dengan parameter rasio elektrifikasi, yang menggambarkan banyaknya rumah tangga yang mendapatkan akses pada listrik. Listrik diperlukan untuk memenuhi kebutuhan dasar rumah tangga

akan penerangan yang memungkinkan masyarakat untuk melakukan kegiatan-kegiatan lainnya setelah matahari terbenam.

Pertumbuhan Ekonomi membutuhkan ketersediaan jaringan listrik yang memadai. Dimana pertumbuhan ekonomi berbanding terbalik dengan kemiskinan. Sehingga Rasio Elektrifikasi juga berbanding terbalik dengan tingkat kemiskinan.

Kemiskinan juga erat dengan ketiadaan listrik. Direktorat Jenderal Ketenagalistrikan mengidentifikasi rasio elektrifikasi Indonesia mencapai 66% di tahun 2009. Apabila dikaitkan dengan angka kemiskinan di Indonesia, maka rasio elektrifikasi dapat dikatakan berbanding terbalik dengan angka kemiskinan; artinya, saat rasio elektrifikasi meningkat, angka kemiskinan menurun.

Berdasarkan penelitian Putra (2016) mengenai dampak program bantuan sosial terhadap pertumbuhan ekonomi dan kemiskinan kabupaten tertinggal di Indonesia menyimpulkan bahwa bantuan yang signifikan mempengaruhi pertumbuhan ekonomi daerah tertinggal adalah bantuan infrastruktur dan bantuan kelembagaan sosial dan budaya. Dimana salah satu indikator utama infrastruktur adalah persentase pengguna listrik.

2.10 Studi Hasil Penelitian sebelumnya

Penelitian mengenai kemiskinan menggunakan Model Spasial Data Panel Dinamis belum banyak dilakukan. Berikut beberapa kajian mengenai kemiskinan yang dilakukan peneliti sebelumnya antara lain:

1. Amelia (2012) mengkaji faktor-faktor yang mempengaruhi kemiskinan di NTT dengan metode Regresi Data Panel. Diketahui bahwa faktor-faktor yang berpengaruh signifikan terhadap tingkat kemiskinan di Provinsi NTT adalah pertumbuhan ekonomi, jumlah penduduk yang lulus SMP, angka harapan hidup berpengaruh negatif, jumlah penduduk berpengaruh positif.
2. Setiawati (2012) mengkaji model persentase kemiskinan di Jawa Timur dengan pendekatan Spasial DataPanel. Didapat model terbaik yaitu SEM Fixed Effect dan faktor-faktor yang mempengaruhi persentase penduduk miskin adalah

tingkat pendapatan, laju pertumbuhan ekonomi, tingkat pengangguran terbuka, tingkat partisipasi angkatan kerja dan alokasi dana bantuan langsung mandiri.

3. Agusti (2015) mengkaji model data panel kemiskinan tak seimbang di pulau jawa dengan model Spasial Durbin. Didapat model terbaik yaitu SDM Fixed Effect dan faktor-faktor yang mempengaruhi persentase kemiskinan adalah IPM di semua kabupaten/kota terutama IPM kabupaten/kota yang bersangkutan, TPT di kabupaten/kota bersangkutan dan TPT kabupaten/kota tetangga serta pertumbuhan ekonomi di semua kabupaten/kota terutama pertumbuhan ekonomi di kabupaten/kota tetangga.
4. Anggara (2015) memodelkan data panel kemiskinan di NTT dengan menggunakan *Generalized Linear Model* (GLM) dan *Generalized Linear Mixed Models* (GLMM) dimana model terbaik adalah model dengan menggunakan GLMM dan faktor-faktor yang dominan mempengaruhi kemiskinan di NTT menggunakan analisis komponen utama adalah pendidikan, ekonomi dan konsumsi.

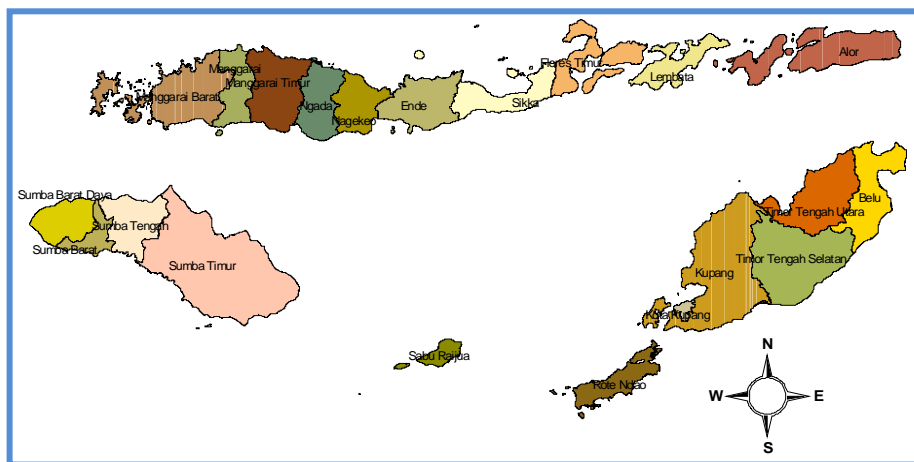
BAB 3

METODOLOGI PENELITIAN

Metode penelitian membahas mengenai sumber data, kerangka pemikiran penelitian, variabel penelitian, spesifikasi model, metode analisis data, hipotesis penelitian, dan diagram alir dari metode yang dipergunakan. Masing-masing akan dijelaskan pada sub-bab berikut ini.

3.1 Sumber Data

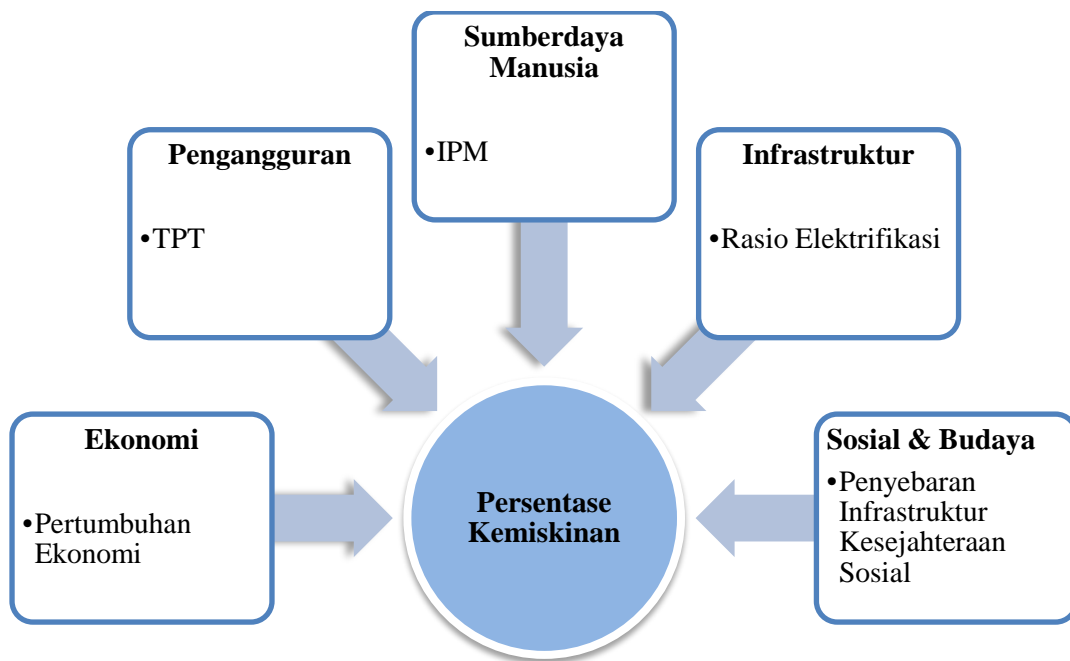
Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder yang diperoleh dari Badan Pusat Statistik (BPS) di Provinsi Nusa Tenggara Timur (NTT) tahun 2010-2014. Jenis data yang digunakan adalah data Panel. Data ini akan memodelkan permasalahan persentase kemiskinan di Provinsi NTT dengan objek penelitian adalah kota dan kabupaten yang memiliki data dari tahun 2010-2014 yang terdiri dari 1 kota dan 20 kabupaten yaitu Sumba Barat, Sumba Timur, Kupang, Timor Tengah Selatan, Timor Tengah Utara, Belu, Alor, Lembata, Flores Timur, Sikka, Ende, Ngada, Manggarai, Rote Ndao, Manggarai Barat, Sumba Barat Daya, Sumba Tengah, Nagekeo, Manggarai Timur, Sabu Raijua Dan Kota Kupang. Peta wilayah NTT dapat dilihat pada gambar 3.1 berikut ini:



Gambar 3.1 Peta Wilayah NTT

3.2 Kerangka Pemikiran Penelitian

Berdasarkan penjelasan sebelumnya, permasalahan utama dalam penelitian ini adalah pemodelan persentase kemiskinan di NTT. Dalam menjelaskan permasalahan ini, maka dilakukan analisis variabel-variabel yang mempengaruhi persentase kemiskinan di NTT sesuai dengan tujuan penelitian. Faktor-faktor yang akan di analisis dan diduga dapat menjelaskan tinggi rendahnya persentase kemiskinan di NTT adalah pertumbuhan ekonomi (Siregar dan Tambunan, 2007), Tingkat Pengangguran terbuka (Tambunan, 2001), Indeks Pembangunan Manusia (Ezkirianto, 2013), Penyebaran Infrastruktur kesejahteraan sosial (Putra, 2016) dan Rasio Elektrifikasi (Tumiwa dan Imelda, 2011). Secara jelas dapat dilihat pada Gambar 3.2 berikut ini:



Gambar 3.2 Kerangka pemikiran penelitian

3.3 Variabel Penelitian

Variabel yang digunakan dalam penelitian ini adalah variabel respon dan variabel prediktor yang ditunjukkan oleh table 3.1 berikut ini.

Table 3.1 Variabel Penelitian

Variabel		Nama Variabel	Skala Data	Satuan
Variabel Dependen	Y	Persentase Kemiskinan	Rasio	Persen
Variabel Independen	X_1	Pertumbuhan Ekonomi	Rasio	Rupiah
	X_2	Tingkat Pengangguran Terbuka	Rasio	Persen
	X_3	Perkembangan Pembangunan Manusia (IPM)	Rasio	Persen
	X_4	Penyebaran Infrastruktur Sosial	Rasio	Unit
	X_5	Rasio Elektrifikasi	Rasio	Persen

Variabel respon yang digunakan adalah Persentase Kemiskinan. Persentase Penduduk Miskin merupakan penduduk yang berada dibawah garis kemiskinan. Headcoun index secara sederhana mengukur proporsi yang dikatagorikan miskin. Dalam penelitian ini menggunakan indikator presentasi Kemiskinan dengan rumus sebagai berikut:

$$P_0 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left[\frac{z - y_i}{z} \right] \quad (3.1)$$

Dengan

P_0 : Persentase Kemiskinan,
 z : Garis Kemiskinan,
 q : banyaknya penduduk yang berada dibawah garis kemiskinan,
 n : jumlah penduduk,
 y_i : rata-rata pengeluaran perkapita sebuah penduduk yang berada dibawah garis kemiskinan ($i = 1, 2, \dots, q$), $y_i < z$

Variabel prediktor yang digunakan dalam penelitian ini adalah Pertumbuhan Ekonomi, Tingkat Pengangguran Terbuka, Indeks Pembangunan Manusia (IPM), bantuan infrastruktur sosial dan Rasio Elektrifikasi. Dengan penjelasan sebagai berikut:

1) **Pertumbuhan Ekonomi**

Pertumbuhan ekonomi merupakan kenaikan kapasitas dalam jangka panjang dari Negara yang bersangkutan untuk menyediakan berbagai barang ekonomi kepada

penduduknya yang ditentukan oleh adanya kemajuan atau penyesuaian-penyesuaian teknologi, institusioanal (kelembagaan), dan ideologis terhadap berbagai tuntutan keadaan yang ada (Simon Kuznet dalam Todaro, 2004). Angka pertumbuhan ekonomi diperoleh dari perubahan nilai Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) suatu wilayah yang dinilai atas dasar harga konstan (BPS,2012).

2) **Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT)**

Tingkat pengangguran adalah banyaknya jumlah angkatan kerja yang tidak bekerja dan aktif mencari pekerjaan. Ditinjau dari aspek tenaga kerja jumlah penduduk yang besar pada dasarnya merupakan potensi sumberdaya yang sangat berharga. Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) merupakan indikator yang sering digunakan untuk menilai keberhasilan pembangunan di bidang ketenagakerjaan.

Indikator pengangguran terbuka yang digunakan oleh BPS adalah tingkat pengangguran terbuka (TPT).

$$TPT = \frac{\text{Jumlah Pengangguran}}{\text{Jumlah Angkatan Kerja}} \times 100\% \quad (3.2)$$

3) **Indeks Pembangunan Manusia (IPM)**

Indeks Pembangunan Manusia (IPM) adalah indeks komposit dari indeks kesehatan yang diukur dari rata-rata lama sekolah dan angka melek huruf, serta indeks daya beli yang diukur dari tingkat kehidupan yang layak secara keseluruhan. Secara umum, IPM kabupaten/kota menggambarkan kinerja pembangunan manusia pada tingkat kabupaten/kota. Kinerja pembangunan manusia dapat dinilai berhasil atau gagalnya berdasarkan pencapaian angka IPM.

4) **Penyebaran Infrastruktur Kesejahteraan Sosial**

Jumlah pekerja sosial masyarakat (PSM), organisasi sosial dan karang taruna untuk memberikan motivasi dan penguatan kepada masyarakat untuk menghasilkan masyarakat yang berdaya guna.

5) Rasio Elektrifikasi

Rasio elektrifikasi menggambarkan banyaknya rumah tangga yang mendapatkan akses pada listrik.

3.4 Spesifikasi Model

Model umum yang digunakan dalam penelitian ini berdasarkan penelitian yaitu:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1,i,t} + \beta_2 X_{2,i,t} + \beta_3 X_{3,i,t} + \beta_4 X_{4,i,t} + \beta_5 X_{5,i,t} + u_{it} \quad (3.3)$$

Dengan:

$Y_{i,t}$: Persentase Kemiskinan

$X_{1,i,t}$: Pertumbuhan ekonomi

$X_{2,i,t}$: Persentase tingkat pengangguran terbuka

$X_{3,i,t}$: Persentase indeks pembangunan manusia

$X_{4,i,t}$: Penyebaran infrastruktur Kesejahteraan sosial

$X_{5,i,t}$: Rasio Elektrifikasi

u_{it} : *Error*

Model spasial yang akan dibangun pada penelitian ini terdiri dari dua model yaitu SAR dan SEM berdasarkan persamaan (2.66). Berikut adalah spesifikasi model yang akan dibangun:

1. SAR Panel Dinamis

Model SAR panel dinamis dapat ditulis sebagai berikut:

$$\mathbf{y}_{i,t} = \delta \mathbf{y}_{i,t-1} + \lambda \mathbf{W}_N \mathbf{y}_{i,t} + \mathbf{x}_{i,t} \boldsymbol{\beta} + u_{i,t} \quad (3.4)$$

2. SEM Panel Dinamis

Model SEM panel dinamis dapat ditulis sebagai berikut:

$$\mathbf{y}_{i,t} = \delta \mathbf{y}_{i,t-1} + \mathbf{x}_{i,t} \boldsymbol{\beta} + u_{i,t} \quad (3.5)$$

dengan:

$$u_i = \mu + \varepsilon_i$$

$$\varepsilon_i = \lambda W_N \varepsilon_i + v_i$$

3.5 Struktur Data Penelitian

Struktur data panel dinamis yang digunakan dalam penelitian dapat dilihat pada Tabel 3.2 berikut ini.

Tabel 3.2 Struktur Data Penelitian

Individu (i)	Tahun (t)	Variabel						
		$\Delta y_{i,t}$	$\Delta y_{i,t-1}$	$\Delta x_{i,t,1}$	$\Delta x_{i,t,2}$...	$\Delta x_{i,t,5}$	$\Delta x_{i,t,k}$
1	2010	$\Delta y_{1,1}$		$\Delta x_{1,1,1}$	$\Delta x_{1,1,2}$...	$\Delta x_{1,1,5}$	$\Delta x_{1,1,k}$
	2011	$\Delta y_{1,2}$	$\Delta y_{1,1}$	$\Delta x_{1,2,1}$	$\Delta x_{1,2,2}$...	$\Delta x_{1,2,5}$	$\Delta x_{1,2,k}$
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	2014	$\Delta y_{1,5}$	$\Delta y_{1,4}$	$\Delta x_{1,5,1}$	$\Delta x_{1,5,2}$...	$\Delta x_{1,5,5}$	$\Delta x_{1,5,k}$
2	2010	$\Delta y_{2,1}$		$\Delta x_{2,1,1}$	$\Delta x_{2,1,2}$...	$\Delta x_{2,1,5}$	$\Delta x_{2,1,k}$
	2011	$\Delta y_{2,2}$	$\Delta y_{2,1}$	$\Delta x_{2,2,1}$	$\Delta x_{2,2,2}$...	$\Delta x_{2,2,5}$	$\Delta x_{2,2,k}$
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	2014	$\Delta y_{2,5}$	$\Delta y_{2,4}$	$\Delta x_{2,5,1}$	$\Delta x_{2,5,2}$...	$\Delta x_{2,5,5}$	$\Delta x_{2,5,k}$
⋮	2010							
	2011	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	2014							
21	2010	$\Delta y_{21,1}$		$\Delta x_{21,1,1}$	$\Delta x_{21,1,2}$...	$\Delta x_{21,1,5}$	$\Delta x_{21,1,k}$
	2011	$\Delta y_{21,2}$	$\Delta y_{21,1}$	$\Delta x_{21,2,1}$	$\Delta x_{21,2,2}$...	$\Delta x_{21,2,5}$	$\Delta x_{21,2,k}$
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	2014	$\Delta y_{21,5}$	$\Delta y_{21,4}$	$\Delta x_{21,5,1}$	$\Delta x_{21,5,2}$...	$\Delta x_{21,5,5}$	$\Delta x_{21,5,k}$

Berdasarkan Tabel 3.2 diatas, $\Delta y_{i,t}$ merupakan dependent variabel dan independent variabel adalah $\Delta y_{i,t-1}$ yang merupakan lag dependent variabel yang merupakan eksplanatori endogen yaitu variabel eksplanatori yang berkorelasi dengan error. $\Delta x_{i,t,1}$ merupakan variabel PDRB atas dasar harga konstan, $\Delta x_{i,t,2}$ merupakan variabel Tingkat Pengangguran Terbuka, $\Delta x_{i,t,3}$ merupakan variabel Indeks Pembangunan Manusia, $\Delta x_{i,t,4}$ merupakan variabel Penyebaran Infrastruktur

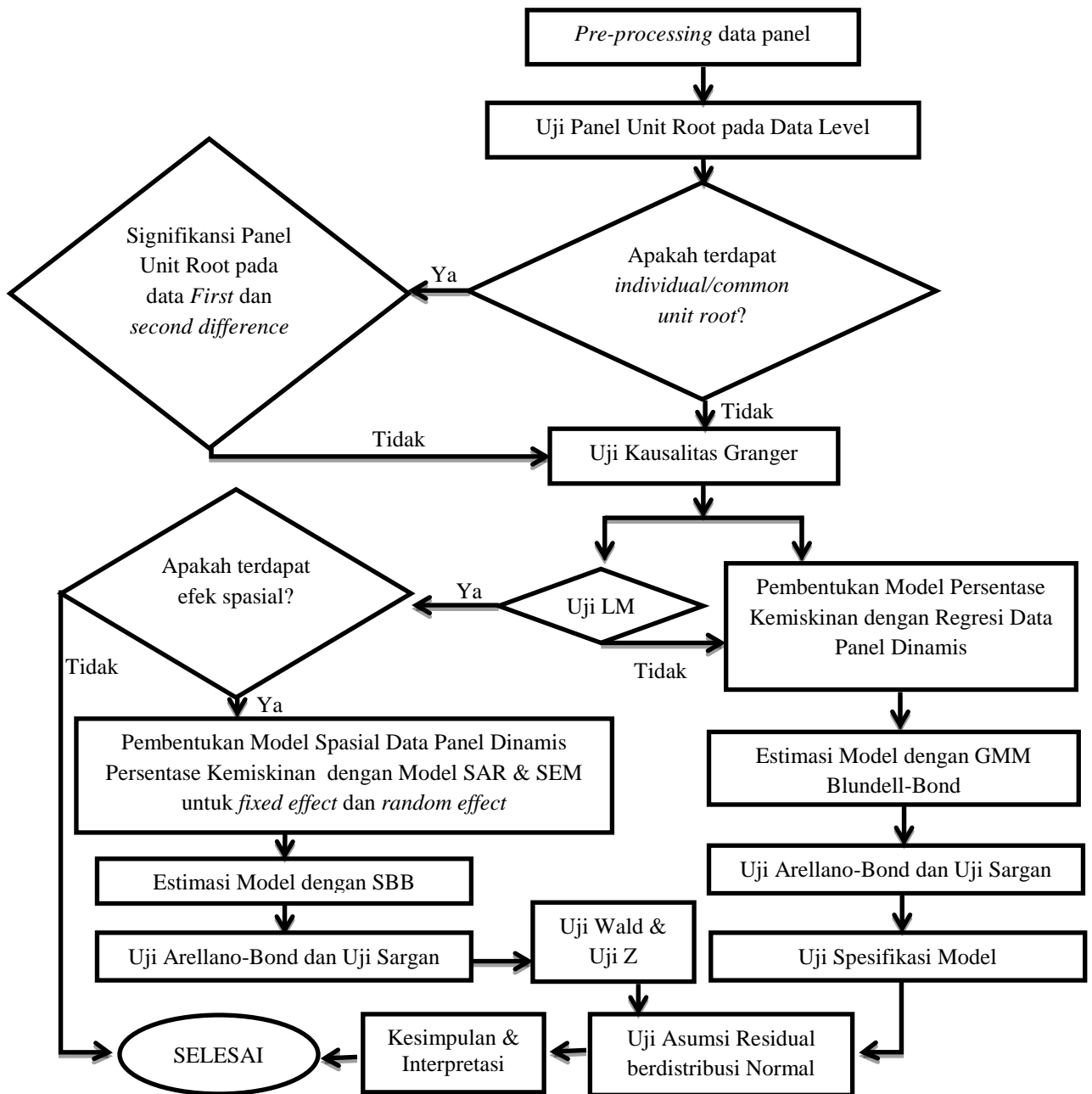
Kesejahteraan Sosial, dan $\Delta x_{i,t,5}$ merupakan variabel Rasio Elektrifikasi. Sementara $\Delta x_{i,t,k}$ merupakan variabel endogen lain yang masuk dalam model, yaitu variabel *spatial lag dependent* ($W\Delta y$) dan variabel *spatial error* ($W\varepsilon$).

3.6 Metode Analisis Data

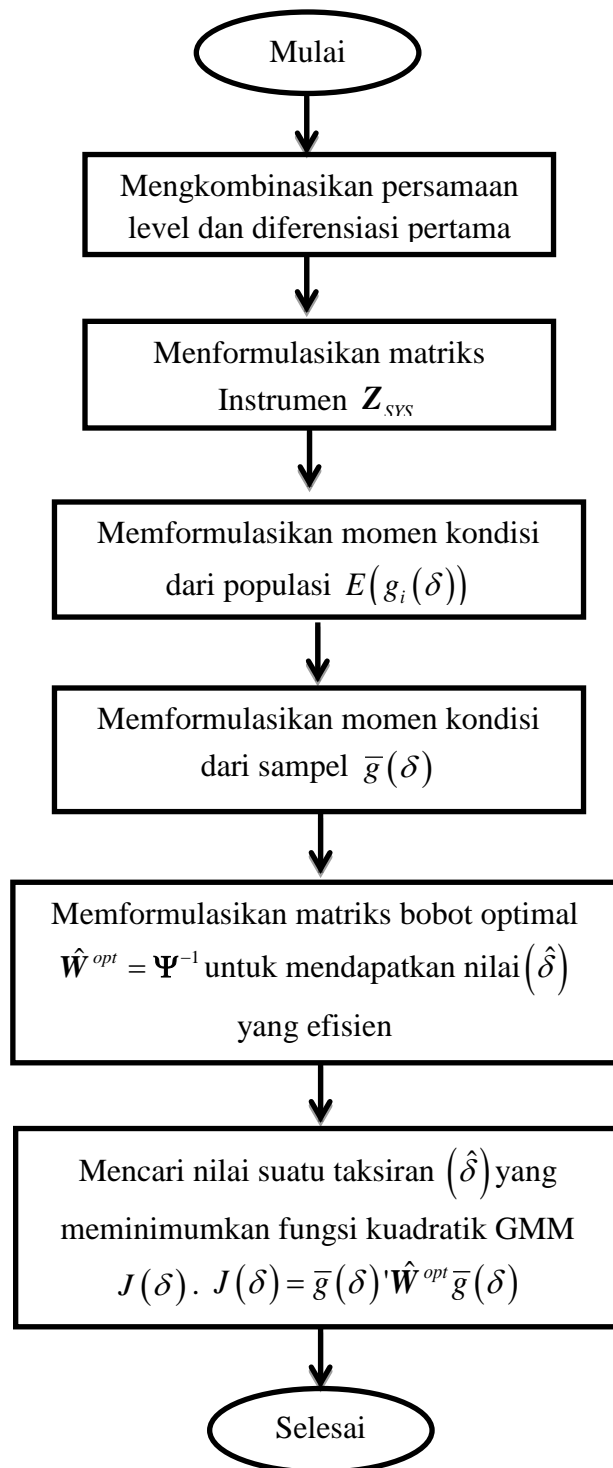
Metode dan tahapan yang dilakukan untuk mencapai tujuan dalam penelitian ini menggunakan bantuan aplikasi STATA dan EVIEWS. Berikut akan disampaikan metode analisis data:

1. Untuk menjawab tujuan pertama yaitu menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi persentase kemiskinan di Provinsi Nusa Tenggara Timur pada periode 2010-2014 dengan menggunakan model data panel dinamis akan dilakukan langkah-langkah sebagai berikut:
 - a. Melakukan deskripsi masing-masing variabel respon sebagai gambaran awal persentase kemiskinan di Provinsi Nusa Tenggara Timur.
 - b. Menguji Panel Unit Root pada data level
 - c. Melakukan uji kausalitas Granger antara persentase kemiskinan dengan beberapa variabel yang diteliti.
 - d. Melakukan pemodelan persentase kemiskinan di NTT dengan pendekatan Data Panel Dinamis.
 - e. Melakukan pendugaan dengan prosedur SYS-GMM
 - f. Melakukan uji statistik Arellano-Bond dan uji sargan
 - g. Melakukan pengujian asumsi dan mengatasi masalah pelanggaran asumsi pada persamaan regresi data panel dinamis
 - h. Analisis dan interpretasi model yang dihasilkan.
 - i. Menarik kesimpulan
2. Untuk menjawab tujuan kedua yaitu mengetahui pengaruh kedekatan ekonomi, transportasi, sosial, infrastruktur, dan pendidikan mempengaruhi persentase kemiskinan Kabupaten/kota di Provinsi Nusa Tenggara Timur akan dilakukan uji Autokorelasi Spasial dengan melihat nilai indeks Moran's.

