

ANALISIS REGRESI SPASIAL DURBIN  
UNTUK KASUS GIZI BURUK PADA ANAK BALITA  
DI PROVINSI JAWA TIMUR

Skripsi  
Disusun untuk melengkapi syarat-syarat  
guna memperoleh gelar Sarjana Sains



DYTTA SULISTIANINGRUM  
3125110297

PROGRAM STUDI MATEMATIKA  
JURUSAN MATEMATIKA  
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM  
UNIVERSITAS NEGERI JAKARTA  
2015

# ABSTRACT

**DYTTA SULISTIANINGRUM, 3125110297. Analysis Regression of Spatial Durbin for Children Malnutrition in Province of East Java. Thesis. Faculty of Mathematics and Natural Science Jakarta State University. 2015.**

*This thesis discuss about the modeling children malnutrition in the Province of East Java. The case of malnutrition is happened for children under five years old in 2013. We apply spatial regression Durbin method to describe the relationship between response variable (the percentage of children who suffer malnutrition) and some explanatory variables. We apply the spatial regression Durbin method because there is spatial dependence not only for response variable but also for some explanatory variables. The results of analysis showed that modeling with regression spatial Durbin is better than using ordinary regression. This is shown by the value of adjust- $R^2$  and the BIC for spatial Durbin are 67,49% and 60,250 respectively. Meanwhile, the value of adjust- $R^2$  for ordinary regression is 39,58% and BIC is 67,413. The explanatory variables that influence significantly without any weighted on the percentage children who suffer malnutrition are the percentage of babies who does not receive any exclusive breastfeeding, the percentage of households having defecate facility and the percentage of TUPM which is not in good condition. On the other hand, the explanatory variables that influence significantly with the presence of any weighted on the percentage children who suffer malnutrition are the percentage of good houses and the percentage of households which have defecate facility. The level of significance that is used in this research is 0,01*

**Keywords** : malnutrition, spatial dependence, spatial weighted matrix, spatial Durbin model.

# ABSTRAK

DYTTA SULISTIANINGRUM, 31251110297. ANALISIS REGRESI SPASIAL DURBIN UNTUK KASUS GIZI BURUK PADA ANAK BALITA DI PROVINSI JAWA TIMUR. Skripsi. Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Negeri Jakarta. 2015.

Skripsi ini membahas pemodelan kasus gizi buruk pada anak balita di Provinsi Jawa Timur tahun 2013 dan faktor-faktor yang mempengaruhinya dengan analisis regresi spasial Durbin. Model regresi spasial Durbin mempertimbangkan ketergantungan spasial tidak hanya pada variabel respon tetapi juga pada variabel penjelas. Hasil analisis menunjukkan bahwa pemodelan dengan regresi spasial Durbin lebih baik daripada menggunakan regresi klasik. Hal ini diperlihatkan oleh nilai  $R^2$ -*adjust* dan nilai BIC untuk model regresi spasial Durbin masing-masing sebesar 67,49% dan 60,250. Sementara itu, nilai  $R^2$ -*adjust* untuk regresi klasik adalah 39,58% dengan nilai BIC sebesar 67,413. Variabel-variabel penjelas yang signifikan tanpa adanya pembobot terhadap persentase balita dengan status gizi buruk adalah persentase bayi tidak mendapat ASI eksklusif, persentase RT memiliki fasilitas BAB dan persentase TUPM tidak sehat. Selain itu, variabel-variabel penjelas yang berpengaruh signifikan dengan adanya pembobot adalah persentase rumah kategori sehat dan persentase RT memiliki fasilitas BAB. Tingkat signifikansi yang digunakan dalam penelitian ini adalah 0,01.

**Kata kunci** : gizi buruk, ketergantungan spasial, matriks pembobot, regresi spasial, model spasial Durbin.

## PERSEMBAHANKU...

*"Happy people is not a great man in every way, but one that can find simple things in life and give thanks diligent"*

*"....Allah akan meninggikan orang-orang yang beriman di antaramu dan orang-orang yang diberi ilmu pengetahuan beberapa derajat... "*

-Q.S Al-Mujadalah:11-

Skripsi ini kupersembahkan untuk Ayah, ibu serta Wiwit.  
*"Terima kasih atas dukungan, do'a, serta kasih sayang kalian".*

# KATA PENGANTAR

Puji syukur kepada Allah SWT atas pengetahuan dan kemampuan sehingga penulis dapat menyelesaikan skripsi yang berjudul "Analisis Regresi Spasial Durbin untuk Kasus Gizi Buruk pada Anak Balita di Provinsi Jawa Timur" yang merupakan salah satu syarat dalam memperoleh gelar Sarjana Jurusan Matematika Universitas Negeri Jakarta.

Skripsi ini berhasil diselesaikan tidak terlepas dari adanya bantuan dari berbagai pihak. Oleh karena itu, dalam kesempatan ini penulis ingin menyampaikan terima kasih terutama kepada:

1. Bapak, Mama dan Wiwit yang selalu berdo'a setiap saat, selalu mendukung dan memberi motivasi dengan penuh cinta dan kasih sayang yang tulus.
2. Ibu Dian Handayani, M.Si., selaku Dosen Pembimbing I dan Ibu Vera Maya Santi, M.Si., selaku Dosen Pembimbing II, yang telah meluangkan waktunya dalam memberikan bimbingan, saran, nasehat serta arahan sehingga skripsi ini dapat menjadi lebih baik.
3. Bapak Drs. Makmuri, M.Si., selaku Ketua Jurusan Matematika FMIPA UNJ dan Ibu Ratna Widyati, S.Si, M.Kom., selaku Ketua Prodi Matematika FMIPA UNJ yang telah banyak membantu penulis.
4. Bapak Drs. Mulyono, M.Kom., selaku Pembimbing Akademik atas segala bimbingan dan kerja sama Bapak selama perkuliahan, dan seluruh Bapak/Ibu dosen atas ilmu yang telah diberikan, serta karyawan/karyawati FMIPA UNJ yang telah memberikan informasi yang penulis butuhkan dalam menyelesaikan skripsi.

5. BPS, Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur yang sudah menyediakan data serta Bu Rokhana yang sudah membantu dalam pengerjaan skripsi ini.
6. Bapak Drs. Sudarwanto, M.Si, DEA., Ibu Ir. Fariani Hermin M.T dan Bapak Drs. Bambang Irawan M.Si, selaku dosen penguji skripsi yang telah memberi masukan, saran serta kemudahan dalam perbaikan skripsi ini.
7. Teman seperjuangan Riska, Ambar, Anti, Puti, Debi, Agung, Tedy, Danti, Lina, Iyus dan Indah yang telah banyak memberikan semangat, saran dan nasihat kepada penulis dalam proses pengerjaan skripsi.
8. Sahabat BONS ku tersayang yang telah empat tahun ini menemani yang selalu memberikan semangat, saran do'a dan selalu menghibur penulis.
9. Teman-teman Matematika Murni 2011 yang telah memberikan banyak pengalaman, canda, tawa serta ilmu selama empat tahun masa perkuliahan.
10. Kakak tingkat Matematika 2010, khususnya Kakak Anisa, Kak Eche dan Kak Riska yang selalu memberikan semangat, masukan dan ilmu dalam proses pengerjaan skripsi ini.

Penulis menyadari bahwa skripsi ini masih jauh dari sempurna. Masukan dan kritikan akan sangat berarti. Semoga skripsi ini dapat bermanfaat bagi pembaca sekalian.

Jakarta, Juli 2015

Dytta Sulistianingrum

# DAFTAR ISI

<b>ABSTRACT</b>	<b>i</b>
<b>ABSTRAK</b>	<b>ii</b>
<b>KATA PENGANTAR</b>	<b>iv</b>
<b>DAFTAR ISI</b>	<b>viii</b>
<b>DAFTAR TABEL</b>	<b>ix</b>
<b>DAFTAR GAMBAR</b>	<b>xi</b>
<b>I PENDAHULUAN</b>	<b>1</b>
1.1 Latar Belakang Masalah . . . . .	1
1.2 Perumusan Masalah . . . . .	4
1.3 Pembatasan Masalah . . . . .	4
1.4 Tujuan Penelitian . . . . .	5
1.5 Manfaat Penelitian . . . . .	5
<b>II LANDASAN TEORI</b>	<b>6</b>
2.1 Gizi Buruk di Jawa Timur . . . . .	6
2.1.1 Faktor Penyebab Gizi Buruk . . . . .	8
2.2 Regresi Linier Berganda . . . . .	9
2.3 Pendugaan Parameter . . . . .	11
2.3.1 Metode <i>Ordinary Least Square</i> (OLS) . . . . .	11
2.3.2 Metode <i>Maximum Likelihood</i> . . . . .	12

2.4	Pengujian Hipotesis . . . . .	15
2.4.1	Pengujian Parameter Secara Simultan . . . . .	15
2.4.2	Pengujian Parameter Secara Parsial . . . . .	17
2.5	Data Spasial . . . . .	18
2.5.1	Tipe Data Spasial . . . . .	18
2.6	Autokorelasi Spasial . . . . .	20
2.7	Matriks Pembobot Spasial . . . . .	21
2.8	Pengujian Adanya Autokorelasi Spasial . . . . .	24
2.8.1	Autokorelasi Spasial <i>Global</i> . . . . .	25
2.8.2	Autokorelasi Spasial Lokal . . . . .	26
2.9	Model Regresi Spasial Durbin (SDM) . . . . .	27
2.10	Pendugaan Parameter Model Spasial	
	Durbin . . . . .	30
2.11	Pengujian Signifikansi Parameter Model	
	Spasial Durbin . . . . .	35
2.12	Pengujian Dependensi Spasial . . . . .	36
2.12.1	Uji Moran's I . . . . .	36
2.13	Pemilihan Model Terbaik . . . . .	38
2.13.1	<i>Bayesian Information Criterion</i> (BIC) . . . . .	38
<b>III DATA DAN METODE</b>		<b>39</b>
3.1	Data . . . . .	39
3.2	Metode . . . . .	42
<b>IV HASIL DAN PEMBAHASAN</b>		<b>44</b>
4.1	Deskripsi Data . . . . .	44
4.1.1	Pola Persebaran Variabel . . . . .	46



4.1.2	Identifikasi Pola Hubungan antar Variabel . . . . .	66
4.2	Model Regresi Klasik . . . . .	68
4.3	Model Regresi Spasial . . . . .	73
4.3.1	Matriks Pembobot Spasial . . . . .	73
4.3.2	Pengujian Dependensi Spasial . . . . .	73
4.3.3	Model Regresi Spasial Durbin . . . . .	77
4.4	Pemilihan Model . . . . .	84
<b>V</b>	<b>PENUTUP</b>	<b>85</b>
5.1	Kesimpulan . . . . .	85
5.2	Saran . . . . .	86
	<b>DAFTAR PUSTAKA</b>	<b>88</b>
	<b>LAMPIRAN-LAMPIRAN</b>	<b>90</b>

## DAFTAR TABEL

2.1	Kategori dan Ambang batas Status Gizi Anak . . . . .	6
2.2	Angka Prevalensi Balita Gizi Buruk di Pulau Jawa Tahun 2013 . . . . .	7
2.3	Tabel ANOVA . . . . .	16
4.1	Nilai Rata-Rata, Varians, Minimum dan Maksimum Variabel Res- pon dan Penjelas . . . . .	44
4.2	Matriks Korelasi <i>Pearson</i> . . . . .	67
4.3	Nilai VIF untuk Setiap Variabel Penjelas . . . . .	68
4.4	Dugaan Koefisien Model Regresi Klasik . . . . .	69
4.5	Analisis Varians Berdasarkan Regresi Klasik . . . . .	69
4.6	Hasil Uji Morans'I . . . . .	74
4.7	Dugaan Parameter Model Regresi Spasial Durbin . . . . .	78
4.8	Analisis Varians Berdasarkan Regresi Spasial Durbin . . . . .	79
4.9	Pengujian Parameter Model Regresi Spasial Durbin Secara Parsial . . . . .	80
4.10	Dugaan untuk Koefisien $\rho, \beta_3, \beta_7, \beta_9, \theta_5, \theta_9$ Model Regresi Spasial Durbin . . . . .	81
4.11	Nilai BIC dan $R^2$ - <i>adjust</i> tiap Model . . . . .	84

## DAFTAR GAMBAR

2.1	Perkembangan Kasus Gizi Buruk Provinsi Jawa Timur Tahun 2010-2013 . . . . .	8
2.2	Pola Autokorelasi Spasial pada <i>Regular Grid</i> . . . . .	21
2.3	<i>Rook Contiguity</i> . . . . .	22
2.4	<i>Bishop Contiguity</i> . . . . .	23
2.5	<i>Queen Contiguity</i> . . . . .	23
2.6	Diagram Moran <i>Scatterplot</i> . . . . .	27
3.1	Diagram Alir Tahapan Analisis Regresi Spasial Durbin . . . . .	43
4.1	Persebaran Persentase Balita dengan Status Gizi Buruk Menurut Kabupaten/Kota . . . . .	46
4.2	Persebaran Persentase Penduduk Miskin Menurut Kabupaten/Kota	48
4.3	Persebaran Persentase Bayi BBLR Menurut Kabupaten/Kota . .	50
4.4	Persebaran Persentase Bayi Tidak Mendapat ASI Eksklusif Menurut Kabupaten/Kota . . . . .	52
4.5	Persebaran Persentase Kunjungan Ibu Hamil K4 Menurut Kabupaten/Kota . . . . .	54
4.6	Persebaran Persentase Rumah Kategori Sehat Menurut Kabupaten/Kota . . . . .	56
4.7	Persebaran Persentase RT Pengguna Air Bersih Menurut Kabupaten/Kota . . . . .	58
4.8	Persebaran Persentase RT Memiliki Fasilitas BAB Menurut Kabupaten/Kota . . . . .	60

4.9	Persebaran Persentase Ibu Hamil Mendapat Tablet $Fe_3$ Menurut Kabupaten/Kota . . . . .	62
4.10	Persebaran Persentase TUPM Tidak Sehat Menurut Kabupaten/Kota	64
4.11	<i>Scatterplot</i> antara Balita Gizi Buruk dan Faktor-Faktor yang Mempengaruhinya . . . . .	66
4.12	Uji Kenormalan Sisaan Model Regresi Klasik . . . . .	71
4.13	Uji Kehomogenan Ragam Sisaan Model Regresi Klasik . . . . .	72
4.14	Moran's <i>Scatterplot</i> Variabel Persentase Penduduk Miskin . . . . .	75
4.15	Moran's <i>Scatterplot</i> Variabel Persentase Rumah Kategori Sehat .	76
4.16	Uji Kenormalan Sisaan Model Regresi Spasial Durbin . . . . .	82
4.17	Uji Kehomogenan Ragam Sisaan Model Regresi Spasial Durbin .	83

# BAB I

## PENDAHULUAN

### 1.1 Latar Belakang Masalah

Anak merupakan aset terbesar untuk masa depan bangsa. Oleh sebab itu, perhatian terhadap kesehatan anak harus menjadi prioritas utama sehingga mereka dapat tumbuh dan berkembang dengan optimal. Salah satu masalah yang dialami anak-anak di dunia termasuk Indonesia adalah gizi buruk yang banyak dialami oleh anak bayi dibawah lima tahun (balita). Menurut organisasi kesehatan dunia (WHO) tahun 2010, gizi buruk merupakan satu dari tiga penyebab kematian bayi dan balita di dunia. Gizi buruk (*severely weight*) adalah gangguan kekurangan gizi tingkat berat yang ditandai dengan adanya tanda-tanda klinis gizi buruk (*kwashiorkor*, *marasmus*, atau *marasmus-kwashiorkor*) dan atau berat badan sangat rendah tidak sesuai dengan tingginya (Kemenkes RI, 2013). Kasus gizi buruk di Indonesia cukup mengejutkan. Hal ini terbukti bahwa pada tahun 2012, Indonesia merupakan negara kekurangan gizi nomor lima di dunia (Anonim, 2014).

Secara umum angka prevalensi gizi buruk pada tahun 2013 mengalami kenaikan dibandingkan dengan tahun 2007 dan 2010. Angka prevalensi gizi buruk untuk tahun 2007 dan 2010 berturut-turut adalah 5,4% dan 4,9%, sedangkan untuk tahun 2013 sebesar 5,7% (Kemenkes RI, 2013). Bila dibandingkan dengan target MDGs (*Millenium Development Goals*) yang sebesar 15%, maka secara na-

sional target MDGs tersebut sudah tercapai, tetapi pencapaian tersebut belum merata di setiap provinsi. Sejak tahun 2005-2010, salah satu provinsi di Indonesia yang selalu hadir dalam kategori 10 provinsi dengan kasus gizi buruk terparah adalah Jawa Timur (Ridwan, 2014).

Salah satu upaya yang dapat dilakukan untuk mengatasi masalah gizi buruk pada anak balita adalah dengan menganalisis faktor-faktor apa saja yang signifikan mempengaruhi kondisi gizi buruk tersebut, sehingga di masa yang akan datang dapat dibuat suatu kebijakan pemerintah yang efektif untuk menangani masalah ini. Salah satu metode statistika yang dapat digunakan untuk menganalisis kasus gizi buruk pada anak balita adalah analisis regresi. Analisis regresi dapat menghasilkan model dugaan yang menggambarkan hubungan antara kasus gizi buruk pada anak balita dan faktor-faktor yang mempengaruhinya. Pada umumnya lokasi daerah dengan persentase gizi buruk yang tergolong tinggi saling berdekatan. Oleh karena itu, dalam analisis perlu dipertimbangkan faktor spasial/faktor kedekatan daerah. Analisis regresi yang mempertimbangkan faktor spasial dinamakan analisis regresi spasial.

Tipe Data yang dapat dianalisis dengan regresi spasial adalah data *cross section* dan data panel. Data *cross-section* adalah data dari satu variabel atau lebih yang dikumpulkan dalam waktu yang sama, seperti sensus penduduk dan gaji karyawan, sedangkan data panel merupakan gabungan antara data *time series* dan data *cross section*, yaitu data yang terdiri dari satu variabel atau lebih yang dikumpulkan dalam waktu yang berbeda. Salah satu model regresi spasial yang dapat digunakan untuk memodelkan data *cross section* adalah model regresi spasial Durbin (SDM). Model regresi spasial Durbin merupakan model regresi spasial yang dikembangkan oleh Anselin (1988). Model ini menggunakan data spasial area sebagai pendekatannya dan matriks pembobot yang digunakan

adalah matriks *contiguity* yang didasarkan pada persinggungan antar lokasi yang diamati. Model spasial Durbin tidak hanya melihat ketergantungan spasial pada variabel respon tetapi juga pada variabel penjelas.

Penelitian tentang model spasial Durbin telah dilakukan oleh Joshi & Gebremedhin (2012) untuk menganalisis hubungan antara kemiskinan dan ketimpangan pendapatan di daerah Appalachian di Amerika Utara. Hasil dari penelitian ini menyimpulkan bahwa ada hubungan yang berbanding terbalik antara kemiskinan dan ketimpangan pendapatan di daerah Appalachian. Selain itu, model ini juga telah digunakan oleh Becti (2012) untuk mengidentifikasi faktor-faktor yang mempengaruhi kejadian diare di Kabupaten Tuban yang menghasilkan kesimpulan bahwa pemodelan spasial Durbin memiliki kriteria pemodelan lebih baik untuk mengidentifikasi faktor-faktor yang mempengaruhi kejadian diare karena mempunyai faktor spasial, sedangkan untuk penelitian kasus gizi buruk pada anak balita telah dilakukan oleh Budiantara (2012) dengan metode regresi nonparametrik spline. Hasil dari penelitian ini menunjukkan bahwa faktor-faktor yang berpengaruh terhadap kejadian gizi buruk di Jawa Timur tahun 2007 adalah persentase ibu memeriksakan kehamilan, persentase bayi mendapat vitamin A dan persentase rumah tangga miskin. Penelitian yang dilakukan oleh Budiantara (2012) belum memasukkan faktor spasial dalam analisisnya. Pada penelitian ini dikaji masalah gizi buruk balita di Provinsi Jawa Timur dengan menggunakan analisis regresi spasial Durbin dimana masalah ketergantungan spasial pada variabel respon maupun pada variabel-variabel penjelasnya diperhatikan.

## 1.2 Perumusan Masalah

Berdasarkan latar belakang yang telah dijelaskan, maka perumusan masalah yang dikaji dalam penelitian ini adalah:

1. Faktor-faktor apakah yang signifikan mempengaruhi angka persentase gizi buruk pada anak balita di Provinsi Jawa Timur?
2. Bagaimana model regresi dugaan spasial untuk menganalisis kasus gizi buruk pada anak balita di Provinsi Jawa Timur?

## 1.3 Pembatasan Masalah

Pembatasan masalah dalam penelitian ini adalah:

1. Model regresi spasial yang digunakan untuk memodelkan kasus gizi buruk pada anak balita di Provinsi Jawa Timur adalah model regresi spasial Durbin (SDM) karena memperhatikan masalah ketergantungan spasial baik itu dalam variabel respon maupun variabel-variabel penjelasnya.
2. Metode pendugaan parameter yang digunakan adalah metode *Maximum Likelihood*.
3. Tipe data spasial yang digunakan adalah data area.
4. Matriks pembobot yang digunakan adalah matriks pembobot *queen contiguity*.
5. Kasus gizi buruk pada anak balita yang diteliti adalah kasus gizi buruk di Provinsi Jawa Timur tahun 2013.



## 1.4 Tujuan Penelitian

Tujuan yang ingin dicapai dari penelitian ini adalah menduga faktor-faktor yang berpengaruh secara signifikan terhadap persentase gizi buruk anak balita di Provinsi Jawa Timur serta mendapatkan model dugaan regresi terbaik untuk merepresentasikan hubungan antara persentase gizi buruk pada anak balita dengan variabel-variabel penjelasnya.

## 1.5 Manfaat Penelitian

Manfaat yang diharapkan dari penelitian ini adalah:

1. Bagi penulis, untuk mempelajari dan mengaplikasikan ilmu statistik, khususnya analisis regresi spasial Durbin.
2. Bagi pemerintah Provinsi Jawa Timur, diharapkan dapat menjadi referensi dalam pengambilan kebijakan publik untuk menangani masalah kasus gizi buruk pada anak balita yang ada di Provinsi Jawa Timur.
3. Bagi pembaca, sebagai referensi tambahan dalam mempelajari analisis regresi spasial Durbin.

## BAB II

### LANDASAN TEORI

#### 2.1 Gizi Buruk di Jawa Timur

Gizi buruk (*severely weight*) adalah gangguan kekurangan gizi tingkat berat yang ditandai dengan adanya tanda-tanda klinis gizi buruk (*kwashiorkor*, *marasmus*, atau *marasmus-kwashiorkor*) dan atau berat badan sangat rendah tidak sesuai dengan tingginya (Kemenkes RI, 2013). Klasifikasi status gizi anak balita diukur berdasarkan Berat Badan menurut Umur (BB/U). Menurut standar antropometri WHO tahun 2005, klasifikasi status gizi anak balita berdasarkan Berat Badan menurut Umur (BB/U) adalah sebagai berikut:

Tabel 2.1: Kategori dan Ambang batas Status Gizi Anak

Kategori Status Gizi	Ambang Batas ( <i>Z-Score</i> )
Gizi Buruk	$< -3$ SD
Gizi Kurang	-3 SD sampai dengan $< -2$ SD
Gizi Baik	-2 SD sampai dengan 2 SD
Gizi Lebih	$> 2$ SD

Sumber: Kementerian Kesehatan RI 2013

*Z-Score* adalah nilai konversi terstandar dari angka berat badan setiap balita. Standar Berat Badan menurut Umur (BB/U) balita laki-laki dan perempuan dapat dilihat pada Lampiran 1 dan Lampiran 2.

Pulau Jawa sebagai pulau dengan jumlah penduduk terbanyak (BPS, 2014) di Indonesia tentunya mempunyai banyak masalah dalam bidang kesehatan.

Salah satu masalah kesehatan yang menjadi perhatian utama adalah gizi buruk yang banyak dialami oleh anak balita. Tabel 2.2 berikut menunjukkan angka prevalensi balita dengan status gizi buruk di Pulau Jawa tahun 2013.

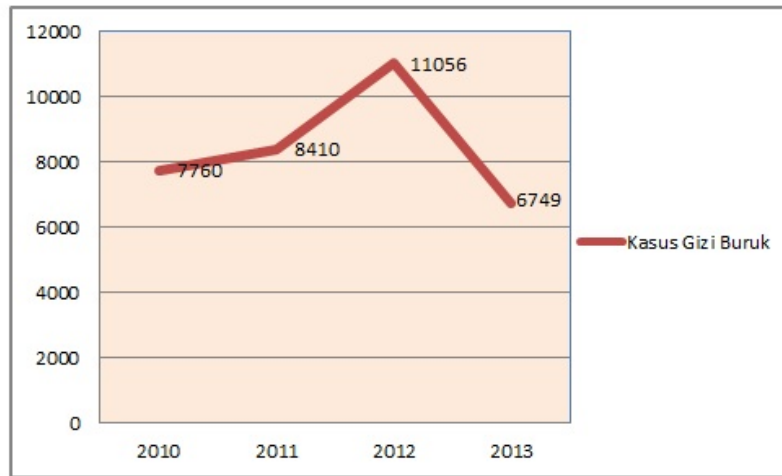
Tabel 2.2: Angka Prevalensi Balita Gizi Buruk di Pulau Jawa Tahun 2013

No	Provinsi	Gizi Buruk (%)
1	DKI Jakarta	2,8
2	Banten	4,3
3	Jawa Barat	4,4
4	Jawa Tengah	4,1
5	DI. Yogyakarta	4,0
6	Jawa Timur	4,9

Sumber: Ditjen Gizi dan KIA, Kemenkes RI (2013)

Berdasarkan Tabel 2.2 terlihat bahwa Provinsi Jawa Timur merupakan provinsi dengan tingkat prevalensi balita gizi buruk tertinggi di Pulau Jawa. Selain itu fakta bahwa Provinsi Jawa Timur sejak tahun 2005-2010 selalu masuk dalam kategori 10 provinsi dengan kasus gizi buruk terparah menambah alasan untuk meneliti lebih lanjut kasus balita gizi buruk di Provinsi Jawa Timur.