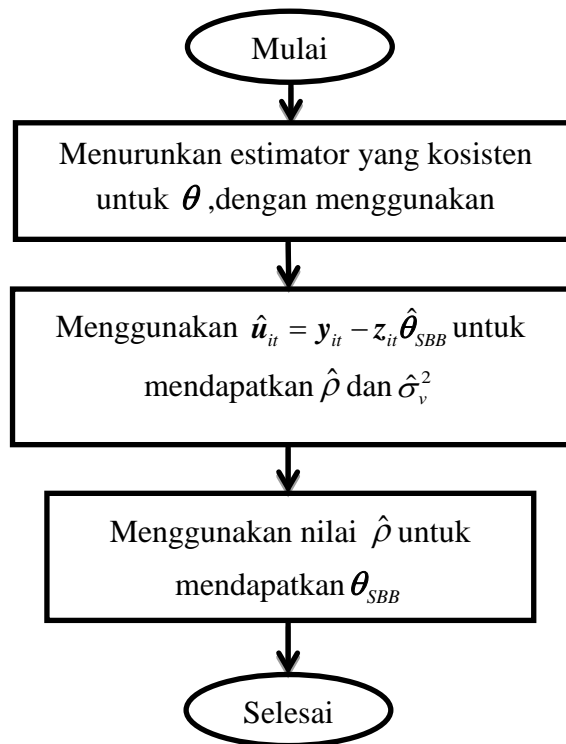
3. Untuk menjawab tujuan kedua yaitu mengetahui pengaruh kedekatan ekonomi, transportasi, sosial, infrastruktur, dan pendidikan mempengaruhi persentase kemiskinan Kabupaten/kota di Provinsi Nusa Tenggara Timur akan dilakukan langkah-langkah sebagai berikut:
 - a. Uji ketergantungan spasial dengan uji Lagrange Multiplier (LM).
 - b. Melakukan pemodelan persentase kemiskinan di NTT dengan pendekatan Spasial Data Panel Dinamis untuk model SAR dan SEM, menggunakan matriks pembobot terbaik yang diperoleh dari langkah 2 dengan memasukan beberapa variabel eksogen maupun *lag* variabel endogen sebagai variabel instrument.
 - c. Estimasi model dengan metode *Spatialy Blundell-Bond (SBB) Estimator*.
 - d. Melakukan uji spesifikasi model dengan uji Arellano-Bond (*AB Test*) dan uji sargan untuk menentukan bahwa model panel dinamis dengan estimasi GMM yang digunakan telah memenuhi kriteria tidak bias, instrument valid dan konsisten.
 - e. Melakukan uji Wald untuk menguji apakah koefisien regresi variabel-variabel penentu tingkat persentase kemiskinan. Uji Wald merupakan uji signifikansi bersama antara variabel independen dengan variabel dependen dengan H_0 tidak ada hubungan dalam model. H_0 ditolak apabila nilai lebih P-value kecil dari tingkat signifikansi α .
 - f. Melakukan uji individu dengan uji Z.
 - g. Memilih model terbaik berdasarkan signifikansi parameter dan *error* berdistribusi normal.
 - h. Pengujian asumsi residual model terbaik.



Gambar 3.3 Diagram Alir Analisis Data



Gambar 3.4 Diagram Alir Metode GMM *Blundell-Bond*



Gambar 3.5 Diagram Alir Metode GMM *Spatial Blundell-Bond*

3.7 Hipotesis Penelitian

Berdasarkan tinjauan pustaka dan beberapa penelitian terdahulu (Siregar dan Wahyuniarti (2007), Tambunan (2001), Ezkiriyanto (2013), Putra (2016), dan Tumiwa dan Imelda (2011)) maka disusunlah beberapa hipotesis awal sebagai berikut:

1. Lag Variabel Persentase Kemiskinan memberikan peran positif dan signifikan terhadap tingkat persentase kemiskinan.
2. Pertumbuhan ekonomi memberikan peran yang negatif dan signifikan terhadap tingkat persentase kemiskinan.
3. Tingkat pengangguran terbuka memberikan peran positif dan signifikan terhadap tingkat persentase kemiskinan.
4. Indeks pembangunan manusia memiliki peran negatif dan signifikan terhadap tingkat persentase kemiskinan.
5. Bantuan infrastruktur sosial memberikan peran negatif terhadap tingkat persentase kemiskinan.
6. Rasio Elektrifikasi memberikan peran negatif terhadap tingkat persentase kemiskinan.

“Halaman ini sengaja dikosongkan”

BAB 4

HASIL DAN PEMBAHASAN

Pada bab ini akan dilakukan pembahasan mengenai hasil dari penelitian yang telah dilakukan dalam rangka menjawab rumusan masalah pada bab pertama.

4.1 Pemodelan Persentase Kemiskinan di NTT dengan menggunakan model Ekonometrika Data Panel Dinamis

Pada bagian ini akan dimodelkan persentase kemiskinan di NTT dengan menggunakan model Data Panel Dinamis. Pertama akan dilihat deskripsi variabel dan kondisi persentase kemiskinan dan variabel independen.

4.1.1 Deskripsi Variabel yang Mempengaruhi Persentase Kemiskinan antara Daerah di NTT

Tabel 4.1 Deskripsi Variabel yang digunakan dalam Penelitian

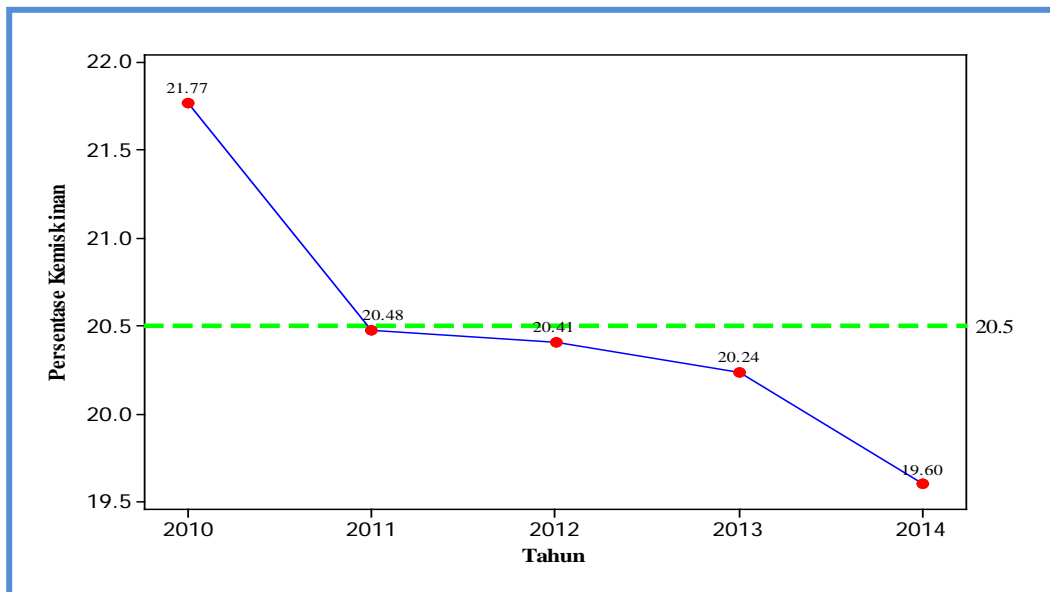
Variabel	Nama Variabel	Mean	StDev	Minimum	Maximum
Y	Persentase Kemiskinan (%)	21.552	7.784	7.83	41.16
X ₁	PDRB atas dasar Harga Konstan (Rupiah)	2266	2075	480	12167
X ₂	Tingkat Pengangguran Terbuka (%)	3.08	2.204	0.25	13.408
X ₃	Indeks Pembangunan Manusia (%)	59.588	4.725	49.16	77.58
X ₄	Penyebaran Infrastruktur Kesejahteraan Sosial (Jiwa)	273	558.7	0	4655
X ₅	Rasio Elektrifikasi (%)	61.66	20.49	15.46	100

Tabel 4.1 menunjukkan bahwa variabel PDRB atas dasar harga konstan (X₁) memiliki standar deviasi paling tinggi dibandingkan variabel-variabel prediktor yang lain. Semakin tinggi nilai standar deviasi maka semakin besar jarak rata-rata setiap

unit data terhadap mean, sehingga dikatakan data memiliki keragaman yang tinggi. Hal ini menunjukkan bahwa terjadi kesenjangan yang cukup tinggi pada pertumbuhan ekonomi antar daerah. Sementara tingkat pengangguran terbuka (X_2) memiliki nilai standar deviasi paling kecil. Hal ini menunjukkan bahwa selama periode penelitian terjadi kesetaraan tingkat pengangguran terbuka antar daerah.

4.1.2 Kondisi Umum Persentase Kemiskinan antar Daerah di NTT

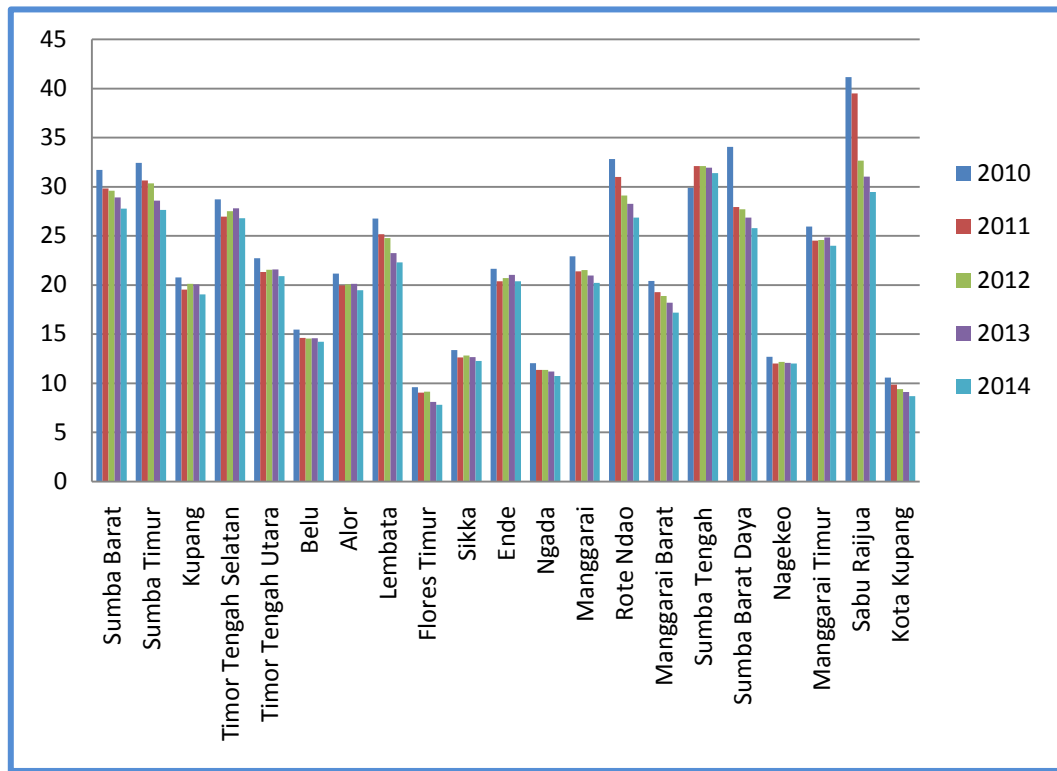
Kondisi persentase kemiskinan di NTT selama kurun waktu 2010 hingga 2014 mengalami penurunan. Persentase kemiskinan tertinggi terjadi pada tahun 2010 sebesar 21,77% dan terendah tahun 2014 sebesar 19,60% dengan rata-rata persentase kemiskinan di NTT pada tahun 2010 hingga 2014 adalah 20,50%. **Gambar 4.1** berikut merupakan persentase kemiskinan di NTT periode 2010 hingga 2014.



Gambar 4.1 Persentase Kemiskinan Provinsi NTT tahun 2010 - 2014

Kondisi persentase kemiskinan di kabupaten/kota di NTT selama kurun waktu 2010 hingga 2014 dapat dilihat pada gambar 2. Kondisi persentase kemiskinan tertinggi untuk semua kabupaten/kota di NTT selama kurun waktu 2010 hingga 2014 terjadi di Kabupaten Sabu Raijua pada tahun 2010 sebesar 41,16% dan terendah terjadi di Kabupaten Flores Timur pada tahun 2014 sebesar 7,83%. Tingginya

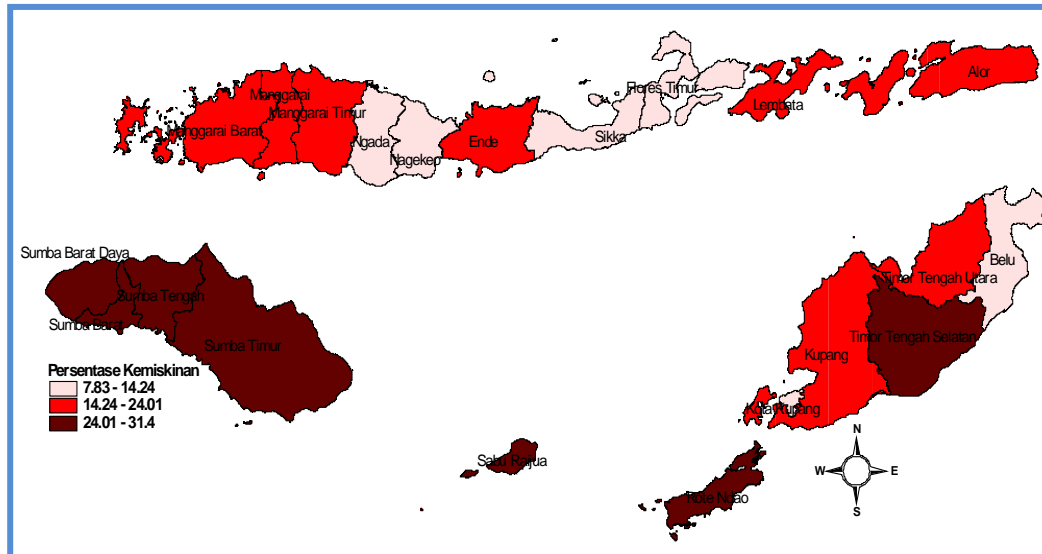
persentase kemiskinan di Sabu Raijua dibandingkan Kabupaten/Kota lainnya pada tahun 2010 terkait dengan kondisi pasca pemekaraan kabupaten Sabu Raijua pada tahun 2010 sehingga pola perekonomiannya belum begitu stabil dan berdampak pada tingginya tingkat kemiskinan.



Gambar 4.2 Persentase Kemiskinan Kabupaten/Kota Prov. NTT tahun 2010-2014

Persentase kemiskinan Provinsi NTT pada tahun 2014 dapat dilihat pada Gambar 4.3. berdasarkan peta pada Gambar 4.3, terlihat bahwa terdapat tiga kelompok kabupaten/kota berdasarkan besarnya persentase kemiskinan dari masing-masing kabupaten/kota. Kelompok pertama yaitu kelompok dengan kabupaten/kota dengan persentase kemiskinan tinggi yaitu Timor Tengah Selatan, Rote Ndao, Sabu Raijua, Sumba Timur, Sumba Tengah, Sumba Barat dan Sumba Barat Daya dengan persentase kemiskinan berkisar diantara 24,01% - 31,40%. Kelompok kedua yaitu kelompok kabupaten/kota dengan persentase kemiskinan menengah yaitu Kupang, Timor Tengah Utara, Alor, Lembata, Ende, Manggarai, Manggarai Barat dan Manggarai Timur dengan persentase kemiskinan berkisar antara 14,24% - 24,01%.

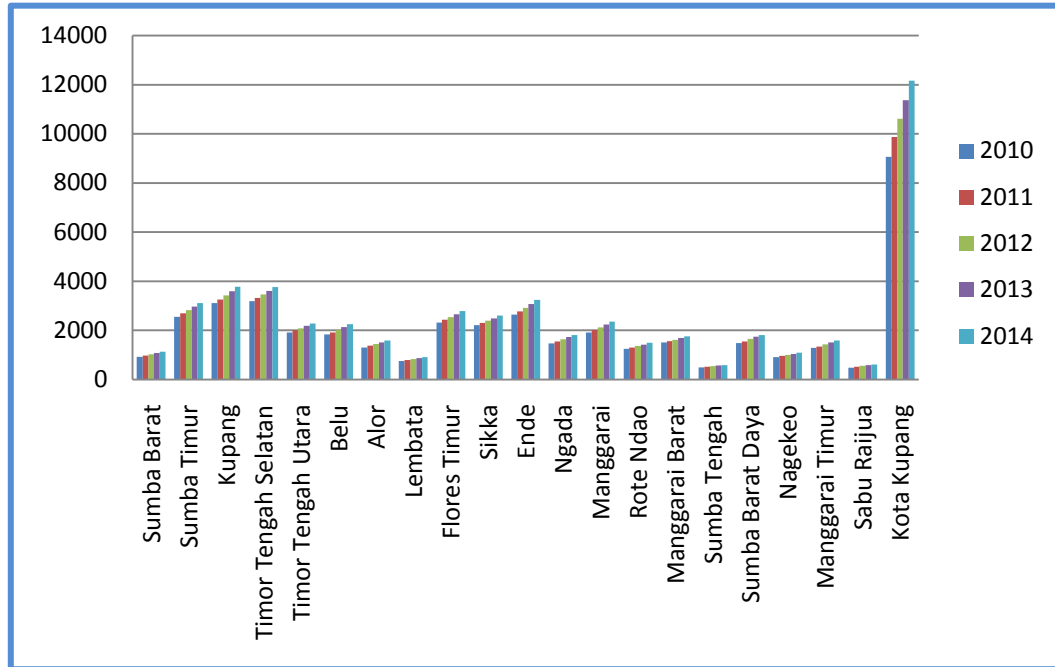
Terakhir, kelompok ketiga yaitu kelompok kabupaten/kota dengan persentase kemiskinan rendah yaitu Kota Kupang, Belu, Flores Timur, Sikka, Nagekeo, dan Ngada dengan persentase kemiskinan berkisar antara 7,83% - 14,24%.



Gambar 4.3 Peta Persentase Kemiskinan Kabupaten/Kota Prov. NTT tahun 2014

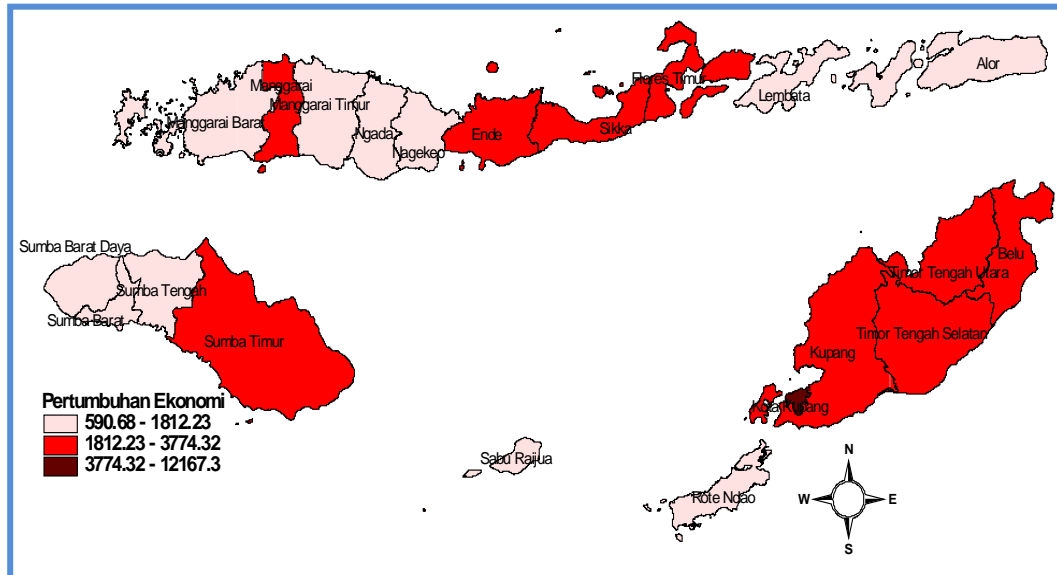
4.1.3 Gambaran Umum Variabel-Variabel yang Mempengaruhi Persentase Kemiskinan di NTT

Persentase kemiskinan di suatu daerah dapat ditekan jika pertumbuhan ekonomi di daerah tersebut dapat di tingkatkan. Faktor pertumbuhan ekonomi dapat digambarkan dari produk domestik regional bruto (PDRB) daerah tersebut. Variabel pertumbuhan ekonomi (X_1) dari masing-masing kabupaten/kota di Provinsi NTT digambarkan pada Gambar 4.4. Gambar 4.4 menunjukkan bahwa terjadi ketimpangan antara PDRB atas dasar harga konstan antara kota Kupang dan kabupaten-kabupaten lainnya. Rata-rata PDRB pertahun kabupaten-kabupaten lainnya berkisar antara 1000 – 4000 ribu rupiah, berbeda dengan kota Kupang dimana rata-rata PDRB pertahunnya mencapai 10.616,7 ribu rupiah. Pada tahun 2014, PDRB kota Kupang bahkan mencapai 12.167,3 ribu rupiah. Ketimpangan ini terjadi karena kota Kupang sebagai pusat perekonomian di Provinsi NTT sebab kota Kupang merupakan ibu kota dari Provinsi NTT dan satu-satunya kota yang ada di NTT.



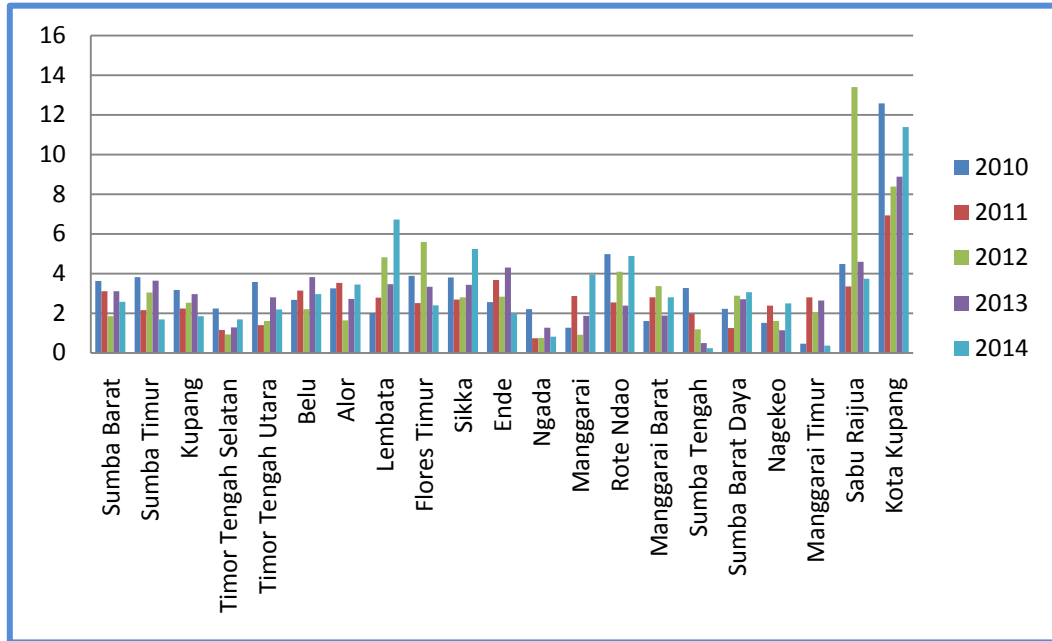
Gambar 4.4 Pertumbuhan Ekonomi Kabupaten/Kota Prov. NTT tahun 2010-2014

Persebaran PDRB di NTT pada tahun 2014 dapat dilihat pada **Gambar 4.5**. berdasarkan peta pada **Gambar 4.5**, terlihat bahwa terdapat tiga kelompok kabupaten/kota berdasarkan besarnya PDRB atas dasar harga konstan dari masing-masing kabupaten/kota. Kelompok pertama yaitu kelompok kabupaten/kota dengan PDRB tertinggi yang berkisar diantara 3774,32 – 12167,3 ribu rupiah. Satu-satunya daerah yang masuk kedalam kelompok ini adalah Kota Kupang. Kelompok kedua yaitu kelompok kabupaten/kota dengan PDRB menengah yaitu Kupang, Timor Tengah Selatan, Timor Tengah Utara, Belu, Sumba Timur, Flores Timur, Sikka, Ende dan Manggarai dengan PDRB yang berkisar antara 1812,23 – 3774,32 ribu rupiah. Terakhir, kelompok ketiga yaitu kelompok kabupaten/kota dengan PDRB rendah yaitu Rote Ndao, Sabu Raijua, Sumba Tengah, Sumba Barat, Sumba Barat Daya, Alor, Lembata, Nagekeo, Ngada, Manggarai Timur dan Manggarai Barat dengan PDRB berkisar antara 590,68 – 1812,23 ribu rupiah.



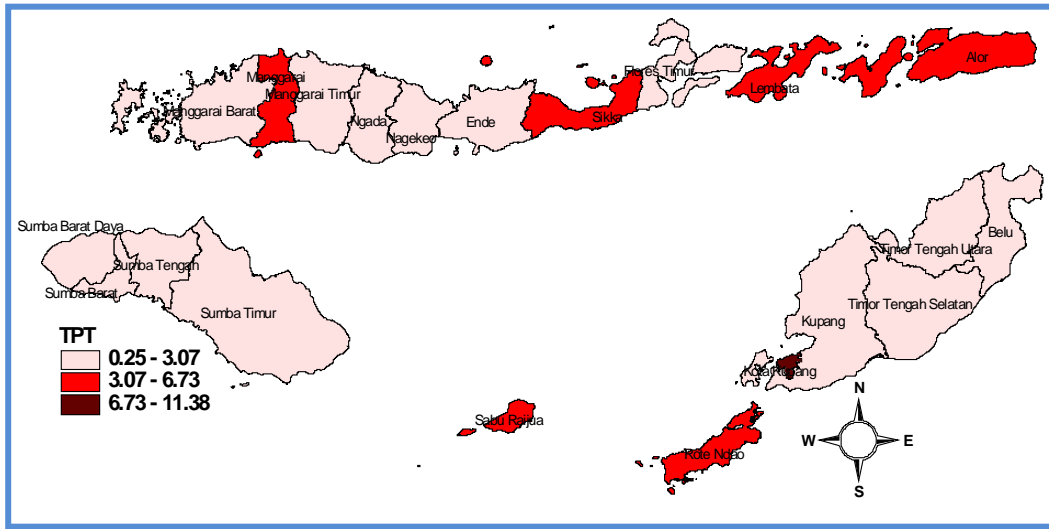
Gambar 4.5 PDRB atas dasar harga konstan kabupaten/kota Prov. NTT tahun 2014

Ditinjau dari aspek tenaga kerja, jumlah penduduk yang besar pada dasarnya merupakan potensi sumberdaya yang sangat berharga. Potensi ini bila digunakan baik akan berdampak besar dalam pembangunan. Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK) dan Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) merupakan indikator yang sering digunakan untuk menilai keberhasilan pembangunan di bidang ketenagakerjaan. Tingkat Pengangguran Terbuka (X_2) dari masing-masing kabupaten/kota di Provinsi NTT dari tahun 2010 hingga 2014 dapat dilihat pada **Gambar 4.6**. Tingkat Pengangguran Terbuka kota Kupang tertinggi dengan rata-rata 10,31% dari jumlah penduduk kota Kupang, hal ini di karenakan Kota Kupang sebagai ibukota provinsi NTT, banyak penduduk yang ingin bekerja di kota ini, dengan segala macam fasilitas yang ada, namun penambahan pekerja ini tidak diikuti oleh lahan kesempatan kerja yang ada, yang membuat pengangguran terjadi. Namun secara keseluruhan, tingkat pengangguran terbuka tertinggi dari tahun 2010 hingga 2014 terjadi di Sabu Raijua dengan tingkat pengangguran terbuka sebesar 13,41% pada tahun 2014.



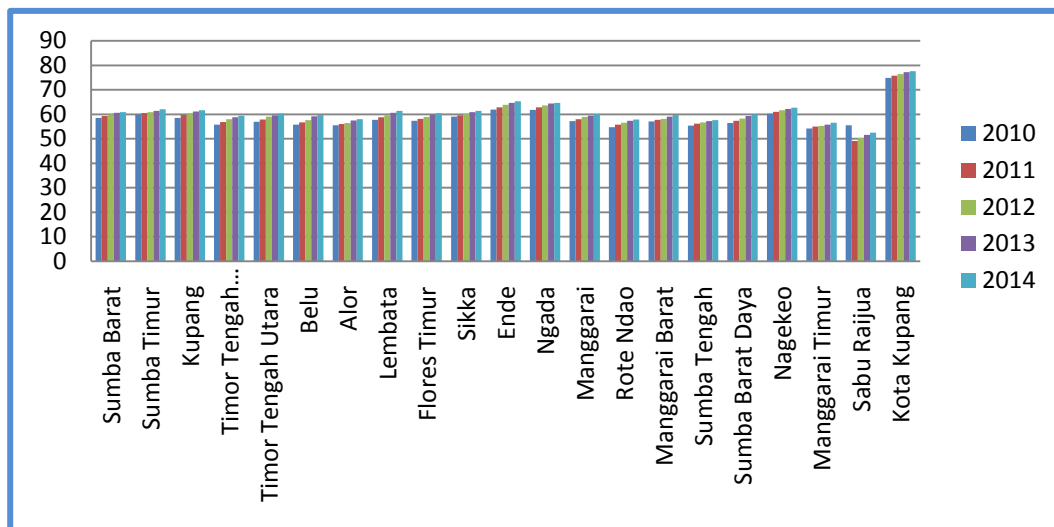
Gambar 4.6 Tingkat Pengangguran Terbuka Kabupaten/Kota Prov. NTT tahun 2010-2014

Persebaran Tingkat pengangguran terbuka Provinsi NTT pada tahun 2014 dapat dilihat pada **Gambar 4.7**. Berdasarkan peta pada **Gambar 4.7**, terlihat bahwa terdapat tiga kelompok kabupaten/kota berdasarkan besarnya tingkat pengangguran terbuka masing-masing kabupaten/kota. Kelompok pertama yaitu kelompok kabupaten dengan tingkat pengangguran tinggi yang berkisar diantara 6,73% - 11,38%. Satu-satunya daerah yang masuk kelompok ini adalah kota Kupang. Kelompok kedua yaitu kelompok kabupaten/kota dengan tingkat pengangguran terbuka sedang yaitu Rote Ndao, Sabu Raijua, Alor, Lembata, Sikka dan Manggarai dengan tingkat pengangguran terbuka berkisar antara 3,07% - 6,73%. Terakhir, kelompok ketiga yaitu kelompok kabupaten/kota dengan tingkat pengangguran terbuka rendah yaitu Kupang, Timor Tengah Selatan, Timor Tengah Utara, Belu, Sumba Timur, Sumba Tengah, Sumba Barat, Sumba Barat Daya, Flores Timur, Ende, Nagekeo, Ngada, Manggarai Timur dan Manggarai Barat dengan tingkat pengangguran terbuka berkisar antara 0,25% - 3,07%.



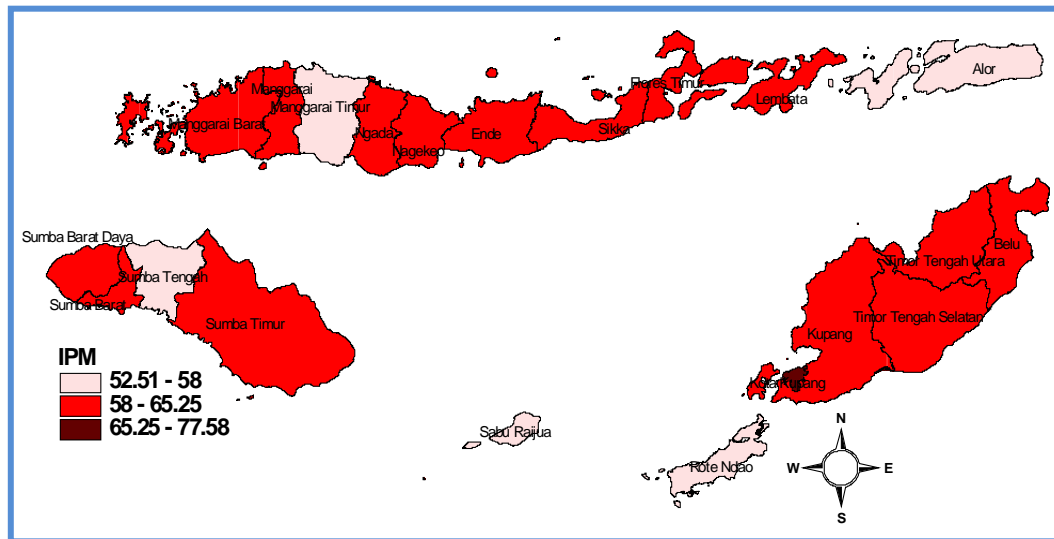
Gambar 4.7 Tingkat Pengangguran Terbuka Kabupaten/Kota Prov. NTT tahun 2014

Dari aspek sumber daya manusia, dapat dilihat dari Indeks Pembangunan Manusia (X_3) yang menggambarkan kinerja pembangunan manusia. Kinerja pembangunan manusia dapat dinilai berhasil atau gagal berdasarkan pencapaian angka IPM. Besarnya IPM dari masing-masing kabupaten/kota di NTT dari tahun 2010 sampai dengan tahun 2014 dapat dilihat pada Gambar 4.8. IPM kota Kupang tertinggi di Provinsi NTT dengan rata-rata 76,35 pertahun, hal ini dikarenakan kota Kupang merupakan pusat fasilitas kesehatan dan pendidikan di NTT.



Gambar 4.8 Indeks Pembangunan Manusia Kabupaten/Kota Prov. NTT tahun 2010-2014

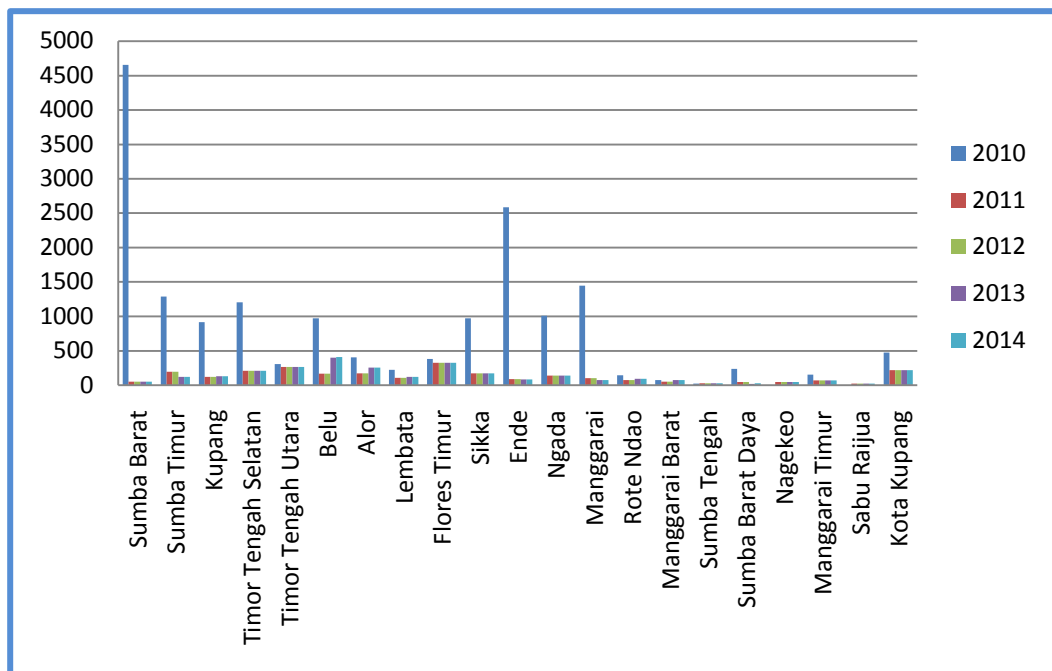
Persebaran IPM Provinsi NTT pada tahun 2014 dapat dilihat pada **Gambar 4.9**. berdasarkan peta pada **Gambar 4.9**, terlihat bahwa terdapat tiga kelompok kabupaten/kota berdasarkan besarnya IPM dari masing-masing kabupaten/kota. Kelompok pertama yaitu kelompok kabupaten/kota dengan IPM tinggi yang berkisar antara 65,25 – 77,58. Satu-satunya daerah yang masuk kedalam kelompok ini adalah Kota Kupang. Kelompok kedua yaitu kelompok kabupaten/kota dengan IPM menengah yaitu Kupang, Timor Tengah Selatan, Timor Tengah Utara, Belu, Sumba Timur, Sumba Barat, Sumba Barat Daya, Lembata, Flores Timur, Sikka, Ende, Nagekeo, Ngada, Manggarai dan Manggarai Barat dengan IPM berkisar antara 58 – 65,25. Terakhir, kelompok ketiga yaitu kelompok kabupaten/kota dengan IPM rendah yaitu Rote Ndao, Sabu Raijua, Sumba Tengah, Alor dan Manggarai Timur dengan IPM berkisar antara 52,51 – 58.



Gambar 4.9 Indeks Pembangunan Manusia Kabupaten/Kota Prov. NTT tahun 2014

Sumber Daya Manusia yang ada di NTT masih belum mumpuni dari sisi etos kerja dan dedikasi yang terlihat dari sebagian masyarakat yang tinggal disana. Motivasi dan penguatan masyarakat untuk meningkatkan daya diri mereka untuk membangun NTT sangat diperlukan. Untuk itu penguatan kapasitas untuk potensi sumber kesejahteraan sosial harus dilaksanakan secara berkesinambungan untuk

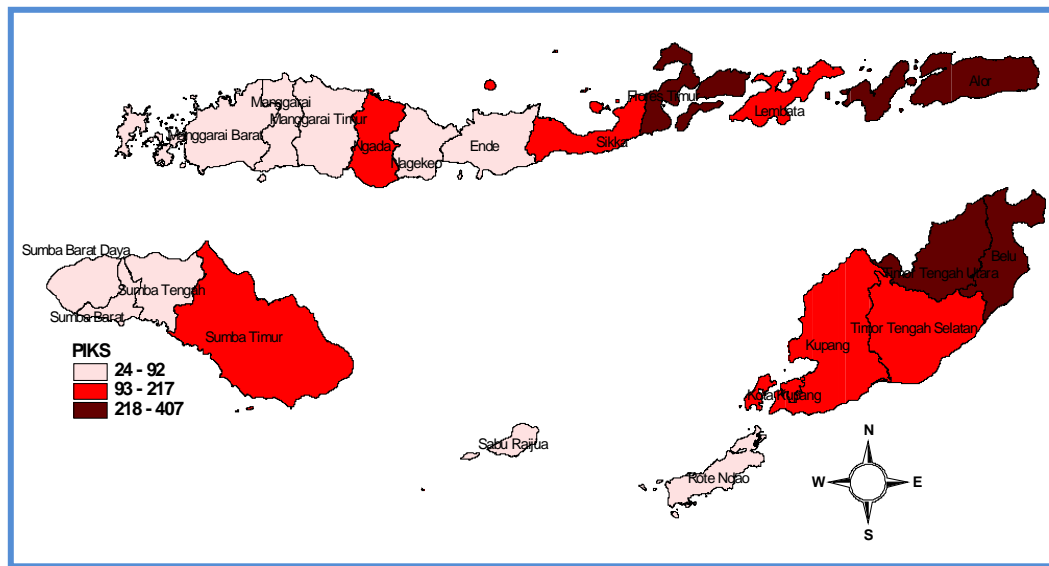
menghasilkan masyarakat yang berdaya dan berhasil guna. Motivasi dan penguatan masyarakat dapat dilakukan salah satunya dengan kegiatan Penyuluhan Sosial. Penyebaran infrastruktur kesejahteraan sosial atau PIKS (X_4) sangat diperluakn untuk membantu meningkatkan mindset masyarakat. Pada **Gambar 4.10** terlihat bahwa terjadi ketimpangan pada Sumba Barat pada tahun 2010 dan kabupaten/kota lainnya yang mencapai angka 4655.



Gambar 4.10 Penyebaran Infrastruktur Kesejahteraan Sosial Kabupaten/Kota Prov. NTT tahun 2010-2014

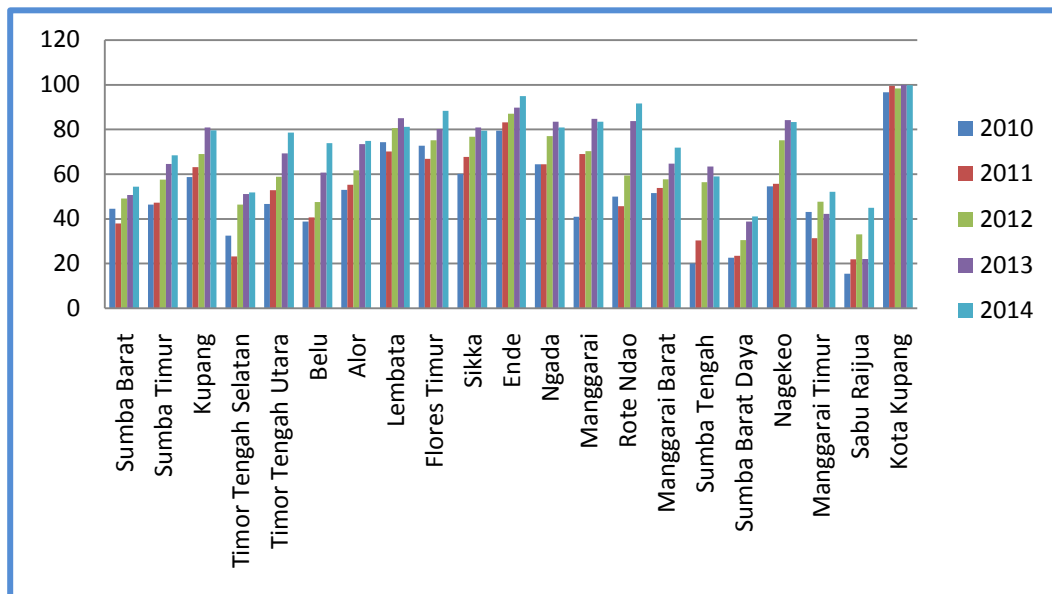
Persebaran PIKS di Provinsi NTT pada tahun 2014 dapat dilihat pada **Gambar 4.11**. berdasarkan peta pada **Gambar 4.11**, terlihat bahwa terdapat tiga kelompok kabupaten kota berdasarkan jumlah PIKS dari masing-masing kabupaten/kota. Kelompok pertama yaitu kelompok kabupaten/kota dengan PIKS tinggi yaitu Timor Tengah Utara, Belu, Alor dan Flores Timur yang berkisar antara 218 – 407 jiwa. Kelompok kedua yaitu kelompok kabupaten kota dengan jumlah PIKS sedang yaitu kota Kupang, Kupang, Timor Tengah Selatan, Sumba Timur, Lembata, Sikka, dan

Ngada dengan PIKS berkisar antara 93 – 217 jiwa. Terakhir, kelompok ketiga yaitu kelompok kabupaten/kota dengan PIKS rendah yaitu Rote Ndao, Sabu Raijua, Sumba Tengah, Sumba Barat, Sumba Barat Daya, Ende, Nagekeo, Manggarai Timur, Manggarai dan Manggarai Barat dengan PIKS berkisar antara 24 – 92 jiwa.



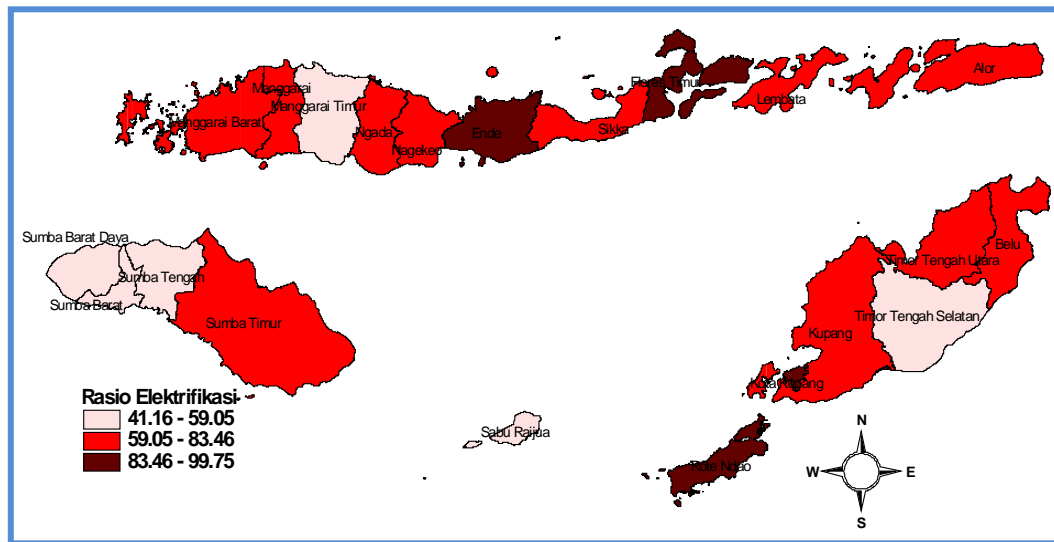
Gambar 4.11 Penyebaran Infrastruktur Kesejahteraan Sosial Kabupaten/Kota Prov. NTT tahun 2014

Perkembangan teknologi merupakan faktor penting lainnya yang mempengaruhi pertumbuhan ekonomi dan berdampak pada angka kemiskinan. Mengingat perkembangan teknologi tidak terlepas dari ketersediaan listrik di suatu wilayah, maka variabel rasio elektrifikasi (X_5) akan digunakan sebagai pendekatan dari perkembangan teknologi. Pada Gambar 4.12 terlihat bahwa Sabu Raijua dan Sumba Barat Daya merupakan daerah dimana jumlah rumah tangga yang menggunakan sumber penerangan listrik paling rendah dengan rata-rata penggunaan listrik pertahunnya masing-masing sebesar 27,48% dan 31,34%. Sedangkan kota Kupang merupakan daerah dengan jumlah rumah tangga yang menggunakan sumber penerangan listrik paling tinggi dengan rata-rata pengguna listrik pertahunnya sebesar 98,86%.



Gambar 4.12 Rasio Elektrifikasi Kabupaten/Kota Prov. NTT tahun 2010-2014

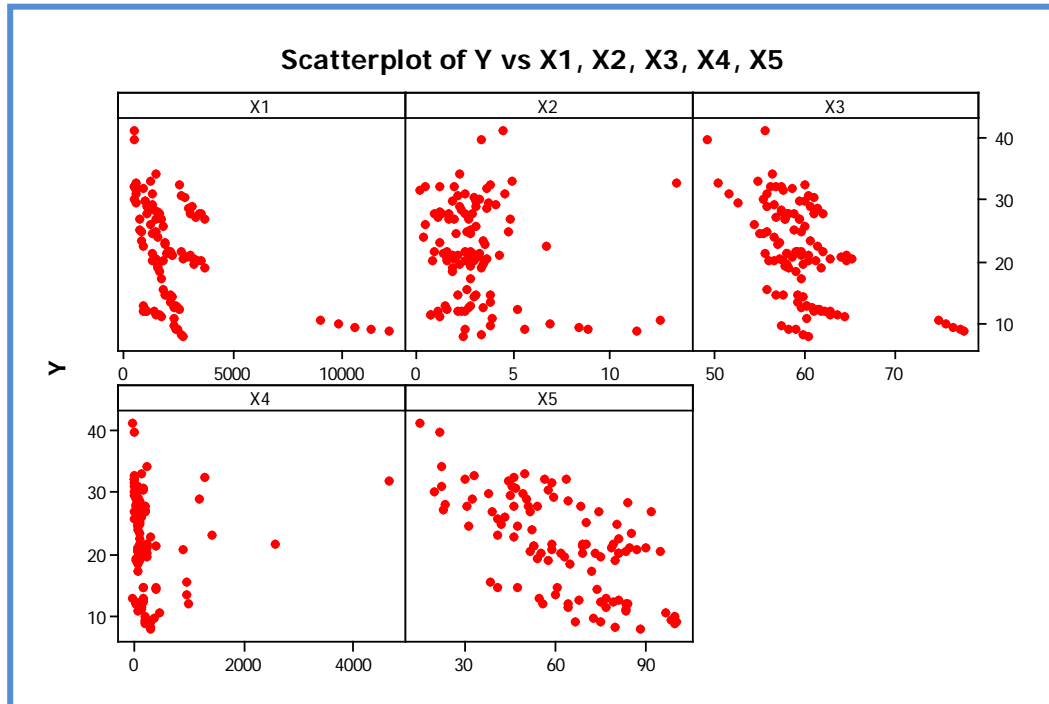
Persebaran jumlah rumah tangga yang menggunakan sumber penerangan listrik pada tahun 2014 dapat dilihat pada Gambar 4.13. Berdasarkan peta pada Gambar 4.13, terlihat bahwa terdapat tiga kelompok kabupaten/kota berdasarkan besarnya jumlah rumah tangga yang menggunakan sumber penerangan listrik dari masing-masing kabupaten/kota. Kelompok pertama yaitu kelompok kabupaten/kota dengan jumlah rumah tangga yang menggunakan sumber penerangan listrik kategori tinggi yaitu kota Kupang, Rote Ndao, Flores Timur dan Ende dengan jumlah berkisar antara 83,46 – 99,75%. Kelompok kedua yaitu kelompok kabupaten/kota dengan jumlah rumah tangga yang menggunakan sumber penerangan listrik kategori menengah yaitu Kupang, Timor Tengah Utara, Belu, Sumba Timur, Alor, Lembata, Sikka, Nagekeo, Ngada, Manggarai, Manggarai Barat dengan jumlah berkisar antara 59,05 – 83,46%. Terakhir, kelompok ketiga yaitu kelompok kabupaten/kota dengan jumlah rumah tangga yang menggunakan sumber penerangan listrik kategori rendah yaitu Timor Tengah Selatan, Sabu Raijua, Sumba Tengah, Sumba Barat, Sumba Barat Daya dan Manggarai Timur dengan jumlah berkisar antar 41,16 – 59,05%.



Gambar 4.13 Rasio Elektrifikasi Kabupaten/Kota Prov. NTT tahun 2014

4.1.4 Identifikasi Pola Hubungan antar Variabel Regressor

Hubungan antara variabel dependen yaitu persentase kemiskinan dan masing-masing variabel independen dapat dilihat pada Gambar 4.14. Berdasarkan *scatterplot* pada Gambar 4.14 dapat dilihat bahwa terdapat hubungan yang negatif antara persentase kemiskinan (Y) dengan variabel PDRB atas dasar harga konstan (X_1), Tingkat Pengangguran Terbuka (X_2), Indeks Pembangunan Manusia (X_3) dan Rasio Elektrifikasi (X_5). Hal ini menandakan bahwa persentase kemiskinan (Y) akan menurun jika variabel PDRB atas dasar harga konstan (X_1) meningkat, Tingkat Pengangguran Terbuka (X_2) meningkat, Indeks Pembangunan Manusia (X_3) meningkat dan Rasio Elektrifikasi (X_5) meningkat. Sedangkan variabel Penyebaran Infrastruktur Kesejahteraan Sosial (X_4) mempunyai hubungan yang positif dengan persentase kemiskinan (Y). Hal ini menandakan bahwa menurunnya persentase kemiskinan (Y) seiring menurunnya Penyebaran Infrastruktur Kesejahteraan Sosial (X_4).