Gambar 4.1 menunjukkan perkembangan kasus balita gizi buruk di Jawa Timur tahun 2010-2013. Sejak tahun 2010 sampai tahun 2012, jumlah kasus gizi buruk di Jawa Timur terus mengalami peningkatan, yaitu dari 7.760 kasus pada tahun 2010 sampai 11.056 kasus pada tahun 2012, tetapi mengalami penurunan yang cukup signifikan sebesar 38,95% (6.749 kasus) pada tahun 2013. Menurut Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur, ada beberapa kemungkinan yang mengakibatkan kenaikan jumlah kasus gizi buruk tersebut. Salah satunya adalah semakin gencarnya petugas gizi di masyarakat untuk menemukan secara dini kasus gizi buruk di lapangan sehingga akan memudahkan petugas untuk melakukan penanganan secara langsung.



Gambar 2.1: Perkembangan Kasus Gizi Buruk Provinsi Jawa Timur Tahun 2010-2013

### 2.1.1 Faktor Penyebab Gizi Buruk

Faktor penyebab gizi buruk terbagi menjadi dua, yaitu penyebab langsung dan penyebab tidak langsung. Menurut UNICEF ada dua penyebab langsung terjadinya gizi buruk, yaitu:

1. Kurangnya asupan gizi

Kurangnya asupan gizi disebabkan karena terbatasnya jumlah makanan yang dikonsumsi atau makanannya tidak memenuhi unsur gizi yang dibutuhkan. Salah satu faktor penyebab kurangnya asupan gizi adalah faktor sosial ekonomi, yaitu kemiskinan.

2. Terjadinya penyakit yang mengakibatkan infeksi

Infeksi disebabkan oleh rusaknya beberapa fungsi organ tubuh sehingga tidak bisa menyerap zat-zat makanan secara baik.

Adapun faktor penyebab tidak langsung terjadinya kasus gizi buruk yaitu:

1. Ketahanan pangan keluarga yang kurang memadai.

Kemiskinan dan ketahanan pangan keluarga yang tidak memadai memicu munculnya kasus-kasus gizi buruk. Ketahanan pangan merupakan kondisi pangan yang cukup, baik jumlah maupun mutu gizinya.

2. Pola pengasuhan anak kurang memadai.

Pola asuh adalah praktek di rumah tangga yang diwujudkan dengan tersedianya pangan dan perawatan kesehatan serta sumber lainnya untuk kelangsungan hidup, pertumbuhan, dan perkembangan anak.

3. Pelayanan kesehatan dan lingkungan kurang memadai.

Sistem pelayanan kesehatan yang ada diharapkan dapat menjamin penyediaan air bersih dan sarana kesehatan dasar yang terjangkau oleh setiap keluarga yang membutuhkan. Lingkungan yang buruk seperti air minum tidak bersih, tidak adanya saluran penampung air limbah, tidak menggunakan kloset yang baik, juga kepadatan penduduk yang tinggi dapat menyebabkan penyebaran kuman penyakit.

## 2.2 Regresi Linier Berganda

Analisis regresi linier adalah suatu metode statistika yang digunakan untuk menganalisis hubungan linier antar variabel. Hubungan tersebut dimodelkan dalam bentuk persamaan hubungan linier antara variabel respon ( $Y$ ) dengan variabel penjelas ( $X$ ). Model regresi linier berganda dengan  $k$  variabel penjelas adalah:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + \varepsilon \quad (2.1)$$

Misalkan pengamatan dilakukan terhadap  $n$  unit untuk berbagai nilai dari variabel penjelas  $x_1, x_2, \dots, x_k$ , dimana  $n \geq k + 1$  dan variabel respon  $y_1, y_2, \dots, y_n$ . Jika dimisalkan  $x_{ik}$  adalah nilai untuk unit ke- $i$  ( $i = 1, \dots, n$ ) dari variabel penjelas  $k$ , maka bentuk umum sistem persamaan linier dalam  $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$  adalah:

$$\begin{aligned} y_1 &= \beta_0 + \beta_1 x_{11} + \beta_2 x_{12} + \dots + \beta_k x_{1k} + \varepsilon_1 \\ y_2 &= \beta_0 + \beta_1 x_{21} + \beta_2 x_{22} + \dots + \beta_k x_{2k} + \varepsilon_2 \\ &\vdots \\ y_n &= \beta_0 + \beta_1 x_{n1} + \beta_2 x_{n2} + \dots + \beta_k x_{nk} + \varepsilon_n \end{aligned}$$

Misalkan:

$$\mathbf{Y} = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix}; \mathbf{X} = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1,k} \\ 1 & x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2,k} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{n,k} \end{pmatrix}; \boldsymbol{\beta} = \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_k \end{pmatrix}; \boldsymbol{\varepsilon} = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{pmatrix}$$

Sistem persamaan linier di atas dapat diekspresikan menggunakan bentuk matriks, yaitu:

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (2.2)$$

dimana:

$\mathbf{Y}$  : vektor variabel respon berukuran  $n \times 1$

$\mathbf{X}$  : matriks variabel penjelas  $n \times (k + 1)$

- $\beta$  : vektor parameter berukuran  $(k + 1) \times 1$   
 $\varepsilon$  : vektor *error* berukuran  $n \times 1$  dan diasumsikan berdistribusi normal yang saling bebas dan identik dengan mean nol dan variansi  $\sigma^2$   
 $n$  : jumlah amatan/observasi  
 $k$  : jumlah variabel penjelas

## 2.3 Pendugaan Parameter

Pendugaan parameter bertujuan untuk mendapatkan dugaan parameter dari suatu model regresi linier yang akan digunakan dalam analisis. Untuk menduga parameter model regresi linier berganda dapat digunakan metode *Ordinary Least Square* (OLS) dan *Maximum Likelihood* (ML).

### 2.3.1 Metode *Ordinary Least Square* (OLS)

Metode *Ordinary Least Square* (OLS) merupakan metode untuk menduga parameter dalam model regresi linier dengan meminimumkan jumlah kuadrat residual (*error*). Asumsi yang diperlukan dalam metode OLS adalah *error* diasumsikan saling bebas dan mempunyai mean 0 dan varians  $\sigma^2$ .

Penduga yang dihasilkan dari metode OLS merupakan penduga yang tak bias, linier, dan terbaik / BLUE (*Best Linear Unbiased Estimator*) (Gujarati, 2003). Prosedur untuk menduga parameter  $\beta$  dengan menggunakan metode OLS adalah sebagai berikut:

1. Membentuk Jumlah Kuadrat Galat/*error* (JKG) sebagai fungsi dari  $\beta$

$$\begin{aligned}
 JKG &= \boldsymbol{\varepsilon}^T \boldsymbol{\varepsilon} \\
 &= (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})^T (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) \\
 &= (\mathbf{Y}^T - \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{X}^T) (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})
 \end{aligned}$$

2. Mendiferensialkan JKG terhadap  $\beta$ , kemudian hasilnya disamakan dengan nol.

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial(JKG)}{\partial\boldsymbol{\beta}} &= -\mathbf{X}^T (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) - (\mathbf{Y}^T - \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{X}^T) \mathbf{X} \\
 0 &= -\mathbf{X}^T \mathbf{Y} + \mathbf{X}^T \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} - \mathbf{Y}^T \mathbf{X} + \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{X}^T \mathbf{X} \\
 \mathbf{X}^T \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{X}^T \mathbf{X} &= \mathbf{X}^T \mathbf{Y} + \mathbf{Y}^T \mathbf{X} \\
 \mathbf{X}^T \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} + (\boldsymbol{\beta}^T \mathbf{X}^T \mathbf{X})^T &= \mathbf{X}^T \mathbf{Y} + (\mathbf{Y}^T \mathbf{X})^T \\
 2\mathbf{X}^T \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} &= 2\mathbf{X}^T \mathbf{Y} \\
 \mathbf{X}^T \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} &= \mathbf{X}^T \mathbf{Y} \\
 \hat{\boldsymbol{\beta}} &= (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{Y}
 \end{aligned}$$

Jadi, penduga untuk  $\beta$  adalah:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} (\mathbf{X}^T \mathbf{Y}) \quad (2.3)$$

### 2.3.2 Metode *Maximum Likelihood*

Selain menggunakan metode OLS, untuk menduga parameter model regresi linier dapat digunakan metode *Maximum Likelihood* (ML). Prinsip dari me-



tode *Maximum Likelihood* adalah memaksimalkan fungsi *Likelihood*

**Definisi 2.3.1.** Misalkan  $X_1, X_2, \dots, X_n$  adalah variabel acak dari sebuah distribusi dengan fungsi kepadatan peluang (f.k.p)  $f(x, \theta); \theta \in \Omega$ , dimana  $\theta$  adalah parameter yang tidak diketahui dan  $\Omega$  adalah ruang parameter. Fungsi *Likelihood* didefinisikan sebagai f.k.p bersama dari  $X_1, X_2, \dots, X_n$ .

$$\begin{aligned} L(\theta; x_1, x_2, \dots, x_n) &= f(\theta; x_1, x_2, \dots, x_n) \\ &= f(x_1, \theta) f(x_2, \theta), \dots, f(x_n, \theta) \\ &= \prod_{i=1}^n f_X(x_i; \theta) \end{aligned} \tag{2.4}$$

Penduga *Maximum Likelihood* untuk  $\theta$  adalah:

$$\hat{\theta} = \arg \text{maks } L(\theta; X)$$

dimana notasi arg maks menunjukkan bahwa  $L(\theta; X)$  mencapai nilai maksimum pada  $\hat{\theta}$ . Cara lain untuk menduga parameter  $\theta$  adalah dengan memaksimumkan fungsi log *Likelihood* yaitu  $\ln L(\theta)$  atau biasa ditulis dengan  $l$ .

$$l = \ln L(\theta) = \sum_{i=1}^n \ln f(x; \theta)$$

Prosedur pendugaan parameter model regresi linier dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood* adalah sebagai berikut:

1.  $\varepsilon_i$  diasumsikan sebagai variabel random berdistribusi normal dengan mean 0 dan varians  $\sigma^2 \mathbf{I}$ , maka fungsi kepadatan peluang (f.k.p) adalah:

$$f(\varepsilon_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{\varepsilon_i^2}{2\sigma^2}\right)$$

dan fungsi kepadatan peluang bersama (f.k.p.b)  $f(\boldsymbol{\varepsilon})$  adalah:

$$\begin{aligned}
 f(\boldsymbol{\varepsilon}) &= \prod_{i=1}^n f(\varepsilon_i) \\
 &= f(\varepsilon_1)f(\varepsilon_2) \dots f(\varepsilon_n) \\
 &= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{\varepsilon_1^2}{2\sigma^2}\right) \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{\varepsilon_2^2}{2\sigma^2}\right) \dots \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{\varepsilon_n^2}{2\sigma^2}\right) \\
 &= \left(\frac{1}{2\pi\sigma^2}\right)^{\frac{n}{2}} \exp\left(-\frac{\boldsymbol{\varepsilon}^T \boldsymbol{\varepsilon}}{2\sigma^2}\right)
 \end{aligned}$$

2. Fungsi *Likelihood* untuk menduga parameter adalah:

$$\begin{aligned}
 L(\boldsymbol{\varepsilon}; \sigma^2) &= \left(\frac{1}{2\pi\sigma^2}\right)^{\frac{n}{2}} \exp\left(-\frac{\boldsymbol{\varepsilon}^T \boldsymbol{\varepsilon}}{2\sigma^2}\right) \\
 &= \left(\frac{1}{2\pi\sigma^2}\right)^{\frac{n}{2}} \exp\left(-\frac{(\mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})^T (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})}{2\sigma^2}\right)
 \end{aligned}$$

3. Fungsi log *Likelihood* nya adalah:

$$\begin{aligned}
 l = \ln L(\boldsymbol{\varepsilon}; \sigma^2) &= \ln \left[ \left(\frac{1}{2\pi\sigma^2}\right)^{\frac{n}{2}} \exp\left(-\frac{(\mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})^T (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})}{2\sigma^2}\right) \right] \\
 &= -\frac{n}{2} \ln 2\pi - \frac{n}{2} \ln \sigma^2 - \frac{1}{(2\sigma^2)} [(\mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})^T (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})]
 \end{aligned}$$

4. Memaksimumkan fungsi log *Likelihood* ( $l$ ) dilakukan dengan cara mendife-

rensialkan  $l$  terhadap  $\beta$ , kemudian disamakan dengan 0.

$$\frac{\partial l}{\partial \beta} = -\frac{1}{2\sigma^2} (-\mathbf{X}^T(\mathbf{Y} - \mathbf{X}\beta) - (\mathbf{Y}^T - \beta^T \mathbf{X}^T)\mathbf{X})$$

$$0 = -\frac{1}{2\sigma^2} (-\mathbf{X}^T \mathbf{Y} + \mathbf{X}^T \mathbf{X} \beta - \mathbf{Y}^T \mathbf{X} + \beta^T \mathbf{X}^T \mathbf{X})$$

$$0 = \mathbf{X}^T \mathbf{Y} + (\mathbf{Y}^T \mathbf{X})^T - \mathbf{X}^T \mathbf{X} \beta - (\beta^T \mathbf{X}^T \mathbf{X})^T$$

$$0 = \mathbf{X}^T \mathbf{Y} + \mathbf{X}^T \mathbf{Y} - \mathbf{X}^T \mathbf{X} \beta - \mathbf{X}^T \mathbf{X} \beta$$

$$0 = 2\mathbf{X}^T \mathbf{Y} - 2\mathbf{X}^T \mathbf{X} \beta$$

$$\mathbf{X}^T \mathbf{X} \beta = \mathbf{X}^T \mathbf{Y}$$

$$\tilde{\beta} = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{Y}$$

Jadi, penduga untuk  $\beta$  adalah:

$$\tilde{\beta} = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} (\mathbf{X}^T \mathbf{Y}) \quad (2.5)$$

## 2.4 Pengujian Hipotesis

Pengujian hipotesis terhadap parameter model regresi bertujuan untuk mengetahui ada atau tidaknya pengaruh variabel penjelas ( $X$ ) terhadap variabel respon ( $Y$ ). Pengujian hipotesis parameter dilakukan secara simultan dan parsial.

### 2.4.1 Pengujian Parameter Secara Simultan

Pengujian hipotesis parameter secara simultan bertujuan untuk mengetahui apakah model regresi yang didapat bermanfaat (*useful*) dalam menjelaskan hubungan antara variabel respon dengan variabel penjelas. Dalam pengujian parameter secara simultan digunakan pendekatan analisis varians (ANOVA).

Hipotesis untuk pengujian secara simultan adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k$$

$H_1$  : Minimal ada satu  $\beta_i \neq \beta_j$  , untuk  $i, j = 1, 2, \dots, k$ .

atau:

$H_0$  : Semua variabel penjelas secara simultan tidak berpengaruh terhadap variabel respon.

$H_1$  : Semua variabel penjelas secara simultan berpengaruh terhadap variabel respon.

Pengujian signifikansi model secara simultan dapat menggunakan tabel ANOVA sebagai berikut:

Tabel 2.3: Tabel ANOVA

Sumber Varians	Jumlah kuadrat (JK)	Derajat Kebebasan (DK)	Kuadrat Tengah (KT)
Regresi	$JKR$	$k$	$KTR$
Galat	$JKG$	$n - k - 1$	$KTG$
Total	$JKT$	$n - 1$	

dimana:

$$JKR = \text{Jumlah Kuadrat Regresi} = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2$$

$$JKG = \text{Jumlah Kuadrat Galat} = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2$$

$$JKT = \text{Jumlah Kuadrat Total} = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$$

$$KTR = \text{Kuadrat Tengah Regresi} = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2 / k$$

$$KTG = \text{Kuadrat Tengah Galat} = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 / (n - k - 1)$$

dan:

$y_i$  : nilai variabel respon ( $Y$ ) pada data ke- $i$ ;  $i = 1, 2, \dots, n$

$\bar{y}$  : rata-rata dari variabel respon ( $Y$ )

$n$  : jumlah amatan/observasi

$k$  : jumlah variabel penjelas

Statistik Uji yang digunakan adalah:

$$F_{hitung} = \frac{KTR}{KTG}$$

Pengambilan keputusan adalah tolak  $H_0$  jika  $F_{hitung} > F_{\alpha(k, n-k-1)}$ . Hal ini berarti bahwa minimal terdapat satu variabel penjelas yang memiliki pengaruh signifikan terhadap variabel respon, dengan kata lain model berguna dalam memprediksi variabel respon ( $Y$ ).

### 2.4.2 Pengujian Parameter Secara Parsial

Uji parsial merupakan pengujian yang bertujuan untuk mengetahui apakah suatu variabel penjelas ( $X$ ) secara parsial mempunyai pengaruh yang signifikan terhadap variabel respon ( $Y$ ).

Hipotesis dari uji parsial adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_i = 0$$

$$H_1 : \beta_i \neq 0, \text{ untuk } i = 1, 2, \dots, k$$

atau

$H_0$  : variabel penjelas ke- $i$  tidak berpengaruh terhadap variabel respon

$H_1$  : variabel penjelas ke- $i$  berpengaruh terhadap variabel respon

Statistik uji yang digunakan adalah:

$$t_{hitung} = \frac{\hat{\beta}_i}{\text{se}(\hat{\beta}_i)}$$

dimana  $\hat{\beta}_i$  adalah nilai dugaan dari  $\beta_i$  yang diperoleh dari metode OLS dan  $se(\hat{\beta}_i)$  adalah simpangan baku nilai dugaan parameter  $\beta_i$ . Apabila nilai  $|t_{hitung}| > t_{(\alpha/2, n-k-1)}$ , maka  $H_0$  ditolak pada tingkat signifikansi  $\alpha$ . Hal ini berarti variabel penjelas ( $X_i$ ) memberikan pengaruh yang signifikan terhadap variabel respon ( $Y$ ).

## 2.5 Data Spasial

Data spasial merupakan suatu data yang berhubungan dengan unsur-unsur geografis, seperti unsur tempat, ruang, lokasi, atau wilayah (Fischer, 2011). Dalam analisis data spasial, objek pengamatan spasial dapat dibedakan dalam beberapa dimensi, yaitu:

1. Objek titik (*zero dimentional*). Contoh dari objek ini adalah orang, tanaman, pusat gempa.
2. Objek satu dimensi, yaitu objek seperti garis-garis satu dimensi dan umumnya disebut sebagai garis. Contoh dari objek satu dimensi adalah jalan, kereta api, dan sungai.
3. Objek dua dimensi, yaitu objek yang menempati suatu daerah dan umumnya disebut sebagai daerah.

### 2.5.1 Tipe Data Spasial

Menurut Fischer (2011), dalam menggambarkan sifat data spasial, penting untuk membedakan antara ruang yang diskret dan ruang yang kontinu pada variabel yang diukur. Jika ruang kontinu, maka variabel yang diukur harus bernilai kontinu karena ruang kontinu tidak dapat dipertahankan pada nilai variabel diskrit. Jika ruang diskrit atau jika ruang kontinu telah dibuat menjadi ruang

diskrit, maka nilai variabel yang diukur dapat bertipe kontinu atau diskrit (nominal dan ordinal).

Terdapat empat tipe data spasial, yaitu:

(i) Data Pola Titik (*point pattern data*)

Data pola titik yaitu kumpulan data yang terdiri dari serangkaian titik lokasi di beberapa wilayah, di mana peristiwa yang menarik terjadi, seperti kasus-kasus penyakit atau kejadian dari berbagai jenis kejahatan.

(ii) Data Pola Lapangan (*field data*)

Data pola lapangan atau disebut juga data geostatistik berhubungan dengan variabel kontinu dan sampel pengamatan pada lokasi titik konstan. Contoh dari data ini adalah temperatur atau intensitas polusi udara di suatu daerah/wilayah.

(iii) Data Area (*area data*)

Data area yaitu data dimana nilai-nilai data pengamatan terkait dengan sejumlah unit area yang dapat membentuk pola-pola geometris yang teratur, seperti kabupaten, kota, distrik, zona sensus, dan bahkan negara.

(iv) Data Interaksi Spasial (*spatial interaction data*)

Data interaksi spasial disebut juga aliran asal-tujuan atau data *link* merupakan data yang terdiri dari pengukuran yang masing-masing berhubungan dengan sepasang titik lokasi atau sepasang area, seperti migrasi dan perdagangan internasional dari suatu negara ke negara lain.

## 2.6 Autokorelasi Spasial

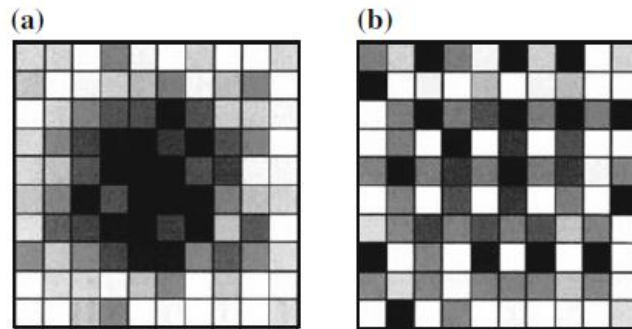
Autokorelasi spasial atau ketergantungan spasial didasarkan pada hukum pertama geografi yang menyatakan bahwa: *"Everything is related to everything else, but near things are more related than distant things"* yang artinya adalah "Segala sesuatu berhubungan satu dengan yang lainnya, tetapi sesuatu yang berdekatan mempunyai hubungan yang lebih erat dibandingkan dengan yang berada lebih jauh". Autokorelasi spasial adalah suatu ukuran kemiripan objek di dalam suatu ruang, baik jarak, waktu, ataupun wilayah. Menurut Anselin (1988), autokorelasi spasial adalah korelasi antara suatu variabel dengan dirinya sendiri berdasarkan ruang, yaitu korelasi antara nilai pada lokasi ke- $i$  dengan nilai pada lokasi ke- $j$ , dengan  $i \neq j$ . Adanya autokorelasi spasial mengindikasikan bahwa nilai atribut pada daerah tertentu berkaitan dengan nilai atribut pada daerah lain yang letaknya berdekatan/bertetanggan.

Secara umum, autokorelasi spasial dapat dinyatakan dalam persamaan berikut:

$$y_i = f(y_j) \quad i, j = 1, 2, \dots, n \quad i \neq j \quad (2.6)$$

Lembo (2006) menyebutkan jika ada pola yang sistematis dalam sebaran spasial suatu atribut, maka dapat dikatakan bahwa ada autokorelasi spasial dalam atribut tersebut. Jika dalam suatu daerah yang saling berdekatan mempunyai nilai yang sangat mirip, menunjukkan autokorelasi spasial positif. Jika antar daerah yang berdekatan tidak terdapat kemiripan, maka menunjukkan autokorelasi spasial negatif.





Gambar 2.2: Pola Autokorelasi Spasial pada *Regular Grid*

Ilustrasi pola sebaran autokorelasi spasial ditunjukkan pada Gambar 2.2. Pola autokorelasi spasial positif yang ditunjukkan pada Gambar 2.2a cenderung membentuk kelompok (*cluster*), sedangkan pola autokorelasi negatif yang ditunjukkan pada Gambar 2.2b tampak seperti papan catur.

## 2.7 Matriks Pembobot Spasial

Matriks pembobot spasial adalah matriks yang menggambarkan kedekatan hubungan antar lokasi. Matriks pembobot spasial ( $\mathbf{W}$ ) adalah matriks berukuran  $n \times n$  yang menyatakan hubungan antara observasi spasial dependen.

$$\mathbf{W} : \begin{pmatrix} w_{11} & w_{12} & \dots & w_{1n} \\ w_{21} & w_{22} & \dots & w_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1} & w_{n2} & \dots & w_{nn} \end{pmatrix}$$

dengan  $n$  adalah banyaknya observasi,  $w_{ij}$  adalah elemen dari matriks  $W$  pada

baris ke- $i$  ( $i = 1, \dots, n$ ) dan kolom ke- $j$  ( $j = 1, \dots, n$ ), dimana  $j$  merupakan lokasi di sekitar observasi  $i$ . Nilai  $w_{ij} = w_{ji}$ .

Pemberian kode pembobot adalah dengan kode biner. Pembobot dalam kode biner adalah sebagai berikut:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{jika } i \text{ dan } j \text{ bersinggungan;} \\ 0, & \text{lainnya} \end{cases}$$

Menurut LeSage (1999), terdapat beberapa jenis matriks pembobot spasial berdasarkan persinggungan (*contiguity*). Jenis-jenis matriks bobot spasial itu adalah sebagai berikut:

(i) *Rook Contiguity* (Persinggungan Sisi)

Matriks pembobot *rook contiguity* mendefinisikan pembobot antar wilayah, dimana:

$w_{ij} = 1$  untuk wilayah yang bersisian (*common side*) dengan wilayah yang menjadi titik perhatian, dan

$w_{ij} = 0$  untuk wilayah lain yang tidak bersisian.

		unit B <sub>2</sub>		
	unit B <sub>1</sub>	unit A	unit B <sub>3</sub>	
		unit B <sub>4</sub>		

Gambar 2.3: *Rook Contiguity*

(ii) *Bishop Contiguity* (Persinggungan Sudut)

Matriks bobot *bishop contiguity* mendefinisikan bobot antar wilayah, dimana:

$w_{ij} = 1$  untuk wilayah yang titik sudutnya bertemu dengan wilayah yang menjadi titik perhatian, dan

$w_{ij} = 0$  untuk wilayah lain yang tidak bertemu titik sudutnya.

	unit $C_1$		unit $C_2$	
		unit A		
	unit $C_4$		unit $C_3$	

Gambar 2.4: *Bishop Contiguity*

(iii) *Queen Contiguity* (Persinggungan Sisi-Sudut)

Matriks bobot *queen contiguity* mendefinisikan bobot antar wilayah, dimana:

$w_{ij} = 1$  untuk wilayah yang bersisian atau titik sudutnya bertemu dengan wilayah yang menjadi titik perhatian, dan

$w_{ij} = 0$  untuk wilayah lain yang tidak bersisian dan bertemu titik sudutnya.

	unit $C_1$	unit $B_2$	unit $C_2$	
	unit $B_1$	unit A	unit $B_3$	
	unit $C_4$	unit $B_4$	unit $C_3$	

Gambar 2.5: *Queen Contiguity*

Dalam analisis regresi spasial, matriks pembobot yang telah didapat, umumnya dinyatakan dalam bentuk standarisasi baris (*Row Standardization*), artinya penjumlahan nilai amatan dari elemen-elemen pada setiap barisnya adalah sama dengan satu. Standarisasi baris untuk elemen pada baris  $i$  dan kolom  $j$  pada matriks  $\mathbf{W}$  diberikan oleh:

$$w_{ij}^* = \frac{w_{ij}}{\sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (2.7)$$

Tidak ada kriteria tertentu yang menjadi dasar dalam pemilihan matriks pembobot spasial. Namun demikian para peneliti umumnya menggunakan matriks pembobot *continuity* dalam melakukan pemodelan spasial dependen.