Gambar 4.14 *scatterplot* antara variabel dependen dan variabel independen

Adanya hubungan yang positif dan negatif antara variabel dependen dengan variabel independen juga diperkuat dengan melihat korelasi antara masing variabel independen dengan variabel dependen seperti pada Tabel 4.2. untuk menghindari residual tidak berdistribusi normal, maka variabel dependen dan independen di transformasi dengan menggunakan transformasi logaritma natural.

Berdasarkan Gambar 4.14, Tabel 4.2, dan Tabel 4.3 diketahui bahwa nilai korelasi antara variabel dependen dengan variabel independen mengindikasikan bahwa tidak terdapat multikolinesritas antar variabel. Pada Tabel 4.2, terdapat korelasi yang tinggi antara variabel IPM (X_3) dengan PDRB atas dasar harga konstan (X_1) dengan korelasi melebihi 60 persen yang mengindikasikan adanya multikolinearitas antara variabel IPM dengan PDRB atas dasar harga konstan akan tetapi signifikan terhadap variabel IPM.

Tabel 4.2 Nilai Koefisien Korelasi Pearson antara variabel dependen dan variabel independen

Variabel	$\ln X_1$	$\ln X_2$	$\ln X_3$	$\ln X_4$	$\ln X_5$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln X_2$	0.269 (0.006)				
$\ln X_3$	0.708 (0.000)	0.252 (0.009)			
$\ln X_4$	0.500 (0.000)	0.117 (0.235)	0.204 (0.037)		
$\ln X_5$	0.477 (0.000)	0.115 (0.245)	0.654 (0.000)	0.297 (0.002)	
$\ln Y$	-0.506 (0.000)	-0.198 (0.043)	-0.578 (0.000)	-0.266 (0.006)	-0.601 (0.000)

Keterangan :
() : p-value

Tabel 4.3 Nilai Koefisien Korelasi Pearson antara variabel dependen dan variabel independen pada $I^{st} Differencing$

Variabel	$d\ln X_1$	$d\ln X_2$	$d\ln X_3$	$d\ln X_4$	$d\ln X_5$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$d\ln X_2$	0.049 (0.624)				
$d\ln X_3$	0.607 (0.000)	0.112 (0.258)			
$d\ln X_4$	0.263 (0.008)	0.164 (0.103)	-0.096 (0.342)		
$d\ln X_5$	0.394 (0.000)	-0.173 (0.079)	0.556 (0.000)	-0.179 (0.074)	
$d\ln Y$	-0.460 (0.000)	-0.031 (0.755)	-0.471 (0.000)	0.021 (0.834)	-0.405 (0.000)

Keterangan :
() : p-value

Pendeteksian multikolinearitas antar variabel independen dapat dilakukan dengan melihat nilai *Variance Inflation Factors* (VIF) pada Tabel 4.4 dan korelasi antar variabel independen pada Tabel 4.2.

Tabel 4.4 *Variance Inflation Factors* (VIF)

Variabel	VIF
$\ln X_1$	2.79
$\ln X_2$	1.093
$\ln X_3$	3.092
$\ln X_4$	1.509
$\ln X_5$	1.871

Tabel 4.4 menunjukkan bahwa nilai *Variance Inflation Factors* (VIF) mengindikasikan bahwa tidak terjadi multikolinearitas antar variabel independen.

4.1.5 Pengujian *Panel Unit Root Data Panel*

Dalam menganalisis data panel, uji *panel unit root* data penting untuk melihat ada atau tidaknya *unit root* yang terkandung diantara variabel sehingga data panel dapat dikatakan sudah stasioner jika tidak mengandung *unit root*, pada akhirnya hubungan antara variabel dependen dan variabel independen menjadi valid. Pengujian *panel unit root* dalam penelitian ini juga didasarkan pada statistik uji statistik uji tingkat *level* dan *first differencing* seperti yang telah dijelaskan pada bab sebelumnya.

Hasil statistik uji pada data level berdasarkan Tabel 4.5 menunjukkan bahwa variabel X_1 , X_3 dan X_5 menunjukkan adanya *common unit root* dan *individual unit root*. Sehingga untuk menjaga robustness hasil penelitian, seluruh variabel dilakukan *first differencing*.

Setelah dilakukan *first differencing* pada semua variabel, hasil pengujian dengan metode intersep tanpa tren menunjukkan bahwa statistik uji *common unit root* dan *individual unit root* untuk seluruh variabel signifikan pada level kesalahan 5%.

Tabel 4.5 Ringkasan hasil pengujian *Panel Unit Root*

Variabel	Diff	Metode	P-Value Statistik Uji			
			LLC	IPS	ADF-Fisher	PP-Fisher
$\ln Y$	0	2	0,0000	0,0005	0,0074	0,0001
$\Delta \ln Y$	1	2	0,0000	-	0,0000	0,0000
$\ln X_1$	0	2	1,0000	1,0000	0,9793	0,3908
$\Delta \ln X_1$	1	2	0,0000	-	0,0433	0,0001
$\ln X_2$	0	2	0,0000	0,0000	0,0014	0,0000
$\Delta \ln X_2$	1	2	0,0000	-	0,0129	0,0008
$\ln X_3$	0	2	0,0000	0,0092	0,0313	0,0000
$\Delta \ln X_3$	1	2	0,0000	-	0,0181	0,0037
$\ln X_4$	0	2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
$\Delta \ln X_4$	1	2	0,0000	-	0,0000	0,0000
$\ln X_5$	0	2	0,0458	0,8865	0,9515	0,7877
$\Delta \ln X_5$	1	2	0,0000	-	0,0000	0,0000

Keterangan

Differencing:	0	Data Level
	1	Data first differencing
	2	data second differencing
Metode:	1	tanpa intercept-tanpa trend
	2	dengan intercept-tanpa trend
	3	dengan intercept-dengan trend
Statistik Uji:	LLC	Levin, Lin & Chu t^*
	IPS	Im, Pesaran & Shin W-stat
	ADF-Fisher	ADF-Fisher chi kuadrat
	PP-Fisher	PP-Fisher chi kuadrat

4.1.6 Pengujian *Causality Granger Data Panel*

Pengujian kausalitas granger bertujuan untuk mengetahui hubungan sebab akibat antara variabel yang diuji. Pengujian kausalitas granger antara persentase kemiskinan dengan beberapa variabel yang diteliti bertujuan untuk mengetahui variabel-variabel mana yang lebih dahulu mempengaruhi persentase kemiskinan, atau sebaliknya persentase kemiskinan yang terlebih dahulu mempengaruhi variabel-variabel lainnya. Uji kausalitas granger akan memberikan informasi apakah variabel

yang dianalisis memiliki hubungan kausalitas satu arah atau dua arah. Hal ini juga berguna nantinya dalam pembentukan model penelitian.

Tabel 4.6 Ringkasan hasil pengujian *Granger Causality*

No.	Hipotesis	F-Statistik	P-Value
1.	$\Delta \ln X_1$ does not Granger Cause $\Delta \ln Y$	0.8804	0.4201
	$\Delta \ln Y$ does not Granger Cause $\Delta \ln X_1$	2.0737	0.1349
2.	$\Delta \ln X_2$ does not Granger Cause $\Delta \ln Y$	1.1114	0.3360
	$\Delta \ln Y$ does not Granger Cause $\Delta \ln X_2$	0.2593	0.7724
3.	$\Delta \ln X_3$ does not Granger Cause $\Delta \ln Y$	0.8793	0.4205
	ΔY does not Granger Cause ΔX_3	1.9769	0.1477
4.	$\Delta \ln X_4$ does not Granger Cause $\Delta \ln Y$	0.2381	0.7889
	$\Delta \ln Y$ does not Granger Cause $\Delta \ln X_4$	0.6090	0.5474
5.	$\Delta \ln X_5$ does not Granger Cause $\Delta \ln Y$	0.4067	0.6677
	$\Delta \ln Y$ does not Granger Cause $\Delta \ln X_5$	7.7363	0.0011

Dari hasil analisis kausalitas granger berdasarkan Tabel 4.6, tidak terdapat hubungan dua arah atau saling mempengaruhi antara persentase kemiskinan dan variabel lainnya. Namun terdapat hubungan satu arah antara persentase kemiskinan terhadap rasio elektrifikasi. Dalam artian naiknya tingkat kemiskinan mempengaruhi rasio elektrifikasi, tetapi tidak sebaliknya.

4.1.7 Hasil Estimasi Model Ekonometrika Data Panel Dinamis Persentase Kemiskinan di NTT

Pada pembahasan kali ini akan dilakukan estimasi faktor-faktor yang mempengaruhi persentase kemiskinan di Provinsi NTT dengan menggunakan metode *SYS-GMM* dalam estimasi *twostep*. Hasil estimasi pada Tabel 4.7 memberikan informasi tentang memberikan informasi tentang faktor-faktor yang mempengaruhi persentase kemiskinan antar kabupaten/kota di Provinsi NTT.

Tabel 4.7 Hasil Estimasi Model Data Panel Dinamis

Variabel	Coefisien	std.err	Z	p-value
$\ln Y_{t-1}$	0.8024	0.1246	6.44	0.000
$\ln X_1$	-0.0249	0.0820	-0.30	0.761
$\ln X_2$	-0.0186	0.0139	-1.34	0.182
$\ln X_3$	0.7233	0.7732	0.94	0.350
$\ln X_4$	-0.0183	0.0180	-1.02	0.308
$\ln X_5$	-0.0595	0.0216	-2.76	0.006
Intersep	-1.8538	2.8239	-0.66	0.512
Hasil Statistik Uji				
R^2	0.4422			
Wald-Test	933.68			[0.0000]
Arellano-Bond $-m_1$	-1.0841			[0.2783]
$-m_2$	-0.3455			[0.7297]
Sargan-Test	14.0882			[0.0795]
Shapiro-Wilk W	5.217			[0.000]

Hasil estimasi pada **Tabel 4.7**, jika dilihat dari konsistensi estimasi yang dihasilkan metode SYS-GMM dengan nilai statistik m_1 (-1.0841) dan nilai statistik m_2 (-0.3455) yang tidak signifikan pada 25% maka estimator dikatakan tidak konsisten. Selain itu, validasi instrumen dari estimasi faktor-faktor yang mempengaruhi persentase kemiskinan dilihat dari nilai statistik uji Sargan sebesar 14.0882 yang signifikan dengan nilai probabilitas yang besar dari tingkat signifikansi $\alpha = 10\%$. Hal tersebut menunjukkan bahwa ada korelasi antar error dan nilai *overidentifying restrictions* mendeteksi ada masalah dengan validitas instrumen. Berdasarkan uji Shapiro-Wilk W menunjukkan bahwa residual tidak berdistribusi normal. Sedangkan berdasarkan nilai R^2 , besarnya kemampuan variabel independen dalam menjelaskan varians dari variabel terikatnya adalah sebesar 44,22 persen.

Berdasarkan Tabel 4.7 Pada pemodelan data panel dinamis dengan menggunakan pembobot *queen contiguity* terdapat ketidaksesuaian dari hasil estimasi dan signifikansi parameter model data panel dinamis tanda parameter regresi dari hasil estimasi bertentangan dengan yang diharapkan berdasarkan pertimbangan teoritis atau pengalaman sebelumnya, selain itu uji-uji individu terhadap parameter regresi bagi variabel-variabel independen penting memberikan hasil yang tidak signifikan. Hal ini kemungkinan disebabkan karena adanya multikolinearitas terhadap masing-masing variabel independen.

Menurut Setiawan dan Kusrini (2010), salah satu cara untuk mengatasi multikolinearitas adalah mengeluarkan satu atau lebih variabel independen yang terindikasi menyebabkan terjadinya multikolinearitas. Pada penelitian ini, pemilihan variabel independen yang akan dikeluarkan dari model dilakukan dengan memilih variabel independen yang memiliki korelasi lebih besar dengan variabel independen lainnya dibandingkan dengan variabel dependen. Berdasarkan Tabel 4.2, maka semua variabel independen memiliki korelasi yang lebih besar dengan variabel independen lainnya dibandingkan dengan variabel dependen. Sehingga akan dikeluarkan variabel $\ln X_1$, $\ln X_2$, $\ln X_3$, $\ln X_4$ atau $\ln X_5$ dari model. Dalam penelitian ini akan dikeluarkan variabel $\ln X_3$, karena memiliki korelasi tinggi dengan $\ln X_1$ dan $\ln X_5$.

Model terbaik yang dipilih berdasarkan jumlah variabel yang signifikan dalam model. Berdasarkan hasil pemodelan yang diperoleh, maka dapat disimpulkan model terbaik adalah model dengan menghilangkan $\ln X_3$ dan $\ln X_1$. Karena $\ln X_1$ tidak signifikan pada $\alpha = 20\%$. Berdasarkan uji Shapiro-Wilk W menunjukkan bahwa residual tidak berdistribusi normal. Sedangkan berdasarkan nilai R^2 , besarnya kemampuan variabel independen dalam menjelaskan varians dari variabel terikatnya menurun akibat menghilangkan $\ln X_3$ dengan nilai sebesar 43,02 persen.

Tabel 4.8 Hasil Estimasi Model terbaik Data Panel Dinamis

Variabel	Coefisien	std.err	Z	P-value	Elastisitas	
					Jangka Pendek	Jangka Panjang
$\ln Y_{t-1}$	0.7803	0.1118	6.98	0.000		
$\ln X_1$	0.0592	0.0468	1.27	0.206	0.148	0.673
$\ln X_2$	-0.0327	0.0116	-2.81	0.005	-0.010	-0.046
$\ln X_4$	-0.0381	0.0146	-2.60	0.009	-0.061	-0.279
$\ln X_5$	-0.0508	0.0093	-5.47	0.000	-0.069	-0.313
Intersep	0.5983	0.6270	0.95	0.340		
Hasil Statistik Uji						
R ²	0.4302					
Wald-Test	1179.44					
	[0.0000]					
Arellano-Bond -m ₁	-0.9640					
	[0.3350]					
-m ₂	-0.0154					
	[0.9877]					
Sargan-Test	15.7391					
	[0.0463]					
Shapiro-Wilk W	5.018					
	[0.000]					

Persamaan yang diperoleh untuk model faktor-faktor yang mempengaruhi persentase kemiskinan menggunakan metode estimasi SYS-GMM adalah sebagai berikut:

$$\ln \hat{Y}_{i,t} = 0.7803 \ln Y_{i,t-1} - 0.0327 \ln X_{i,t,2} - 0.0381 \ln X_{i,t,4} - 0.0508 \ln X_{i,t,5} \quad (4.1)$$

Selanjutnya akan dibahas mengenai variabel-variabel yang signifikan berpengaruh nyata terhadap persentase kemiskinan di Provinsi NTT. Berdasarkan Tabel 4.8, variabel lag dependensi (persentase kemiskinan) bertanda koefisien positif, yaitu 0,7803. Nilai koefisien tersebut menjelaskan besarnya pengaruh inersia persentase kemiskinan terhadap persentase kemiskinan tahun berjalan.

Variabel tingkat pengangguran terbuka (X_2) mempunyai koefisien bertanda negatif dengan besar $-0,0327$, yang berarti bahwa jika terjadi peningkatan tingkat pengangguran terbuka sebesar 1 persen, maka akan direspon oleh penurunan persentase kemiskinan sebesar $0,0327$ persen, begitu pula sebaliknya. Hasil ini sesuai dengan tanda pada nilai koefisien korelasi pearson pada tabel 4.2, namun tidak sesuai dengan hipotesis awal pada bab sebelumnya yang menjelaskan bahwa menurunnya tingkat pengangguran terbuka akan mengakibatkan meningkatnya persentase kemiskinan. Hal ini disebabkan karena perluasan lapangan kerja terjadi pada sektor pertanian dan perikanan namun masih belum berkembang dan mengalami pertumbuhan ekonomi yang rendah sehingga berdampak pada masih tingginya persentase kemiskinan. Nilai elastisitas jangka pendek dan jangka panjang menunjukkan jika terjadi kenaikan tingkat pengangguran terbuka sebesar 1 persen maka akan menyebabkan penurunan persentase kemiskinan dalam jangka pendek sebesar $0,010$ persen dan jangka panjang $0,046$ persen.

Variabel penyebaran infrastruktur kesejahteraan sosial (X_4) mempunyai koefisien bertanda negatif dengan besar $-0,0380$ yang berarti bahwa peningkatan penyebaran infrastruktur kesejahteraan sosial sebesar 1 persen akan direspon oleh penurunan persentase kemiskinan sebesar $0,0380$ persen, begitu pula sebaliknya. Hasil ini sesuai dengan hipotesis awal pada bab sebelumnya yang mengatakan bahwa penyebaran infrastruktur kesejahteraan sosial dan persentase kemiskinan mempunyai hubungan yang bertolak belakang, dimana peningkatan penyebaran infrastruktur kesejahteraan sosial akan mengakibatkan penurunan persentase kemiskinan sehingga penambahan jumlah pekerja sosial masyarakat (PSM), organisasi sosial dan karang taruna untuk memberikan motivasi dan penguatan kepada masyarakat sangat diperlukan. Nilai elastisitas jangka pendek dan jangka panjang menunjukkan jika terjadi kenaikan penyebaran infrastruktur kesejahteraan sosial sebesar 1 persen maka akan menyebabkan penurunan persentase kemiskinan dalam jangka pendek sebesar $0,061$ persen dan jangka panjang $0,279$ persen.

Variabel rasio elektrifikasi (X_5) mempunyai koefisien bertanda negatif dengan besar $-0,0508$ yang berarti bahwa peningkatan rasio elektrifikasi sebesar 1 persen maka akan direspon oleh penurunan persentase kemiskinan sebesar $0,0508$ persen, begitu pula sebaliknya. Hasil ini sesuai dengan hipotesis awal pada bab sebelumnya yang mengatakan bahwa rasio elektrifikasi dan persentase kemiskinan mempunyai hubungan yang bertolak belakang, dimana di NTT masih banyak rumah tangga yang belum dapat akses listrik, sehingga diperlukan penambahan akses listrik pada rumah tangga yang belum mendapatkan. Nilai elastisitas jangka pendek dan jangka panjang menunjukkan bahwa perubahan persentase kemiskinan relatif paling respon terhadap perubahan rasio elektrifikasi, karena memiliki nilai elastisitas jangka pendek dan jangka panjang paling tinggi. Jika terjadi kenaikan rasio elektrifikasi sebesar 1 persen maka akan menyebabkan penurunan persentase kemiskinan dalam jangka pendek sebesar $0,069$ persen dan jangka panjang $0,313$ persen.

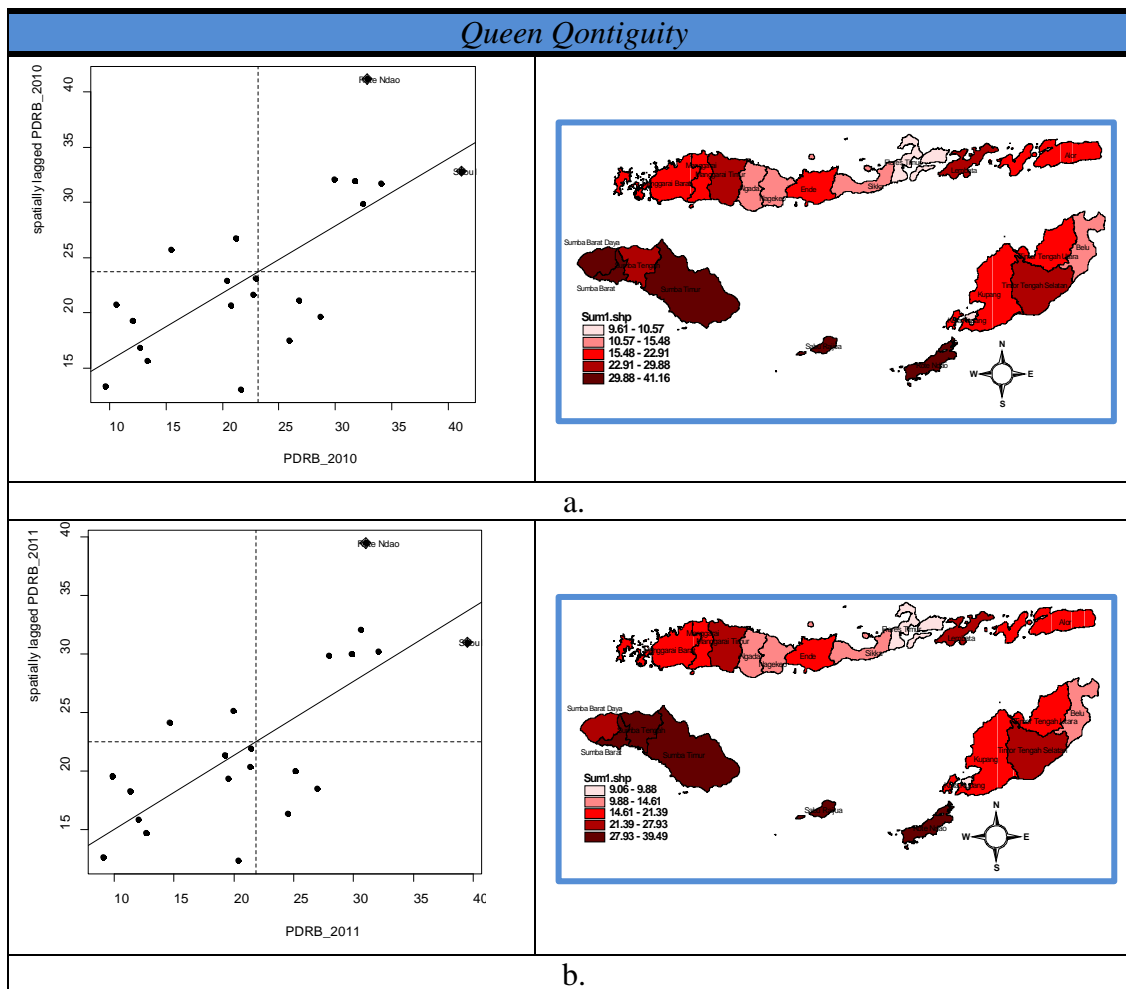
4.2 Autokorelasi Spasial

Konsep autokorelasi spasial adalah mengukur korelasi variabel dengan dirinya sendiri melalui ruang. Autokorelasi spasial dapat dideteksi dengan melihat nilai indeks Moran (Moran's I) dari variabel yang diamati. Hasil perhitungan indeks moran dari data persentase kemiskinan kabupaten/kota di Provinsi NTT menggunakan dua pembobot spasial yang berbeda, yaitu *queen contiguity* dan *customize* disajikan dalam Tabel 4.9 dan Tabel 4.10.

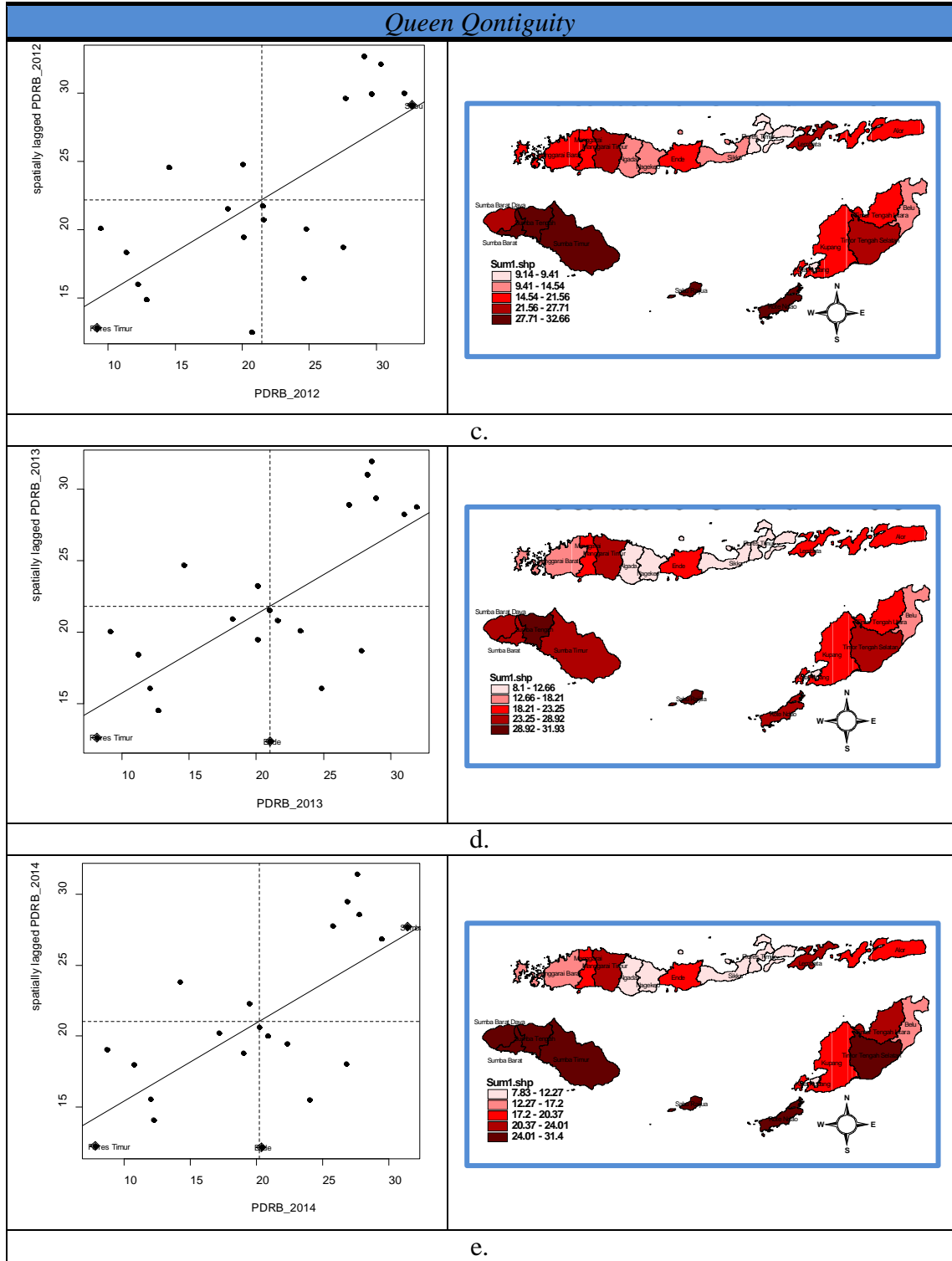
Tabel 4.9 Hasil perhitungan Indeks Moran's I Persentase kemiskinan Prov. NTT tahun 2010-2014 dengan pembobot *Queen Contiguity*

Tahun	Queen Contiguity					Pola
	I	E(I)	Var(I)	Z(I)	p-value	
2010	0.6074	-0.0500	0.0594	2.6968	0.0070	Mengelompok
2011	0.6330	-0.0500	0.0591	2.8093	0.0049	Mengelompok
2012	0.5896	-0.0500	0.0605	2.5985	0.0093	Mengelompok
2013	0.5519	-0.0500	0.0603	2.4504	0.0142	Mengelompok
2014	0.5503	-0.0500	0.0602	2.4458	0.0144	Mengelompok

Dari hasil perhitungan indeks Moran persentase kemiskinan dengan pembobot *queen contiguity* pada Tabel 4.9 dapat disimpulkan bahwa terjadi autokorelasi spasial antar kabupaten/kota di NTT terlihat dari uji signifikan indeks Moran yang signifikan pada $\alpha = 1\%$ (tahun 2010, 2011, dan 2012) dan $\alpha = 5\%$ (tahun 2013 dan 2014). Hal ini mengindikasikan bahwa dari tahun 2010 sampai dengan tahun 2014 persentase kemiskinan suatu kabupaten/kota berkaitan dengan Persentase kemiskinan dari kabupaten/kota lainnya di Provinsi NTT. Indeks Moran yang bernilai positif menyatakan bahwa terbentuk pola mengelompok (*clustering*) dimana pertumbuhan ekonomi yang sama terjadi pada wilayah yang berdekatan.



Gambar 4.15 Moran's scatterplot dan peta tematik Persentase kemiskinan Prov. NTT tahun; a. 2010, b.2011, dengan pembobot *Queen Contiguity*



Gambar 4.15 *Moran's scatterplot* dan peta tematik Persentase kemiskinan Prov. NTT tahun; c. 2012, d.2013, e.2014, dengan pembobot *Queen Contiguity*

Moran's scatterplot dan peta tematik pada **Gambar 4.15** memperlihatkan bahwa dengan menggunakan pembobot *queen contiguity* terdapat enam kabupaten/kota yang berdekatan, yaitu Kabupaten Sabu Raijua, Sumba Barat Daya, Rote Ndao, Sumba Timur, Sumba Barat dan Sumba Tengah berada di kuadran I. Apabila amatan berada di kuadran I maka terdapat indikasi terjadi pengelompokan (*clustering*), yang berarti terjadi autokorelasi spasial positif dimana Kabupaten Sabu Raijua, Sumba Barat Daya, Rote Ndao, Sumba Timur, Sumba Barat dan Sumba Tengah yang memiliki Persentase Kemiskinan yang cukup tinggi dikelilingi oleh kabupaten/kota yang memiliki Persentase Kemiskinan yang tinggi pula. Dua kabupaten yaitu Kabupaten Alor dan Belu berada di kuadran II. Apabila amatan berada di kuadran II maka terdapat indikasi terjadi penyebaran (*dispersion*). Hal ini berarti terjadi autokorelasi spasial negatif dimana kedua kabupaten tersebut yang memiliki Persentase Kemiskinan cenderung rendah dikelilingi oleh kabupaten/kota dengan Persentase Kemiskinan yang tinggi. Pada kuadran III terdapat Kabupaten Manggarai, Timor Tengah Utara, Ende, Kupang, Manggarai Barat, Sikka, Nagekeo, Ngada dan Kota Kupang. Seperti pada kuadran I, apabila amatan berada di kuadran III maka terdapat indikasi terjadi pengelompokan (*clustering*). Hal ini menunjukkan bahwa terjadi autokorelasi spasial positif dimana kesepuluh kabupaten/kota tersebut yang memiliki persentase kemiskinan yang cenderung rendah dikelilingi oleh kabupaten dengan persentase kemiskinan yang rendah pula. Kabupaten Timor Tengah Selatan, Lembata dan Manggarai Timur merupakan daerah yang berada di kuadran IV. Apabila amatan berada di kuadran IV maka terdapat indikasi terjadi penyebaran (*dispersion*). Hal ini berarti terjadi autokorelasi spasial negative dimana Kabupaten Timor Tengah Selatan, Lembata dan Manggarai Timu ryang memiliki Persentase Kemiskinan yang cukup tinggi dikelilingi oleh kabupaten dengan persentase kemiskinan yang cenderung rendah.

Tabel 4.10 Hasil perhitungan Indeks Moran's Persentase kemiskinan Prov. NTT tahun 2010-2014 dengan pembobot *Customize*

<i>Customize</i>						
Tahun	I	E(I)	Var(I)	Z(I)	p-value	Pola
2010	0.0114	-0.0500	0.0186	0.4493	0.6532	Mengelompok
2011	0.0291	-0.0500	0.0186	0.5802	0.5618	Mengelompok
2012	0.0570	-0.0500	0.0189	0.7774	0.4369	Mengelompok
2013	0.0561	-0.0500	0.0189	0.7719	0.4402	Mengelompok
2014	0.0597	-0.0500	0.0189	0.7991	0.4242	Mengelompok

Dari hasil perhitungan indeks Moran persentase kemiskinan dengan pembobot *Customize* pada Tabel 4.10 dapat disimpulkan bahwa tidak terjadi autokorelasi spasial antar kabupaten/kota di NTT pada tahun 2010 sampai dengan 2011 terlihat dari uji signifikan indeks Moran yang tidak signifikan pada $\alpha = 20\%$. Hal ini mengindikasikan bahwa tahun 2010 sampai dengan 2011 persentase kemiskinan suatu kabupaten/kota tidak berkaitan dengan persentase kemiskinan dari kabupaten/kota lainnya di Provinsi NTT. Indeks Moran yang bernilai positif menyatakan bahwa terbentuk pola mengelompok (*clustering*) dimana persentase kemiskinan yang sama terjadi pada wilayah yang berdekatan.

Dari pemaparan mengenai autokorelasi spasial di atas, dapat disimpulkan bahwa terdapat indikasi bahwa terjadi autokorelasi spasial antar kabupaten/kota di Provinsi NTT untuk pembobotan dengan metode *queen contiguity* meskipun nilai signifikansi indeks Moran cenderung kecil. Hal ini kemungkinan terjadi karena masalah unit cross section yang kecil yaitu hanya 21 kabupaten/kota. Untuk itu dalam memodelkan persentase kemiskinan kabupaten/kota Provinsi NTT akan diperlukan penggunaan data panel untuk mengakomodasi keterbatasan pada *unit cross section*.

4.3 Pemodelan Persentase Kemiskinan dengan Model Ekonometrika Spasial Data Panel Dinamis

Pada penelitian ini, model spasial data panel dinamis yang akan digunakan untuk memodelkan pertumbuhan ekonomi kabupaten/kota di Provinsi NTT, yaitu SAR dan SEM dengan menggunakan pembobot spasial yaitu *queen contiguity*. Model

SAR digunakan untuk melihat apakah Persentase Kemiskinan pada suatu kabupaten/kota berkaitan dengan Persentase Kemiskinan kabupaten/kota lainnya di Provinsi NTT. Sedangkan model SEM digunakan untuk melihat apakah pada *error* model suatu kabupaten/kota dengan kabupaten/kota lainnya di Provinsi NTT terdapat korelasi spasial.

a. Pengujian Dependensi Spasial

Langkah pertama sebelum memodelkan persentase kemiskinan kabupaten/kota di Provinsi NTT adalah melakukan pengujian dependensi spasial dengan menggunakan uji *Lagrange Multiplier* (LM) dan uji *Robust Lagrange Multiplier* (Robust LM) untuk melihat apakah dependensi spasial terjadi pada variabel dependen atau pada *error* model. Uji LM dengan menggunakan pembobot spasial queen contiguity dapat dilihat pada **Tabel 4.11**.

Tabel 4.11 Uji *Lagrange Multiplier* (LM)

	<i>Pooled Regression</i>		<i>Spatial Fixed Effects</i>		<i>Spatial Random Effects</i>	
	LM	P-value	LM	P-value	LM	P-Value
LM <i>lag</i>	44.8862	0.000	42.4909	0.000	13.4723	0.000
Robust LM <i>lag</i>	5.5409	0.019	3.7084	0.054	0.0906	0.763
LM <i>error</i>	40.0798	0.000	40.8293	0.000	17.0504	0.000
Robust LM <i>error</i>	0.7345	0.391	2.0468	0.153	3.6687	0.055

Berdasarkan **Tabel 4.11**, hasil uji LM menunjukkan bahwa dengan $\alpha = 5\%$ terjadi dependensi spasial pada variabel dependen dan *error* model baik pada model *pooled regression*, *spatial fixed effects* dan *spatial random effects*. Hasil uji Robust LM menunjukkan bahwa dengan $\alpha = 10\%$ terjadi dependensi spasial pada variabel dependen dan *error* baik pada model *pooled regression*, *spatial fixed effects* dan *spatial random effects*, terkecuali pada variabel dependen di model *spatial random effects* dan variabel *error* di model *pooled regression* dan *spatial fixed effects*. Walaupun demikian, karena pada hasil uji LM terdapat indikasi terjadi dependensi

spasial pada variabel dependen, maka akan tetap dilakukan pemodelan dengan model SAR dan SEM.

b. Hasil estimasi Model *Dynamic Panel Spatial Lag*

Pada pembahasan kali ini akan dilakukan estimasi faktor-faktor yang mempengaruhi persentase kemiskinan di Provinsi NTT dengan metode *Spatial SYS-GMM* dalam estimasi *twostep noconstant*. Hasil estimasi disajikan pada Tabel 4.12. Estimasi dengan metode SYS-GMM diawali dengan mendefinisikan variabel keterkaitan Persentase Kemiskinan antar wilayah (*WY*) sebagai variabel endogen.

Tabel 4.12 Hasil Estimasi Model *Dynamic Panel Spatial Lag*

Variabel	<i>Coefisien</i>	std.err	Z	p-value
$\ln Y_{t-1}$	0.7389	0.1112	6.64	0.000
$W \ln Y$	0.1690	0.0973	1.74	0.082
$\ln X_1$	0.0139	0.0849	0.16	0.870
$\ln X_2$	-0.0306	0.0137	-2.23	0.026
$\ln X_3$	0.4614	0.7802	0.59	0.554
$\ln X_4$	-0.0026	0.0148	-0.18	0.861
$\ln X_5$	-0.0315	0.0259	-1.22	0.224
Intersep	-1.5731	2.8735	-0.55	0.584
Hasil Statistik Uji				
R ²	0.5892			
Wald-Test	903.42			[0.0000]
Arellano-Bond -m ₁	-1.3083			[0.1908]
-m ₂	0.0014			[0.9988]
Sargan-Test	14.1290			[0.0785]
Shapiro-Wilk W	4.7600			[0.000]

Dari hasil estimasi pada Tabel 4.12, jika dilihat dari konsistensi estimasi yang dihasilkan oleh metode *Spatial SYS-GMM* dengan nilai statistik m₁ (-1.3038) yang

signifikan pada 20% dan nilai statistik m_2 (0.0014) yang tidak tidak signifikan pada 20% maka estimator konsisten. Selain itu, validasi instrumen dari estimasi faktor-faktor yang mempengaruhi persentase kemiskinan dilihat dari nilai statistik uji Sargan sebesar 14.1290 yang tidak signifikan dengan nilai probabilitas yang lebih besar dari tingkat signifikansi $\alpha = 5\%$. Hal tersebut menunjukkan bahwa tidak ada korelasi antar error dan nilai *overidentifying restrictions* mendeteksi tidak ada masalah dengan validitas instrumen. Berdasarkan uji Shapiro-Wilk W menunjukkan bahwa residual tidak berdistribusi normal. Sedangkan berdasarkan nilai R^2 , besarnya kemampuan variabel independen dalam menjelaskan varians dari variabel terikatnya sebesar 58,92 persen yang meningkat akibat penambahan variabel pengaruh spasial.

Berdasarkan **Tabel 4.12** Pada pemodelan spasial lag data panel dinamis dengan menggunakan pembobot *queen contiguity* terdapat ketidaksesuaian dari hasil estimasi dan signifikansi parameter model data panel dinamis tanda parameter regresi dari hasil estimasi bertentangan dengan yang diharapkan berdasarkan pertimbangan teoritis atau pengalaman sebelumnya, selain itu uji-uji individu terhadap parameter regresi bagi variabel-variabel independen penting memberikan hasil yang tidak signifikan. Hal ini kemungkinan disebabkan karena adanya multikolinearitas terhadap masing-masing variabel independen.

Menurut Setiawan dan Kusri (2010), salah satu cara untuk mengatasi multikolinearitas adalah mengeluarkan satu atau lebih variabel independen yang terindikasi menyebabkan terjadinya multikolinearitas. Pada penelitian ini, pemilihan variabel independen yang akan dikeluarkan dari model dilakukan dengan memilih variabel independen yang memiliki korelasi lebih besar dengan variabel independen lainnya dibandingkan dengan variabel dependen. Berdasarkan **Tabel 4.2**, maka semua variabel independen memiliki korelasi yang lebih besar dengan variabel independen lainnya dibandingkan dengan variabel dependen. Sehingga akan dikeluarkan variabel $\ln X_1$, $\ln X_2$, $\ln X_3$, $\ln X_4$ atau $\ln X_5$ dari model. Dalam penelitian ini akan dikeluarkan variabel $\ln X_1$ dan $\ln X_4$, karena memiliki korelasi tinggi dengan dengan variabel

independen lainnya. Digunakan juga variabel dummy dari variabel X_1 , yaitu pada kabupaten sumba barat dan Timur Tengah Selatan.

Tabel 4.13 Hasil Estimasi Model terbaik Model *Dynamic Panel Spatial Lag*

Variabel	Coefisien	std.err	Z	P-value	Elastisitas	
					Jangka Pendek	Jangka Panjang
$\ln Y_{t-1}$	0.6755	0.1237	5.46	0.000		
$W \ln Y$	0.0980	0.0702	1.40	0.163	0.099	0.306
$\ln X_2$	-0.0640	0.0131	-4.89	0.000	-0.020	-0.061
$\ln X_3$	0.0078	0.4013	0.02	0.984	0.011	0.033
$\ln X_5$	-0.0228	0.0121	-1.89	0.059	-0.031	-0.095
Dummy	0.9422	0.5361	1.76	0.079	0.285	0.877
Intersep	-0.0828	1.7127	-0.05	0.961		
Hasil Statistik Uji						
R^2	0.6402					
Wald-Test	865.34					
	[0.0000]					
Arellano-Bond $-m_1$	-1.1303					
	[0.2583]					
$-m_2$	0.9309					
	[0.3519]					
Sargan-Test	13.1651					
	[0.0682]					
Shapiro-Wilk W	6.6860					
	[0.000]					

Model terbaik yang dipilih berdasarkan jumlah variabel yang signifikan dalam model. Berdasarkan hasil pemodelan yang diperoleh, maka dapat disimpulkan model terbaik adalah model dengan menghilangkan $\ln X_3$. Karena $\ln X_3$ tidak signifikan pada $\alpha = 20\%$. Berdasarkan uji Shapiro-Wilk W menunjukkan bahwa residual tidak berdistribusi normal. Sedangkan berdasarkan nilai R^2 , besarnya kemampuan variabel independen dalam menjelaskan varians dari variabel terikatnya sebesar 64,02 persen yang meningkat akibat menghilangkan variabel $\ln X_1$ dan $\ln X_4$ dan penambahan variabel dummy.

Persamaan yang diperoleh untuk model faktor-faktor yang mempengaruhi persentase kemiskinan menggunakan metode estimasi Spasial SYS-GMM adalah sebagai berikut:

$$\ln \hat{Y}_{i,t} = 0.6755 \ln Y_{i,t-1} + 0.0980 W \ln Y_{i,t} - 0.0640 \ln X_{i,t,2} - 0.0228 \ln X_{i,t,5} + 0.9422 D_{i,t} \quad (4.2)$$

Selanjutnya akan dibahas mengenai variabel-variabel yang signifikan berpengaruh nyata terhadap persentase kemiskinan di Provinsi NTT dengan menyertakan keterkaitan persentase kemiskinan antar kabupaten/kota secara spasial didalamnya. Berdasarkan **Tabel 4.13**, variabel *lag* dependensi (persentase kemiskinan) bertanda koefisien positif, yaitu 0,6754. Nilai koefisien tersebut menjelaskan besarnya pengaruh inersia persentase kemiskinan terhadap persentase kemiskinan tahun berjalan.

Nilai koefisien variabel spasial persentase kemiskinan bertanda positif yaitu 0,0980 berarti bahwa jika terjadi peningkatan persentase kemiskinan di kabupaten/kota lain sebesar 1 persen maka akan direspon oleh kenaikan persentase kemiskinan di suatu kabupaten/kota sebesar 0,0980 persen. Hal ini berarti bahwa bobot spasial matriks antar kabupaten/kota berpengaruh terhadap peningkatan persentase kemiskinan antara kabupaten/kota di Provinsi NTT selama periode penelitian. Nilai elastisitas jangka pendek dan jangka panjang menunjukkan bahwa perubahan persentase kemiskinan relatif paling respon terhadap perubahan persentase kemiskinan daerah tetangga, karena memiliki nilai elastisitas jangka pendek dan jangka panjang paling tinggi. Jika terjadi kenaikan persentase kemiskinan pada daerah tetangga sebesar 1 persen maka akan menyebabkan peningkatan persentase kemiskinan daerah bersangkutan dalam jangka pendek sebesar 0,099 persen dan jangka panjang 0,306 persen.

Variabel tingkat pengangguran terbuka (X_2) mempunyai koefisien bertanda negatif dengan besar -0,0640, yang berarti bahwa jika terjadi peningkatan tingkat pengangguran terbuka sebesar 1 persen, maka akan direspon oleh penurunan persentase kemiskinan sebesar 0,0640 persen, begitu pula sebaliknya. Hasil ini sesuai

dengan tanda pada nilai koefisien korelasi pearson pada tabel 4.2, namun tidak sesuai dengan hipotesis awal pada bab sebelumnya yang menjelaskan bahwa menurunnya tingkat pengangguran terbuka akan mengakibatkan meningkatnya persentase kemiskinan. Hal ini disebabkan karena perluasan lapangan kerja terjadi pada sektor pertanian dan perikanan namun masih belum berkembang dan mengalami pertumbuhan ekonomi yang rendah sehingga berdampak pada masih tingginya persentase kemiskinan. Nilai elastisitas jangka pendek dan jangka panjang menunjukkan jika terjadi kenaikan tingkat pengangguran terbuka sebesar 1 persen maka akan menyebabkan penurunan persentase kemiskinan dalam jangka pendek sebesar 0,020 persen dan jangka panjang 0,061 persen.

Variabel rasio elektrifikasi (X_5) mempunyai koefisien bertanda negatif dengan besar -0,0228 yang berarti bahwa peningkatan rasio elektrifikasi sebesar 1 persen maka akan direspon oleh penurunan persentase kemiskinan sebesar 0,0228 persen, begitu pula sebaliknya. Hasil ini sesuai dengan hipotesis awal pada bab sebelumnya yang mengatakan bahwa rasio elektrifikasi dan persentase kemiskinan mempunyai hubungan yang bertolak belakang, dimana di NTT masih banyak rumah tangga yang belum dapat akses listrik, sehingga diperlukan penambahan akses listrik pada rumah tangga yang belum mendapatkan. Nilai elastisitas jangka pendek dan jangka panjang menunjukkan jika terjadi kenaikan rasio elektrifikasi sebesar 1 persen maka akan menyebabkan penurunan persentase kemiskinan dalam jangka pendek sebesar 0,031 persen dan jangka panjang 0,095 persen.

c. Hasil Estimasi Model *Dynamic Panel Spatial Error*

Pada pembahasan kali ini akan dilakukan estimasi faktor-faktor yang mempengaruhi persentase kemiskinan di Provinsi NTT menggunakan model *Dynamic Panel Spatial Error Model* dengan metode *Spatial SYS-GMM* dalam estimasi *twostep noconstant*. Hasil estimasi pada **Tabel 4.14** memberikan informasi tentang memberikan informasi tentang faktor-faktor yang mempengaruhi persentase kemiskinan antar kabupaten/kota di Provinsi NTT.

Tabel 4.14 Hasil Estimasi Model *Dynamic Panel Spatial Error*

Variabel	Coefisien	std.err	Z	p-value
$\ln Y_{t-1}$	0.6777	0.1464	4.63	0.000
$W\varepsilon$	0.2855	0.0758	3.76	0.000
$\ln X_1$	0.1323	0.0742	1.78	0.075
$\ln X_2$	-0.0338	0.0119	-2.85	0.004
$\ln X_3$	-1.4376	0.8259	-1.74	0.082
$\ln X_4$	0.0300	0.0176	1.70	0.089
$\ln X_5$	-0.0260	0.0225	-1.16	0.246
Intersep	5.8197	3.0874	1.88	0.059
Hasil Statistik Uji				
R^2	0.4706			
Wald-Test	287.15			[0.0000]
Arellano-Bond $-m_1$	-1.3957			[0.1628]
$-m_2$	0.3385			[0.7350]
Sargan-Test	11.1030			[0.1959]
Shapiro-Wilk W	2.485			[0.006]

Dari hasil estimasi pada **Tabel 4.14**, jika dilihat dari konsistensi estimasi yang dihasilkan oleh metode *Spatial SYS-GMM* dengan nilai statistik m_1 (-1.3957) yang signifikan pada 20% dan nilai statistik m_2 (0.3385) yang tidak signifikan pada 20% maka estimator dikatakan konsisten. Selain itu, validasi instrumen dari estimasi faktor-faktor yang mempengaruhi persentase kemiskinan dilihat dari nilai statistik uji Sargan sebesar 11.1030 yang tidak signifikan dengan nilai probabilitas yang besar dari tingkat signifikansi $\alpha = 10\%$. Hal tersebut menunjukkan bahwa tidak ada korelasi antar error dan nilai *overidentifying restrictions* mendeteksi tidak ada masalah dengan validitas instrument. Berdasarkan uji Shapiro-Wilk W menunjukkan bahwa residual tidak berdistribusi normal. Sedangkan berdasarkan nilai R^2 , besarnya

kemampuan variabel independen dalam menjelaskan varians dari variabel terikatnya sebesar 47,06 persen.

Berdasarkan **Tabel 4.14** Pada pemodelan spasial *error* data panel dinamis dengan menggunakan pembobot *queen contiguity* terdapat ketidaksesuaian dari hasil estimasi dan signifikansi parameter model data panel dinamis tanda parameter regresi dari hasil estimasi bertentangan dengan yang diharapkan berdasarkan pertimbangan teoritis atau pengalaman sebelumnya, selain itu uji-uji individu terhadap parameter regresi bagi variabel-variabel independen penting memberikan hasil yang tidak signifikan. Hal ini kemungkinan disebabkan karena adanya multikolinearitas terhadap masing-masing variabel independen.

Menurut Setiawan dan Kusri (2010), salah satu cara untuk mengatasi multikolinearitas adalah mengeluarkan satu atau lebih variabel independen yang terindikasi menyebabkan terjadinya multikolinearitas. Pada penelitian ini, pemilihan variabel independen yang akan dikeluarkan dari model dilakukan dengan memilih variabel independen yang memiliki korelasi lebih besar dengan variabel independen lainnya dibandingkan dengan variabel dependen. Berdasarkan **Tabel 4.2**, maka semua variabel independen memiliki korelasi yang lebih besar dengan variabel independen lainnya dibandingkan dengan variabel dependen. Sehingga akan dikeluarkan variabel $\ln X_1$, $\ln X_2$, $\ln X_3$, $\ln X_4$ atau $\ln X_5$ dari model. Dalam penelitian ini akan dikeluarkan variabel $\ln X_1$ dan $\ln X_4$, karena memiliki korelasi tinggi dengan variabel independen lainnya. Digunakan juga variabel dummy dari variabel X_1 , yaitu pada kabupaten sumba barat dan Timur Tengah Selatan.

Berdasarkan hasil estimasi pada **Tabel 4.15** dapat dilihat bahwa semua variabel signifikan pada $\alpha = 10\%$. Berdasarkan uji Shapiro-Wilk W menunjukkan bahwa residual berdistribusi normal karena adanya penambahan variabel *dummy*, walaupun variabel *dummy* tersebut tidak signifikan. Sedangkan berdasarkan nilai R^2 , besarnya kemampuan variabel independen dalam menjelaskan varians dari variabel terikatnya sebesar 52,24 persen yang meningkat akibat menghilangkan variabel $\ln X_1$ dan $\ln X_4$ dan penambahan variabel dummy.

Tabel 4.15 Hasil Estimasi Model Terbaik *Dynamic Panel Spatial Error*

Variabel	Coefisien	std.err	Z	P-value	Elastisitas	
					Jangka Pendek	Jangka Panjang
$\ln Y_{t-1}$	0.5617	0.0968	5.80	0.000		
$W\varepsilon$	0.1540	0.0513	3.00	0.003	0.156	0.356
$\ln X_2$	-0.0514	0.0136	-3.78	0.000	-0.016	-0.036
$\ln X_3$	-0.7213	0.3310	-2.18	0.029	-0.984	-2.244
$\ln X_5$	-0.0262	0.0149	-1.76	0.079	-0.035	-0.081
Dummy	0.2279	0.3147	0.72	0.469	0.069	0.157
Intersep	4.1834	1.6088	2.60	0.009		
Hasil Statistik Uji						
R^2	0.5224					
Wald-Test	167.89					
	[0.0000]					
Arellano-Bond -m ₁	-0.9667					
	[0.3337]					
-m ₂	1.0666					
	[0.2862]					
Sargan-Test	9.7673					
	[0.2021]					
Shapiro-Wilk W	0.850					
	[0.1977]					

Berdasarkan hasil estimasi dapat dilihat bahwa semua variabel signifikan pada $\alpha = 10\%$. Berdasarkan uji Shapiro-Wilk W menunjukkan bahwa residual berdistribusi normal karena adanya penambahan variabel *dummy*, walaupun variabel *dummy* tersebut tidak signifikan. Sedangkan berdasarkan nilai R^2 , besarnya kemampuan variabel independen dalam menjelaskan varians dari variabel terikatnya sebesar 52,24 persen yang meningkat akibat menghilangkan variabel $\ln X_1$ dan $\ln X_4$ dan penambahan variabel *dummy*.