## 2.8 Pengujian Adanya Autokorelasi Spasial

Nilai amatan di suatu lokasi cenderung memiliki hubungan dengan nilai amatan di lokasi lain yang letaknya saling berdekatan. Untuk mengetahui ada atau tidaknya ketergantungan spasial diantara objek/wilayah yang diamati, dapat dilakukan pengujian terhadap hipotesis berikut:

$H_0$  : Tidak terdapat autokorelasi antar wilayah

$H_1$  : Terdapat autokorelasi spasial antar wilayah

Jika  $H_0$  ditolak, artinya terdapat autokorelasi/ketergantungan antara wilayah yang berdekatan. Jika terdapat autokorelasi spasial, maka data cenderung membentuk pola mengumpul. Untuk mengidentifikasi pola spasial ini, diperlukan pengujian lebih lanjut. Berdasarkan ruang lingkup analisis, terdapat dua jenis pengujian autokorelasi spasial, yaitu pengujian autokorelasi spasial *Global* dan lokal.

### 2.8.1 Autokorelasi Spasial *Global*

Keterkaitan/asosiasi dalam ruang lingkup wilayah yang besar diukur melalui derajat asosiasi spasial, yaitu uji *Global* Moran's I. Uji *Global* Moran's I dapat digunakan untuk mendeteksi adanya permulaan dari keacakan spasial. Permulaan dari keacakan ini dapat mengindikasikan pola spasial, seperti *cluster* atau trend atas ruang. Pengujian Moran's I berdasarkan pada perkalian silang (*cross-product*). Moran's I mengukur derajat keterkaitan (asosiasi) linier antara vektor  $\mathbf{x}$  dari nilai pengamatan variabel  $\mathbf{X}$  dan spasial lag  $L\mathbf{x}$  atau pembobot rata-rata dari nilai yang bertetangga.

Persamaan Moran's I diberikan pada persamaan berikut: (Kosfeld,2010)

$$\begin{aligned} I &= \frac{n}{S_o} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \\ &= \frac{n}{S_o} \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \end{aligned} \quad (2.8)$$

dengan:

$$S_o = \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i}^n w_{ij}$$

dalam bentuk matriks:

$$I = \frac{n}{S_o} \frac{(\mathbf{x} - \bar{\mathbf{x}})^T \mathbf{W} (\mathbf{x} - \bar{\mathbf{x}})}{(\mathbf{x} - \bar{\mathbf{x}})^T (\mathbf{x} - \bar{\mathbf{x}})}$$

Keterangan:

$n$  : jumlah amatan/observasi

$\mathbf{x}$  : vektor berukuran  $n \times 1$  dari amatan  $\mathbf{X}$

$\bar{\mathbf{x}}$  : vektor rata-rata dari  $\mathbf{X}$  berukuran  $n \times 1$

$W$  : matriks pembobot spasial berukuran  $n \times n$

### 2.8.2 Autokorelasi Spasial Lokal

Uji autokorelasi spasial lokal digunakan untuk melihat adanya lokal spasial *cluster* dari nilai tinggi atau rendah dan untuk melihat wilayah mana yang memberikan kontribusi paling besar untuk autokorelasi spasial.

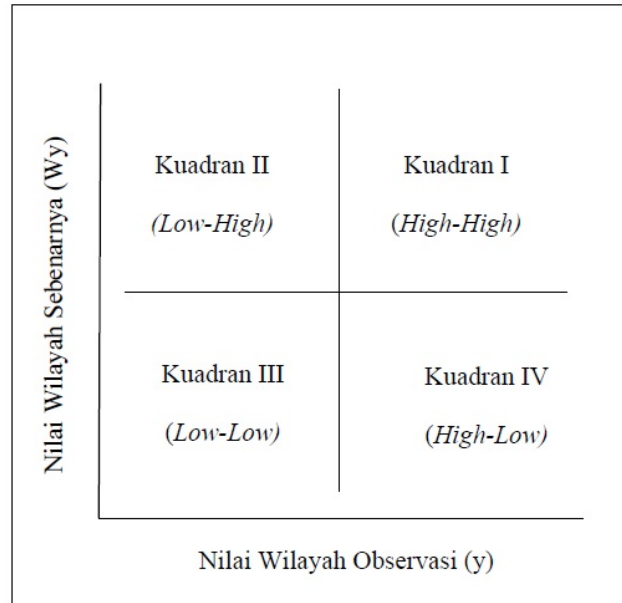
#### *Moran Scatterplot*

*Moran Scatterplot* menunjukkan hubungan antara nilai amatan pada suatu lokasi (distandarisasi) dengan rata-rata nilai amatan dari lokasi-lokasi yang bertetangga dengan lokasi yang bersangkutan (Lee dan Wong, 2011). *Moran scatterplot* terdiri dari empat kuadran, yaitu kuadran I, II, III dan IV. Lokasi-lokasi yang banyak berada di kuadran I dan III cenderung memiliki autokorelasi positif, sedangkan lokasi-lokasi yang banyak berada di kuadran II dan IV cenderung memiliki autokorelasi negatif.

Penjelasan dari masing-masing kuadran pada Gambar 2.6 adalah seperti berikut: (Lee dan Wong, 2011).

- (i) Kuadran I (*High-High*) menunjukkan daerah yang mempunyai nilai pengamatan tinggi dikelilingi oleh daerah yang mempunyai nilai pengamatan tinggi.
- (ii) Kuadran II (*Low-High*) menunjukkan daerah yang mempunyai nilai pengamatan rendah tetapi dikelilingi daerah dengan nilai pengamatan tinggi.
- (iii) Kuadran III (*Low-Low*) menunjukkan daerah dengan nilai pengamatan rendah dan dikelilingi daerah yang juga mempunyai nilai pengamatan rendah.

- (iv) Kuadran IV (*High-low*) menunjukkan daerah dengan nilai pengamatan tinggi yang dikelilingi oleh daerah dengan nilai pengamatan rendah.



Gambar 2.6: Diagram Moran *Scatterplot*

## 2.9 Model Regresi Spasial Durbin (SDM)

Model umum spasial (*General Spatial Model*) yang dikembangkan oleh Anselin (1988) untuk data *cross section* adalah:

$$\begin{aligned}
 \mathbf{Y} &= \rho \mathbf{WY} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u} \\
 \mathbf{u} &= \lambda \mathbf{Wu} + \boldsymbol{\varepsilon} \\
 \boldsymbol{\varepsilon} &\sim N(0, \sigma^2 \mathbf{I})
 \end{aligned}
 \tag{2.9}$$

dimana:

- $\mathbf{Y}$  : vektor variabel respon berukuran  $n \times 1$   
 $\mathbf{X}$  : matriks variabel penjelas berukuran  $n \times (k + 1)$   
 $\boldsymbol{\beta}$  : vektor parameter koefisien regresi berukuran  $(k + 1) \times 1$   
 $\rho$  : parameter koefisien spasial lag pada variabel respon  
 $\lambda$  : parameter koefisien spasial lag pada *error* ( $\mathbf{u}$ )  
 $\mathbf{u}, \boldsymbol{\varepsilon}$  : vektor *error* berukuran  $n \times 1$   
 $\mathbf{W}$  : matriks pembobot berukuran  $n \times n$   
 $\mathbf{I}$  : matriks identitas berukuran  $n \times n$   
 $n$  : jumlah amatan atau lokasi ( $i = 1, 2, \dots, n$ )  
 $k$  : jumlah variabel penjelas ( $k = 1, 2, \dots, l$ )

Dari persamaan (2.9), dapat diperoleh beberapa tipe model, yaitu:

- (i) Jika  $\lambda = 0$ , maka model pada persamaan (2.9) menjadi:

$$\begin{aligned}
 \mathbf{Y} &= \rho \mathbf{WY} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \\
 \boldsymbol{\varepsilon} &\sim N(0, \sigma^2 \mathbf{I})
 \end{aligned}
 \tag{2.10}$$

Model pada persamaan (2.10) disebut *Spatial Autoregressive Model* (SAR) atau juga dikenal dengan model spasial lag.

- (ii) Jika  $\rho = 0$ , maka model pada persamaan (2.9) menjadi:

$$\begin{aligned}
 \mathbf{Y} &= \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \lambda \mathbf{Wu} + \boldsymbol{\varepsilon} \\
 \boldsymbol{\varepsilon} &\sim N(0, \sigma^2 \mathbf{I})
 \end{aligned}
 \tag{2.11}$$

Model pada persamaan (2.11) disebut *Spatial Error Model* (SEM).



(iii) Jika  $\rho = 0$  dan  $\lambda = 0$ , maka model pada persamaan (2.9) menjadi:

$$\begin{aligned} \mathbf{Y} &= \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \\ \boldsymbol{\varepsilon} &\sim N(0, \sigma^2\mathbf{I}) \end{aligned} \tag{2.12}$$

Model pada persamaan (2.12) disebut model regresi linier sederhana.

Model regresi spasial Durbin (SDM) memiliki bentuk yang mirip seperti model spasial Lag (SAR) pada persamaan (2.10). Model regresi spasial Durbin (SDM) mempunyai ciri khas dengan adanya penambahan spasial lag pada variabel penjelas. Model ini didapatkan karena ketergantungan antar hubungan spasial tidak hanya terjadi pada variabel respon ( $Y$ ), tetapi juga pada variabel penjelas ( $X$ ). Model spasial Durbin dinyatakan pada persamaan berikut (LeSage dan Pace, 2009):

$$\begin{aligned} \mathbf{Y} &= \boldsymbol{\alpha} + \rho\mathbf{W}\mathbf{Y} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{W}\mathbf{X}\boldsymbol{\theta} + \boldsymbol{\varepsilon} \\ \mathbf{Y} &= (\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})^{-1}(\boldsymbol{\alpha} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{W}\mathbf{X}\boldsymbol{\theta} + \boldsymbol{\varepsilon}) \\ \boldsymbol{\varepsilon} &\sim N(0, \sigma^2\mathbf{I}) \end{aligned} \tag{2.13}$$

dengan:

- $\mathbf{Y}$  : vektor variabel respon berukuran  $n \times 1$
- $\mathbf{X}$  : matriks variabel penjelas berukuran  $n \times (k + 1)$
- $\boldsymbol{\alpha}$  : vektor parameter konstan berukuran  $n \times 1$
- $\rho$  : koefisien spasial lag variabel respon
- $\boldsymbol{\beta}$  : vektor parameter regresi berukuran  $(k + 1) \times 1$
- $\boldsymbol{\theta}$  : vektor parameter spasial lag variabel penjelas berukuran  $(k + 1) \times 1$
- $\mathbf{W}$  : matriks pembobot berukuran  $n \times n$

$\boldsymbol{\varepsilon}$  : vektor *error* berukuran  $n \times 1$

dengan mendefinisikan  $\mathbf{Z} = [\mathbf{I} \quad \mathbf{X} \quad \mathbf{WX}]$  dan  $\boldsymbol{\delta} = [\boldsymbol{\alpha} \quad \boldsymbol{\beta} \quad \boldsymbol{\theta}]'$ , persamaan (2.13) dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \mathbf{Y} &= \rho \mathbf{W}\mathbf{y} + \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta} + \boldsymbol{\varepsilon} \\ \mathbf{Y} &= (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta} + (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} \boldsymbol{\varepsilon} \\ \boldsymbol{\varepsilon} &\sim N(0, \sigma^2 \mathbf{I}) \end{aligned} \tag{2.14}$$

## 2.10 Pendugaan Parameter Model Spasial

### Durbin

Untuk menduga parameter model spasial Durbin tidak bisa menggunakan metode kuadrat terkecil karena akan menghasilkan dugaan yang bersifat inkonsisten untuk parameter model regresi spasial. Oleh karena itu dibutuhkan suatu metode yang dapat menghasilkan dugaan yang konsisten. Metode yang akan menghasilkan dugaan yang konsisten untuk parameter model spasial Durbin adalah metode *Maximum Likelihood*.

Fungsi kepadatan peluang (f.k.p) dari  $\varepsilon_i$  adalah:

$$f(\varepsilon_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{\varepsilon_i^2}{2\sigma^2}\right)$$

Fungsi kepadatan peluang bersama (f.k.p.b)  $f(\varepsilon)$  adalah:

$$\begin{aligned}
 f(\varepsilon) &= \prod_{i=1}^n f(\varepsilon_i) \\
 &= f(\varepsilon_1)f(\varepsilon_2)\dots f(\varepsilon_n) \\
 &= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{\varepsilon_1^2}{2\sigma^2}\right) \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{\varepsilon_2^2}{2\sigma^2}\right) \dots \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{\varepsilon_n^2}{2\sigma^2}\right) \quad (2.15) \\
 &= \left(\frac{1}{2\pi\sigma^2}\right)^{\frac{n}{2}} \exp\left(-\frac{\sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2}{2\sigma^2}\right) \\
 &= \left(\frac{1}{2\pi\sigma^2}\right)^{\frac{n}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(\boldsymbol{\varepsilon}^T \boldsymbol{\varepsilon})\right)
 \end{aligned}$$

Persamaan model spasial Durbin adalah:

$$\mathbf{Y} = \rho \mathbf{WY} + \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta} + \boldsymbol{\varepsilon}$$

dengan menguraikan *error*, didapat persamaan berikut:

$$\boldsymbol{\varepsilon} = \mathbf{Y} - \rho \mathbf{WY} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta} \quad (2.16)$$

atau

$$\boldsymbol{\varepsilon} = (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})\mathbf{Y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta}$$

Fungsi kepadatan peluang (f.k.p) dari variabel respon adalah sebagai berikut:

$$\begin{aligned}
 f(\mathbf{y}) &= f(\boldsymbol{\varepsilon})|J| \\
 &= \left(\frac{1}{2\pi\sigma^2}\right)^{\frac{n}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(\boldsymbol{\varepsilon}^T \boldsymbol{\varepsilon})\right) \left| \frac{\partial \boldsymbol{\varepsilon}}{\partial \mathbf{Y}} \right| \\
 &= \left(\frac{1}{2\pi\sigma^2}\right)^{\frac{n}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(\boldsymbol{\varepsilon}^T \boldsymbol{\varepsilon})\right) |\mathbf{I} - \rho \mathbf{W}|
 \end{aligned}$$

Pendugaan parameter dilakukan dengan memaksimumkan fungsi *Likelihood* berikut:

$$\begin{aligned}
L(\rho, \boldsymbol{\delta}, \sigma^2; \mathbf{Y}) &= f(\mathbf{Y}; \rho, \boldsymbol{\delta}, \sigma^2) \\
&= \left(\frac{1}{2\pi\sigma^2}\right)^{\frac{n}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(\boldsymbol{\varepsilon}^T \boldsymbol{\varepsilon})\right) |\mathbf{I} - \rho \mathbf{W}| \\
&= \left(\frac{1}{2\pi\sigma^2}\right)^{\frac{n}{2}} |\mathbf{I} - \rho \mathbf{W}| \\
&\quad \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} \left( ((\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})\mathbf{Y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta})^T ((\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})\mathbf{Y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta}) \right)\right)
\end{aligned} \tag{2.17}$$

Fungsi *log Likelihood* adalah sebagai berikut:

$$\begin{aligned}
l &= \ln L(\rho, \boldsymbol{\delta}, \sigma^2; \mathbf{Y}) \\
&= \frac{n}{2} \ln\left(\frac{1}{2\pi\sigma^2}\right) + \ln|\mathbf{I} - \rho \mathbf{W}| \\
&\quad - \frac{1}{2\sigma^2} \left( ((\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})\mathbf{Y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta})^T ((\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})\mathbf{Y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta}) \right) \\
&= -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln(\sigma^2) + \ln|\mathbf{I} - \rho \mathbf{W}| \\
&\quad - \frac{1}{2\sigma^2} \left( ((\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})\mathbf{Y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta})^T ((\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})\mathbf{Y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta}) \right)
\end{aligned} \tag{2.18}$$

### Pendugaan Parameter $\delta$

Pendugaan parameter  $\delta$  didapatkan dengan menurunkan persamaan (2.18) terhadap  $\delta$ , sehingga menjadi:

$$\begin{aligned}\frac{\partial l}{\partial \delta} &= -\frac{1}{2\sigma^2} (-\mathbf{Z}^T(\mathbf{Y} - \rho\mathbf{W}\mathbf{Y} - \mathbf{Z}\delta) - (\mathbf{Y}^T - \rho^T\mathbf{W}^T\mathbf{Y}^T - \delta^T\mathbf{Z}^T)\mathbf{Z}) \\ 0 &= -\frac{1}{2\sigma^2} (-\mathbf{Z}^T\mathbf{Y} + \mathbf{Z}^T\rho\mathbf{W}\mathbf{Y} + \mathbf{Z}^T\mathbf{Z}\delta - \mathbf{Y}^T\mathbf{Z} + \rho^T\mathbf{W}^T\mathbf{Y}^T\mathbf{Z} \\ &\quad + \delta^T\mathbf{Z}^T\mathbf{Z}) \\ 0 &= \mathbf{Z}^T\mathbf{Y} - \mathbf{Z}^T\rho\mathbf{W}\mathbf{Y} - \mathbf{Z}^T\mathbf{Z}\delta + \mathbf{Y}^T\mathbf{Z} - \rho^T\mathbf{W}^T\mathbf{Y}^T\mathbf{Z} - \delta^T\mathbf{Z}^T\mathbf{Z} \\ \mathbf{Z}^T\mathbf{Z}\delta + \delta^T\mathbf{Z}^T\mathbf{Z} &= \mathbf{Z}^T\mathbf{Y} + \mathbf{Y}^T\mathbf{Z} - \mathbf{Z}^T\rho\mathbf{W}\mathbf{Y} - \rho^T\mathbf{W}^T\mathbf{Y}^T\mathbf{Z} \\ \mathbf{Z}^T\mathbf{Z}\delta + (\delta^T\mathbf{Z}^T\mathbf{Z})^T &= \mathbf{Z}^T\mathbf{Y} + (\mathbf{Y}^T\mathbf{Z})^T - \mathbf{Z}^T\rho\mathbf{W}\mathbf{Y} - (\rho^T\mathbf{W}^T\mathbf{Y}^T\mathbf{Z})^T \\ 2\mathbf{Z}^T\mathbf{Z}\delta &= 2\mathbf{Z}^T\mathbf{Y} - 2\mathbf{Z}^T\rho\mathbf{W}\mathbf{Y} \\ \mathbf{Z}^T\mathbf{Z}\delta &= \mathbf{Z}^T(\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{Y} \\ \hat{\delta} &= (\mathbf{Z}^T\mathbf{Z})^{-1}\mathbf{Z}^T(\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{Y}\end{aligned}$$

Jadi penduga untuk parameter  $\delta$  adalah:

$$\hat{\delta} = (\mathbf{Z}^T\mathbf{Z})^{-1}\mathbf{Z}^T(\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{Y} \quad (2.19)$$

atau

$$\hat{\delta} = (\mathbf{Z}^T\mathbf{Z})^{-1}\mathbf{Z}^T\mathbf{Y} - \rho(\mathbf{Z}^T\mathbf{Z})^{-1}\mathbf{W}\mathbf{Y} \quad (2.20)$$

### Pendugaan Parameter $\sigma^2$

Pendugaan parameter  $\sigma^2$  didapat dengan menurunkan fungsi likelihood pada persamaan (2.18) terhadap  $\sigma^2$ .

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial l}{\partial \sigma^2} &= -\frac{n}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma^4} \left( ((\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{Y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta})^T ((\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{Y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta}) \right) \\
 0 &= -\frac{n}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma^4} \left( ((\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{Y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta})^T ((\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{Y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta}) \right) \\
 \frac{n}{2\sigma^2} &= \frac{1}{2\sigma^4} \left( ((\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{Y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta})^T ((\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{Y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta}) \right) \\
 \frac{2\sigma^4 n}{2\sigma^2} &= \left( ((\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta})^T ((\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta}) \right) \\
 \sigma^2 n &= \left( ((\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{Y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta})^T ((\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{Y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta}) \right) \\
 \sigma^2 &= \frac{\left( ((\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{Y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta})^T ((\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{Y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta}) \right)}{n}
 \end{aligned}$$

Jadi penduga untuk  $\sigma^2$  adalah:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\left( ((\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{Y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta})^T ((\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{Y} - \mathbf{Z}\boldsymbol{\delta}) \right)}{n} \quad (2.21)$$

Pendugaan parameter  $\rho$  tidak dapat dilakukan dengan cara memaksimumkan persamaan (2.18). Hal ini disebabkan karena adanya  $\ln|\mathbf{I} - \rho\mathbf{W}|$  yang merupakan fungsi dari parameter  $\rho$ , sehingga diperlukan suatu iterasi numerik untuk mendapatkan penaksir parameter  $\rho$  yang memaksimumkan fungsi *log Likelihood*.

## 2.11 Pengujian Signifikansi Parameter Model Spasial Durbin

Pengujian signifikansi parameter model spasial Durbin menggunakan uji *Wald* (Anselin, 1988). Pengujian signifikansi parameter bertujuan untuk mengetahui apakah parameter dalam model spasial Durbin signifikan dalam model atau tidak. Pengujian signifikansi parameter ini terbagi menjadi tiga, yaitu:

- (i) Pengujian signifikansi parameter  $\rho$ .

Untuk menguji parameter  $\rho$  digunakan hipotesis sebagai berikut:

$$H_0: \rho = 0$$

$$H_1: \rho \neq 0$$

Statistik uji:

$$Wald_\rho = \frac{\hat{\rho}^2}{var(\hat{\rho})}$$

dengan  $var(\hat{\rho})$  adalah elemen diagonal dari matriks varians yang bersesuaian terhadap  $\rho$ .

- (ii) Pengujian signifikansi parameter  $\beta$ .

Untuk menguji parameter  $\beta$  digunakan hipotesis sebagai berikut:

$$H_0: \beta_j = 0$$

$$H_1: \beta_j \neq 0, j = 1, 2, \dots, k$$

Statistik uji:

$$Wald_\beta = \frac{\hat{\beta}_j^2}{var(\hat{\beta}_j)}$$

dengan  $var(\hat{\beta}_j)$  adalah elemen diagonal dari matriks varians yang bersesuaian terhadap  $\beta$ .

(iii) Pengujian signifikansi parameter  $\theta$ .

Untuk menguji parameter  $\theta$  digunakan hipotesis sebagai berikut:

$$H_0: \theta_j = 0$$

$$H_1: \theta_j \neq 0, j = 1, 2, \dots, k$$

Statistik uji:

$$Wald_\theta = \frac{\hat{\theta}_j^2}{var(\hat{\theta}_j)}$$

dengan  $var(\hat{\theta}_j)$  adalah elemen diagonal dari matriks varians yang bersesuaian terhadap  $\theta$ .

Pengambilan keputusan untuk semua pengujian parameter diatas adalah  $H_0$  ditolak jika nilai  $Wald > \chi^2_{(\alpha,1)}$

## 2.12 Pengujian Dependensi Spasial

Pengujian dependensi spasial bertujuan untuk mengetahui ada atau tidaknya ketergantungan spasial pada data yang diamati. Uji untuk mendeteksi dependensi spasial adalah uji Moran's  $I$ .

### 2.12.1 Uji Moran's I

Uji Moran's I adalah suatu uji yang digunakan untuk melihat hubungan antar wilayah atau mendeteksi keberadaan dependensi spasial.



Hipotesis yang digunakan adalah:

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

$H_1 : I \neq 0$  (ada dependensi spasial)

Statistik uji Moran's I adalah:

$$Z(I) = \frac{I - E(I)}{\sqrt{\text{var}(I)}} \sim N(0, 1) \quad (2.22)$$

dimana:

$$\begin{aligned} I &= \frac{n}{S_0} \frac{\mathbf{e}^T \mathbf{W} \mathbf{e}}{\mathbf{e}^T \mathbf{e}} \\ E(I) = I_0 &= -\frac{1}{(n-1)} \\ \text{var}(I) &= \frac{n^2(n-1)S_1 - n(n-1)S_2 - 2S_0^2}{(n+1)(n-1)^2 S_0^2} \end{aligned}$$

dengan:

$$S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i}^n W_{ij}$$

$$S_1 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i}^n (W_{ij} + W_{ji})^2$$

$$S_2 = \sum_{k=1}^n \left( \sum_{j=1}^n W_{kj} + \sum_{i=1}^n W_{ik} \right)^2$$

Keterangan:

- $I$  : nilai Moran's I
- $n$  : jumlah amatan/observasi
- $\mathbf{e}$  : residual (*error*) dari regresi OLS
- $\mathbf{W}$  : matriks pembobot spasial
- $E(I)$  : nilai rata-rata (*mean*) dari  $I$
- $\text{var}(I)$  : nilai variansi dari  $I$

Pengambilan keputusan yaitu  $H_0$  ditolak jika  $|Z(I)| > Z_{\alpha/2}$ . Nilai  $I$  berada pada kisaran  $-1$  dan  $1$ . Data memiliki autokorelasi positif jika  $I > E(I)$ .