Persamaan yang diperoleh untuk model faktor-faktor yang mempengaruhi persentase kemiskinan menggunakan metode estimasi Spasial SYS-GMM adalah sebagai berikut:

$$\ln \hat{Y}_{i,t} = 0.5617 \ln Y_{i,t-1} - 0.0514 \ln X_{i,t,2} - 0.7213 \ln X_{i,t,3} - 0.0262 \ln X_{i,t,5} + u_{i,t} \quad (4.3)$$

$$u_{i,t} = 0.1540Wu_{i,t} + \varepsilon$$

Selanjutnya akan dibahas mengenai variabel-variabel yang signifikan berpengaruh terhadap persentase kemiskinan di Provinsi NTT dengan menyertakan keterkaitan persentase kemiskinan antar kabupaten/kota secara spasial didalamnya. Berdasarkan **Tabel 4.15**, variabel *lag* dependensi (persentase kemiskinan) bertanda koefisien positif, yaitu 0,5617. Nilai koefisien tersebut menjelaskan besarnya pengaruh inersia persentase kemiskinan terhadap persentase kemiskinan tahun berjalan.

Model *Dynamic Panel Spatial Error* menunjukkan bahwa selain terdapat dependensi spasial pada variabel independen, dalam hal ini input persentase kemiskinan juga menunjukkan bahwa pada error model antara satu kabupaten/kota dengan kabupaten/kota disekitarnya terjadi korelasi spasial. Artinya, terdapat korelasi spasial pada input-input persentase kemiskinan yang tidak dimasukkan ke dalam model yang mungkin mempengaruhi output persentase kemiskinan, pengaruhnya sebesar 0,1540 persen. Nilai elastisitas jangka pendek dan jangka panjang menunjukkan jika terjadi kenaikan error model pada daerah tetangga sebesar 1 persen maka akan menyebabkan peningkatan korelasi spasial pada input-input yang tidak dimasukkan ke dalam model yang mungkin mempengaruhi output persentase kemiskinan dalam jangka pendek sebesar 0,156 persen dan jangka panjang 0,356 persen.

Variabel tingkat pengangguran terbuka (X_2) mempunyai koefisien bertanda negatif dengan besar -0,0514, yang berarti bahwa jika terjadi peningkatan tingkat pengangguran terbuka sebesar 1 persen, maka akan direspon oleh penurunan persentase kemiskinan sebesar 0,0514 persen, begitu pula sebaliknya. Hasil ini sesuai dengan tanda pada nilai koefisien korelasi pearson pada Tabel 4.2, namun tidak sesuai dengan hipotesis awal pada bab sebelumnya yang menjelaskan bahwa

menurunnya tingkat pengangguran terbuka akan mengakibatkan meningkatnya persentase kemiskinan. Hal ini disebabkan dua kemungkinan. Pertama, persentase kemiskinan di bawah rata-rata, namun tingkat pengangguran terbuka di atas rata-rata. Hal ini disebabkan perluasan lapangan kerja pada beberapa daerah di NTT terjadi pada sektor pertanian, perkebunan dan kehutanan namun sektor tersebut masih belum berkembang dan mengalami pertumbuhan ekonomi yang rendah sehingga berdampak pada masih tingginya persentase kemiskinan. Kedua, persentase kemiskinan di atas rata-rata, namun tingkat pengangguran terbuka di bawah rata-rata. Hal ini menunjukkan rendahnya tingkat pengangguran terbuka, tetapi tidak dapat menurunkan persentase kemiskinan. Hal ini dikarenakan banyak daerah di NTT tersebut merupakan daerah perkebunan dan satu daerah perkotaan yang harus menampung migrasi penduduk dari daerah pedesaan. Nilai elastisitas jangka pendek dan jangka panjang menunjukkan jika terjadi kenaikan tingkat pengangguran terbuka sebesar 1 persen maka akan menyebabkan penurunan persentase kemiskinan dalam jangka pendek sebesar 0,016 persen dan jangka panjang 0,036 persen.

Variabel indeks pembangunan manusia (X_3) mempunyai koefisien bertanda negatif dengan besar -0,7213 yang berarti bahwa peningkatan penyebaran infrastruktur kesejahteraan sosial sebesar 1 persen akan direspon oleh penurunan persentase kemiskinan sebesar 0,7213 persen, begitu pula sebaliknya. Hasil ini sesuai dengan hipotesis awal pada bab sebelumnya yang mengatakan bahwa indeks pembangunan manusia dan persentase kemiskinan mempunyai hubungan yang bertolak belakang, dimana peningkatan indeks pembangunan manusia akan mengakibatkan penurunan persentase kemiskinan sehingga diperlukan peningkatan tingkat pendidikan, tingkat kesehatan, yang secara berlanjut mengakibatkan peningkatan kinerja perekonomian rakyat yang berimplikasi pada tingginya tingkat pendapatan masyarakat. Nilai elastisitas jangka pendek dan jangka panjang menunjukkan bahwa perubahan persentase kemiskinan relatif paling respon terhadap perubahan indeks pembangunan manusia, karena memiliki nilai elastisitas jangka panjang dan jangka pendek paling tinggi. Jika terjadi kenaikan indeks pembangunan

manusia sebesar 1 persen maka akan menyebabkan penurunan persentase kemiskinan dalam jangka pendek sebesar 0,984 persen dan jangka panjang 2,224 persen.

Variabel rasio elektrifikasi (X_5) mempunyai koefisien bertanda negatif dengan besar -0,0262 yang berarti bahwa peningkatan rasio elektrifikasi sebesar 1 persen maka akan direspon oleh penurunan persentase kemiskinan sebesar 0,0262 persen, begitu pula sebaliknya. Hasil ini sesuai dengan hipotesis awal pada bab sebelumnya yang mengatakan bahwa rasio elektrifikasi dan persentase kemiskinan mempunyai hubungan yang bertolak belakang, dimana di NTT masih banyak rumah tangga yang belum dapat akses listrik, sehingga diperlukan penambahan akses listrik pada rumah tangga yang belum mendapatkan akses listrik. Nilai elastisitas jangka pendek dan jangka panjang menunjukkan jika terjadi kenaikan rasio elektrifikasi sebesar 1 persen maka akan menyebabkan penurunan persentase kemiskinan dalam jangka pendek sebesar 0,035 persen dan jangka panjang 0,081 persen.

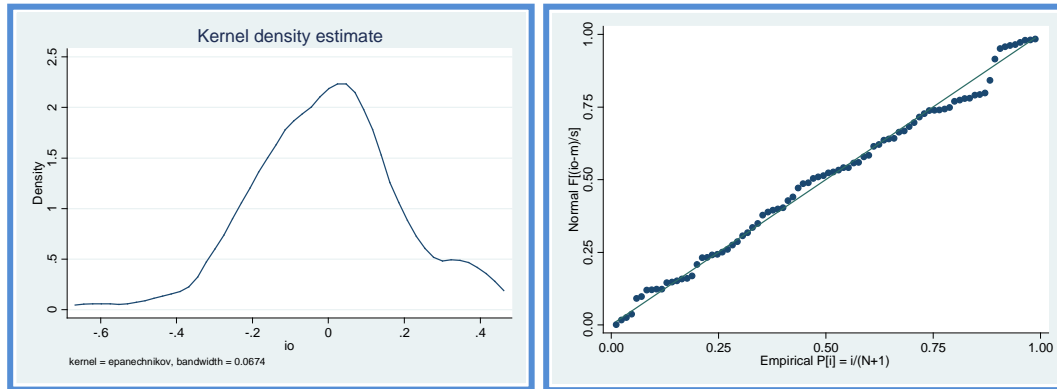
Berdasarkan uraian pada bagian 4.6.5 dan 4.6.6 dapat disimpulkan bahwa model terbaik adalah model Spasial *Error Panel Dinamis*, karena memiliki residual yang berdistribusi normal walaupun model ini memiliki nilai R^2 lebih kecil dibandingkan model Spasial *Lag Panel Dinamis*.

d. Pengujian Asumsi Residual

Dari model terbaik yang diperoleh, akan dilakukan pengujian asumsi terhadap reesidual untuk melihat apakah residual bersifat identik, independen dan berdistribusi normal. berikut adalah hasil pengujian asumsi residual pada model Spasial *Error Panel Dinamis* dengan mengeluarkan X_1 dan X_4 menggunakan pembobot *queen contiguity*.

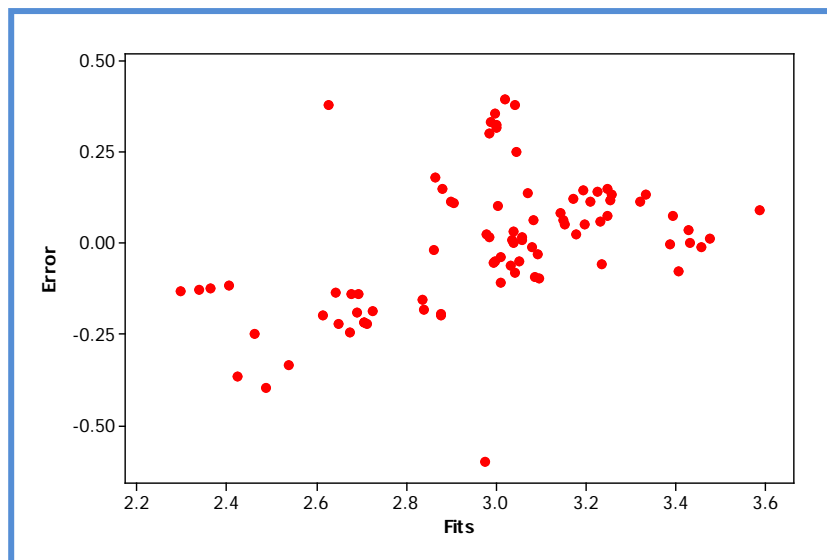
1. Assumsi residual menyebar normal

Berdasarkan probability plot dari residual pada **Gambar 4.16**, terlihat bahwa titik-titik amatan reesidual menyebar di sekitar garis normal, ini berarti residual mengikuti sebaran normal. dengan uji normalitas menggunakan uji *Shapiro Wilk* juga diperoleh hasil yang sama, dimana H_0 gagal ditolak oleh karena $p\text{-value} (0,1977) > \alpha (0,05)$, maka dapat disimpulkan bahwa residual mengikuti distribusi normal.



Gambar 4.16 *Kernel density estimate* (kiri) dan *Normal Probability Plot* (Kanan)
 Model *Dynamic Panel Spatial Error*

2. Asumsi identik kekonstanan varians residual (homoskedastisitas)

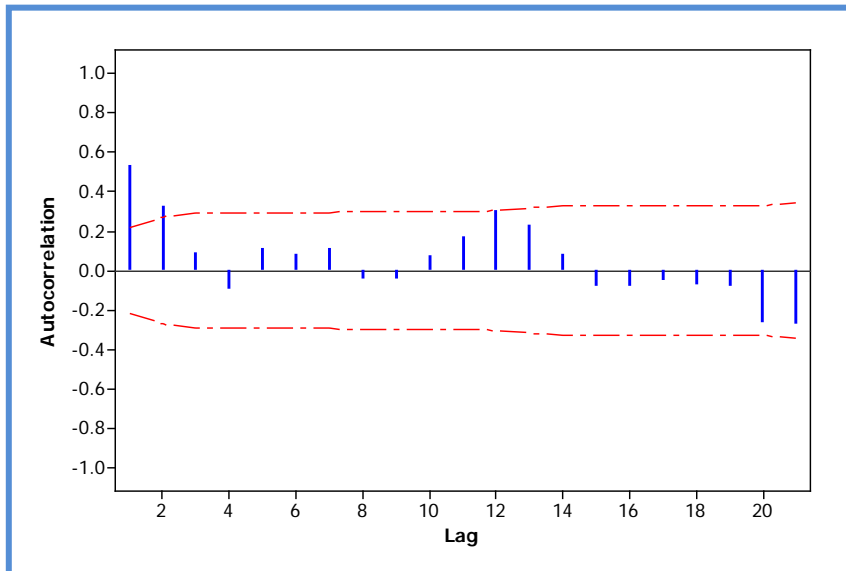


Gambar 4.17 *Scatterplot* antara Residual dengan Nilai Prediksi (*Fits*)

Berdasarkan scatterplot antara nilai residual dengan nilai prediksi (*fits*) pada Gambar 4.17, terlihat bahwa titik amatan membentuk pola linear, yang berarti terjadi *heteroskedastisitas*. Berdasarkan uji Glejser dengan meregresikan antara nilai mutlak dari residual $|\hat{\varepsilon}|$ terhadap variabel independen diperoleh nilai uji F sebesar 10,41 dengan p-value $(0,000) < \alpha (0,05)$ maka gagal tolak H_0 , sehingga asumsi identik

tidak terpenuhi. Hal ini disebabkan karena adanya data outlier yang terjadi pada kota kupang sebagai satu-satunya kota di NTT dan kabupaten Sabu Raijua merupakan kabupaten yang baru saja terbentuk pada tahun 2010.

3. Asumsi independen atau tidak terdapat autokorelasi antar residual



Gambar 4.18 Plot *Autocorrelation Funtion* (ACF) dari Residual

Berdasarkan plot ACF dari residual pada Gambar 4.18, terlihat bahwa lag 1 dan lag 2 keluar dari batas-batas signifikansi, ini berarti bahwa terjadi autokorelasi antar residual. Hal ini diakibatkan karena adanya pengaruh spasial antar pengamatan. Artinya, pengamatan yang satu (Y_i) dan pengamatan yang lain (Y_j) tidak saling bebas (dependen).

“Halaman ini sengaja dikosongkan”

Lampiran 1. Data Asli Penelitian

Kab/Kota	Tahun	Respon	Prediktor				
		Y	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅
Sumba Barat	2010	31.73	930.86	3.63	58.5	4655	44.5
	2011	29.84	975.76	3.11	59.33	51	38
	2012	29.61	1024.89	1.86	59.98	51	49.07
	2013	28.92	1077.82	3.11	60.55	50	50.74
	2014	27.79	1129.1	2.58	60.9	50	54.35
Sumba Timur	2010	32.42	2556.85	3.82	59.94	1289	46.35
	2011	30.63	2689.89	2.16	60.43	196	47.23
	2012	30.35	2826.64	3.05	60.89	196	57.55
	2013	28.58	2969.85	3.64	61.44	122	64.61
	2014	27.63	3117.97	1.69	62.04	122	68.51
Kupang	2010	20.79	3107.88	3.18	58.57	914	58.69
	2011	19.54	3257.07	2.25	59.74	122	63.14
	2012	20.13	3421.35	2.54	60.34	122	69.02
	2013	20.06	3594.3	2.96	61.07	130	80.92
	2014	19.05	3774.32	1.85	61.68	130	79.67
Timor Tengah Selatan	2010	28.71	3188.77	2.24	55.72	1203	32.53
	2011	26.96	3320.19	1.16	56.82	211	23.21
	2012	27.53	3459	0.94	57.94	211	46.43
	2013	27.81	3607.14	1.29	58.76	211	51.07
	2014	26.79	3764.97	1.69	59.41	211	51.89
Timor Tengah Utara	2010	22.73	1913.4	3.58	56.93	307	46.64
	2011	21.33	2000.19	1.41	57.87	265	52.89
	2012	21.56	2088.47	1.62	59.04	265	58.84
	2013	21.59	2182.91	2.81	59.56	265	69.35
	2014	20.89	2282.73	2.2	60.41	265	78.68
Belu	2010	15.48	1834.49	2.67	55.78	974	38.78
	2011	14.61	1913.24	3.14	56.63	168	40.71
	2012	14.54	2014.21	2.21	57.58	168	47.51
	2013	14.58	2135.64	3.83	59.12	399	60.68
	2014	14.24	2258.12	2.96	59.72	407	73.91
Alor	2010	21.17	1302.16	3.26	55.46	406	52.98
	2011	19.97	1375.38	3.53	56.01	172	55.24
	2012	20.06	1441.95	1.64	56.47	172	61.74
	2013	20.11	1509.1	2.72	57.52	254	73.45
	2014	19.48	1583.25	3.45	58	254	74.87

Lampiran 1. (Lanjutan)

Kab/Kota	Tahun	Respon	Prediktor				
		Y	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅
Lembata	2010	26.76	755.08	2.01	57.78	224	74.39
	2011	25.17	792.01	2.79	58.76	106	70.11
	2012	24.78	829.79	4.82	59.51	106	80.66
	2013	23.25	870.4	3.46	60.56	121	85.03
	2014	22.32	915.54	6.73	61.45	121	81.17
Flores Timur	2010	9.61	2324.44	3.88	57.28	380	72.69
	2011	9.06	2429.25	2.52	58.15	324	66.92
	2012	9.14	2536.43	5.6	58.93	324	75.25
	2013	8.1	2659.67	3.34	59.8	324	80.12
	2014	7.83	2792.86	2.41	60.42	324	88.29
Sikka	2010	13.38	2207.69	3.8	59.04	970	60.12
	2011	12.63	2306.32	2.69	59.62	174	67.68
	2012	12.83	2396.48	2.8	60.12	174	76.7
	2013	12.66	2491.34	3.43	60.84	174	80.85
	2014	12.27	2601.43	5.24	61.36	174	79.42
Ende	2010	21.65	2640.08	2.56	61.92	2585	79.51
	2011	20.37	2775.3	3.67	62.78	88	83.25
	2012	20.71	2921.23	2.84	63.93	88	87.02
	2013	21.03	3078.82	4.31	64.64	85	89.82
	2014	20.37	3238.37	2	65.25	85	94.91
Ngada	2010	12.05	1465.15	2.21	61.84	1011	64.51
	2011	11.36	1545.73	0.74	62.8	140	64.43
	2012	11.35	1641.79	0.76	63.57	140	77
	2013	11.19	1726.19	1.27	64.43	140	83.5
	2014	20.22	1809.1	0.83	64.64	140	80.97
Manggarai	2010	22.91	1918.08	1.27	57.18	1445	40.89
	2011	21.39	2021.94	2.87	58.02	101	69.04
	2012	21.52	2128.58	0.92	58.92	101	70.38
	2013	20.96	2243.3	1.87	59.49	73	84.81
	2014	10.76	2358.94	3.95	60.08	73	83.46
Rote Ndao	2010	32.81	1246.02	4.99	54.79	142	49.96
	2011	30.99	1307.04	2.55	55.78	75	45.67
	2012	29.11	1364.97	4.09	56.56	75	59.43
	2013	28.25	1423.94	2.39	57.28	92	83.82
	2014	26.85	1492.27	4.89	57.82	92	91.71

Lampiran 1. (Lanjutan)

Kab/Kota	Tahun	Respon	Prediktor				
		Y	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅
Manggarai Barat	2010	20.4	1512.76	1.62	57.08	73	51.61
	2011	19.27	1556.9	2.81	57.75	50	53.84
	2012	18.9	1616.46	3.37	58.13	50	57.64
	2013	18.21	1689.45	1.89	59.02	75	64.76
	2014	17.2	1752.25	2.81	59.64	75	71.84
Sumba Tengah	2010	29.88	500.44	3.28	55.35	22	20.05
	2011	32.1	521.11	1.98	56.21	28	30.33
	2012	32.1	542.82	1.19	56.66	28	56.37
	2013	31.93	566.65	0.5	57.25	28	63.45
	2014	31.4	590.68	0.25	57.6	26	59.05
Sumba Barat Daya	2010	34.05	1481.8	2.23	56.37	239	22.66
	2011	27.93	1550.61	1.25	57.35	47	23.5
	2012	27.71	1650.91	2.89	58.22	47	30.55
	2013	26.87	1742.45	2.71	59.26	19	38.87
	2014	25.78	1812.23	3.07	59.9	27	41.16
Nagekeo	2010	12.7	917.29	1.51	60.19	0	54.56
	2011	12.01	957.73	2.38	61.05	45	55.69
	2012	12.18	1000.19	1.62	61.6	45	75.11
	2013	12.08	1046.43	1.15	62.24	45	84.16
	2014	12.02	1095.3	2.5	62.71	45	83.4
Manggarai Timur	2010	25.94	1286.6	0.47	54.26	152	43.09
	2011	24.52	1345.47	2.81	54.97	70	31.4
	2012	24.59	1426.24	2.06	55.28	70	47.68
	2013	24.85	1507.57	2.64	55.74	70	42.27
	2014	24.01	1583.56	0.37	56.58	70	52.11
Sabu Raijua	2010	41.16	479.78	4.48	55.54	0	15.46
	2011	39.49	523.13	3.35	49.16	24	21.86
	2012	32.66	555.82	13.41	50.3	24	33.01
	2013	31.02	583.92	4.59	51.55	24	22.1
	2014	29.48	614.21	3.75	52.51	24	44.97
Kota Kupang	2010	10.57	9066.27	12.58	74.81	474	96.66
	2011	9.88	9867.24	6.93	75.74	217	99.54
	2012	9.41	10609.47	8.38	76.38	217	98.36
	2013	9.12	11373.41	8.89	77.24	217	100
	2014	8.7	12167.33	11.38	77.58	217	99.75

Lampiran 2. Hasil Pengujian Panel Unit Root dengan Program Eviews v6

Persentase Kemiskinan

Panel unit root test: Summary

Series: LNY

Date: 06/25/16 Time: 00:01

Sample: 2010 2014

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0

Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
<u>Null: Unit root (assumes common unit root process)</u>				
Levin, Lin & Chu t*	-7.82073	0.0000	21	84
<u>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</u>				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-3.29042	0.0005	21	84
ADF - Fisher Chi-square	67.5938	0.0074	21	84
PP - Fisher Chi-square	83.7354	0.0001	21	84

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Panel unit root test: Summary

Series: DLNY

Date: 06/25/16 Time: 00:02

Sample: 2010 2014

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0

Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
<u>Null: Unit root (assumes common unit root process)</u>				
Levin, Lin & Chu t*	-39.2975	0.0000	21	63
<u>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</u>				
ADF - Fisher Chi-square	93.3500	0.0000	21	63
PP - Fisher Chi-square	119.212	0.0000	21	63

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Lampiran 2. (Lanjutan)

Ln PDRB atas dasar harga konstan

Panel unit root test: Summary
 Series: LNX1
 Date: 05/17/16 Time: 05:00
 Sample: 2010 2014
 Exogenous variables: Individual effects
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic selection of lags based on SIC: 0
 Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel
 Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross- sections	Obs
<u>Null: Unit root (assumes common unit root process)</u>				
Levin, Lin & Chu t*	6.47356	1.0000	21	84
<u>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</u>				
Im, Pesaran and Shin W-stat	5.59033	1.0000	21	84
ADF - Fisher Chi-square	25.4809	0.9793	21	84
PP - Fisher Chi-square	43.9028	0.3908	21	84

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Panel unit root test: Summary
 Series: D(LNX1)
 Date: 05/17/16 Time: 05:01
 Sample: 2010 2014
 Exogenous variables: Individual effects
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic selection of lags based on SIC: 0
 Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel
 Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross- sections	Obs
<u>Null: Unit root (assumes common unit root process)</u>				
Levin, Lin & Chu t*	-14.9852	0.0000	21	63
<u>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</u>				
ADF - Fisher Chi-square	58.9026	0.0433	21	63
PP - Fisher Chi-square	84.9030	0.0001	21	63

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Lampiran 2. (Lanjutan)

Tingkat Pengangguran Terbuka

Panel unit root test: Summary

Series: LNX2

Date: 06/25/16 Time: 00:02

Sample: 2010 2014

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0

Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
<u>Null: Unit root (assumes common unit root process)</u>				
Levin, Lin & Chu t*	-5.25467	0.0000	21	84
<u>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</u>				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-4.10309	0.0000	21	84
ADF - Fisher Chi-square	74.7039	0.0014	21	84
PP - Fisher Chi-square	91.9829	0.0000	21	84

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Panel unit root test: Summary

Series: DLNX2

Date: 06/25/16 Time: 00:03

Sample: 2010 2014

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0

Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
<u>Null: Unit root (assumes common unit root process)</u>				
Levin, Lin & Chu t*	-11.0320	0.0000	21	63
<u>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</u>				
ADF - Fisher Chi-square	65.0013	0.0129	21	63
PP - Fisher Chi-square	77.2158	0.0008	21	63

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Lampiran 2. (Lanjutan)

Indeks Pembangunan Manusia

Panel unit root test: Summary
 Series: LNX3
 Date: 06/25/16 Time: 00:04
 Sample: 2010 2014
 Exogenous variables: Individual effects
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic selection of lags based on SIC: 0
 Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel
 Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross- sections	Obs
<u>Null: Unit root (assumes common unit root process)</u>				
Levin, Lin & Chu t*	-10.0703	0.0000	21	84
<u>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</u>				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-2.35828	0.0092	21	84
ADF - Fisher Chi-square	60.6328	0.0313	21	84
PP - Fisher Chi-square	119.983	0.0000	21	84

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Panel unit root test: Summary
 Series: DLNX3
 Date: 06/25/16 Time: 00:04
 Sample: 2010 2014
 Exogenous variables: Individual effects
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic selection of lags based on SIC: 0
 Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel
 Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross- sections	Obs
<u>Null: Unit root (assumes common unit root process)</u>				
Levin, Lin & Chu t*	-37.9081	0.0000	21	63
<u>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</u>				
ADF - Fisher Chi-square	63.3783	0.0181	21	63
PP - Fisher Chi-square	70.6296	0.0037	21	63

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Lampiran 2. (Lanjutan)