## 2.13 Pemilihan Model Terbaik

### 2.13.1 *Bayesian Information Criterion (BIC)*

Pemilihan model terbaik dapat menggunakan *Bayesian Information Criterion* (BIC). Nilai BIC mencerminkan peningkatan nilai jumlah kuadrat galat dan jumlah parameter dari model yang digunakan. Model regresi dugaan terbaik berdasarkan kriteria BIC adalah model yang mempunyai nilai BIC paling kecil. Formula untuk menentukan nilai BIC adalah:

$$BIC = -2l + \ln(n)p \quad (2.23)$$

dimana:

$l$  = nilai maksimum fungsi *log likelihood* dari model

$n$  = banyaknya amatan/observasi

$p$  = banyaknya parameter

# BAB III

## DATA DAN METODE

### 3.1 Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data sekunder yang diperoleh dari Badan Pusat Statistik (BPS) dan Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur. Data ini merupakan data publikasi Provinsi Jawa Timur yang terangkum dalam buku "Jawa Timur dalam Angka 2014" dan "Profil Kesehatan Provinsi Jawa Timur Tahun 2013". Unit pengamatan dalam penelitian ini adalah 29 kabupaten dan 9 kota di Provinsi Jawa Timur. Variabel respon dalam penelitian ini adalah persentase balita dengan status gizi buruk menurut kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur. Variabel penjelas yang digunakan sebanyak 9 variabel. Variabel-variabel yang digunakan dalam penelitian ini adalah sebagai berikut:

- (i) Persentase balita dengan status gizi buruk ( $Y$ )

Balita dengan status gizi buruk adalah balita yang mempunyai  $Zscore$  (nilai konversi terstandar dari berat badan setiap balita) kurang dari  $-3,0$  SD menurut buku standar antropometri WHO 2005. Persentase balita dengan status gizi buruk dihitung dari perbandingan antara jumlah balita dengan status gizi buruk dengan jumlah balita ditimbang dikalikan 100.

- (ii) Persentase penduduk miskin ( $X_1$ )

Penduduk miskin adalah penduduk yang memiliki rata-rata pengeluaran per kapita per bulan dibawah garis kemiskinan. Garis kemiskinan untuk Provin-

si Jawa Timur tahun 2013 adalah 273.758 rupiah/kapita/bulan. Persentase penduduk miskin dihitung dari perbandingan antara banyaknya penduduk yang berada di bawah garis kemiskinan dengan jumlah penduduk dikalikan 100.

(iii) Persentase bayi BBLR ( $X_2$ )

Bayi Berat Badan Lahir Rendah (BBLR) adalah bayi yang lahir dengan berat badan kurang dari 2500 gram yang ditimbang pada saat lahir sampai dengan 24 jam pertama setelah lahir. Persentase bayi BBLR dihitung dari perbandingan antara jumlah bayi BBLR dengan jumlah bayi baru lahir ditimbang dikalikan 100.

(iv) Persentase bayi tidak mendapat ASI eksklusif ( $X_3$ )

Persentase bayi tidak mendapat ASI eksklusif didapat dari perbandingan antara jumlah bayi yang tidak mendapat ASI eksklusif dengan jumlah bayi yang diperiksa dikalikan 100.

(v) Persentase kunjungan ibu hamil K4 ( $X_4$ )

Kunjungan ibu hamil K4 adalah pelayanan kesehatan yang didapatkan oleh ibu hamil selama empat kali dan memenuhi kriteria 1-1-2, yaitu minimal 1 kali pada trisemester satu, minimal 1 kali pada trisemester dua dan minimal 2 kali pada trisemester tiga. Persentase kunjungan ibu hamil K4 didapat dari perbandingan antara jumlah kunjungan ibu hamil K4 dengan jumlah ibu hamil dikalikan 100.

(vi) Persentase rumah kategori sehat ( $X_5$ )

Menurut Kemenkes RI (2013), rumah kategori sehat adalah rumah yang memenuhi kebutuhan fisiologis (pencahayaan dan ventilasi baik), kebutuh-

an psikologis (mempunyai fasilitas mandi, cuci, dan kakus didalam rumah) dan dapat melindungi diri dari berbagai penyakit. Persentase rumah kategori sehat dihitung dari perbandingan antara jumlah rumah kategori sehat dengan jumlah rumah yang ada dikalikan 100.

(vii) Persentase RT pengguna air bersih ( $X_6$ )

Persentase Rumah Tangga (RT) pengguna air bersih adalah persentase Rumah Tangga yang menggunakan air minum yang berasal dari air kemasan bermerk, air isi ulang, air leding/PAM, sumur bor/pompa, sumur terlindung atau mata air terlindung (dengan jarak ke penampungan limbah/kotoran/tinja lebih dari atau sama dengan 10 meter).

(viii) Persentase RT memiliki fasilitas BAB ( $X_7$ )

Persentase Rumah Tangga (RT) yang memiliki fasilitas BAB didapat dari perbandingan antara jumlah keluarga yang memiliki fasilitas BAB dengan jumlah keluarga yang diperiksa dikalikan 100.

(ix) Persentase ibu hamil mendapat tablet  $Fe_3$  ( $X_8$ )

Tablet  $Fe_3$  adalah tablet zat besi yang berjumlah 90 tablet dan diberikan kepada ibu hamil guna menanggulangi resiko anemia pada ibu hamil selama periode kehamilannya. Persentase ibu hamil mendapat tablet  $Fe_3$  didapat dari perbandingan antara jumlah ibu hamil yang mendapat tablet  $Fe_3$  dengan jumlah ibu hamil dikalikan 100.

(x) Persentase TUPM tidak sehat ( $X_9$ )

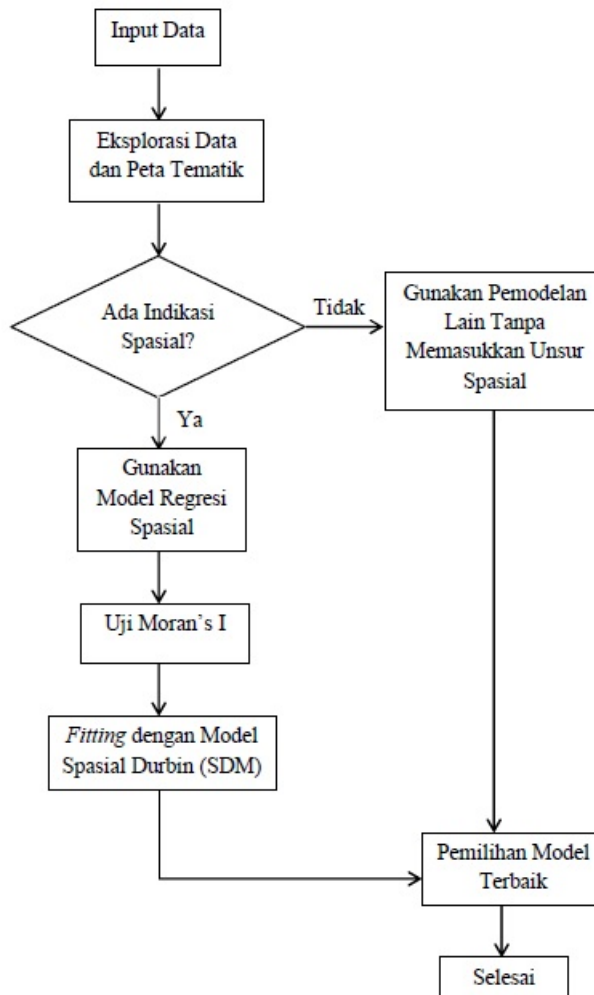
Persentase Tempat Umum dan Pengelolaan Makanan (TUPM) tidak sehat dihitung dari perbandingan antara jumlah TUPM tidak sehat dengan jumlah TUPM yang ada dikalikan 100.

## 3.2 Metode

Tahapan analisis data dalam penelitian ini adalah sebagai berikut:

- (i) Melakukan eksplorasi data yaitu melakukan deskripsi variabel respon (persentase balita dengan status gizi buruk) dan faktor-faktor yang mempengaruhinya dari sudut pandang kewilayahan (spasial) dengan menggunakan peta tematik.
- (ii) Mengidentifikasi pola hubungan antara variabel respon dengan variabel pen-jelas dengan menggunakan *scatterplot* dan melakukan analisis korelasi antar variabel.
- (iii) Melakukan *fitting* data dengan menggunakan analisis regresi linier berganda (klasik) serta memeriksa kelayakan model regresi dugaan yang dihasilkan.
- (iv) Menentukan matriks pembobot spasial ( $\mathbf{W}$ ) dengan menggunakan metode *queen contiguity*.
- (v) Melakukan pengujian dependensi spasial untuk mengidentifikasi apakah terdapat hubungan antar lokasi (kabupaten/kota) pada masing-masing variabel dengan menggunakan uji Moran's I.
- (vi) Melakukan *fitting* data menggunakan metode spasial Durbin (SDM) dan memeriksa kelayakan model dugaan regresi spasial Durbin yang dihasilkan.
- (vii) Melakukan perbandingan performa antara regresi klasik dengan regresi spasial Durbin dalam pemodelan kasus gizi buruk pada anak balita di Provinsi Jawa Timur berdasarkan kriteria BIC dan *R<sup>2</sup>-adjust*.
- (viii) Membuat interpretasi dan kesimpulan berdasarkan model terbaik yang telah diperoleh.

Diagram alir untuk tahapan analisis regresi spasial Durbin diberikan pada Gambar 3.1.



Gambar 3.1: Diagram Alir Tahapan Analisis Regresi Spasial Durbin

# BAB IV

## HASIL DAN PEMBAHASAN

### 4.1 Deskripsi Data

Ringkasan (*summarization*) data persentase balita dengan status gizi buruk dan faktor-faktor yang mempengaruhinya dapat dilihat dalam Tabel 4.1. Informasi selengkapnya diberikan pada Lampiran 3

Tabel 4.1: Nilai Rata-Rata, Varians, Minimum dan Maksimum Variabel Respon dan Penjelas

Variabel	Rata-Rata	Varians	Min	Max
$Y$	1,03	0,39	0,39	3,84
$X_1$	12,72	27,07	4,75	26,97
$X_2$	3,93	2,79	1,27	11,22
$X_3$	33,30	144,90	14,19	77,08
$X_4$	87,57	51,87	69,78	100,00
$X_5$	40,63	540,75	1,02	81,03
$X_6$	61,76	334,61	0,00	98,50
$X_7$	78,98	501,20	18,83	100,00
$X_8$	84,76	45,39	67,60	99,14
$X_9$	50,33	415,26	15,59	100,00

Rata-rata persentase balita dengan status gizi buruk setiap kabupaten/kota adalah 1,03% dengan persentase tertinggi berada di Kabupaten Ngawi (3,84%) dan persentase terendah berada di Kabupaten Bangkalan (0,39%). Persentase penduduk Miskin ( $X_1$ ) tertinggi terdapat di Kabupaten Sampang (26,97%), sedangkan terendah terdapat di Kota Batu (4,75%). Rata-rata persentase bayi



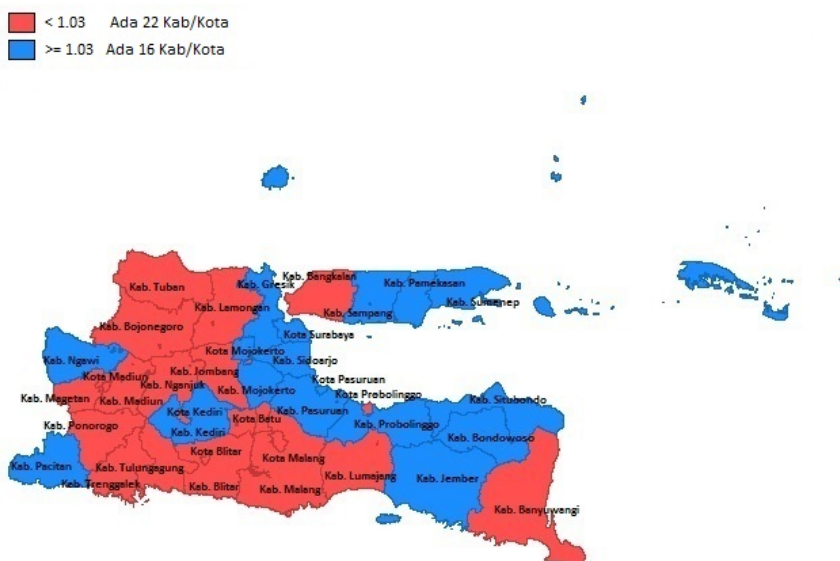
BBLR ( $X_2$ ) adalah 3,93%, artinya ada 3 dari 100 bayi lahir dengan berat badan rendah di setiap kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur. Rata-rata persentase bayi tidak mendapat ASI eksklusif ( $X_3$ ) adalah 33,30% di setiap kabupaten/kota, dengan persentase terendah berada di Kabupaten Lamongan (14,19%) dan tertinggi berada di Kabupaten Lumajang (77,08%). Rata-rata kunjungan ibu hamil K4 ( $X_4$ ) adalah 87,57% dengan persentase tertinggi berada di Kota Kediri (100%) dan terendah adalah berada di Kabupaten Jember (69,78%). Rata-rata kunjungan ibu hamil ( $X_4$ ) yang cukup besar (87,57%) menunjukkan bahwa tingkat kesadaran ibu hamil di setiap kabupaten/kota untuk melakukan pemeriksaan kandungan sebanyak empat kali selama masa kehamilan sudah cukup tinggi. Persentase rumah kategori sehat ( $X_5$ ) terendah di Provinsi Jawa Timur sebesar 1,02% yang berada di Kabupaten Kabupaten Blitar. Rata-rata persentase RT pengguna air bersih ( $X_6$ ) sebesar 61,76% dengan persentase tertinggi berada di Kota Batu (98,50%). Rata-rata persentase RT memiliki fasilitas BAB ( $X_7$ ) di setiap kabupaten/kota sudah cukup besar, yaitu 78,98%, hal ini menunjukkan bahwa rata-rata setiap RT (Rumah Tangga) sudah memiliki fasilitas BAB didalam rumahnya. Persentase ibu hamil mendapat tablet  $Fe_3$  ( $X_8$ ) tertinggi adalah 99,14% yang berada di Kota Malang dan terendah berada di Kota Pasuruan (67,60%). Rata-rata persentase ibu hamil mendapat tablet  $Fe_3$  di Provinsi Jawa Timur yang tinggi (84,76%) menunjukkan bahwa tingkat kesadaran ibu hamil untuk mencegah penyakit anemia selama masa kehamilan sudah cukup tinggi. Rata-rata persentase TUPM tidak sehat di Provinsi Jawa Timur sebesar 50,33% dengan persentase terendah, yaitu 15,59% berada di Kota Madiun.

### 4.1.1 Pola Persebaran Variabel

Untuk mengetahui pola persebaran setiap variabel dilakukan pengkategorian. Pengkategorian pada masing-masing variabel didasarkan pada persentase rata-rata Provinsi Jawa Timur dan persentase rata-rata nasional. Pola persebaran tiap variabel disajikan pada gambar di bawah ini.

#### Persentase Balita dengan Status Gizi Buruk ( $Y$ )

Berdasarkan data yang bersumber dari Profil Kesehatan Provinsi Jawa Timur tahun 2013, rata-rata persentase balita dengan status gizi buruk adalah 1,03%. Angka tersebut menurun jika dibandingkan tahun 2012 (1,15%). Pola persebaran persentase balita dengan status gizi buruk ditunjukkan pada Gambar 4.1.



Gambar 4.1: Persebaran Persentase Balita dengan Status Gizi Buruk Menurut Kabupaten/Kota

Berikut ini adalah penggolongan kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur berdasarkan kategori persentase balita dengan status gizi buruk.

- (i) Kabupaten/kota dengan persentase balita berstatus gizi buruk kurang dari 1,03%.

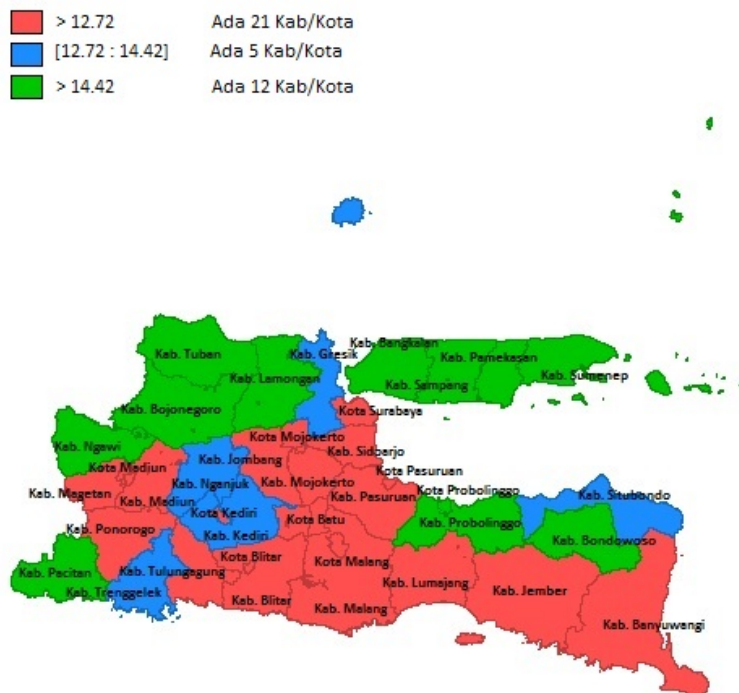
Terdapat 22 kabupaten/kota dengan persentase balita berstatus gizi buruk kurang dari 1,03%. Kabupaten/kota tersebut adalah Kabupaten Bangkalan, Kabupaten Banyuwangi, Kabupaten Blitar, Kabupaten Bojonegoro, Kabupaten Jombang, Kota Batu, Kota Blitar, Kota Kediri, Kota Madiun, Kota Malang, Kota Mojokerto, Kota Probolinggo, Kabupaten Lamongan, Kabupaten Lumajang, Kabupaten Madiun, Kabupaten Magetan, Kabupaten Malang, Kabupaten Nganjuk, Kabupaten Ponorogo, Kabupaten Trenggalek, Kabupaten Tuban dan Kabupaten Tulungagung

- (ii) Kabupaten/kota dengan persentase balita berstatus gizi buruk lebih dari 1,03%.

Terdapat 16 kabupaten/kota dengan persentase balita berstatus gizi buruk lebih dari 1,03%. Kabupaten/kota tersebut adalah Kabupaten Bondowoso, Kabupaten Gresik, Kabupaten Jember, Kabupaten Kediri, Kota Pasuruan, Kota Surabaya, Kabupaten Mojokerto, Kabupaten Ngawi, Kabupaten Pacitan, Kabupaten Pamekasan, Kabupaten Pasuruan, Kabupaten Probolinggo, Kabupaten Sampang, Kabupaten Sidoarjo, Kabupaten Situbondo dan Kabupaten Sumenep.

### Persentase Penduduk Miskin ( $X_1$ )

Rata-rata persentase penduduk miskin di Provinsi Jawa Timur tahun 2013 sebesar 12,72% dan rata-rata persentase kemiskinan di Indonesia sebesar 14,42%. Pola persebaran persentase penduduk miskin ditunjukkan pada Gambar 4.2.



Gambar 4.2: Persebaran Persentase Penduduk Miskin Menurut Kabupaten/Kota

Berikut ini adalah penggolongan kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur berdasarkan kategori persentase penduduk miskin.

- (i) Kabupaten/kota dengan persentase penduduk miskin dibawah tingkat kemiskinan Provinsi Jawa Timur ( $< 12,72\%$ ).

Terdapat 21 kabupaten/kota dengan persentase penduduk miskin dibawah tingkat kemiskinan Provinsi Jawa Timur ( $< 12,72\%$ ). Kabupaten/kota tersebut adalah Kabupaten Banyuwangi, Kabupaten Blitar, Kabupaten Jember, Kabupaten Jombang, Kota Batu, Kota Blitar, Kota Kediri, Kota Madiun, Kota Malang, Kota Mojokerto, Kota Pasuruan, Kota Surabaya, Kabupaten Lumajang, Kabupaten Madiun, Kabupaten Magetan, Kabupaten Malang, Kabupaten Mojokerto, Kabupaten Pasuruan, Kabupaten Ponorogo, Kabupaten Sidoarjo dan Kabupaten Tulungagung.

- (ii) Kabupaten/kota dengan persentase penduduk miskin diantara rata-rata Provinsi Jawa Timur dan rata-rata nasional ( $12,72\% - 14,42\%$ ).

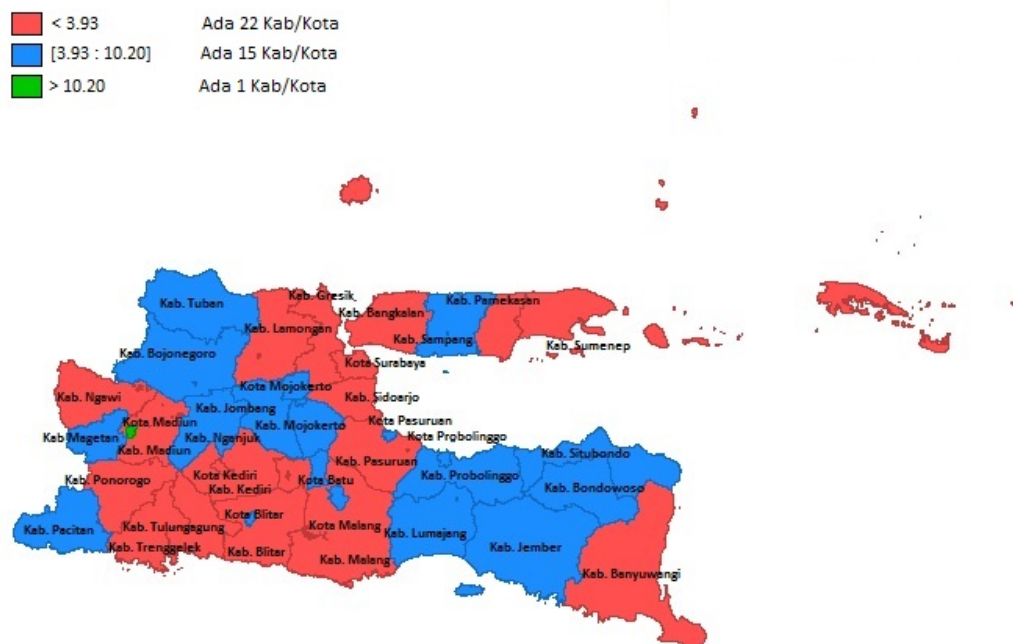
Ada 5 kabupaten/kota yang termasuk dalam kategori ini, yaitu Kabupaten Gresik, Kabupaten Kediri, Kabupaten Nganjuk, Kabupaten Situbondo dan Kabupaten Trenggalek.

- (iii) Kabupaten/kota dengan persentase penduduk miskin diatas rata-rata nasional ( $> 14,42\%$ ).

Terdapat 12 kabupaten/kota dengan persentase penduduk miskin diatas rata-rata nasional ( $> 14,42\%$ ), yaitu Kabupaten Bangkalan, Kabupaten Bojonegoro, Kabupaten Bondowoso, Kota Probolinggo, Kabupaten Lamongan, Kabupaten Ngawi, Kabupaten Pacitan, Kabupaten Pamekasan, Kabupaten Probolinggo, Kabupaten Sampang, Kabupaten Sumenep dan Kabupaten Tuban.

### Persentase Bayi BBLR ( $X_2$ )

Rata-rata persentase bayi BBLR di Provinsi Jawa Timur tahun 2013 sebesar 3,93% dan rata-rata persentase bayi BBLR nasional sebesar 10,20%. Pola persebaran persentase bayi BBLR ditunjukkan pada Gambar 4.3.



Gambar 4.3: Persebaran Persentase Bayi BBLR Menurut Kabupaten/Kota

Berikut ini adalah penggolongan kabupaten/kota di Provinsi Jawa timur berdasarkan kategori persentase bayi BBLR.

- (i) Kabupaten/kota dengan persentase bayi BBLR di bawah rata-rata Provinsi Jawa Timur (< 3,93%).

Terdapat 22 kabupaten/kota dengan persentase bayi BBLR dibawah rata-rata Provinsi Jawa Timur (< 3,93%). Kabupaten/kota tersebut adalah

Kabupaten Bangkalan, Kabupaten Banyuwangi, Kabupaten Blitar, Kabupaten Gresik, Kabupaten Jombang, Kabupaten Kediri, Kota Kediri, Kota Malang, Kota Mojokerto, Kota Surabaya, Kabupaten Lamongan, Kabupaten Madiun, Kabupaten Malang, Kabupaten Nganjuk, Kabupaten Ngawi, Kabupaten Pamekasan, Kabupaten Pasuruan, Kabupaten Ponorogo, Kabupaten Sidoarjo, Kabupaten Sumenep, Kabupaten Trenggalek dan Kabupaten Tulungagung.

- (ii) Kabupaten/kota dengan persentase bayi BBLR diantara rata-rata Provinsi Jawa Timur dan rata-rata nasional (3,93% – 10,20%).

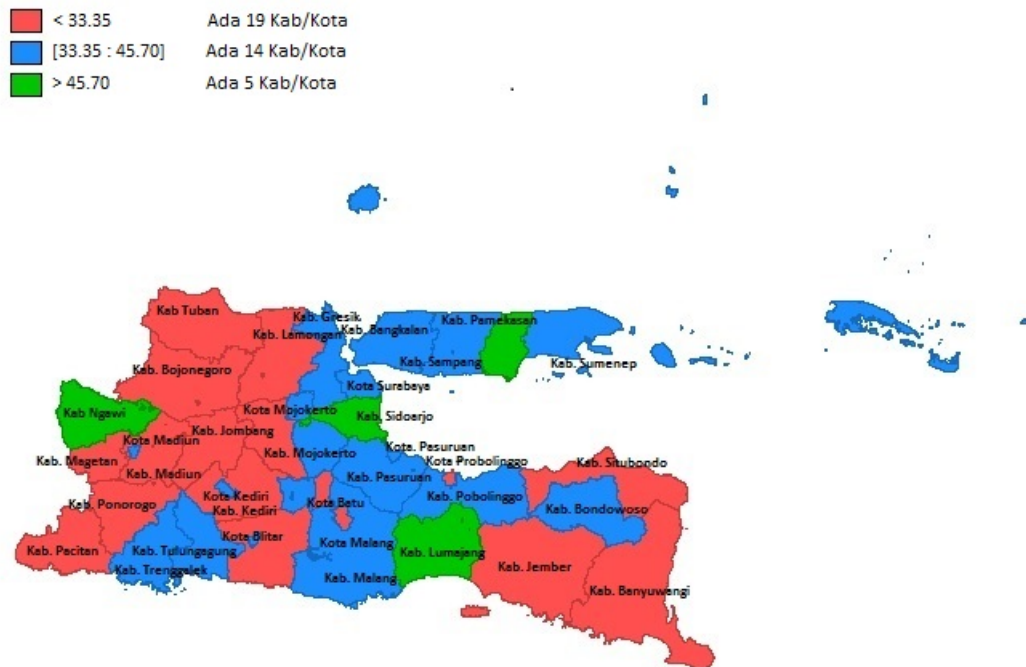
Ada 15 kabupaten/kota yang termasuk dalam kategori ini, yaitu Kabupaten Bojonegoro, Kabupaten Bondowoso, Kabupaten Jember, Kota Batu, Kota Blitar, Kota Pasuruan, Kota Probolinggo, Kabupaten Lumajang, Kabupaten Magetan, Kabupaten Mojokerto, Kabupaten Pacitan, Kabupaten Probolinggo, Kabupaten Sampang, Kabupaten Situbondo dan Kabupaten Tuban.

- (iii) Kabupaten/kota dengan persentase bayi BBLR diatas rata-rata nasional (> 10,20%).

Terdapat 1 kabupaten/kota dengan persentase bayi BBLR diatas rata-rata nasional (> 10,20%), yaitu Kota Madiun.

### Persentase Bayi Tidak Mendapat ASI Eksklusif ( $X_3$ )

Rata-rata persentase bayi tidak mendapat ASI eksklusif di Provinsi Jawa Timur tahun 2013 sebesar 33,30% dan rata-rata persentase di Indonesia sebesar 45,70%. Gambar 4.4 menunjukkan pola persebaran persentase bayi tidak mendapat ASI eksklusif.



Gambar 4.4: Persebaran Persentase Bayi Tidak Mendapat ASI Eksklusif Menurut Kabupaten/Kota

Berikut ini adalah penggolongan kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur berdasarkan kategori persentase bayi tidak mendapat ASI eksklusif.

- (i) Kabupaten/kota dengan persentase bayi tidak mendapat ASI eksklusif di bawah rata-rata Provinsi Jawa Timur (< 33,30%).



Terdapat 19 kabupaten/kota dengan persentase bayi tidak mendapat ASI eksklusif dibawah rata-rata Provinsi Jawa Timur ( $< 33,30\%$ ). Kabupaten/kota tersebut adalah Kabupaten Banyuwangi, Kabupaten Blitar, Kabupaten Bojonegoro, Kabupaten Jember, Kabupaten Jombang, Kabupaten Kediri, Kota Batu, Kota Blitar, Kota Malang, Kota Probolinggo, Kabupaten Lamongan, Kabupaten Madiun, Kabupaten Magetan, Kabupaten Nganjuk, Kabupaten Pacitan, Kabupaten Ponorogo, Kabupaten Probolinggo, Kabupaten Situbondo dan Kabupaten Tuban.

- (ii) Kabupaten/kota dengan persentase bayi tidak mendapat ASI eksklusif diantara rata-rata Provinsi Jawa Timur dan rata-rata nasional ( $33,30\% - 45,70\%$ ).

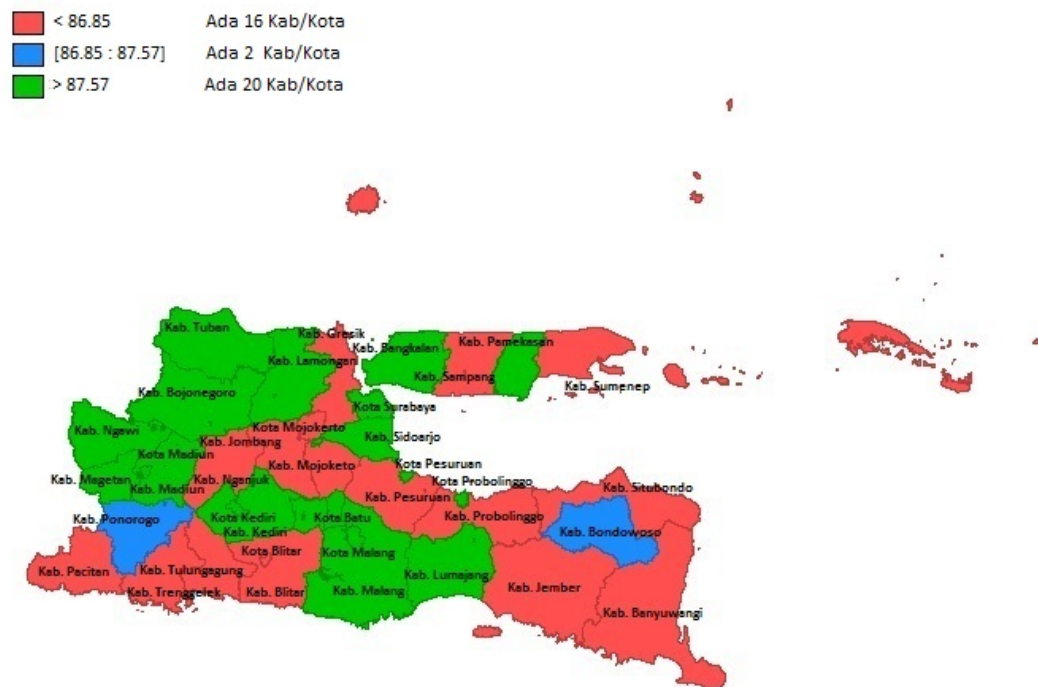
Ada 14 kabupaten/kota yang masuk dalam kategori ini, yaitu Kabupaten Bangkalan, Kabupaten Bondowoso, Kabupaten Gresik, Kota Kediri, Kota Madiun, Kota Pasuruan, Kota Surabaya, Kabupaten Malang, Kabupaten Mojokerto, Kabupaten Pasuruan, Kabupaten Sampang, Kabupaten Sumenep, Kabupaten Trenggalek dan Kabupaten Tulungagung.

- (iii) Kabupaten/kota dengan persentase bayi tidak mendapat ASI eksklusif diatas rata-rata nasional ( $> 45,70\%$ ).

Terdapat 5 kabupaten/kota yang masuk dalam kategori ini, yaitu Kota Mojokerto, Kabupaten Lumajang, Kabupaten Ngawi, Kabupaten Pamekasan dan Kabupaten Sidoarjo.

### Persentase Kunjungan Ibu Hamil K4 ( $X_4$ )

Rata-rata persentase kunjungan ibu hamil K4 di Jawa Timur pada tahun 2013 sebesar 87,57% dan rata-rata persentase di Indonesia sebesar 86,85%. Gambar menunjukkan pola persebaran persentase kunjungan ibu hamil K4.



Gambar 4.5: Persebaran Persentase Kunjungan Ibu Hamil K4 Menurut Kabupaten/Kota

Berikut adalah penggolongan kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur berdasarkan kategori persentase kunjungan ibu hamil K4.

- (i) Kabupaten/kota dengan persentase kunjungan ibu hamil K4 dibawah rata-rata nasional (< 86,85%).

Terdapat 16 kabupaten/kota dengan persentase kunjungan ibu hamil K4

dibawah rata-rata nasional ( $< 86,85\%$ ). Kabupaten/kota tersebut adalah Kabupaten Banyuwangi, Kabupaten Blitar, Kabupaten Gresik, Kabupaten Jember, Kabupaten Jombang, Kota Blitar, Kabupaten Mojokerto, Kabupaten Nganjuk, Kabupaten Pacitan, Kabupaten Pasuruan, Kabupaten Probolinggo, Kabupaten Sampang, Kabupaten Situbondo, Kabupaten Sumenep, Kabupaten Trenggalek dan Kabupaten Tulungagung.

- (ii) Kabupaten/kota dengan persentase kunjungan ibu hamil K4 diantara rata-rata nasional dan Provinsi Jawa Timur ( $86,85\% - 87,57\%$ ).

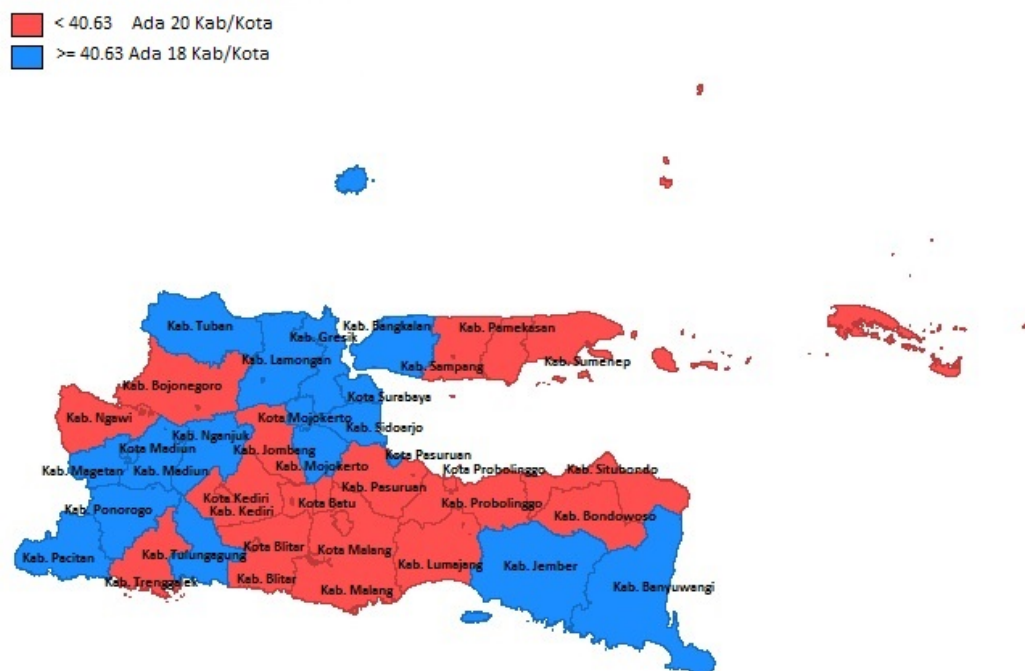
Ada 2 kabupaten/kota yang masuk dalam kategori ini, yaitu Kabupaten Bondowoso dan Kabupaten Ponorogo.

- (iii) Kabupaten/kota dengan persentase kunjungan ibu hamil K4 diatas rata-rata Provinsi Jawa Timur ( $> 87,57\%$ ).

Terdapat 20 kabupaten/kota yang masuk dalam kategori ini. Kabupaten/kota tersebut adalah Kabupaten Bangkalan, Kabupaten Bojonegoro, Kabupaten Kediri, Kota Batu, Kota Kediri, Kota Madiun, Kota Malang, Kota Mojokerto, Kota Pasuruan, Kota Probolinggo, Kota Surabaya, Kabupaten Lamongan, Kabupaten Lumajang, Kabupaten Madiun, Kabupaten Magetan, Kabupaten Malang, Kabupaten Ngawi, Kabupaten Pamekasan, Kabupaten Sidoarjo dan Kabupaten Tuban.

### Persentase Rumah Kategori Sehat ( $X_5$ )

Rata-rata persentase rumah kategori sehat di Provinsi Jawa Timur tahun 2013 sebesar 40,63%. Angka ini menurun jika dibandingkan dengan tahun 2012 yang sebesar 70,20%. Gambar 4.6 menunjukkan pola persebaran rumah kategori sehat.



Gambar 4.6: Persebaran Persentase Rumah Kategori Sehat Menurut Kabupaten/Kota

Berikut ini adalah penggolongan kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur berdasarkan kategori persentase rumah kategori sehat.

- (i) Kabupaten/kota dengan persentase rumah kategori sehat kurang dari 40,63%.

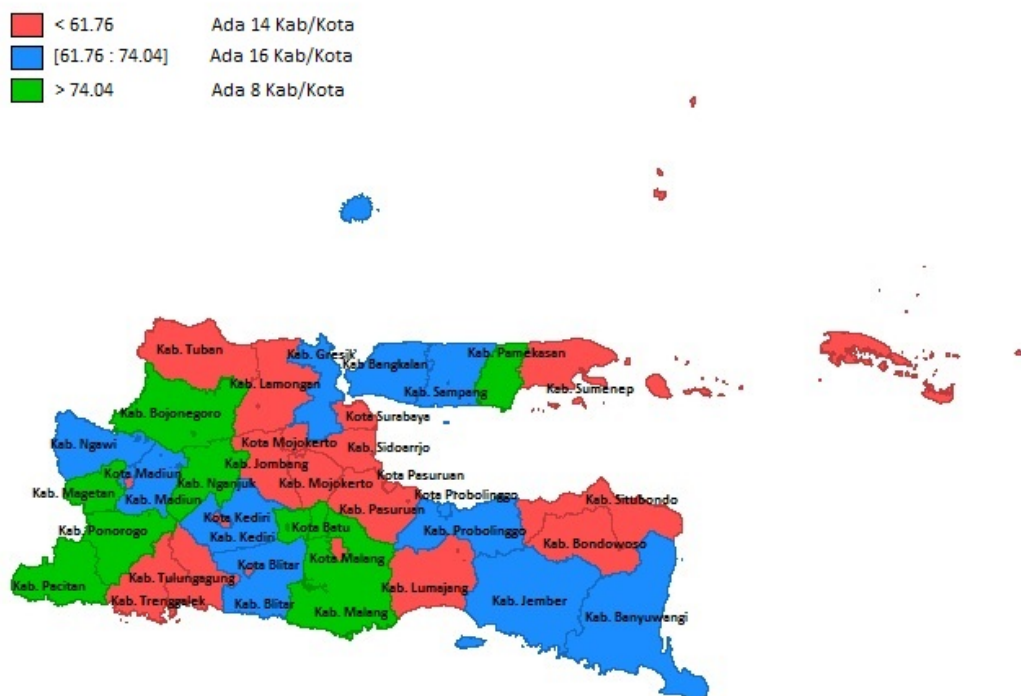
Terdapat 20 kabupaten/kota dengan persentase rumah kategori sehat ku-

rang dari 40,63%. Kabupaten/kota tersebut adalah Kabupaten Blitar, Kabupaten Bojonegoro, Kabupaten Bondowoso, Kabupaten Jombang, Kabupaten Kediri, Kota Batu, Kota Blitar, Kota Kediri, Kota Malang, Kota Probolinggo, Kabupaten Lumajang, Kabupaten Malang, Kabupaten Pacitan, Kabupaten Pamekasan, Kabupaten Pasuruan, Kabupaten Probolinggo, Kabupaten Sampang, Kabupaten Situbondo, Kabupaten Sumenep dan Kabupaten Trenggalek.

- (ii) Kabupaten/kota dengan persentase rumah kategori sehat lebih dari 40,63%. Terdapat 18 kabupaten/kota dengan persentase rumah kategori sehat lebih dari 40,63%. Kabupaten/kota itu adalah Kabupaten Bangkalan, Kabupaten Banyuwangi, Kabupaten Gresik, Kabupaten Jember, Kota Madiun, Kota Mojokerto, Kota Pasuruan, Kota Surabaya, Kabupaten Lamongan, Kabupaten Madiun, Kabupaten Magetan, Kabupaten Mojokerto, Kabupaten Nganjuk, Kabupaten Ngawi, Kabupaten Ponorogo, Kabupaten Situbondo, Kabupaten Tuban dan Kabupaten Tulungagung.

### Persentase RT Pengguna Air Bersih ( $X_6$ )

Rata-rata cakupan Rumah Tangga (RT) pengguna air bersih di Provinsi Jawa Timur tahun 2013 sebesar 61,76%, sedangkan rata-rata secara nasional sebesar 74,04%. Pola persebaran persentase RT memiliki akses air bersih nampak menyebar seperti ditunjukkan pada Gambar 4.7.



Gambar 4.7: Persebaran Persentase RT Pengguna Air Bersih Menurut Kabupaten/Kota

Berikut ini adalah penggolongan kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur berdasarkan kategori persentase RT pengguna air bersih.

- (i) Kabupaten/kota dengan persentase RT pengguna air bersih dibawah rata-rata Provinsi Jawa Timur (< 61,76%)

Terdapat 14 kabupaten/kota dengan persentase RT pengguna air bersih dibawah rata-rata Provinsi Jawa Timur ( $< 61,76\%$ ). Kabupaten/kota tersebut adalah Kabupaten Jombang, Kota Blitar, Kota Kediri, Kota Madiun, Kota Malang, Kota Mojokerto, Kota Surabaya, Kabupaten Lumajang, Kabupaten Pasuruan, Kabupaten Sidoarjo, Kabupaten Situbondo, Kabupaten Sumenep, Kabupaten Trenggalek dan Kabupaten Tulungagung.

- (ii) Kabupaten/kota dengan persentase RT pengguna air bersih diantara rata-rata Provinsi Jawa Timur dan rata-rata nasional ( $61,76\% - 74,04\%$ )

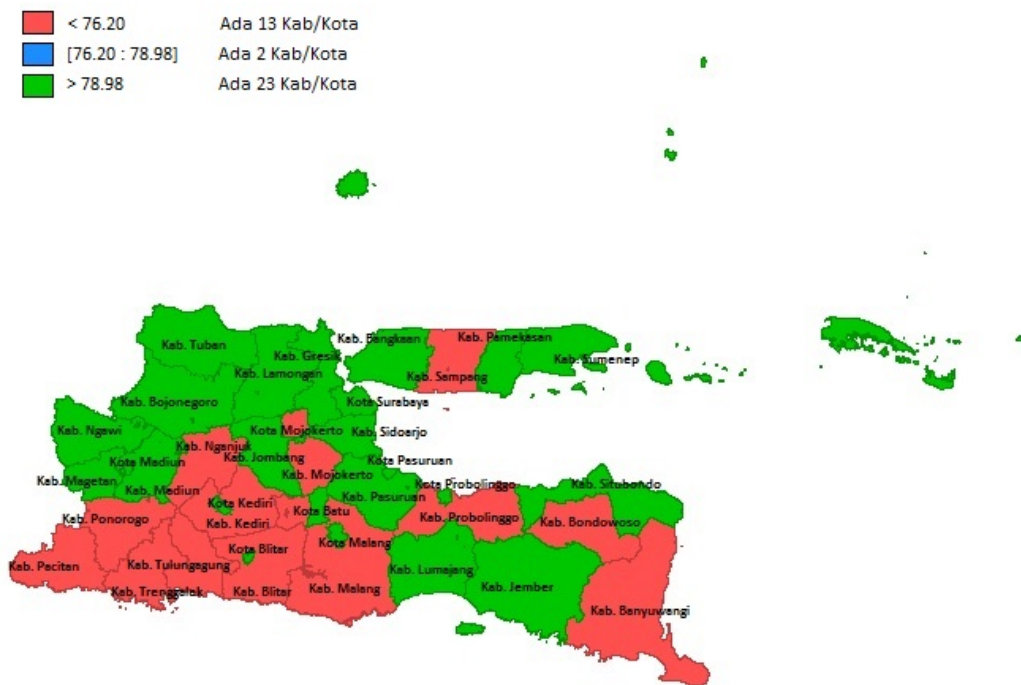
Ada 16 kabupaten/kota yang masuk dalam kategori ini, yaitu Kabupaten Bangkalan, Kabupaten Banyuwangi, Kabupaten Blitar, Kabupaten Bondowoso, Kabupaten Gresik, Kabupaten Jember, Kabupaten Kediri, Kota Pasuruan, Kota Probolinggo, Kabupaten Lamongan, Kabupaten Madiun, Kabupaten Mojokerto, Kabupaten Ngawi, Kabupaten Probolinggo, Kabupaten Sampang dan Kabupaten Tuban.

- (iii) Kabupaten/kota dengan persentase RT pengguna air bersih diatas rata-rata nasional ( $> 74,04\%$ )

Terdapat 8 kabupaten/kota yang masuk dalam kategori ini. Kabupaten/kota itu adalah Kabupaten Bojonegoro, Kota Batu, Kabupaten Malang, Kabupaten Magetan, Kabupaten Nganjuk, Kabupaten Pacitan, Kabupaten Pamekasan dan Kabupaten Ponorogo.

### Persentase RT Memiliki Fasilitas BAB ( $X_7$ )

Rata-rata persentase RT memiliki fasilitas BAB di Provinsi Jawa Timur tahun 2013 sebesar 78,98% dan rata-rata nasional sebesar 76,20%. Pola persebaran persentase RT memiliki fasilitas BAB ditunjukkan pada Gambar 4.8.



Gambar 4.8: Persebaran Persentase RT Memiliki Fasilitas BAB Menurut Kabupaten/Kota

Berikut ini adalah penggolongan kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur berdasarkan kategori persentase RT memiliki fasilitas BAB.

- (i) Kabupaten/kota dengan persentase RT memiliki fasilitas BAB dibawah rata-rata nasional (< 76,20%)



Terdapat 13 kabupaten/kota dengan persentase RT memiliki fasilitas BAB dibawah rata-rata nasional ( $< 76,20\%$ ). Kabupaten/kota tersebut adalah Kabupaten Banyuwangi, Kabupaten Blitar, Kabupaten Bondowoso, Kabupaten Kediri, Kabupaten Malang, Kabupaten Mojokerto, Kabupaten Nganjuk, Kabupaten Pacitan, Kabupaten Ponorogo, Kabupaten Probolinggo, Kabupaten Sampang, Kabupaten Trenggalek dan Kabupaten Tulungagung.

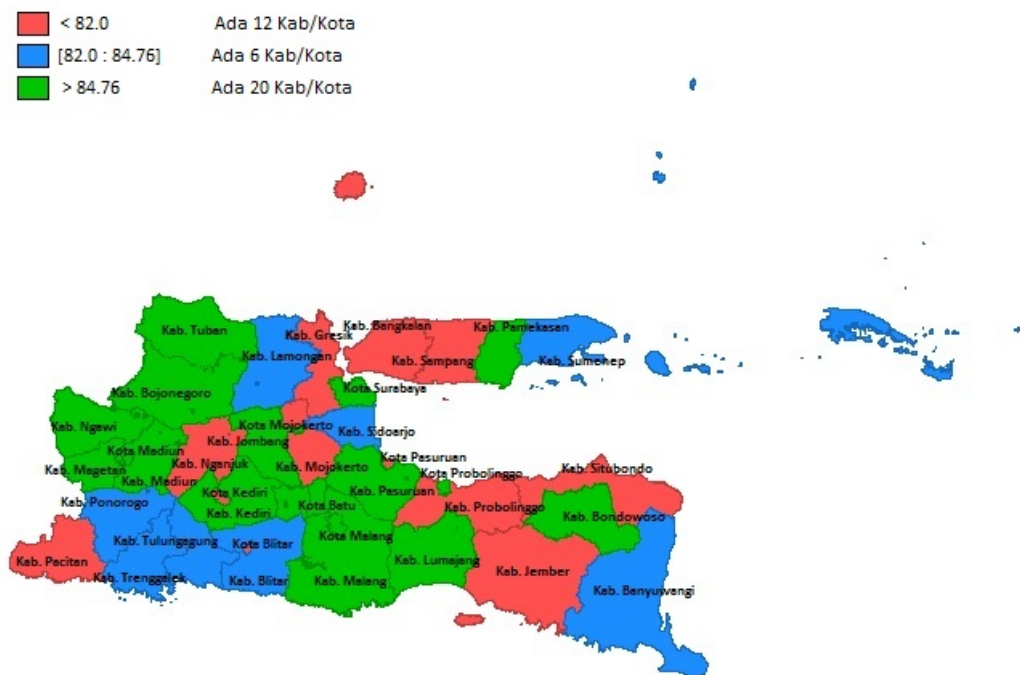
(ii) Kabupaten/kota dengan persentase RT memiliki fasilitas BAB diantara rata-rata nasional dan rata-rata Provinsi Jawa Timur ( $76,20\% - 78,98\%$ ) Terdapat 2 kabupaten/kota yang masuk dalam kategori ini, yaitu Kabupaten Bojonegoro dan Kabupaten Pamekasan.

(iii) Kabupaten/kota dengan persentase RT memiliki fasilitas BAB diatas rata-rata Provinsi Jawa Timur ( $> 78,98\%$ )

Terdapat 23 kabupaten/kota yang masuk dalam kategori ini. Kabupaten/kota tersebut adalah Kabupaten Bangkalan, Kabupaten Gresik, Kabupaten Jember, Kabupaten Jombang, Kota Batu, Kabupaten Blitar, Kabupaten Kediri, Kabupaten Madiun, Kabupaten Malang, Kabupaten Mojokerto, Kota Pasuruan, Kota Probolinggo, Kota Surabaya, Kabupaten Lamongan, Kabupaten Lumajang, Kabupaten Madiun, Kabupaten Magetan, Kabupaten Ngawi, Kabupaten Pasuruan, Kabupaten Sidoarjo, Kabupaten Situbondo, Kabupaten Sumenep dan Kabupaten Tuban.