Penyebaran Infrastruktur Kesejahteraan Sosial

Panel unit root test: Summary

Series: LNX4

Date: 06/08/16 Time: 11:07

Sample: 2010 2014

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0

Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
<u>Null: Unit root (assumes common unit root process)</u>				
Levin, Lin & Chu t*	-508.286	0.0000	12	48
<u>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</u>				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-112.617	0.0000	12	48
ADF - Fisher Chi-square	119.195	0.0000	12	48
PP - Fisher Chi-square	128.042	0.0000	12	48

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Panel unit root test: Summary

Series: DLNX4

Date: 06/08/16 Time: 11:09

Sample: 2010 2014

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0

Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
<u>Null: Unit root (assumes common unit root process)</u>				
Levin, Lin & Chu t*	-9288.80	0.0000	12	36
<u>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</u>				
ADF - Fisher Chi-square	109.760	0.0000	12	36
PP - Fisher Chi-square	116.654	0.0000	12	36

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Lampiran 2. (Lanjutan)

Rasio Elektrifikasi

Panel unit root test: Summary
 Series: LNX5
 Date: 06/25/16 Time: 00:05
 Sample: 2010 2014
 Exogenous variables: Individual effects
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic selection of lags based on SIC: 0
 Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel
 Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
<u>Null: Unit root (assumes common unit root process)</u>				
Levin, Lin & Chu t*	-1.68657	0.0458	21	84
<u>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</u>				
Im, Pesaran and Shin W-stat	1.20834	0.8865	21	84
ADF - Fisher Chi-square	28.0434	0.9515	21	84
PP - Fisher Chi-square	34.5025	0.7877	21	84

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Panel unit root test: Summary
 Series: DLNX5
 Date: 06/25/16 Time: 00:05
 Sample: 2010 2014
 Exogenous variables: Individual effects
 Automatic selection of maximum lags
 Automatic selection of lags based on SIC: 0
 Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel
 Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
<u>Null: Unit root (assumes common unit root process)</u>				
Levin, Lin & Chu t*	-126.197	0.0000	21	63
<u>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</u>				
ADF - Fisher Chi-square	95.4854	0.0000	21	63
PP - Fisher Chi-square	111.149	0.0000	21	63

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Lampiran 3. Hasil Pengujian Granger Causality antara persentase kemiskinan dengan beberapa variabel penelitian menggunakan program Eviews v6

Pairwise Granger Causality Tests
 Date: 06/23/16 Time: 13:46
 Sample: 2010 2014
 Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LNX1 does not Granger Cause LNY LNY does not Granger Cause LNX1	63	0.88043 2.07378	0.4201 0.1349
LNX2 does not Granger Cause LNY LNY does not Granger Cause LNX2	63	1.11140 0.25938	0.3360 0.7724
LNX3 does not Granger Cause LNY LNY does not Granger Cause LNX3	63	0.87933 1.97694	0.4205 0.1477
LNX4 does not Granger Cause LNY LNY does not Granger Cause LNX4	61	0.23815 0.60902	0.7889 0.5474
LNX5 does not Granger Cause LNY LNY does not Granger Cause LNX5	63	0.40671 7.73637	0.6677 0.0011
LNX2 does not Granger Cause LNX1 LNX1 does not Granger Cause LNX2	63	0.03094 1.60915	0.9696 0.2089
LNX3 does not Granger Cause LNX1 LNX1 does not Granger Cause LNX3	63	1.60040 4.64553	0.2106 0.0134
LNX4 does not Granger Cause LNX1 LNX1 does not Granger Cause LNX4	61	0.95664 0.67335	0.3904 0.5141
LNX5 does not Granger Cause LNX1 LNX1 does not Granger Cause LNX5	63	1.61215 0.59623	0.2083 0.5542
LNX3 does not Granger Cause LNX2 LNX2 does not Granger Cause LNX3	63	3.47906 3.28552	0.0374 0.0445
LNX4 does not Granger Cause LNX2 LNX2 does not Granger Cause LNX4	61	2.83829 0.71381	0.0670 0.4942
LNX5 does not Granger Cause LNX2 LNX2 does not Granger Cause LNX5	63	0.22655 2.55579	0.7980 0.0863
LNX4 does not Granger Cause LNX3 LNX3 does not Granger Cause LNX4	61	0.83185 0.19346	0.4405 0.8247
LNX5 does not Granger Cause LNX3 LNX3 does not Granger Cause LNX5	63	0.70612 0.35763	0.4977 0.7009
LNX5 does not Granger Cause LNX4 LNX4 does not Granger Cause LNX5	61	0.11529 0.94773	0.8913 0.3937

Lampiran 4. Matriks Bobot Spasial *Queen Qontiguity*

W_{ij}	Sumba Barat	Sumba Timur	Kupang	Timor Tengah Selatan	Timor Tengah Utara	Belu	Alor	Lembata	Flores Timur	Sikka	Ende	Ngada	Manggarai	Rote Ndao	Manggarai Barat	Sumba Tengah	Sumba Barat Daya	Nagekeo	Manggarai Timur	Sabu Raijua	Kota Kupang
Sumba Barat	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.5	0.5	0	0	0	0
Sumba Timur	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0
Kupang	0	0	0	0.33	0.33	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.33
Timor Tengah Selatan	0	0	0.33	0	0.33	0.33	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Timor Tengah Utara	0	0	0.33	0.33	0	0.33	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Belu	0	0	0	0.5	0.5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Alor	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Lembata	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Flores Timur	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Sikka	0	0	0	0	0	0	0	0	0.5	0	0.5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Ende	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.5	0	0	0	0	0	0	0	0.5	0	0	0
Ngada	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.5	0.5	0	0
Manggarai	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.5	0	0	0	0.5	0	0
Rote Ndao	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
Manggarai Barat	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0
Sumba Tengah	0.5	0.5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Sumba Barat Daya	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Nagekeo	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.5	0.5	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Manggarai Timur	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.5	0.5	0	0	0	0	0	0	0	0
Sabu Raijua	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0
Kota Kupang	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Lampiran 5. Matriks Bobot Spasial *Customize*

W_{ij}	Sumba Barat	Sumba Timur	Kupang	Timor Tengah Selatan	Timor Tengah Utara	Belu	Alor	Lembata	Flores Timur	Sikka	Ende	Ngada	Manggarai	Rote Ndao	Manggarai Barat	Sumba Tengah	Sumba Barat Daya	Nagekeo	Manggarai Timur	Sabu Raijua	Kota Kupang
Sumba Barat	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.33	0.33	0	0	0	0.33
Sumba Timur	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.5	0	0	0	0	0.5
Kupang	0	0	0	0.25	0.25	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.25	0.25
Timor Tengah Selatan	0	0	0.25	0	0.25	0.25	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.25
Timor Tengah Utara	0	0	0.25	0.25	0	0.25	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.25
Belu	0	0	0	0.33	0.33	0.00	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.33
Alor	0	0	0	0	0	0	0	0.5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.5
Lembata	0	0	0	0	0	0	0.33	0	0.33	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.33
Flores Timur	0	0	0	0	0	0	0	0.33	0	0.33	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.33
Sikka	0	0	0	0	0	0	0	0	0.33	0	0.33	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.33
Ende	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.25	0	0.25	0	0	0	0	0	0.25	0	0	0.25
Ngada	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.25	0	0	0	0	0	0	0.25	0.25	0	0.25
Manggarai	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.33	0	0	0	0.33	0	0.33
Rote Ndao	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
Manggarai Barat	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.5	0	0	0	0	0	0	0	0.5
Sumba Tengah	0.33	0.33	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.33
Sumba Barat Daya	0.5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.5
Nagekeo	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.33	0.33	0	0	0	0	0	0	0	0	0.33
Manggarai Timur	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.33	0.33	0	0	0	0	0	0	0	0.33
Sabu Raijua	0	0	0.5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.5
Kota Kupang	0.048	0.048	0.048	0.048	0.048	0.048	0.048	0.048	0.048	0.048	0.048	0.048	0.048	0.048	0.048	0.048	0.048	0.048	0.048	0.048	0.048

Lampiran 6. Syntax R Studio Moran's I dan Moran's Scatterplot

```
library(ctv)
library(maptools)
library(rgdal)
library(spdep)
library(maptools)
data<-read.csv("D:/Kemiskinan.csv", header=TRUE)
KEMISKINAN_2010<-data[,2]
KEMISKINAN_2011<-data[,3]
KEMISKINAN_2012<-data[,4]
KEMISKINAN_2013<-data[,5]
KEMISKINAN_2014<-data[,6]
Kabupaten<-data[,1]
bobot1<-read.csv("D:/queen.csv", header=FALSE)
bobot2<-read.csv("D:/customize.csv", header=FALSE)
www1<-as.matrix(bobot1)
www2<-as.matrix(bobot2)
#moran's I dan moran's scatterplot dengan pembobot queen contiguity
moran.test(KEMISKINAN_2010, listw=mat2listw(www1), alternative="two.sided")
moran.plot(KEMISKINAN_2010, listw=mat2listw(www1),
labels=as.character(data$Kabupaten), pch=19)
moran.test(KEMISKINAN_2011, listw=mat2listw(www1), alternative="two.sided")
moran.plot(KEMISKINAN_2011, listw=mat2listw(www1),
labels=as.character(data$Kabupaten), pch=19)
moran.test(KEMISKINAN_2012, listw=mat2listw(www1), alternative="two.sided")
moran.plot(KEMISKINAN_2012, listw=mat2listw(www1),
labels=as.character(data$Kabupaten), pch=19)
moran.test(KEMISKINAN_2013, listw=mat2listw(www1), alternative="two.sided")
```

Lampiran 6. (Lanjutan)

```
moran.plot(KEMISKINAN_2013, listw=mat2listw(www1),  
labels=as.character(data$Kabupaten), pch=19)
```

```
moran.test(KEMISKINAN_2014, listw=mat2listw(www1), alternative="two.sided")
```

```
moran.plot(KEMISKINAN_2014, listw=mat2listw(www1),  
labels=as.character(data$Kabupaten), pch=19)
```

```
#moran's I dan moran's scatterplot dengan pembobot customize
```

```
moran.test(KEMISKINAN_2010, listw=mat2listw(www2), alternative="two.sided")
```

```
moran.plot(KEMISKINAN_2010, listw=mat2listw(www2),  
labels=as.character(data$Kabupaten), pch=19)
```

```
moran.test(KEMISKINAN_2011, listw=mat2listw(www2), alternative="two.sided")
```

```
moran.plot(KEMISKINAN_2011, listw=mat2listw(www2),  
labels=as.character(data$Kabupaten), pch=19)
```

```
moran.test(KEMISKINAN_2012, listw=mat2listw(www2), alternative="two.sided")
```

```
moran.plot(KEMISKINAN_2012, listw=mat2listw(www2),  
labels=as.character(data$Kabupaten), pch=19)
```

```
moran.test(KEMISKINAN_2013, listw=mat2listw(www2), alternative="two.sided")
```

```
moran.plot(KEMISKINAN_2013, listw=mat2listw(www2),  
labels=as.character(data$Kabupaten), pch=19)
```

```
moran.test(KEMISKINAN_2014, listw=mat2listw(www2), alternative="two.sided")
```

```
moran.plot(KEMISKINAN_2014, listw=mat2listw(www2),  
labels=as.character(data$Kabupaten), pch=19)
```

Lampiran 7. Output Moran's I dan Moran's Scatterplot

a. Bobot *Queen Contiguity*

Moran's I test under randomisation

data: KEMISKINAN_2010

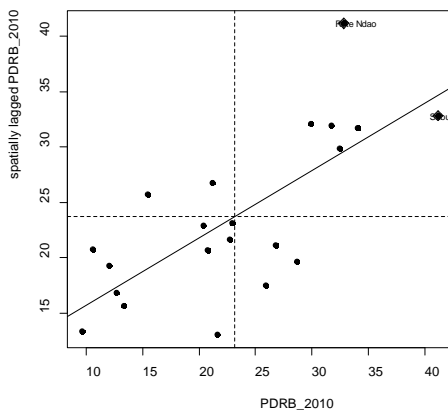
weights: mat2listw(www1)

Moran I statistic standard deviate = 2.6968, p-value = 0.007

alternative hypothesis: two.sided

sample estimates:

Moran I statistic	Expectation	Variance
0.60748334	-0.05000000	0.05943757



Moran's I test under randomisation

data: KEMISKINAN_2011

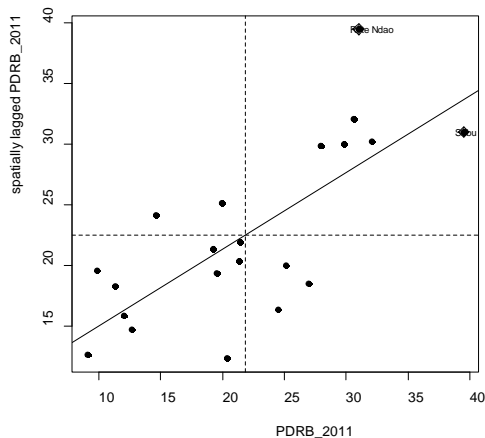
weights: mat2listw(www1)

Moran I statistic standard deviate = 2.8093, p-value = 0.004965

alternative hypothesis: two.sided

sample estimates:

Moran I statistic	Expectation	Variance
0.63307878	-0.05000000	0.05912266



Lampiran 7. (Lanjutan)

Moran's I test under randomisation

data: KEMISKINAN_2012

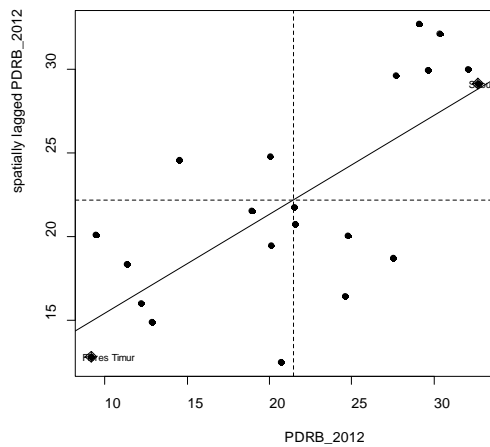
weights: mat2listw(www1)

Moran I statistic standard deviate = 2.5985, p-value = 0.009363

alternative hypothesis: two.sided

sample estimates:

Moran I statistic	Expectation	Variance
0.58965884	-0.05000000	0.06059676



Moran's I test under randomisation

data: KEMISKINAN_2013

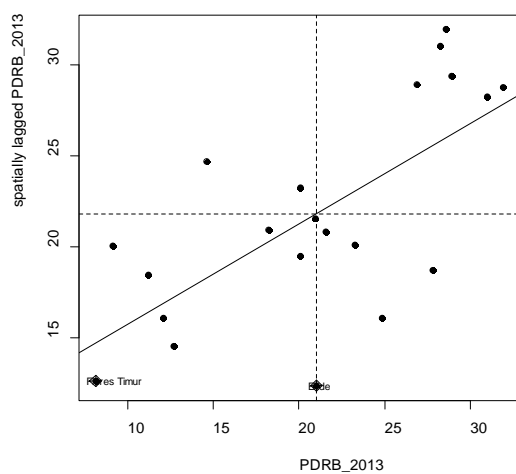
weights: mat2listw(www1)

Moran I statistic standard deviate = 2.4504, p-value = 0.01427

alternative hypothesis: two.sided

sample estimates:

Moran I statistic	Expectation	Variance
0.55198879	-0.05000000	0.06035569



Lampiran 7. (Lanjutan)

Moran's I test under randomisation

data: KEMISKINAN_2014

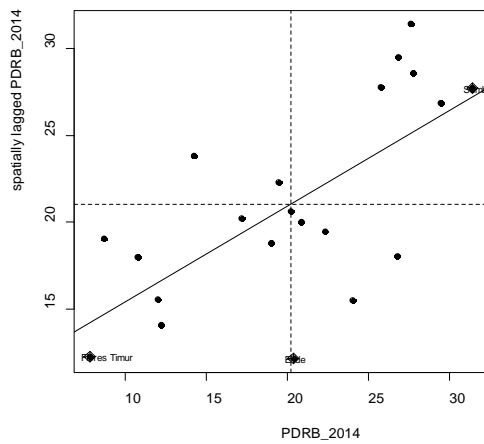
weights: mat2listw(www1)

Moran I statistic standard deviate = 2.4458, p-value = 0.01445

alternative hypothesis: two.sided

sample estimates:

Moran I statistic	Expectation	Variance
0.5503097	-0.0500000	0.0602445



b. Robot *Costumize*

Moran's I test under randomisation

data: KEMISKINAN_2010

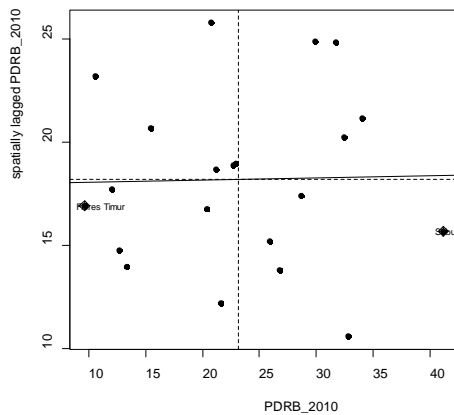
weights: mat2listw(www2)

Moran I statistic standard deviate = 0.4493, p-value = 0.6532

alternative hypothesis: two.sided

sample estimates:

Moran I statistic	Expectation	Variance
0.01142555	-0.05000000	0.01868901



Lampiran 7. (Lanjutan)

Moran's I test under randomisation

data: KEMISKINAN_2011

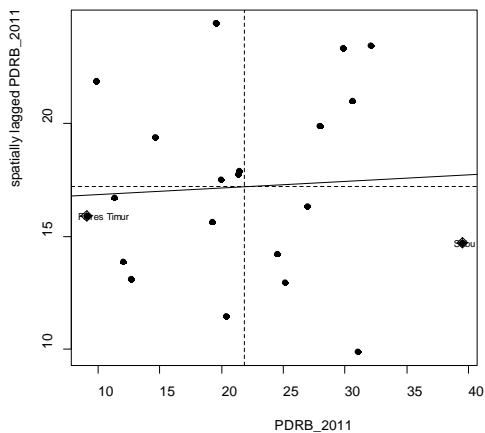
weights: mat2listw(www2)

Moran I statistic standard deviate = 0.5802, p-value = 0.5618

alternative hypothesis: two.sided

sample estimates:

Moran I statistic	Expectation	Variance
0.02916989	-0.05000000	0.01862112



Moran's I test under randomisation

data: KEMISKINAN_2012

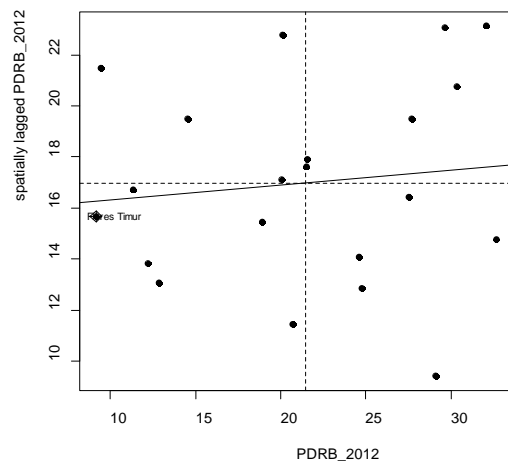
weights: mat2listw(www2)

Moran I statistic standard deviate = 0.7774, p-value = 0.4369

alternative hypothesis: two.sided

sample estimates:

Moran I statistic	Expectation	Variance
0.05698199	-0.05000000	0.01893896



Lampiran 7. (Lanjutan)

Moran's I test under randomisation

data: KEMISKINAN_2013

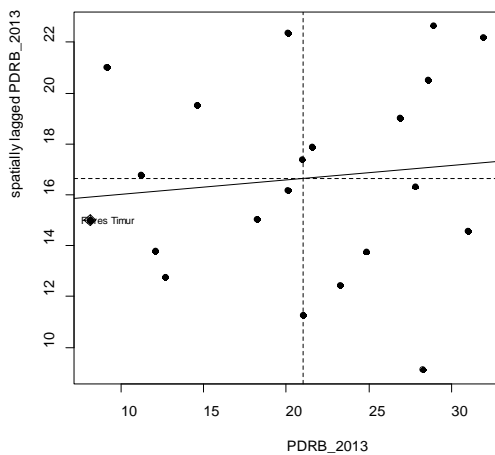
weights: mat2listw(www2)

Moran I statistic standard deviate = 0.7719, p-value = 0.4402

alternative hypothesis: two.sided

sample estimates:

Moran I statistic	Expectation	Variance
0.05608664	-0.05000000	0.01888698



Moran's I test under randomisation

data: KEMISKINAN_2014

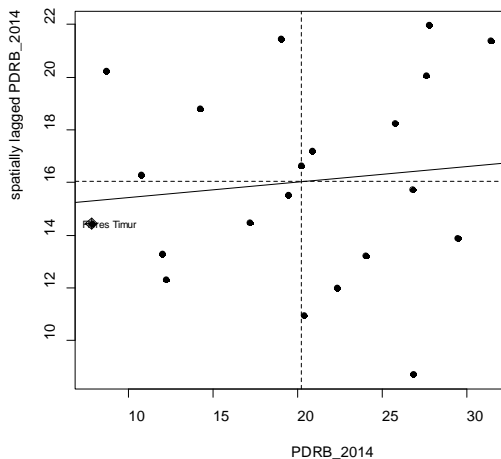
weights: mat2listw(www2)

Moran I statistic standard deviate = 0.7991, p-value = 0.4242

alternative hypothesis: two.sided

sample estimates:

Moran I statistic	Expectation	Variance
0.05974849	-0.05000000	0.01886300



Lampiran 8. Syntax Matlab R2011b Uji Lagrange Multiplier (LM)

```
clear all;

filename1='spasialpanel.xls';
A=xlsread(filename1,1,'A1:F105');
filename2='QUEEN.xls';
W1=xlsread(filename2,1,'A1:U21');
% dimensions of the problem
T=5; % number of time periods
N=21; % number of regions
% row-normalize W
W=normw(W1); % function of LeSage
y=A(:,[1]); % column number in the data matrix that corresponds to
the dependent variable
x=A(:,[2:6]); % column numbers in the data matrix that correspond to
the independent variables
xconstant=ones(N*T,1);
[nobs K]=size(x);
% -----
% ols estimation
results=ols(y,[xconstant x]);
vnames=strvcat('Y','intercept','x1','x2','x3','x4','x5');
prt_reg(results,vnames,1);
sige=results.sige*((nobs-K)/nobs);
loglikols=-nobs/2*log(2*pi*sige)-
1/(2*sige)*results.resid'*results.resid
LMsarsem_panel(results,W,y,[xconstant x]); % (Robust) LM tests
% -----
% spatial fixed effects + (robust) LM tests for spatial lag and
spatial error model
% fixed effects, within estimator
% demeaning of the y and x variables
model=1;
[ywith,xwith,meanny,meannx,meanty,meantx]=demean(y,x,N,T,model);
results=ols(ywith,xwith);
vnames=strvcat('Y','x1','x2','x3','x4','x5'); % should be changed if
x is changed
prt_reg(results,vnames);
FE=meanny-meannx*results.beta; % including the constant term
yme = y - mean(y);
ee=ones(T,1);
error=y-kron(ee,FE)-x*results.beta;
rsqr1 = error'*error;
rsqr2 = yme'*yme;
FE_rsqr2 = 1.0 - rsqr1/rsqr2 % r-squared including fixed effects
sige=results.sige*((nobs-K)/nobs);
loglikfe=-nobs/2*log(2*pi*sige)-
1/(2*sige)*results.resid'*results.resid
LMsarsem_panel(results,W,ywith,xwith); % (Robust) LM tests
```

Lampiran 8. (Lanjutan)

```
% -----  
-----  
% spatial and time period fixed effects + (robust) LM tests for  
spatial lag and spatial error model  
% fixed effects, within estimator  
% demeaning of the y and x variables  
model=3;  
[ywith,xwith,meanny,meannx,meanty,meantx]=demean(y,x,N,T,model);  
results=ols(ywith,xwith);  
vnames=strvcat('Y','x1','x2','x3','x4','x5'); % should be changed if  
x is changed  
prt_reg(results,vnames);  
LMsarsem_panel(results,W,ywith,xwith); % (Robust) LM tests
```

Lampiran 9. Output Uji Lagrange Multiplier (LM Test)

Ordinary Least-squares Estimates

Dependent Variable = Y

R-squared = 0.4410

Rbar-squared = 0.4127

sigma^2 = 0.0978

Durbin-Watson = 0.5931

Nobs, Nvars = 105, 6

Variable	Coefficient	t-statistic	t-probability
intercept	9.805795	4.059433	0.000098
x1	-0.093777	-1.210239	0.229069
x2	-0.036394	-0.754045	0.452612
x3	-1.085148	-1.505803	0.135302
x4	-0.009249	-0.309845	0.757330
x5	-0.394296	-3.723494	0.000327

loglikols = -23.8297

LM test no spatial lag, probability = 44.8862, 0.000

robust LM test no spatial lag, probability = 5.5409, 0.019

LM test no spatial error, probability = 40.0798, 0.000

robust LM test no spatial error, probability = 0.7345, 0.391

Ordinary Least-squares Estimates

Dependent Variable = Y

R-squared = 0.4460

Rbar-squared = 0.4238

sigma^2 = 0.0865

Durbin-Watson = 0.5057

Nobs, Nvars = 105, 5

Variable	Coefficient	t-statistic	t-probability
x1	-0.089571	-1.105190	0.271729
x2	-0.019519	-0.403160	0.687691
x3	-1.263561	-1.691652	0.093827
x4	-0.022307	-0.733793	0.464792
x5	-0.355523	-3.364091	0.001090

Lampiran 9. (Lanjutan)

FE_rsqr2 =0.5003

loglikfe = -17.9339

LM test no spatial lag, probability = 42.4909, 0.000

robust LM test no spatial lag, probability = 3.7084, 0.054

LM test no spatial error, probability = 40.8293, 0.000

robust LM test no spatial error, probability = 2.0468, 0.153

Ordinary Least-squares Estimates

Dependent Variable = Y

R-squared = 0.4671

Rbar-squared = 0.4458

sigma^2 = 0.0562

Durbin-Watson = 0.7562

Nobs, Nvars = 105, 5

Variable	Coefficient	t-statistic	t-probability
x1	-0.198458	-2.882237	0.004834
x2	0.019637	0.481809	0.630994
x3	-0.956381	-1.534167	0.128147
x4	-0.027094	-0.921819	0.358842
x5	-0.200553	-2.109055	0.037438