### Persentase Ibu Hamil Mendapat Tablet $Fe_3$ ( $X_8$ )

Rata-rata cakupan ibu hamil mendapat 90 tablet zat besi di Provinsi Jawa Timur pada tahun 2013 sebesar 84,76% dan rata-rata secara nasional sebesar 82,0%. Pola persebaran persentase ibu hamil mendapat tablet  $Fe_3$  ditunjukkan pada Gambar 4.9.



Gambar 4.9: Persebaran Persentase Ibu Hamil Mendapat Tablet  $Fe_3$  Menurut Kabupaten/Kota

Berikut ini adalah penggolongan kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur berdasarkan kategori persentase ibu hamil mendapat tablet  $Fe_3$ .

- (i) Kabupaten/kota dengan persentase ibu hamil mendapat tablet  $Fe_3$  dibawah rata-rata nasional (< 82,0%)

Terdapat 12 kabupaten/kota dengan persentase ibu hamil mendapat tablet  $Fe_3$  dibawah rata-rata nasional ( $< 82,0\%$ ). Kabupaten/kota tersebut adalah Kabupaten Bangkalan, Kabupaten Gresik, Kabupaten Jember, Kota Blitar, Kota Kediri, Kota Pasuruan, Kabupaten Mojokerto, Kabupaten Nganjuk, Kabupaten Pacitan, Kabupaten Probolinggo, Kabupaten Sampang dan Kabupaten Situbondo.

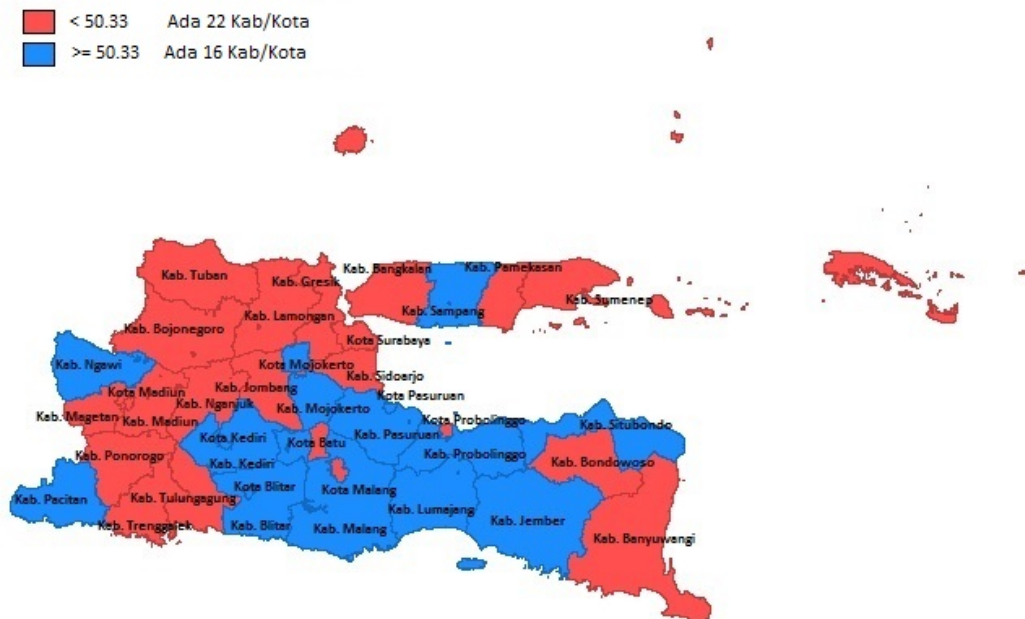
- (ii) Kabupaten/kota dengan persentase ibu hamil mendapat tablet  $Fe_3$  diantara rata-rata nasional dan rata-rata Provinsi Jawa Timur ( $82,0\% - 84,76\%$ )  
Ada 6 kabupaten/kota yang masuk dalam kategori ini, yaitu Kabupaten Banyuwangi, Kabupaten Blitar, Kabupaten Ponorogo, Kabupaten Sumenep, Kabupaten Trenggalek dan Kabupaten Tulungagung.

- (iii) Kabupaten/kota dengan persentase ibu hamil mendapat tablet  $Fe_3$  diatas rata-rata Provinsi Jawa Timur ( $> 84,76\%$ )

Terdapat 20 kabupaten/kota yang masuk dalam kategori ini. Kabupaten/kota tersebut adalah Kabupaten Bojonegoro, Kabupaten Bondowoso, Kabupaten Jombang, Kabupaten Kediri, Kota Batu, Kota Madiun, Kota Malang, Kota Mojokerto, Kota Probolinggo, Kota Surabaya, Kabupaten Lamongan, Kabupaten Lumajang, Kabupaten Madiun, Kabupaten Magetan, Kabupaten Malang, Kabupaten Ngawi, Kabupaten Pamekasan, Kabupaten Pasuruan, Kabupaten Sidoarjo dan Kabupaten Tuban.

### Persentase TUPM Tidak Sehat ( $X_9$ )

Rata-rata persentase TUPM (Tempat Umum dan Pengelolaan Makanan) tidak sehat di Provinsi Jawa Timur tahun 2013 sebesar 50,33%, menurun bila dibandingkan dengan tahun 2012 yang sebesar 57,47%. Pola persebaran TUPM tidak sehat ditunjukkan pada Gambar 4.10.



Gambar 4.10: Persebaran Persentase TUPM Tidak Sehat Menurut Kabupaten/Kota

Berikut ini adalah penggolongan kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur berdasarkan kategori persentase TUPM tidak sehat.

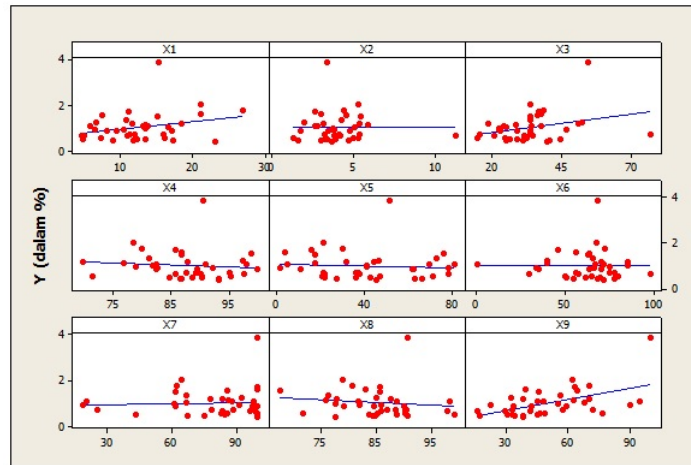
- (i) Kabupaten/kota dengan persentase TUPM tidak sehat kurang dari 50,33%. Terdapat 22 kabupaten/kota dengan persentase TUPM tidak sehat kurang

dari 50,33%. Kabupaten/kota tersebut adalah Kabupaten Bangkalan, Kabupaten Banyuwangi, Kabupaten Bojonegoro, Kabupaten Bondowoso, Kabupaten Gresik, Kabupaten Jombang, Kota Batu, Kota Madiun, Kota Malang, Kota Mojokerto, Kota Probolinggo, Kota Surabaya, Kabupaten Lamongan, Kabupaten Madiun, Kabupaten Magetan, Kabupaten Pamekasan, Kabupaten Ponorogo, Kabupaten Sidoarjo, Kabupaten Sumenep, Kabupaten Trenggalek, Kabupaten Tuban dan Kabupaten Tulungagung.

- (ii) Kabupaten/kota dengan persentase TUPM tidak sehat lebih dari 50,33%. Ada 16 kabupaten/kota yang masuk dalam kategori ini, yaitu Kabupaten Blitar, Kabupaten Jember, Kabupaten Kediri, Kota Blitar, Kota Kediri, Kota Pasuruan, Kabupaten Lumajang, Kabupaten Malang, Kabupaten Mojokerto, Kabupaten Nganjuk, Kabupaten Ngawi, Kabupaten Pacitan, Kabupaten Pasuruan, Kabupaten Probolinggo, Kabupaten Sampang dan Kabupaten Situbondo.

### 4.1.2 Identifikasi Pola Hubungan antar Variabel

Sebelum melakukan pemodelan regresi linier klasik dan pemodelan spasial Durbin, maka dilakukan identifikasi pola hubungan antara variabel persentase balita dengan status gizi buruk dan faktor-faktor yang mempengaruhinya.



Gambar 4.11: *Scatterplot* antara Balita Gizi Buruk dan Faktor-Faktor yang Mempengaruhinya

Gambar 4.11 menunjukkan bahwa ada 4 variabel penjelas yang memiliki korelasi positif dan 5 variabel penjelas yang memiliki korelasi negatif terhadap variabel respon. Untuk mengidentifikasi hubungan antar variabel juga dapat digunakan analisis korelasi. Korelasi antara variabel respon dengan variabel penjelas dan korelasi antar variabel penjelas ditunjukkan dengan matriks korelasi *Pearson* yang terdapat pada Tabel 4.2. Baris pertama pada Tabel 4.2 menunjukkan nilai korelasi *Pearson* sedangkan baris kedua menunjukkan *P-value*.

Tabel 4.2: Matriks Korelasi *Pearson*

	<i>Y</i>	$X_1$	$X_2$	$X_3$	$X_4$	$X_5$	$X_6$	$X_7$	$X_8$
$X_1$	0,274 0,096*								
$X_2$	-0,006 0,972	-0,066 0,694							
$X_3$	0,298 0,069*	-0,022 0,896	0,009 0,958						
$X_4$	-0,108 0,517	-0,260 0,115	-0,160 0,338	0,234 0,156					
$X_5$	-0,071 0,670	-0,294 0,073*	0,092 0,583	0,048 0,776	0,271 0,100*				
$X_6$	-0,004 0,979	0,429 0,007*	-0,084 0,617	-0,238 0,150	-0,297 0,070*	-0,171 0,306			
$X_7$	0,054 0,746	-0,103 0,537	0,076 0,652	0,169 0,311	0,275 0,095*	0,369 0,022*	-0,325 0,047*		
$X_8$	-0,124 0,458	-0,224 0,176	0,091 0,585	0,084 0,615	0,475 0,003*	0,125 0,454	-0,182 0,274	0,144 0,387	
$X_9$	0,533 0,001*	0,179 0,282	-0,096 0,565	-0,003 0,988	-0,310 0,059*	-0,419 0,009*	0,187 0,261	-0,434 0,006*	-0,345 0,034*

\* Signifikan pada  $\alpha = 10\%$ 

Tabel 4.2 menunjukkan bahwa variabel persentase penduduk miskin ( $X_1$ ), persentase bayi tidak mendapat ASI eksklusif ( $X_3$ ) dan persentase TUPM tidak sehat ( $X_9$ ) memiliki hubungan linier yang signifikan terhadap variabel respon. Variabel persentase balita dengan status gizi buruk ( $Y$ ) memiliki hubungan positif dengan variabel persentase penduduk miskin ( $X_1$ ), persentase bayi tidak mendapat ASI eksklusif ( $X_3$ ), persentase RT memiliki fasilitas BAB ( $X_7$ ) dan persentase TUPM tidak sehat ( $X_9$ ). Sementara itu, persentase balita dengan status gizi buruk ( $Y$ ) memiliki korelasi negatif dengan variabel persentase bayi BBLR ( $X_2$ ), persentase kunjungan ibu hamil K4 ( $X_4$ ), persentase rumah kategori sehat ( $X_5$ ), persentase RT pengguna air bersih ( $X_6$ ) dan persentase ibu hamil mendapat tablet  $Fe_3$  ( $X_8$ ).

Berdasarkan Tabel 4.2 terlihat bahwa korelasi linier antara variabel banyaknya balita dengan status gizi buruk dengan variabel persentase bayi BBLR tidak signifikan karena nilai korelasi yang sangat kecil (mendekati nol). Oleh karena itu, variabel persentase bayi BBLR tidak dipilih dalam analisis selanjutnya.

## 4.2 Model Regresi Klasik

Untuk melihat performa regresi spasial Durbin, hubungan antara persentase balita dengan status gizi buruk dan faktor-faktor yang mempengaruhinya akan dimodelkan baik itu dengan regresi klasik maupun regresi spasial Durbin. Langkah pertama adalah melakukan pemodelan dengan regresi klasik.

Salah satu syarat yang harus dipenuhi dalam analisis regresi klasik adalah tidak ada multikolinieritas diantara variabel penjelas. Untuk mendeteksi ada atau tidaknya multikolinieritas dapat dilihat dari nilai VIF (*Variance Inflation Factor*). Adanya multikolinieritas dapat diindikasikan apabila nilai VIF untuk setiap variabel penjelas bernilai lebih dari 5. Nilai VIF untuk variabel-variabel penjelas yang digunakan dalam penelitian ini ditunjukkan dalam Tabel 4.3

Tabel 4.3: Nilai VIF untuk Setiap Variabel Penjelas

Variabel Penjelas	Nilai VIF
$X_1$	1,4
$X_3$	1,1
$X_4$	1,5
$X_5$	1,4
$X_6$	1,4
$X_7$	1,5
$X_8$	1,4
$X_9$	1,5



Berdasarkan Tabel 4.3, semua variabel penjelas mempunyai nilai VIF kurang dari 5. Hal ini menunjukkan bahwa tidak terjadi multikolinieritas diantara variabel penjelas yang diamati.

Langkah selanjutnya adalah menduga koefisien model regresi klasik. Hasil dari dugaan koefisien model regresi klasik dapat dilihat pada Tabel 4.4.

Tabel 4.4: Dugaan Koefisien Model Regresi Klasik

Prediktor	Koefisien
Konstanta	-1,903
$X_1$	0,034
$X_3$	0,013
$X_4$	-0,007
$X_5$	0,005
$X_6$	-0,003
$X_7$	0,007
$X_8$	0,012
$X_9$	0,022

Berdasarkan hasil pada Tabel 4.4, maka model dugaan regresi klasik (*full model*) adalah:

$$\hat{Y} = -1,903 + 0,034X_1 + 0,013X_3 - 0,007X_4 + 0,005X_5 - 0,003X_6 + 0,007X_7 + 0,012X_8 + 0,022X_9$$

Analisis Varians berdasarkan regresi klasik ditunjukkan pada Tabel 4.5 berikut.

Tabel 4.5: Analisis Varians Berdasarkan Regresi Klasik

Sumber Varians	Jumlah Kuadrat	DF	Kuadrat Tengah	$F_{hitung}$
Regresi	7,617	8	0,952	3,93
Galat	7,018	29	0,242	
Total	14,635	37		

Berdasarkan Tabel 4.5, didapat nilai  $F_{Hitung} = 3,93 > F_{0,10(8;29)} = 1,89$ . Jadi dapat disimpulkan bahwa minimal ada satu variabel penjelas yang berpengaruh secara signifikan terhadap model. Oleh karena itu, model tersebut berguna (*useful*) untuk memodelkan kasus gizi buruk pada anak balita di Provinsi Jawa Timur.

Tahap selanjutnya adalah pemilihan model regresi terbaik. Pemilihan model terbaik dilakukan dengan menggunakan metode *Stepwise Regression*. Berdasarkan metode *Stepwise Regression* dengan  $\alpha$  to enter = 10% dan  $\alpha$  to remove = 10%, ada tiga variabel penjelas yang berpengaruh secara signifikan. Variabel-variabel tersebut adalah persentase bayi tidak mendapat ASI eksklusif ( $X_3$ ), persentase RT memiliki fasilitas BAB ( $X_7$ ) dan persentase TUPM tidak sehat ( $X_9$ ). Hasil selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 5.

Model dugaan regresi klasik terbaik yang terbentuk adalah:

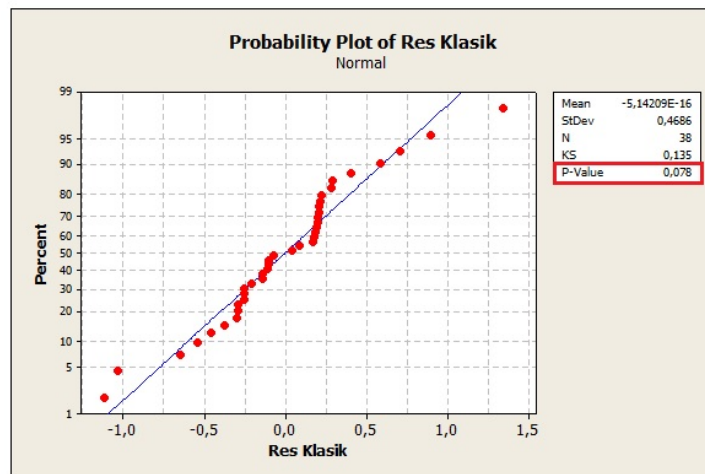
$$\hat{Y} = -1,1079 + 0,0130X_3 + 0,0085X_7 + 0,0205X_9 \quad (4.1)$$

Variabel persentase bayi tidak mendapat ASI eksklusif ( $X_3$ ) memiliki hubungan positif dengan variabel persentase balita dengan status gizi buruk. Artinya, apabila ada peningkatan (penurunan) dari persentase bayi tidak mendapat ASI eksklusif maka akan meningkatkan (menurunkan) persentase balita dengan status gizi buruk di suatu kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur dengan asumsi nilai-nilai untuk variabel penjelas yang lain adalah konstan. Makna yang sama berlaku untuk variabel persentase RT memiliki fasilitas BAB ( $X_7$ ) dan persentase TUPM tidak sehat ( $X_9$ )

Setelah mendapatkan model dugaan regresi klasik, maka langkah selanjutnya adalah pemeriksaan asumsi untuk kelayakan model tersebut. Asumsi-

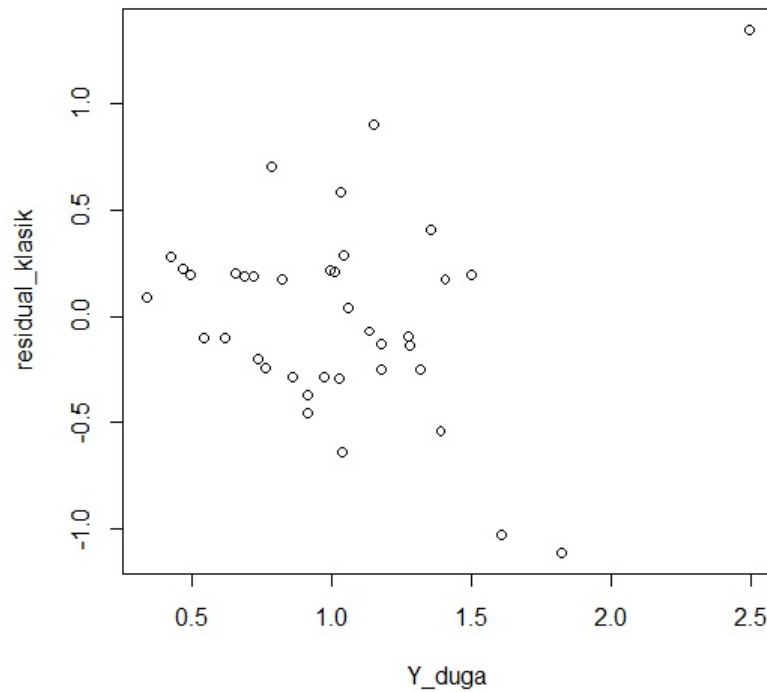
asumsi yang harus dipenuhi adalah kenormalan dan kehomogenan ragam sisaan (*error*).

Kenormalan sisaan dapat diuji dengan menggunakan uji *Kolmogorov-Smirnov* (KS). Hipotesis awal ( $H_0$ ) untuk uji ini adalah sisaan menyebar normal dan hipotesis tandingannya ( $H_1$ ) adalah sisaan tidak menyebar normal. Pengambilan keputusan adalah  $H_0$  diterima jika *P-value* lebih besar dari  $\alpha$  yang ditentukan. Pada Gambar 4.12, nilai KS yang diperoleh sebesar 0,135 dengan *P-value* 0,078. Jika ditentukan  $\alpha = 1\%$ , maka dapat disimpulkan bahwa residual menyebar normal.



Gambar 4.12: Uji Kenormalan Sisaan Model Regresi Klasik

Kehomogenan ragam sisaan dapat dilihat pada Gambar 4.13. Pada gambar tersebut terlihat bahwa residual membentuk suatu pola tertentu serta lebar dari pencaran residual tidak sama, sehingga diindikasikan bahwa ragam sisaan pada model dugaan regresi klasik relatif tidak homogen.



Gambar 4.13: Uji Kehomogenan Ragam Sisaan Model Regresi Klasik

Pada pengujian asumsi sisaan didapatkan bahwa sisaan pada model regresi klasik telah berdistribusi normal, namun tidak homogen. Model regresi klasik yang telah didapat kurang layak untuk digunakan karena adanya pelanggaran asumsi kehomogenan ragam sisaan (*error*). Oleh karena itu, langkah selanjutnya adalah melakukan pemodelan regresi spasial.

## 4.3 Model Regresi Spasial

### 4.3.1 Matriks Pembobot Spasial

Pada penelitian ini, matriks pembobot yang digunakan adalah matriks pembobot *Queen Contiguity* yang didasarkan pada persinggungan sisi dan sudut. Bentuk matriks pembobot spasial yang dihasilkan ditunjukkan pada Lampiran 6. Setelah matriks pembobot spasial didapat, langkah selanjutnya adalah menormalisasi guna memperoleh rata-rata dari wilayah yang mengelilingi suatu kabupaten/kota. Metode normalisasi yang dipilih dalam penelitian ini adalah normalisasi baris. Metode normalisasi baris dipilih atas dasar perhitungan nilai  $w_{ij}$  yang telah dijelaskan di bab sebelumnya. Matriks pembobot spasial yang telah di normalisasi ditunjukkan pada Lampiran 7.

### 4.3.2 Pengujian Dependensi Spasial

Pengujian dependensi spasial merupakan langkah selanjutnya sebelum melakukan pemodelan spasial. Pengujian ini bertujuan untuk mengidentifikasi apakah ada hubungan spasial antar kabupaten/kota terhadap masing-masing variabel. Pengujian dependensi spasial ini menggunakan uji Moran's I.

Hipotesis yang digunakan adalah:

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

$H_1 : I \neq 0$  (ada dependensi spasial)

Pengambilan keputusan yaitu  $H_0$  ditolak jika  $|Z(I)| > Z_{\alpha/2}$

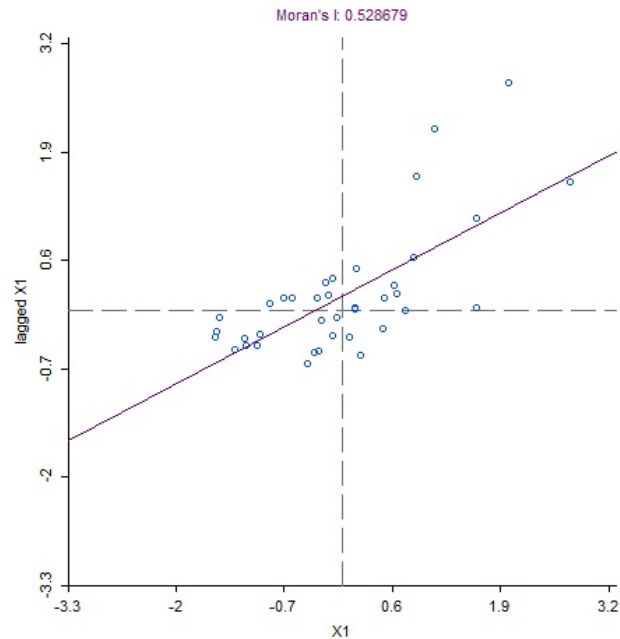
Hasil pengujian Moran's I dapat dilihat pada tabel berikut:

Tabel 4.6: Hasil Uji Morans'I

Kode	Variabel	Nilai Moran's I	$ Z(I) $
$Y$	Persentase balita dengan status gizi buruk	-0,0688	0,5123
$X_1$	Persentase penduduk miskin	0,5287	4,5548*
$X_3$	Persentase bayi tidak mendapat ASI eksklusif	0,1313	1,3076
$X_4$	Persentase kunjungan ibu hamil K4	0,0930	1,0581
$X_5$	Persentase rumah kategori sehat	0,3474	2,7740*
$X_6$	Persentase RT pengguna air bersih	0,0026	0,2689
$X_7$	Persentase RT memiliki fasilitas BAB	0,0560	0,8202
$X_8$	Persentase ibu hamil mendapat tablet $Fe_3$	0,0916	0,9275
$X_9$	Persentase TUPM tidak sehat	0,1073	1,1218

\* Signifikan pada  $\alpha = 10\%$ ;  $Z_{0,05} = 1,64$

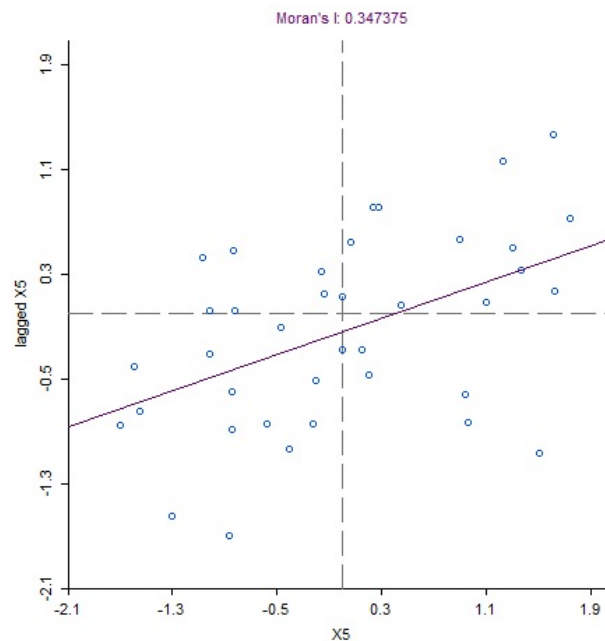
Berdasarkan Tabel 4.6, dapat disimpulkan bahwa terdapat dependensi spasial pada dua variabel penjelas dengan tingkat signifikansi 10%. Variabel-variabel tersebut adalah persentase penduduk miskin ( $X_1$ ) dan persentase rumah kategori sehat ( $X_5$ ). Variabel-variabel penjelas ini memiliki pola data yang mengelompok dan memiliki kesamaan karakteristik pada lokasi (kabupaten/kota) yang berdekatan. Variabel respon, yaitu persentase balita dengan status gizi buruk memiliki nilai Moran's I sebesar  $-0,0688$ . Nilai ini tidak signifikan pada  $\alpha = 10\%$  dan lebih kecil dari nilai  $I_0 = -0,0270$  sehingga membentuk pola yang menyebar. Artinya, persentase balita dengan status gizi buruk di setiap kabupaten/kota memiliki karakteristik yang berbeda.