LM test no spatial lag, probability = 13.4723, 0.000

robust LM test no spatial lag, probability = 0.0906, 0.763

LM test no spatial error, probability = 17.0504, 0.000

robust LM test no spatial error, probability = 3.6687, 0.055

Lampiran 10. Hasil Estimasi Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Persentase Kemiskinan di NTT untuk Model Data Panel Dinamis

```

. xtdpdsys lnY lnX1 lnX2 lnX3 lnX4 lnX5, twostep vce(gmm)

System dynamic panel-data estimation      Number of obs      =      84
Group variable: DAERAH                    Number of groups   =      21
Time variable: TAHUN                      Obs per group:    min =      4
                                           avg =      4
                                           max =      4

Number of instruments =      15            Wald chi2(6)      =     933.68
                                           Prob > chi2       =      0.0000

Two-step results
-----+-----
      lnY |               Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
      lnY |
      L1. |   .8023797   .1245537     6.44   0.000   .558259   1.046501
      lnX1 |  -.0249257   .0820074    -0.30   0.761  -.1856573   .135806
      lnX2 |  -.0185851   .0139107    -1.34   0.182  -.0458496   .0086794
      lnX3 |   .7233427   .7732072     0.94   0.350  -.7921157   2.238801
      lnX4 |  -.0183336   .0179942    -1.02   0.308  -.0536039   .016932
      lnX5 |  -.0594998   .0215662    -2.76   0.006  -.1017688  -.0172308
      _cons | -1.853789   2.823851    -0.66   0.512  -7.388435   3.680858
-----+-----

Warning: gmm two-step standard errors are biased; robust standard
errors are recommended.
Instruments for differenced equation
      GMM-type: L(2/.) .lnY
      Standard: D.lnX1 D.lnX2 D.lnX3 D.lnX4 D.lnX5
Instruments for level equation
      GMM-type: LD.lnY
      Standard: _cons

. estat abond

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors



| Order | z       | Prob > z |
|-------|---------|----------|
| 1     | -1.0841 | 0.2783   |
| 2     | -.34558 | 0.7297   |



H0: no autocorrelation

. estat sargan
Sargan test of overidentifying restrictions
      H0: overidentifying restrictions are valid

      chi2(8)      =    14.08824
      Prob > chi2  =     0.0795

. predict asd,e
(21 missing values generated)

. swilk asd

Shapiro-Wilk W test for normal data



| Variable | Obs | W       | V      | z     | Prob>z  |
|----------|-----|---------|--------|-------|---------|
| asd      | 84  | 0.84958 | 10.747 | 5.217 | 0.00000 |


```


Lampiran 10. (Lanjutan)

```
. xtdepdays lnY lnX1 lnX2 lnX4 lnX5, twostep vce(gmm)

System dynamic panel-data estimation      Number of obs      =      84
Group variable: DAERAH                   Number of groups   =      21
Time variable: TAHUN

Obs per group:   min =      4
                  avg =      4
                  max =      4

Number of instruments =      14           Wald chi2(5)       =    1179.44
                                                Prob > chi2        =      0.0000

Two-step results
```

	lnY	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lnY	L1.	.7803458	.1117745	6.98	0.000	.5612717 .9994199
lnX1		.0592294	.046805	1.27	0.206	-.0325067 .1509655
lnX2		-.0327	.0116229	-2.81	0.005	-.0554805 -.0099195
lnX4		-.0380642	.014638	-2.60	0.009	-.0667542 -.0093742
lnX5		-.0508468	.0092895	-5.47	0.000	-.069054 -.0326396
_cons		.5982932	.6270105	0.95	0.340	-.6306249 1.827211

```
Warning: gmm two-step standard errors are biased; robust standard
errors are recommended.
Instruments for differenced equation
GMM-type: L(2/.) lnY
Standard: D.lnX1 D.lnX2 D.lnX4 D.lnX5
Instruments for level equation
GMM-type: LD.lnY
```

```
. estat abond
```

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-.96407	0.3350
2	-.01544	0.9877

H0: no autocorrelation

```
. estat sargan
```

Sargan test of overidentifying restrictions

H0: overidentifying restrictions are valid

chi2(8) = 15.73911

Prob > chi2 = 0.0463

```
. predict asf,e
```

(21 missing values generated)

```
. swilk asf
```

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
asf	84	0.85863	10.101	5.081	0.00000

Lampiran 11. Hasil Estimasi Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Persentase Kemiskinan di NTT untuk Model *Dynamic Panel Spatial Lag*

```

. xtdepdsys lnY wlny lnX1 lnX2 lnX3 lnX4 lnX5, twostep vce(gmm)

System dynamic panel-data estimation      Number of obs      =          84
Group variable: DAERAH                   Number of groups   =          21
Time variable: TAHUN

Obs per group:   min =          4
                  avg =          4
                  max =          4

Number of instruments =          16      Wald chi2(7)      =       903.42
                                          Prob > chi2       =         0.0000

Two-step results
-----+-----
      lnY |          Coef.   Std. Err.   z   P>|z|   [95% Conf. Intervall]
-----+-----
      lnY |
      L1. |       .7388642   .1112018    6.64  0.000   .5209126   .9568158
      wlny |       .1690429   .0972757    1.74  0.082   -.0216139   .3596997
      lnX1 |       .0138894   .0849145    0.16  0.870   -.15254    .1803187
      lnX2 |      -.0306098   .013723    -2.23  0.026   -.0575064  -.0037132
      lnX3 |       .461359    .780175    0.59  0.554   -1.067756   1.990474
      lnX4 |      -.0025971   .0148357   -0.18  0.861   -.0316745   .0264803
      lnX5 |      -.031533    .0259065   -1.22  0.224   -.0823089   .0192429
      _cons |      -1.573135   2.873454   -0.55  0.584   -7.205002   4.058732

Warning: gmm two-step standard errors are biased; robust standard
errors are recommended.
Instruments for differenced equation
      GMM-type: L(2/.)lnY
      Standard: D.wlny D.lnX1 D.lnX2 D.lnX3 D.lnX4 D.lnX5
Instruments for level equation
      GMM-type: LD.lnY
-----+-----
. estat abond

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

      +-----+-----+-----+
      | Order | z       | Prob > z |
      +-----+-----+-----+
      | 1     | -1.3083 | 0.1908   |
      | 2     | .00148  | 0.9988   |
      +-----+-----+-----+

H0: no autocorrelation

. estat sargan
Sargan test of overidentifying restrictions
      H0: overidentifying restrictions are valid

      chi2(8)      =    14.12906
      Prob > chi2  =     0.0785

. predict asg,e
(21 missing values generated)

. swilk asg

Shapiro-Wilk W test for normal data

      +-----+-----+-----+-----+-----+
      | Variable | Obs   | W       | V       | z       | Prob>z |
      +-----+-----+-----+-----+-----+
      | asg     | 84    | 0.87785 | 8.728   | 4.760   | 0.00000 |
      +-----+-----+-----+-----+-----+

```

Lampiran 11. (Lanjutan)

```
. xtddpsys lnY wlny lnX2 lnX3 lnX5 d4, twostep vce(gmm)
note: d4 dropped from div() because of collinearity

System dynamic panel-data estimation      Number of obs      =      84
Group variable: DAERAH                   Number of groups   =      21
Time variable: TAHUN

Obs per group:   min =      4
                  avg =      4
                  max =      4

Number of instruments =      14           Wald chi2(6)       =      865.34
                                                Prob > chi2        =      0.0000

Two-step results
```

	lnY	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lnY						
L1.		.6754787	.1236981	5.46	0.000	.4330349 .9179225
wlny		.0979959	.0701724	1.40	0.163	-.0395395 .2355313
lnX2		-.0640117	.0131021	-4.89	0.000	-.0896914 -.038332
lnX3		.007849	.4013367	0.02	0.984	-.7787565 .7944544
lnX5		-.0227762	.0120685	-1.89	0.059	-.04643 .0008777
d4		.9422311	.5361355	1.76	0.079	-.1085753 1.993037
_cons		-.0827699	1.712718	-0.05	0.961	-3.439636 3.274096

```
Warning: gmm two-step standard errors are biased; robust standard
errors are recommended.
Instruments for differenced equation
GMM-type: L(2/.)lnY
Standard: D.wlny D.lnX2 D.lnX3 D.lnX5
Instruments for level equation
GMM-type: LD.lnY
```

```
. estat abond
```

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-1.1303	0.2583
2	.93091	0.3519

H0: no autocorrelation

```
. estat sargan
```

Sargan test of overidentifying restrictions

H0: overidentifying restrictions are valid

chi2(7) = 13.16513

Prob > chi2 = 0.0682

```
. predict ash,e
```

(21 missing values generated)

```
. swilk ash
```

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
ash	84	0.70650	20.971	6.686	0.00000

Lampiran 12. Hasil estimasi faktor-faktor yang mempengaruhi Persentase Kemiskinan di NTT untuk Model *Dynamic Panel Spatial Error*

```
. xtddpsys lnY we_lny lnX1 lnX2 lnX3 lnX4 lnX5, twostep vce(gmm)

System dynamic panel-data estimation      Number of obs      =      84
Group variable: DAERAH                   Number of groups   =      21
Time variable: TAHUN

Obs per group:   min =      4
                  avg =      4
                  max =      4

Number of instruments =      16           Wald chi2(7)      =      287.15
                                                Prob > chi2       =      0.0000

Two-step results
```

lnY	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnY						
L1.	.6777386	.14642	4.63	0.000	.3907606	.9647165
we_lny	.2854891	.0758376	3.76	0.000	.13685	.4341281
lnX1	.1323112	.0742126	1.78	0.075	-.0131429	.2777652
lnX2	-.0338359	.0118775	-2.85	0.004	-.0571153	-.0105565
lnX3	-1.437586	.8258618	-1.74	0.082	-3.056245	.1810736
lnX4	.0300252	.0176497	1.70	0.089	-.0045676	.064618
lnX5	-.0260271	.0224534	-1.16	0.246	-.0700349	.0179807
_cons	5.819743	3.087433	1.88	0.059	-.2315136	11.871

```
Warning: gmm two-step standard errors are biased; robust standard
errors are recommended.
Instruments for differenced equation
GMM-type: L(2/.)lnY
Standard: D.we_lny D.lnX1 D.lnX2 D.lnX3 D.lnX4 D.lnX5
Instruments for level equation
GMM-type: LD.lnY

. estat abond

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors
```

Order	z	Prob > z
1	-1.3957	0.1628
2	.33851	0.7350

```
H0: no autocorrelation

. estat sargan
Sargan test of overidentifying restrictions
H0: overidentifying restrictions are valid

chi2(8)      = 11.10301
Prob > chi2  = 0.1959

. predict adg,e
(21 missing values generated)

. swilk adg

Shapiro-Wilk W test for normal data
```

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
adg	84	0.95662	3.099	2.485	0.00647

Lampiran 12. (Lanjutan)

```
. xtdpdays lnY we_lny lnX2 lnX3 lnX5 d4, twostep vce(gmm)
note: d4 dropped from div() because of collinearity
```

```
System dynamic panel-data estimation      Number of obs      =      84
Group variable: DAERAH                   Number of groups   =      21
Time variable: TAHUN

Obs per group:   min =      4
                  avg =      4
                  max =      4

Number of instruments =      14           Wald chi2(6)       =     167.89
                                                Prob > chi2        =      0.0000
```

Two-step results

lnY	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lnY					
L1.	.5617134	.0967859	5.80	0.000	.3720166 .7514103
we_lny	.1540312	.0513459	3.00	0.003	.0533951 .2546672
lnX2	-.0513519	.0135739	-3.78	0.000	-.0779562 -.0247476
lnX3	-.7212698	.3310368	-2.18	0.029	-1.37009 -.0724495
lnX5	-.0262131	.0149259	-1.76	0.079	-.0554674 .0030412
d4	.2279104	.3146553	0.72	0.469	-.3888026 .8446234
_cons	4.183366	1.608849	2.60	0.009	1.03008 7.336652

Warning: gmm two-step standard errors are biased; robust standard errors are recommended.

Instruments for differenced equation

GMM-type: L(2/.)lnY
Standard: D.we_lny D.lnX2 D.lnX3 D.lnX5

Instruments for level equation

GMM-type: LD.lnY
Standard: _cons

```
. estat abond
```

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-.96676	0.3337
2	1.0666	0.2862

H0: no autocorrelation

```
. estat sargan
```

Sargan test of overidentifying restrictions

H0: overidentifying restrictions are valid

chi2(7) = 9.7673

Prob > chi2 = 0.2021

```
. predict zaq,e
```

(21 missing values generated)

```
. swilk zaq
```

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
zaq	84	0.97940	1.472	0.850	0.19779

Lampiran 13. Output Variance Inflation Factors (VIF)

Predictor	Coef	SE Coef	T	P	VIF
Constant	9.8060	2.4160	4.06	0.000	
lnX1	-0.0938	0.0775	-1.21	0.229	2.790
lnX2	-0.0364	0.0483	-0.75	0.453	1.093
lnX3	-1.0851	0.7206	-1.51	0.135	3.092
lnX4	-0.0093	0.0299	-0.31	0.757	1.509
lnX5	-0.3943	0.1059	-3.72	0.000	1.871

BAB 5

KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan

Beberapa kesimpulan yang dapat diambil berdasarkan pembahasan yang telah diuraikan sebelumnya dan merujuk pada tujuan penelitian, yaitu:

1. Berdasarkan hasil estimasi model Data Panel Dinamis dapat diketahui bahwa faktor-faktor yang mempengaruhi persentase kemiskinan di Provinsi NTT adalah tingkat pengangguran terbuka berpengaruh negatif sebesar $-0,0327$, penyebaran infrastruktur kesejahteraan sosial berpengaruh negatif sebesar $-0,0381$ dan rasio elektrifikasi berpengaruh negatif sebesar $-0,0508$.
2. Berdasarkan hasil pengujian autokorelasi spasial diketahui bahwa faktor kedekatan ekonomi, transportasi, sosial, infrastruktur, dan pendidikan (bobot *customize*) tidak berhubungan dengan pemodelan persentase kemiskinan kabupaten/kota di Provinsi NTT, hanya faktor kedekatan wilayah (bobot *queen contiguity*) saja yang memberikan pengaruh yang signifikan.
3. Model terbaik untuk memodelkan persentase kemiskinan di NTT adalah model *Dynamic Panel Spatial Error* menggunakan pembobot *queen contiguity* karena memiliki residual berdistribusi normal. Variabel yang signifikan adalah tingkat pengangguran terbuka dengan elastisitas jangka pendek sebesar $0,016$ dan elastisitas jangka panjang sebesar $0,036$, indeks pembangunan manusia dengan elastisitas jangka pendek sebesar $0,984$ dan elastisitas jangka panjang sebesar $2,244$, dan rasio elektrifikasi dengan elastisitas jangka pendek sebesar $0,035$ dan elastisitas jangka panjang sebesar $0,081$.

5.2 Saran

Saran yang dapat diberikan berdasarkan penelitian ini antara lain sebagai berikut:

1. Rentang waktu penelitian terbatas hanya selama periode 2010 – 2014. Penggunaan rentang waktu yang lebih lama akan memberikan hasil yang lebih baik. Dapat pula dilakukan penambahan variabel prediktor yang digunakan, agar diperoleh hasil yang lebih bermakna.
2. Hasil empiris telah diketahui bahwa efek spasial mempengaruhi persentase kemiskinan antar kabupaten/kota di Provinsi NTT sehingga dalam hal ini diperlukan keterkaitan dalam bentuk kerja sama antar provinsi yang lebih baik dalam mengendalikan persentase kemiskinan.
3. Untuk peneliti selanjutnya disarankan untuk mengkaji model spasial data panel dinamis untuk *unbalanced data panel*.
4. Perlu dilakukan perbandingan dengan program pengolahan lain seperti Matlab, R atau lainnya untuk memberikan kesimpulan hasil yang lebih representatif.

DAFTAR PUSTAKA

- Agusti, R., (2015). *Pemodelan data panel kemiskinan tak seimbang dipulau jawa dengan model Spasial Durbin*. Thesis. Institut Teknologi Bogor. Bogor.
- Amalia, R., (2012). *Analisis factor-faktor yang mempengaruhi kemiskinan di provinsi Nusa Tenggara Timur*. Tugas Akhir, Surabaya: institut Teknologi Pertanian Bogor.
- Anderson, T. W., & Hsiao, C. (1982). Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data. *Journal of Econometrics*, Vol. 18(1), pp.47-82.
- Anggara, D., (2015). *Pemodelan Data Panel Kemiskinan di Provinsi NTT menggunakan GLM dan GLMM*. Thesis. Institut Pertanian Bogor. Bogor.
- Anselin, L. (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, The Netherlands.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some Test of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and An Application to Employment. *Review of Economics Studies*, Vol. 58 (2), pp.277-297.
- Badan Pusat Statistik. 2004. *Kemiskinan Indonesia*. BPS, Jakarta.
- Badan Pusat Statistik. 2011. *Kependudukan Indonesia*. BPS, Jakarta.
- Badan Pusat Statistik. 2010. *Indeks Pembangunan manusia*. BPS, Jakarta
- Badan Pusat Statistik. 2011. *Nusa Tenggara Timur dalam Angka 2011*. Jakarta : Badan Pusat Statistik.
- _____. 2012. *Nusa Tenggara Timur dalam Angka 2012*. Jakarta : Badan Pusat Statistik.
- _____. 2013. *Nusa Tenggara Timur dalam Angka 2013*. Jakarta : Badan Pusat Statistik.
- _____. 2014. *Nusa Tenggara Timur dalam Angka 2014*. Jakarta : Badan Pusat Statistik.
- _____. 2015. *Nusa Tenggara Timur dalam Angka 2015*. Jakarta : Badan Pusat Statistik.
- Badan Pusat Statistika, (2012), *Berita Resmi Statistik: Profil Kemiskinan di Nusa Tenggara Timur Maret 2012*, BPS, Nusa Tenggara Timur.
- Baltagi, Badi H.(2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. New York: John Wiley & Sons.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, Vol. 87(1), pp.115-143.
- Boediono. 1985. *Teori Pertumbuhan Ekonomi*. Penerbit BPFE, Yogyakarta.
- Draper an Smith.,(1992). *Analisis Regresi Terapan*. Edisi Kedua. PT. Gramedia Pustaka Umum, Jakarta.
- Edi, Y. S.,(2012). *Quasi Maximum Likelihood untuk Regresi Panel Spasial (Studi Kasus:laju pertumbuhan ekonomi di Jawa Timur*. Tesis: Institut Teknologi Sepuluh Nopember
- Elhorst, J. P.,2012. *Dynamic spatial panel: models, methods, and inferences*. Springer. 14.5-28.
- Ezkirianto, R., (2013). *Analisis Keterkaitan antara indeks pembangunan manusia dan PDRB perkapita di indonesia (periode tahun 2006-2011)*. Tugas Akhir. IPB. Bogor.
- Gujarati, D. (2004). *Basic Econometric: Fourth Edition*. Mc.Graw Hill Companies.
- Gujarati, D.N. dan Porter, D.C., (2009), *Basic Econometrics*, 5th edition, McGraw Hill Education, New York.

- Hsiao, C.,(1985). Benefits and limitation of Panel Data, *Econometrics Reviews* 4,121-174.
- Hasriati, A.,(2016). *Pemodelan Konvergensi Inflasi antar wilayah di Indonesia dengan Pendekatan Spasial Dinamis Data Panel AB-GMM dan SYS-GMM*. Tesis: Insitut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Jacobs, J.P.A.M, Lighthorly, J.E., dan Vrijburg, H. (2009). Dynamic Panel Data Model Featuring Endogeneous Interaction and Spatially Correlated Errors.*Center Discussion Paper Series*, No. 20009-92
- Kukenova, M., Monteiro J. A., 2009.: Spatial Dynamic Panel Model and System GMM: A Monte Carlo Investigatio
- Lee, Fung-fei., Yu, Jihai.,2014.:Efficient GMM estimation of spatial dynamic panel data models with fixed effects. *Journal of Econometrics*, 180, 174-197.
- LeSage, J.P., (1999), *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*, Department of Economics University of Toledo, Toledo.
- Lubis, K. A., (2013). *Penerapan GMM pada persamaan simultan panel dinamis untuk pemodelan pertumbuhan ekonomi Indonesia*. Tesis, Surabaya:institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Matyas, L., (1998). *Generalized Method of Moments Estimation*. Cambridge University. New York.
- Myrdal,G. 2000. *Economic Theory and Underdeveloped Region*. Mutheun,London.
- Park, H. S., (2005). Linear Regression Models for data panel using STATA, Limdep and SPSS. *Document Paper*.The Trustees of University.
- Parent, O.,Le Sage, J.P., Saptial dynamic panel data model with random effects. *J. Econometrics*. 42,727-738.
- Putra, E.P., (2016). *Dampak program bantuan sosial terhadap pertumbuhan ekonomi dan kemiskinan kabupaten tertinggal di Indonesia*. Thesis.Institut Teknologi Bogor. Bogor.
- Sari, P. (2011).*Analisis Pengaruh Program Pembangunan Infrastruktur Terhadap Penurunan Kemiskinan di Kabupaten Tertinggal*.Tesis S-2, Prodi Ilmu Ekonomi. Bogor: Institut Pertanian Bogor.
- Setiawan & Kusriani, D.E. (2010). *Ekonometrika*, Andi, Yogyakarta.
- Setiawati, A., (2012), *Pemodelan Persentase Penduduk Miskin di Jawa Timur dengan Pendekatan Ekonometrika Panel Spasial*. Tugas Akhir, Surabaya:institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Siregar,H dan D.Wahyuniarti.2007. Dampak Pertumbuhan Ekonomi Terhadap Penurunan Jumlah Penduduk Miskin.MB-IPB.Bogor.
- Spiru.A.M., (2008).Inflation Confergence in Central and Eastern European Economies.*Romanian Economic and Bussines Review*, 3(4),14-34.
- Subekti, A. (2011). *Dinamika inflasi Indonesia pada tataran provinsi*.Thesis. Fakultas Ekonomi. Program Pasca Sarjana. IPB. Bogor.
- Su, L., Jin, S., 2010. Profile quasi-maximum likelihood estimation of spatial autoregressive models.*J. Econometrics* 157, 18–33.
- Syawal, S. (2011).*Penaksiran Parameter Model Regresi Data Panel Dinamis Menggunakan Metode Blundell dan Bond*. Skripsi, Prodi Matematika. Jakarta: Universitas Indonesia.
- Tambunan, Tulus. 2000. *Perekonomian Indonesia:Terori,Temuan, dan Empris*. Ghalia, Jakarta.

- Todaro, Michael P. 2004. *Pembangunan Ekonomi di Dunia Ketiga*. Penerjemah: Haris Munandar. Erlangga, Jakarta.
- Todaro, M.P. 2005. *Pembangunan Ekonomi Di Dunia Ketiga*. Edisi Kesembilan. Erlangga, Jakarta.
- Todaro, M.P. 2006. *Pembangunan Ekonomi Di Dunia Ketiga*. Edisi Keempat Jilid 1. Erlangga, Jakarta.
- Utami, Ni K. T., (2015). *Pemodelan pertumbuhan ekonomi Provinsibali dengan menggunakan model ekonometrika spasial data panel*. Tesis, Surabaya:institit Teknologi Sepuluh Nopember.
- Tumiwa, F dan Imelda, H., (2011). *Kemiskinan Energi*. Institute for Essential Services Reform (ISER).
- Wibowo, D. A., (2015). *Pemodelan kemiskinan di provinsi jawa timur dengan pendekatan SUR-SAR*. Tesis, Surabaya:institit Teknologi Sepuluh Nopember.
- Widarjono, (2007). *Ekonometrika teori dan aplikasi untuk Ekonomi dan Bisnis.*, Ekonosia, Yogyakarta.
- Wongdesmiwati, 2009. *Pertumbuhan Ekonomi Dan Pengentasan Kemiskinan Di Indonesia: Analisis Ekonometrika*. <http://wongdesmiwati.files.wordpress.com/2009/10/pertumbuhan-ekonomi-dan-pengentasan-kemiskinan-di-indonesia-analisis-ekonometri.pdf> Diakses tanggal 7 Desember 2010
- Yang, Z., Li, C., Tse, Y.K., 2006. Functional form and spatial dependence in dynamic panels. *Econom.Lett.* 91, 138–145.
- Yu, J., de Jong, R., Lee, L.F., 2008. Estimation for Spatial dynamic panel data with fixed effects: the case of spatial cointegration. *J. Econometrics*.
- Zhang, Y., Sun, Y., 2015. Estimation of partially specified dynamic spatial panel data models with fixed-effects. *J. Econometrics* 51,37-46.

“Halaman ini sengaja dikosongkan”

BIOGRAFI PENULIS



Penulis dilahirkan di Nusa Tenggara Timur (NTT), tepatnya di kota Kupang pada tanggal 23 Mei 1989, putra pertama dari tiga bersaudara, anak dari pasangan Bapak Yesaya Pandu dan Ibu Damaris Masse yang bertempat tinggal di Kabupaten Kupang NTT.

Riwayat Pendidikan Penulis adalah SD Inpres Oelmasi Kabupaten Kupang (1995-2001), SMP Negeri 1 Fatule'u Kabupaten Kupang (2001-2004), SMU Negeri 2 Kupang Timur Kabupaten Kupang (2004-2007), Jurusan Matematika Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam Universitas Nusa Cendana (2007-2012). Penulis kemudian bekerja sebagai staf pengajar di SMK Pertanian Pembangunan Negeri Kupang (2012-2014). Pada bulan februari 2014 mendapatkan kesempatan beasiswa dari Lembaga Pengelolaan Dana Pendidikan (LPDP) Kementrian Keuangan Indonesia untuk melanjutkan studi program S2 di Jurusan Statistika Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam (FMIPA) Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS) Surabaya.

Surabaya, Juli 2016

Marvin Jecson Pandu

Marvin.jecson4991@gmail.com

“Halaman ini sengaja dikosongkan”