Gambar 4.14: Moran's *Scatterplot* Variabel Persentase Penduduk Miskin

Salah satu variabel penjelas yang memiliki karakteristik dependensi/ ketergantungan spasial adalah persentase penduduk miskin ( $X_1$ ). Pada Gambar 4.14 dapat dilihat bahwa pengelompokan variabel persentase penduduk miskin berada di kuadran I (*High-High*) dimana kabupaten/kota yang memiliki persentase penduduk miskin yang tergolong tinggi, dikelilingi oleh kabupaten/kota yang memiliki persentase penduduk miskin yang tergolong tinggi pula. Kabupaten/kota yang termasuk dalam kuadran I adalah Kabupaten Bangkalan, Kabupaten Bojonegoro, Kota Probolinggo, Kabupaten Lamongan, Kabupaten Nganjuk, Kabupaten Ngawi, Kabupaten Pacitan, Kabupaten Pamekasan, Kabupaten Probolinggo, Kabupaten Sampang, Kabupaten Situbondo, Kabupaten Sumenep, Kabupaten Trenggalek dan Kabupaten Tuban. Pengelompokan variabel persentase penduduk miskin juga terjadi di kuadran III (*Low-Low*), yaitu kabupaten/kota yang

memiliki persentase penduduk miskin yang tergolong rendah dikelilingi oleh kabupaten/kota yang memiliki persentase penduduk miskin tergolong rendah pula. Wilayah yang termasuk dalam kuadran III adalah Kabupaten Blitar, Kota Batu, Kota Blitar, Kota Madiun, Kota Malang, Kota Mojokerto, Kota Pasuruan, Kota Surabaya, Kabupaten Madiun, Kabupaten Magetan, Kabupaten Malang, Kabupaten Mojokerto, Kabupaten Pasuruan dan Kabupaten Sidoarjo.



Gambar 4.15: Moran's *Scatterplot* Variabel Persentase Rumah Kategori Sehat

Variabel penjelas lain yang terdapat ketergantungan spasial adalah persentase rumah kategori sehat ( $X_5$ ). Pada Gambar 4.15 dapat dilihat bahwa pengelompokan variabel persentase rumah kategori sehat juga berada di kuadran I (*High-High*) dan kuadran III (*Low-Low*). Kabupaten/kota yang termasuk dalam kuadran I adalah Kabupaten Gresik, Kota Madiun, Kota Mojokerto, Kota Surabaya, Kabupaten Lamongan, Kabupaten Madiun, Kabupaten Magetan, Ka-



bupaten Mojokerto, Kabupaten Ngawi, Kabupaten Pacitan, Kabupaten Ponorogo, Kabupaten Sidoarjo dan Kabupaten Tuban, sedangkan kabupaten/kota yang termasuk dalam kuadran III adalah Kabupaten Blitar, Kabupaten Kediri, Kota Batu, Kota Blitar, Kota Kediri, Kota Malang, Kota Probolinggo, Kabupaten Lumajang, Kabupaten Malang, Kota Probolinggo, Kabupaten Lumajang, Kabupaten Malang, Kabupaten Nganjuk, Kabupaten Pamekasan, Kabupaten Probolinggo, Kabupaten Sampang, Kabupaten Situbondo dan Kabupaten Sumenep.

### 4.3.3 Model Regresi Spasial Durbin

Hasil identifikasi dengan uji Moran's I pada Tabel 4.6 untuk setiap variabel menunjukkan bahwa ada hubungan antar lokasi (kabupaten/kota) yang berdekatan. Selain itu, terdapat pelanggaran asumsi kehomogenan ragam residual pada pengujian asumsi model regresi klasik. Adanya hubungan antar lokasi yang berdekatan berdasarkan Uji Moran's I, mengindikasikan perlunya menambahkan komponen spasial pada model regresi. Dalam penelitian ini digunakan model regresi spasial Durbin yaitu model regresi yang mempertimbangkan korelasi spasial baik itu pada variabel respon maupun variabel-variabel penjelasnya.

Bentuk model regresi spasial Durbin (SDM) adalah:

$$\begin{aligned} \mathbf{y} &= \boldsymbol{\alpha} + \rho \mathbf{W}\mathbf{y} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{W}\mathbf{X}\boldsymbol{\theta} + \boldsymbol{\varepsilon} \\ \boldsymbol{\varepsilon} &\sim N(0, \sigma^2 \mathbf{I}) \end{aligned} \tag{4.2}$$

Hasil pendugaan parameter model spasial Durbin dapat dilihat pada Tabel 4.7.

Tabel 4.7: Dugaan Parameter Model Regresi Spasial Durbin

Parameter	Koefisien
Intercept	0,1266
$\beta_1$	0,0349
$\beta_3$	0,0166
$\beta_4$	-0,0060
$\beta_5$	-0,0037
$\beta_6$	-0,0028
$\beta_7$	0,0132
$\beta_8$	0,0030
$\beta_9$	0,0158
$\theta_1$	-0,0537
$\theta_3$	-0,0004
$\theta_4$	-0,0054
$\theta_5$	-0,0124
$\theta_6$	-0,0003
$\theta_7$	0,0161
$\theta_8$	-0,0003
$\theta_9$	-0,0083
$\rho$	-0,3015

Berdasarkan hasil yang ditunjukkan pada Tabel 4.7, model dugaan regresi spasial Durbin (*full model*) adalah:

$$\begin{aligned} \hat{Y} = & 0,1266 - 0,3015WY + 0,0349X_1 + 0,0166X_3 - 0,006X_4 - 0,0037X_5 \\ & - 0,0028X_6 + 0,0132X_7 + 0,003X_8 + 0,0158X_9 - 0,0537WX_1 - 0,0004WX_3 \\ & - 0,0054WX_4 - 0,0124WX_5 - 0,0003WX_6 + 0,0161WX_7 - 0,0003WX_8 \\ & - 0,0083WX_9 \end{aligned}$$

Analisis Varians berdasarkan regresi spasial Durbin ditunjukkan pada Tabel 4.8 berikut.

Tabel 4.8: Analisis Varians Berdasarkan Regresi Spasial Durbin

Sumber Varians	Jumlah Kuadrat	DF	Kuadrat Tengah	$F_{hitung}$
Regresi	10,369	17	0,609	2,86
Galat	4,266	20	0,213	
Total	14,635	37		

Berdasarkan Tabel 4.8, didapat nilai  $F_{Hitung} = 2,86 > F_{0,10(17;20)} = 1,82$ . Jadi dapat disimpulkan bahwa minimal ada satu variabel penjelas yang berpengaruh secara signifikan terhadap model. Oleh karena itu, model tersebut berguna (*useful*) untuk memodelkan kasus gizi buruk pada anak balita di Provinsi Jawa Timur.

Hasil pengujian parameter pada Tabel 4.9 menunjukkan bahwa ada dependensi spasial lag pada variabel respon dan variabel penjelas yang ditunjukkan oleh parameter  $\rho$  dan  $\theta$  yang signifikan pada tingkat signifikansi 10%. Variabel penjelas tanpa adanya pembobot yang berpengaruh signifikan adalah persentase bayi tidak mendapat ASI eksklusif ( $X_3$ ), persentase RT memiliki fasilitas BAB ( $X_7$ ) dan persentase TUPM tidak sehat ( $X_9$ ), sedangkan variabel penjelas yang signifikan dengan adanya pembobot adalah persentase rumah kategori sehat ( $X_5$ ) dan persentase RT memiliki fasilitas BAB ( $X_7$ ). Kesimpulan ini diperoleh dengan melihat nilai *Wald* yang lebih besar dari nilai  $\chi^2_{(0,10;1)} = 2,706$ .

Tabel 4.9: Pengujian Parameter Model Regresi Spasial Durbin Secara Parsial

Parameter	Koefisien	<i>Wald</i>
Intercept	0,1266	0,003
$\beta_1$	0,0349	1,939
$\beta_3$	0,0166	10,212*
$\beta_4$	-0,0060	0,303
$\beta_5$	-0,0037	0,981
$\beta_6$	-0,0028	0,518
$\beta_7$	0,0132	14,167*
$\beta_8$	0,0030	0,067
$\beta_9$	0,0158	16,018*
$\theta_1$	-0,0537	2,269
$\theta_3$	-0,0004	0,002
$\theta_4$	-0,0054	0,058
$\theta_5$	-0,0124	3,443*
$\theta_6$	-0,0003	0,001
$\theta_7$	0,0161	7,983*
$\theta_8$	-0,0003	0,000
$\theta_9$	-0,0083	0,838
$\rho$	-0,3015	3,252*

\* Signifikan pada  $\alpha = 10\%$ ;  $\chi^2_{(0,10;1)} = 2,706$

Tahap selanjutnya adalah pemilihan model terbaik. Pemilihan model terbaik dilakukan dengan meregresikan antara  $Y$  dengan  $\rho, \beta_3, \beta_7, \beta_9, \theta_5$ , dan  $\theta_9$ . Dugaan untuk koefisien regresi tersebut ditunjukkan pada Tabel 4.10 berikut:

Tabel 4.10: Dugaan untuk Koefisien  $\rho, \beta_3, \beta_7, \beta_9, \theta_5, \theta_7$  Model Regresi Spasial Durbin

Parameter	Koefisien
Intercept	-1,9130
$\beta_3$	0,0148
$\beta_7$	0,0107
$\beta_9$	0,0204
$\theta_5$	-0,0053
$\theta_7$	0,0169
$\rho$	-0,4042

Model dugaan regresi spasial Durbin terbaik yang terbentuk adalah:

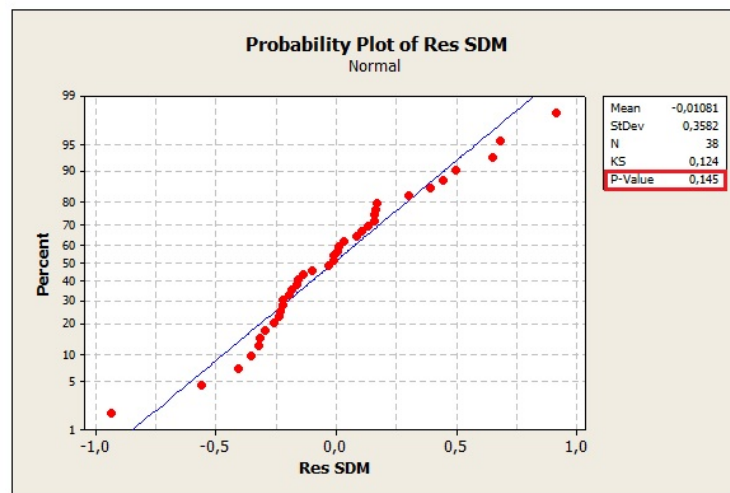
$$\begin{aligned} \hat{Y} = & -1,913 - 0,4042WY + 0,0148X_3 + 0,0107X_7 + 0,0204X_9 \\ & - 0,0053WX_5 + 0,0169WX_7 \end{aligned} \quad (4.3)$$

Nilai koefisien untuk persentase bayi tidak mendapat ASI eksklusif ( $X_3$ ) adalah positif, artinya peningkatan (penurunan) persentase bayi tidak mendapat ASI eksklusif akan meningkatkan (menurunkan) persentase balita dengan status gizi buruk dengan asumsi nilai-nilai untuk variabel penjelas lainnya adalah konstan. Makna yang serupa berlaku untuk variabel persentase RT memiliki fasilitas BAB ( $X_7$ ) dan persentase TUPM tidak sehat ( $X_9$ ).

Nilai koefisien pada lag variabel respon ( $\rho$ ) bernilai negatif, artinya peningkatan (penurunan) pengaruh dari wilayah yang mengelilingi suatu kabupaten/kota akan menurunkan (meningkatkan) persentase balita dengan status gizi buruk suatu kabupaten/kota tersebut dengan asumsi nilai-nilai untuk variabel penjelas lainnya adalah konstan. Nilai koefisien pada lag variabel penjelas persentase rumah kategori sehat ( $X_5$ ) bernilai negatif, artinya wilayah yang dekat dengan kabupaten/kota yang mempunyai persentase rumah kategori sehat ter-

golong tinggi akan mempunyai persentase balita dengan status gizi buruk yang tergolong rendah dengan asumsi nilai-nilai untuk variabel penjelas lainnya adalah konstan. Sebaliknya, nilai koefisien pada lag variabel penjelas persentase RT memiliki fasilitas BAB ( $X_7$ ) bernilai positif yang menunjukkan bahwa wilayah yang dekat dengan kabupaten/kota yang mempunyai persentase RT memiliki fasilitas BAB tergolong tinggi akan mempunyai persentase balita dengan status gizi buruk yang tergolong tinggi pula.

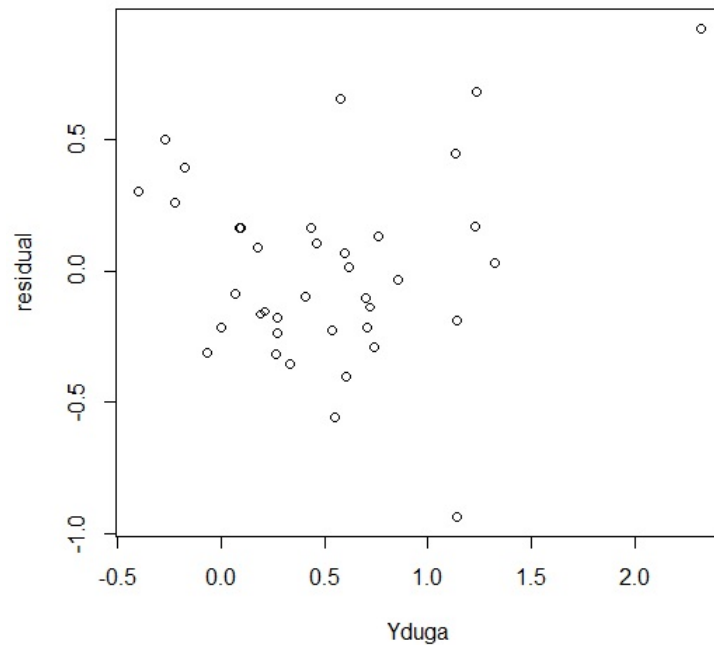
Setelah mendapatkan model regresi spasial Durbin, langkah selanjutnya adalah pemeriksaan asumsi untuk kelayakan model tersebut. Asumsi-asumsi yang harus dipenuhi adalah kenormalan dan kehomogenan ragam sisaan (*error*).



Gambar 4.16: Uji Kenormalan Sisaan Model Regresi Spasial Durbin

Kenormalan sisaan dapat diuji dengan menggunakan uji *Kolmogorov-Smirnov* (KS). Hipotesis awal ( $H_0$ ) untuk uji ini adalah sisaan menyebar normal dan hipotesis tandingannya ( $H_1$ ) adalah sisaan tidak menyebar normal. Pengambilan keputusan adalah terima  $H_0$  jika *P-value* lebih besar dari  $\alpha$  yang ditentukan.

Pada Gambar 4.16, nilai KS yang diperoleh sebesar 0,124 dengan  $P$ -value 0,145. Jika ditentukan  $\alpha = 1\%$ , maka dapat disimpulkan bahwa residual menyebar normal.



Gambar 4.17: Uji Kehomogenan Ragam Sisaan Model Regresi Spasial Durbin

Kehomogenan ragam sisaan dapat dilihat pada Gambar 4.17. Pada gambar tersebut terlihat bahwa sebaran residual cenderung mendekati disekitar garis normal dengan lebar pencaran residual yang relatif sama, sehingga dapat disimpulkan bahwa ragam sisaan pada model dugaan regresi spasial Durbin relatif homogen.

Pada pengujian asumsi sisaan model regresi spasial Durbin didapatkan bahwa sisaan telah memenuhi asumsi kenormalan dan kehomogenan ragam sisaan.

## 4.4 Pemilihan Model

Adanya pengelompokan wilayah pada gambar persebaran variabel serta signifikansi uji Moran's I mengindikasikan perlunya memasukkan/ mempertimbangkan pengaruh spasial dalam menganalisis hubungan antara variabel respon dan variabel penjelas. Model regresi terbaik dipilih dengan membandingkan nilai BIC dan  $R^2$ -*adjust* dari setiap model. Nilai BIC yang paling kecil dan  $R^2$ -*adjust* yang paling besar dibandingkan model lainnya menunjukkan bahwa model tersebut lebih baik dibandingkan model yang lain. Tabel 4.11 menunjukkan nilai BIC dan  $R^2$ -*adjust* dari model regresi klasik dan model regresi spasial Durbin.

Tabel 4.11: Nilai BIC dan  $R^2$ -*adjust* tiap Model

Model	BIC	$R^2$ - <i>adjust</i>
Klasik	67,413	39,58%
SDM	60,250	67,49%

Berdasarkan Tabel 4.11, nilai BIC yang dihasilkan dari model regresi spasial Durbin (60,250) lebih kecil jika dibandingkan nilai BIC yang dihasilkan dari model regresi klasik (67,413). Selain itu, nilai  $R^2$ -*adjust* yang dihasilkan dari model spasial Durbin (67,49%) lebih besar dibandingkan model regresi klasik (39,58%). Hal ini menunjukkan bahwa model regresi spasial Durbin lebih baik digunakan dalam memodelkan kasus gizi buruk pada anak balita di Provinsi Jawa Timur.



# BAB V

## PENUTUP

### 5.1 Kesimpulan

- (i) Kasus gizi buruk pada anak balita di Provinsi Jawa Timur dan faktor-faktor yang mempengaruhinya memiliki efek spasial. Hal ini dapat dilihat dari adanya pengelompokan wilayah pada gambar persebaran variabel, signifikansi dari uji Moran's I serta model spasial Durbin (SDM). Hasil pengujian model spasial Durbin memperlihatkan bahwa lag variabel respon dan penjelas berpengaruh secara signifikan terhadap kasus gizi buruk pada anak balita.
- (ii) Model dugaan regresi spasial Durbin untuk kasus gizi buruk pada anak balita di Jawa Timur tahun 2013 adalah:

$$\hat{Y} = -1,913 - 0,4042WY + 0,0148X_3 + 0,0107X_7 + 0,0204X_9 \\ - 0,0053WX_5 + 0,0169WX_7$$

Variabel penjelas yang signifikan tanpa adanya pembobot adalah persentase bayi tidak mendapat ASI eksklusif ( $X_3$ ), persentase RT memiliki fasilitas BAB ( $X_7$ ) dan persentase TUPM tidak sehat ( $X_9$ ). Nilai koefisien pada variabel persentase bayi tidak mendapat ASI eksklusif adalah positif, artinya peningkatan persentase bayi tidak mendapat ASI eksklusif ( $X_3$ ) akan meningkatkan persentase balita dengan status gizi buruk dengan asumsi

nilai-nilai untuk variabel lain adalah konstan. Makna yang serupa berlaku untuk persentase RT memiliki fasilitas BAB ( $X_7$ ) dan persentase TUPM tidak sehat ( $X_9$ ). Variabel penjelas yang signifikan dengan adanya pembobot adalah persentase rumah kategori sehat ( $X_5$ ) dan persentase RT memiliki fasilitas BAB ( $X_7$ ). Nilai koefisien pada variabel persentase rumah kategori sehat adalah negatif. Hal ini menunjukkan bahwa wilayah yang dekat dengan kabupaten/kota dengan persentase rumah kategori sehat tergolong tinggi akan mempunyai persentase balita dengan status gizi buruk yang rendah dengan asumsi nilai-nilai untuk variabel lain adalah konstan. Makna sebaliknya berlaku untuk variabel persentase rumah memiliki fasilitas BAB.

- (iii) Model regresi spasial Durbin (SDM) lebih baik untuk digunakan dalam memodelkan kasus gizi buruk pada anak balita di Provinsi Jawa Timur karena memperhatikan unsur spasial dalam analisisnya. Pemodelan dengan menggunakan model spasial Durbin menghasilkan nilai  $R^2$ -*adjust* sebesar 67,49% dan nilai BIC sebesar 60,250. Nilai ini lebih baik jika dibandingkan dengan pemodelan dengan menggunakan model regresi klasik yang mempunyai nilai  $R^2$ -*adjust* sebesar 39,58% dan nilai BIC sebesar 67,413.

## 5.2 Saran

- (i) Upaya-upaya yang dapat dilakukan pemerintah Provinsi Jawa Timur untuk mengurangi persentase balita dengan status gizi buruk adalah dengan meningkatkan kesadaran ibu menyusui untuk memberikan ASI eksklusif pada bayinya, meningkatkan pembangunan rumah sehat, meningkatkan pemakaian fasilitas BAB yang sehat serta meningkatkan pembangunan Tempat

Umum dan Pengolahan Makanan (TUPM) yang sehat.

- (ii) Penelitian ini dapat dilanjutkan dengan menggunakan model regresi spasial berdasarkan pendekatan data titik. Salah satu model yang dapat digunakan adalah GWR (*Geographically Weighted Regression*).

## DAFTAR PUSTAKA

- Anonim. 2014. *Indonesia masih dihantui Kasus Gizi Buruk*. <http://www.indonesiafightpoverty.com>. Diakses 9 Februari 2015.
- Anselin, Luc. 1988. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. The Netherlands: Kluwer Academic Publishers.
- Bekti, R.D, "Spatial Durbin Model to Indentify Influential Factors of Diarrhea", *Journal of Mathematics and Statistics* 8(3):396-402, 2012
- Budiantara, I Nyoman,"Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Angka Gizi Buruk di Jawa Timur dengan Pendekatan Regresi Nonparametrik Spline", *Jurnal Sains dan Seni* Vol. 1 ISSN: 2301-928X, 2012
- BPS. 2014. *Jawa Timur dalam Angka Tahun 2014*. Jakarta: BPS.
- Dinkes. 2013. *Profil Kesehatan Provinsi Jawa Timur Tahun 2013*. Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur.
- Fischer, Manfred M dan Wang, Jinfeng. 2011. *Spatial Data Analysis: Models, Methods, and Techniques*. New York: Springer.
- Gujarati, D.N. 2003. *Basic Econometric*. Edisi ke-4. New York: Mc Graw Hill Companies.
- Joshi, Sudiksha dan Tesfa Gebremedhin, "A Spatial Analysis of Poverty and Income Inequality in the Appalachian Region", *Journal of Rural and Community Development* 7(2) p.118-130 ISSN: 1712-8277, 2012
- Kemenkes RI. 2013. *Profil Kesehatan Indonesia Tahun 2013*. Kementerian Kesehatan RI.
- Kosfeld, R. 2010. *Spatial Econometrics*. University of Kassel. <http://www.uni-kassel.de>. Diakses 12 Desember 2014.

- Kutner, M.H., C.J Nachtsheim., dan J. Neter. 2004. *Applied Linear Regression Models*. Edisi ke-4. New York: McGraw-Hill Companies, Inc.
- Lee, J. dan D.W.S Wong. 2001. *Statistical Analysis with ArcView GIS*. Edisi ke-1. New York: John Wiley and Sons.
- Lembo, A.J. 2006. *Spatial Autocorrelation*. Cornell University. <http://www.css.cals.cornell.edu>. Diakses 16 Januari 2015.
- LeSage, James.P. 1999. *The Thoery and Practice of Spatial Econometrics*. University of Toledo.
- LeSage, James.P. dan R.K.Pace. 2009. *Introduction to Spatial Econometrics*. USA: Taylor&Francis Gorup.
- Ridwan, Mohammad. 2014. *Jatim Juara Gizi Buruk, Nina Soerkowo malah terima Award Gizi*. <http://www.lensaindonesia.com>. Diakses 9 Februari 2015.
- Sudayasa, P. 2010. *5 Penjelasan Singkat Kasus Balita Gizi Buruk*. <http://www.puskel.com>. Diakses 9 Februari 2015.
- WHO. 2010. *World Health Statstics 2010*. <http://who.int>. Diakses 9 Februari 2015.

## LAMPIRAN-LAMPIRAN

### LAMPIRAN 1

Standar Berat Badan Menurut Umur (BB/U) Anak Laki-Laki Umur 0-60 Bulan

Umur (Bulan)	Berat Badan (Kg)						
	-3 SD	-2 SD	-1 SD	Median	1 SD	2 SD	3 SD
0	2.1	2.5	2.9	3.3	3.9	4.4	5.5
1	2.9	3.4	3.9	4.5	5.1	5.8	6.6
2	3.8	4.3	4.9	5.6	6.3	7.1	8.0
3	4.4	5.0	5.7	6.4	7.2	8.0	9.0
4	4.9	5.6	6.2	7.0	7.8	8.7	9.7
5	5.3	6.0	6.7	7.5	8.4	9.3	10.4
6	5.7	6.4	7.1	7.9	8.8	9.8	10.9
7	5.9	6.7	7.4	8.3	9.2	10.3	11.4
8	6.2	6.9	7.7	8.6	9.6	10.7	11.9
9	6.4	7.1	8.0	8.9	9.9	11.0	12.3
10	6.6	7.4	8.2	9.2	10.2	11.4	12.7
11	6.8	7.6	8.4	9.4	10.5	11.7	13.0
12	6.9	7.7	8.6	9.6	10.8	12.0	13.3
13	7.1	7.9	8.8	9.9	11.0	12.3	13.7
14	7.2	8.1	9.0	10.1	11.3	12.6	14.0
15	7.4	8.3	9.2	10.3	11.5	12.8	14.3
16	7.5	8.4	9.4	10.5	11.7	13.1	14.6
17	7.7	8.6	9.6	10.7	12.0	13.4	14.9
18	7.8	8.8	9.8	10.9	12.2	13.7	15.3
19	8.0	8.9	10.0	11.1	12.5	13.9	15.6
20	8.1	9.1	10.1	11.3	12.7	14.2	15.9
21	8.2	9.2	10.3	11.5	12.9	14.5	16.2
22	8.4	9.4	10.5	11.8	13.2	14.7	16.5
23	8.5	9.5	10.7	12.0	13.4	15.0	16.8
24	8.6	9.7	10.8	12.2	13.6	15.3	17.1
25	8.8	9.8	11.0	12.4	13.9	15.5	17.5
26	8.9	10.0	11.2	12.5	14.1	15.8	17.8
27	9.0	10.1	11.3	12.7	14.3	16.1	18.1
28	9.1	10.2	11.5	12.9	14.5	16.3	18.4

Umur (Bulan)	Berat Badan (Kg)						
	-3 SD	-2 SD	-1 SD	Median	1 SD	2 SD	3 SD
29	9.2	10.4	11.7	13.1	14.8	16.6	18.7
30	9.4	10.5	11.8	13.3	15.0	16.9	19.0
31	9.5	10.7	12.0	13.5	15.2	17.1	19.3
32	9.6	10.8	12.1	13.7	15.4	17.4	19.6
33	9.7	10.9	12.3	13.8	15.6	17.6	19.9
34	9.8	11.0	12.4	14.0	15.8	17.8	20.2
35	9.9	11.2	12.6	14.2	16.0	18.1	20.4
36	10.0	11.3	12.7	14.3	16.2	18.3	20.7
37	10.1	11.4	12.9	14.5	16.4	18.6	21.0
38	10.2	11.5	13.0	14.7	16.6	18.8	21.3
39	10.3	11.6	13.1	14.8	16.8	19.0	21.6
40	10.4	11.8	13.3	15.0	17.0	19.3	21.9
41	10.5	11.9	13.4	15.2	17.2	19.5	22.1
42	10.6	12.0	13.6	15.3	17.4	19.7	22.4
43	10.7	12.1	13.7	15.5	17.6	20.0	22.7
44	10.8	12.2	13.8	15.7	17.8	20.2	23.0
45	10.9	12.4	14.0	15.8	18.0	20.5	23.3
46	11.0	12.5	14.1	16.0	18.2	20.7	23.6
47	11.1	12.6	14.3	16.2	18.4	20.9	23.9
48	11.2	12.7	14.4	16.3	18.6	21.2	24.2
49	11.3	12.8	14.5	16.5	18.8	21.4	24.5
50	11.4	12.9	14.7	16.7	19.0	21.7	24.8
51	11.5	13.1	14.8	16.8	19.2	21.9	25.1
52	11.6	13.2	15.0	17.0	19.4	22.2	25.4
53	11.7	13.3	15.1	17.2	19.6	22.4	25.7
54	11.8	13.4	15.2	17.3	19.8	22.7	26.0
55	11.9	13.5	15.4	17.5	20.0	22.9	26.3
56	12.0	13.6	15.5	17.7	20.2	23.2	26.6
57	12.1	13.7	15.6	17.8	20.4	23.4	26.9



Umur (Bulan)	Berat Badan (Kg)						
	-3 SD	-2 SD	-1 SD	Median	1 SD	2 SD	3 SD
58	12.2	13.8	15.8	18.0	20.6	23.7	27.2
59	12.3	14.0	15.9	18.2	20.8	23.9	27.6
60	12.4	14.1	16.0	18.3	21.0	24.4	27.9

Sumber: Buku SK Antropometri, Kementerian Kesehatan RI, 2010.

## LAMPIRAN 2

Standar Berat Badan Menurut Umur (BB/U) Anak Perempuan Umur 0-60

Bulan

Umur (Bulan)	Berat Badan (Kg)						
	-3 SD	-2 SD	-1 SD	Median	1 SD	2 SD	3 SD
0	2.0	2.4	2.8	3.2	3.7	4.2	4.8
1	2.7	3.2	3.6	4.2	4.8	5.5	6.2
2	3.4	3.9	4.5	5.1	5.8	6.6	7.5
3	4.0	4.5	5.2	5.8	6.6	7.5	8.5
4	4.4	5.0	5.7	6.4	7.3	8.2	9.3
5	4.8	5.4	6.1	6.9	7.8	8.8	10.0
6	5.1	5.7	6.5	7.3	8.2	9.3	10.6
7	5.3	6.0	6.8	7.6	8.6	9.8	11.1
8	5.6	6.3	7.0	7.9	9.0	10.2	11.6
9	5.8	6.5	7.3	8.2	9.3	10.5	12.0
10	5.9	6.7	7.5	8.5	9.6	10.9	12.4
11	6.1	6.9	7.7	8.7	9.9	11.2	12.8
12	6.3	7.0	7.9	8.9	10.1	11.5	13.1
13	6.4	7.2	8.1	9.2	10.4	11.8	13.6
14	6.6	7.4	8.3	9.4	10.6	12.1	13.8
15	6.7	7.6	8.5	9.6	10.9	12.4	14.1
16	6.9	7.7	8.7	9.8	11.1	12.6	14.5
17	7.0	7.9	8.9	10.0	11.4	12.9	14.8
18	7.2	8.1	9.1	10.2	11.6	13.2	15.1
19	7.3	8.2	9.2	10.4	11.8	13.5	15.4
20	7.5	8.4	9.4	10.6	12.1	13.7	15.7
21	7.6	8.6	9.6	10.9	12.3	14.0	16.0
22	7.8	8.7	9.8	11.1	12.5	14.3	16.4
23	7.9	8.9	10.0	11.3	12.8	14.6	16.7
24	8.1	9.0	10.2	11.5	13.0	14.8	17.0
25	8.2	9.2	10.3	11.7	13.3	15.1	17.3
26	8.4	9.4	10.5	11.9	13.5	15.4	17.7
27	8.5	9.5	10.7	12.1	13.7	15.7	18.0
28	8.6	9.7	10.9	12.3	14.0	16.0	18.3

Umur (Bulan)	Berat Badan (Kg)						
	-3 SD	-2 SD	-1 SD	Median	1 SD	2 SD	3 SD
29	8.8	9.8	11.1	12.5	14.2	16.2	18.7
30	8.9	10.0	11.2	12.7	14.4	16.5	19.0
31	9.0	10.1	11.4	12.9	14.7	16.8	19.3
32	9.1	10.3	11.6	13.1	14.9	17.1	19.6
33	9.3	10.4	11.7	13.3	15.1	17.3	20.0
34	9.4	10.5	11.9	13.5	15.4	17.6	20.3
35	9.5	10.7	12.0	13.7	15.6	17.9	20.6
36	9.6	10.8	12.2	13.9	15.8	18.1	20.9
37	9.7	10.9	12.4	14.0	16.0	18.4	21.3
38	9.8	11.1	12.5	14.2	16.3	18.7	21.6
39	9.9	11.2	12.7	14.4	16.5	19.0	22.0
40	10.1	11.3	12.8	14.6	16.7	19.2	22.3
41	10.2	11.5	13.0	14.8	16.9	19.5	22.7
42	10.3	11.6	13.1	15.0	17.2	19.8	23.0
43	10.4	11.7	13.3	15.2	17.4	20.1	23.4
44	10.5	11.8	13.4	15.3	17.6	20.4	23.7
45	10.6	12.0	13.6	15.5	17.8	20.7	24.1
46	10.7	12.1	13.7	15.7	18.1	20.9	24.5
47	10.8	12.2	13.9	15.9	18.3	21.1	24.8
48	10.9	12.3	14.0	16.1	18.5	21.5	25.2
49	11.0	12.4	14.2	16.3	18.8	21.8	25.5
50	11.1	12.6	14.3	16.4	19.0	22.1	25.9
51	11.2	12.7	14.5	16.6	19.2	22.4	26.3
52	11.3	12.8	14.6	16.8	19.4	22.6	26.6
53	11.4	12.9	14.8	17.0	19.7	22.9	27.0
54	11.5	13.0	14.9	17.2	19.9	23.2	27.4
55	11.6	13.2	15.1	17.3	20.1	23.5	27.7
56	11.7	13.3	15.2	17.5	20.3	23.8	28.1
57	11.8	13.4	15.3	17.7	20.6	24.1	28.5

Umur (Bulan)	Berat Badan (Kg)						
	-3 SD	-2 SD	-1 SD	Median	1 SD	2 SD	3 SD
58	11.9	13.5	15.5	17.9	20.8	24.4	28.8
59	12.0	13.6	15.6	18.0	21.0	24.6	29.2
60	12.1	13.7	15.8	18.2	21.2	24.49	29.5

Sumber: Buku SK Antropometri, Kementerian Kesehatan RI, 2010.

### LAMPIRAN 3

Data Gizi Buruk Anak Balita Provinsi Jawa Timur Tahun 2013

No	Kabupaten/Kota	Y	$X_1$	$X_2$	$X_3$	$X_4$	$X_5$
1	Kab. Bangkalan	0.39	23.14	3.61	39.65	93.20	45.27
2	Kab. Banyuwangi	0.86	9.57	3.38	28.75	82.58	62.41
3	Kab. Blitar	0.92	10.53	3.62	21.94	82.61	1.02
4	Kab. Bojonegoro	0.71	15.95	4.06	15.34	87.59	36.84
5	Kab. Bondowoso	1.49	15.23	5.41	33.52	86.92	17.07
6	Kab. Gresik	1.10	13.89	2.76	33.84	82.56	69.09
7	Kab. Jember	1.17	11.63	5.36	18.20	69.78	44.22
8	Kab. Jombang	0.69	11.12	3.77	20.58	85.79	21.46
9	Kab. Kediri	1.06	13.17	2.71	24.02	91.01	4.48
10	Kota Batu	0.68	4.75	4.16	31.30	90.21	37.31
11	Kota Blitar	0.58	7.39	4.95	32.19	71.41	20.49
12	Kota Kediri	0.85	8.20	1.72	33.63	100.00	10.39
13	Kota Madiun	0.69	5.00	11.22	34.27	97.75	78.39
14	Kota Malang	0.53	4.85	3.83	28.51	90.32	35.53
15	Kota Mojokerto	0.91	6.63	3.75	46.56	92.21	78.19
16	Kota Pasuruan	1.58	7.57	4.50	36.19	98.87	75.77
17	Kota Probolinggo	0.45	17.35	4.63	30.77	93.30	27.15
18	Kota Surabaya	1.06	5.97	2.63	37.33	98.11	81.03
19	Kab. Lamongan	0.54	16.12	1.27	14.19	95.40	71.01
20	Kab. Lumajang	0.71	12.09	5.34	77.08	89.32	35.87
21	Kab. Madiun	0.51	12.40	3.34	26.18	88.82	42.21
22	Kab. Magetan	0.57	12.14	5.26	24.43	90.39	47.04
23	Kab. Malang	0.73	11.44	3.21	33.63	95.25	20.88
24	Kab. Mojokerto	1.33	10.94	4.26	33.44	81.16	72.43
25	Kab. Nganjuk	1.00	13.55	3.73	22.21	78.97	40.61
26	Kab. Ngawi	3.84	15.38	3.36	54.22	90.58	50.98
27	Kab. Pacitan	1.04	16.66	5.06	24.86	81.85	40.57
28	Kab. Pamekasan	1.21	18.45	3.15	50.68	87.94	31.19
29	Kab. Pasuruan	1.70	11.22	2.60	36.32	85.86	15.73
30	Kab. Ponorogo	0.44	11.87	1.57	24.69	86.93	66.18

No	Kabupaten/Kota	$Y$	$X_1$	$X_2$	$X_3$	$X_4$	$X_5$
31	Kab. Probolinggo	2.05	21.12	5.24	33.34	78.52	21.06
32	Kab. Sampang	1.76	26.97	4.35	38.21	79.98	29.64
33	Kab. Sidoarjo	1.22	6.69	1.93	52.05	97.39	46.18
34	Kab. Situbondo	1.14	13.59	5.83	28.30	76.99	17.10
35	Kab. Sumenep	1.62	21.13	2.95	37.51	86.83	3.56
36	Kab. Trenggalek	0.51	13.50	3.27	44.31	84.81	21.24
37	Kab. Tuban	0.88	17.16	4.75	22.59	89.61	61.61
38	Kab. Tulungagung	0.43	9.03	2.94	40.60	86.68	62.90

No	Kabupaten/Kota	$X_6$	$X_7$	$X_8$	$X_9$
1	Kab. Bangkalan	71.72	100.00	77.61	38.05
2	Kab. Banyuwangi	70.46	62.16	84.64	42.07
3	Kab. Blitar	66.20	18.83	82.02	89.69
4	Kab. Bojonegoro	74.92	78.76	87.04	32.58
5	Kab. Bondowoso	62.79	62.16	85.56	45.31
6	Kab. Gresik	71.82	88.00	81.67	47.89
7	Kab. Jember	70.48	83.73	77.94	70.00
8	Kab. Jombang	57.15	83.60	85.79	29.16
9	Kab. Kediri	67.23	20.87	88.73	94.28
10	Kota Batu	98.50	96.74	90.22	41.70
11	Kota Blitar	49.85	85.81	71.71	76.70
12	Kota Kediri	35.07	100.00	79.12	59.25
13	Kota Madiun	29.38	98.64	97.75	15.59
14	Kota Malang	50.43	100.00	99.14	30.51
15	Kota Mojokerto	33.30	91.37	85.79	21.92
16	Kota Pasuruan	63.36	86.04	67.60	64.17
17	Kota Probolinggo	68.45	100.00	90.64	37.67
18	Kota Surabaya	0.00	98.07	98.23	44.99
19	Kab. Lamongan	65.15	100.00	85.26	48.30

No	Kabupaten/Kota	$X_6$	$X_7$	$X_8$	$X_9$
20	Kab. Lumajang	55.76	88.64	88.44	57.41
21	Kab. Madiun	69.70	84.80	88.77	32.52
22	Kab. Magetan	79.76	82.97	90.20	46.12
23	Kab. Malang	77.54	25.86	90.52	71.98
24	Kab. Mojokerto	65.27	67.15	76.36	55.77
25	Kab. Nganjuk	74.98	61.27	77.69	54.82
26	Kab. Ngawi	68.10	100.00	90.58	100.00
27	Kab. Pacitan	85.04	67.12	81.92	67.91
28	Kab. Pamekasan	85.58	77.98	87.54	38.07
29	Kab. Pasuruan	45.92	100.00	85.73	62.91
30	Kab. Ponorogo	77.86	75.57	84.45	33.74
31	Kab. Probolinggo	67.66	64.99	78.92	62.13
32	Kab. Sampang	72.23	62.44	80.76	70.07
33	Kab. Sidoarjo	39.60	92.38	85.07	32.05
34	Kab. Situbondo	39.84	86.55	76.00	62.75
35	Kab. Sumenep	56.25	100.00	82.98	39.27
36	Kab. Trenggalek	61.33	43.45	83.63	45.03
37	Kab. Tuban	63.57	97.42	90.02	33.13
38	Kota Tulungagung	54.64	67.70	84.71	16.93

Keterangan:

- (i) Persentase balita dengan status gizi buruk ( $Y$ )
- (ii) Persentase penduduk miskin ( $X_1$ )
- (iii) Persentase bayi BBLR ( $X_2$ )
- (iv) Persentase bayi tidak mendapat ASI eksklusif ( $X_3$ )
- (v) Persentase kunjungan ibu hamil K4 ( $X_4$ )
- (vi) Persentase rumah kategori sehat ( $X_5$ )
- (vii) Persentase RT pengguna air bersih ( $X_6$ )
- (viii) Persentase RT memiliki fasilitas BAB ( $X_7$ )

(ix) Persentase ibu hamil mendapat tablet Fe3 ( $X_8$ )

(x) Persentase TUPM tidak sehat ( $X_9$ )



## LAMPIRAN 4

### *Output Analisis Regresi Linier*

Regression Analysis: Y versus X1; X3; X4; X5; X6; X7; X8; X9

The regression equation is

$$Y = - 1,90 + 0,0337 X1 + 0,0126 X3 - 0,0070 X4 + 0,00524 X5 - 0,00289 X6 \\ + 0,00719 X7 + 0,0116 X8 + 0,0219 X9$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P	VIF
Constant	-1,903	1,570	-1,21	0,235	
X1	0,03366	0,01829	1,84	0,076	1,4
X3	0,012640	0,007145	1,77	0,087	1,1
X4	-0,00697	0,01382	-0,50	0,618	1,5
X5	0,005242	0,004112	1,28	0,212	1,4
X6	-0,002889	0,005321	-0,54	0,591	1,4
X7	0,007186	0,004359	1,65	0,110	1,5
X8	0,01161	0,01424	0,82	0,421	1,4
X9	0,021914	0,004906	4,47	0,000	1,5

S = 0,491934    R-Sq = 52,0%    R-Sq(adj) = 38,8%

#### Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	8	7,6174	0,9522	3,93	0,003
Residual Error	29	7,0180	0,2420		

Total                    37   14,6354

Source	DF	Seq SS
X1	1	1,0971
X3	1	1,3551
X4	1	0,1899
X5	1	0,0061
X6	1	0,0915
X7	1	0,0197
X8	1	0,0300
X9	1	4,8279

#### Unusual Observations

Obs	X1	Y	Fit	SE Fit	Residual	St Resid
20	12,1	0,7100	1,8047	0,3179	-1,0947	-2,92R
26	15,4	3,8400	2,7011	0,3551	1,1389	3,35R

R denotes an observation with a large standardized residual.

Durbin-Watson statistic = 1,82893

## LAMPIRAN 5

### *Output Stepwise Regression*

Stepwise Regression: Y versus X1; X3; X4; X5; X6; X7; X8; X9

Alpha-to-Enter: 0,1 Alpha-to-Remove: 0,1

Response is Y on 8 predictors, with N = 38

Step	1	2	3
Constant	0,1971	-0,8225	-1,1079
X9	0,0165	0,0212	0,0205
T-Value	3,78	4,66	4,67
P-Value	0,001	0,000	0,000
X7		0,0099	0,0085
T-Value		2,39	2,08
P-Value		0,022	0,045
X3			0,0130
T-Value			1,92
P-Value			0,064
S	0,539	0,507	0,489
R-Sq	28,41	38,48	44,47
R-Sq(adj)	26,42	34,97	39,58
Mallows C-p	9,3	5,2	3,6

**LAMPIRAN 6**  
Matriks Pembobot Spasial

	1	2	3	4	5	6	.	.	.	.	33	34	35	36	37	38
1	0	0	0	0	0	0	.	.	.	.	0	0	0	0	0	0
2	0	0	0	0	1	0	.	.	.	.	0	1	0	0	0	0
3	0	0	0	0	0	0	.	.	.	.	0	0	0	0	0	1
4	0	0	0	0	0	0	.	.	.	.	0	0	0	0	1	0
5	0	1	0	0	0	0	.	.	.	.	0	1	0	0	0	0
6	0	0	0	0	0	0	.	.	.	.	0	0	0	0	0	0
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
33	0	0	0	0	0	1	.	.	.	.	0	0	0	0	0	0
34	0	1	0	0	1	0	.	.	.	.	0	0	0	0	0	0
35	0	0	0	0	0	0	.	.	.	.	0	0	0	0	0	0
36	0	0	0	0	0	0	.	.	.	.	0	0	0	0	0	1
37	0	0	0	1	0	0	.	.	.	.	0	0	0	0	0	0
38	0	0	0	0	0	0	.	.	.	.	0	0	0	1	0	0

## LAMPIRAN 7

Matriks Pembobot Spasial Standarisasi

	1	2	3	4	5	6	.	.	.	.	33	34	35	36	37	38
1	0	0	0	0	0	0	.	.	.	.	0	0	0	0	0	0
2	0	0	0	0	0.33	0	.	.	.	.	0	0.33	0	0	0	0
3	0	0	0	0	0	0	.	.	.	.	0	0	0	0	0	0.33
4	0	0	0	0	0	0	.	.	.	.	0	0	0	0	0.167	0
5	0	0.33	0	0	0	0	.	.	.	.	0	0.33	0	0	0	0
6	0	0	0	0	0	0	.	.	.	.	0	0	0	0	0	0
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
33	0	0	0	0	0	0.25	.	.	.	.	0	0	0	0	0	0
34	0	0.33	0	0	0.33	0	.	.	.	.	1	0	0	0	0	0
35	0	0	0	0	0	0	.	.	.	.	0	0	0	0	0	0
36	0	0	0	0	0	0	.	.	.	.	0	0	0	0	0	0.50
37	0	0	0	0.50	0	0	.	.	.	.	0	0	0	0	0	0
38	0	0	0	0	0	0	.	.	.	.	0	0	0	0.33	0	0

## LAMPIRAN 8

### *Output* Analisis Regresi Spasial Durbin

```
Call:lagsarlm(formula = Y ~ X1 + X3 + X4 + X5 + X6 + X7 + X8 + X9,
              data = Dataset, listw = col.listw, type = "mixed")
```

Residuals:

	Min	1Q	Median	3Q	Max
	-0.965858	-0.167669	-0.016448	0.134989	0.975933

Type: mixed

Coefficients: (asymptotic standard errors)

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z )
(Intercept)	0.12663439	2.28024900	0.0555	0.9557120
X1	0.03490361	0.02506535	1.3925	0.1637698
X3	0.01659510	0.00519304	3.1956	0.0013952
X4	-0.00599806	0.01088914	-0.5508	0.5817503
X5	-0.00366049	0.00369539	-0.9906	0.3219027
X6	-0.00284050	0.00394743	-0.7196	0.4717819
X7	0.01320739	0.00350896	3.7639	0.0001673
X8	0.00301469	0.01162918	0.2592	0.7954543
X9	0.01582200	0.00395329	4.0022	6.275e-05
lag.X1	-0.05368981	0.03564537	-1.5062	0.1320103
lag.X3	-0.00041201	0.00868253	-0.0475	0.9621525
lag.X4	-0.00539984	0.02241499	-0.2409	0.8096303
lag.X5	-0.01236784	0.00666548	-1.8555	0.0635240

lag.X6	-0.00031016	0.00986619	-0.0314	0.9749217
lag.X7	0.01608584	0.00569343	2.8253	0.0047231
lag.X8	-0.00031649	0.02886841	-0.0110	0.9912528
lag.X9	-0.00833027	0.00909781	-0.9156	0.3598587

Rho: -0.30147, LR test value: 1.8479, p-value: 0.17403

Asymptotic standard error: 0.16717

z-value: -1.8034, p-value: 0.071319

Wald statistic: 3.2524, p-value: 0.071319

Log likelihood: -11.80308 for mixed model

ML residual variance (sigma squared): 0.10568, (sigma: 0.32509)

Number of observations: 38

Number of parameters estimated: 19

AIC: 61.606, (AIC for lm: 61.454)

LM test for residual autocorrelation

test value: 5.9185, p-value: 0.014983

## SURAT PERNYATAAN KEASLIAN SKRIPSI

Dengan ini saya yang bertanda tangan di bawah ini, mahasiswa Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Negeri Jakarta:

Nama : Dytta Sulistianingrum  
No. Registrasi : 3125110297  
Jurusan : Matematika  
Program Studi : Matematika

Menyatakan bahwa skripsi ini yang saya buat dengan judul "**Analisis Regresi Spasial Durbin untuk Kasus Gizi Buruk pada Anak Balita di Provinsi Jawa Timur**" adalah :

- (i) Dibuat dan diselesaikan oleh saya sendiri.
- (ii) Bukan merupakan duplikat skripsi yang pernah dibuat oleh orang lain atau jiplakan karya tulis orang lain.

Pernyataan ini dibuat dengan sesungguhnya dan saya bersedia menanggung segala akibat yang timbul jika pernyataan saya tidak benar.

Jakarta, Juli 2015

Yang membuat pernyataan

Dytta Sulistianingrum



## DAFTAR RIWAYAT HIDUP



**DYTTA SULISTIANINGRUM.** Lahir di Jakarta, 16 Mei 1994. Anak pertama dari pasangan Bapak Salimun dan Ibu Siti Faizah. Saat ini bertempat tinggal di Jalan Amil Abas No.63C RT 02 RW 02, Jaticempaka, Pondok Gede, Bekasi.

No. Ponsel : 085693052580

Email : dydyttasulistia@gmail.com

**Riwayat Pendidikan :** Penulis mengawali pendidikan di TK Al-Marzukiyah selama setahun. Setelah itu melanjutkan pendidikan dasar di SD Negeri Jatibening VIII sampai tahun 2005. Setelah lulus, penulis melanjutkan sekolah menengah di SMP Negeri 20 Kota Bekasi sampai tahun 2008. Tahun 2008-2011 penulis bersekolah di SMA Negeri 5 Kota Bekasi. Setelah lulus pada tahun 2011, penulis melanjutkan pendidikan di Universitas Negeri Jakarta Jurusan Matematika melalui jalur SNMPTN undangan. Pada tahun 2015, penulis memperoleh gelar Sarjana Sains untuk Program Studi Matematika, Jurusan Matematika, FMIPA, UNJ.

**Riwayat Organisasi :** Selama dibangku perkuliahan, penulis aktif di beberapa organisasi kemahasiswaan. Tahun pertama dan ke dua mendapatkan amanah sebagai staf di Departemen Profesi (Profesi dan Keilmuan) BEMJ Matematika. Setelah itu, melanjutkan ke tingkat fakultas sebagai staf di Departemen Sains dan Pendidikan (DSP). Selain itu, tahun pertama dan kedua masa perkuliahan, penulis mengikuti organisasi pergerakan (TAnK MIPA) tingkat fakultas.

**Riwayat Pekerjaan :** Selama masa perkuliahan sampai sekarang penulis bekerja sebagai guru privat Matematika dan IPA.