

ANALISIS FAKTOR-FAKTOR YANG MEMPENGARUHI GIZI BURUK BALITA DI JAWA TENGAH DENGAN METODE *SPATIAL DURBIN MODEL*

Ikha Rizky Ramadani¹, Rita Rahmawati^{2*}, Abdul Hoyyi³

¹Mahasiswa Jurusan Statistika FSM UNDIP

^{2,3}Staf Pengajar Jurusan Statistika FSM UNDIP

ABSTRACT

Severe malnutrition is a state of nutritional deficiencies at a severe level, where the nutritional status is far below the standard. Anyone can suffer from severe malnutrition, especially infants and children who are in the growth period. Central Java Province is one of many provinces in Indonesia where the cases of severe malnourished children under five years are high enough. It is noted that Central Java Province is one of 10 provinces in Indonesia with the highest rate of severe malnutrition cases for 6 years (2005-2010). Using data from year 2011, the result of the Moran's I test states that there are spatial dependencies on severe malnutrition's rate of children under five years and some of its influential factors on Central Java Province. Therefore, *Spatial Durbin Model* (SDM) method is used in this experiment. Variables which significantly affect severe malnutrition on Central Java Province through SDM method are : the numbers of infants with low birth weight (X_2), the numbers of houses with good health status (X_3), and the numbers of households with access to source of clean water (X_4). SDM model obtains value of R^2 as much as 70.3% with AIC and MSE respectively 476.32 and 35280.11, results better than *Ordinary Least Square* (OLS) which produce R^2 as much as 41.5% with AIC 490.52 and MSE 60653.693

Keywords : severe malnutrition, spatial dependence, Spatial Durbin Model, Ordinary Least Square

1. PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Gizi buruk merupakan masalah yang masih menjadi perhatian utama hingga saat ini, terutama di negara-negara berkembang. Tercatat sekitar sepertiga dari populasi balita yang ada di negara-negara berkembang mengalami masalah gizi buruk. Jika dapat bertahan hingga dewasa, mereka akan beresiko mengalami perkembangan kognitif yang buruk dan produktivitas yang rendah (Smith dan Haddad, 2000). Yang lebih buruk, gizi buruk dapat menyebabkan kematian. Hal ini cukup mengkhawatirkan mengingat anak-anak ialah generasi penerus bangsa.

Banyak hal yang melatarbelakangi kejadian gizi buruk, namun secara umum ada dua faktor penyebab yaitu penyebab langsung dan tidak langsung. Penyebab langsung meliputi kurangnya ketersediaan pangan dan penyakit infeksi, sedangkan penyebab tidak langsung yaitu kurangnya ketersediaan pangan pada tingkat rumah tangga, pola asuh yang tidak memadai serta masih rendahnya akses pada kesehatan lingkungan dan perilaku hidup bersih dan sehat. Masalah sosial-ekonomi juga turut memberikan andil, di antaranya adalah kemiskinan. Kemiskinan merupakan alasan tidak tercukupinya asupan gizi serta ketidakmampuan untuk mengakses fasilitas kesehatan. Selain itu, faktor biologi dan lingkungan juga ikut berpengaruh (Arisman, 2007).

Di Indonesia, meskipun mengalami penurunan secara nasional, namun secara regional ada beberapa provinsi yang tercatat memiliki angka gizi buruk yang cukup tinggi. Jawa Tengah merupakan salah satunya. Bersama dengan Jawa Timur dan Nusa Tenggara Timur, provinsi Jawa Tengah selama 6 tahun berturut-turut (2005-2010) masuk ke dalam kategori 10 provinsi dengan kasus tertinggi. Bahkan pada tahun 2006, Jawa Tengah menyumbang angka gizi buruk tertinggi dalam skala nasional, yaitu 10376 kasus, meski akhirnya pada tahun 2011 angka tersebut dapat ditekan hingga menjadi 3187 kasus (Gizinet, 2012). Walaupun begitu kejadian gizi buruk merupakan isu kesehatan yang harus terus diwaspadai dan ditangani secara maksimal. Untuk memaksimalkan penanganan gizi buruk, perlu diketahui faktor-faktor yang mempengaruhi gizi buruk.

Dalam penelitian ini, objek penelitian adalah angka gizi buruk balita pada seluruh kabupaten dan kota di Provinsi Jawa Tengah, sehingga unit pengamatannya adalah berupa wilayah atau lokasi (spasial). Dengan adanya aspek lokasi ini maka faktor kedekatan antar wilayah juga perlu diperhitungkan. Regresi OLS (*Ordinary Least Square*) adalah metode yang digunakan untuk menganalisis hubungan antara variabel respon (Y) dengan variabel prediktor (X). Namun metode tersebut akan menjadi kurang spesifik bila digunakan terhadap data yang memiliki aspek lokasi karena tidak memperhitungkan faktor kedekatan antar wilayah. Karena itu digunakan metode Regresi Spasial yang merupakan pengembangan dari metode Analisis Regresi Linear, di mana aspek lokasi juga ikut diperhatikan (Anselin, 1988).

Spatial Durbin Model (SDM) merupakan metode Regresi Spasial yang dikembangkan oleh Anselin (1988). Metode ini menggunakan data spasial area sebagai pendekatannya. Maka dari itu, matriks pembobot yang digunakan ialah matriks *Contiguity* yang didasarkan pada persinggungan antar lokasi yang diamati. Pada metode SAR yang telah digunakan oleh Ayunin (2011), pengaruh lag spasial yang ikut diperhitungkan hanya pada variabel respon (Y) saja. Sedangkan pada metode SDM, pengaruh lag spasial yang diperhitungkan tidak hanya pada variabel respon saja, namun juga pada variabel prediktor (X).

1.2 Tujuan Penulisan

Tujuan penelitian dari penulisan tugas akhir ini adalah :

1. Mengidentifikasi faktor-faktor yang mempengaruhi gizi buruk di Jawa Tengah dengan menggunakan metode SDM.
2. Membandingkan model regresi global (OLS) dengan model SDM dalam pemodelan gizi buruk.

2. TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Gizi Buruk

Gizi buruk merupakan suatu kondisi kekurangan gizi pada tingkatan yang sudah berat, dimana status gizinya berada jauh di bawah standar. Gizi buruk akan terjadi manakala kebutuhan tubuh akan kalori, protein, atau bahkan keduanya tidak tercukupi. Ada tiga jenis status gizi buruk, yaitu gizi buruk karena kekurangan protein (*kwashiorkor*), kekurangan karbohidrat (*marasmus*), dan kekurangan keduanya (*marasmic-kwashiorkor*). Gizi buruk berpeluang untuk menyerang siapa saja, terutama bayi dan anak-anak yang tengah berada pada masa pertumbuhan.

2.2 Regresi Linier

Analisis regresi adalah metode statistika yang digunakan untuk memodelkan hubungan antara variabel respon (Y) dengan variabel prediktor (X). Model regresi dengan k variabel prediktor dan jumlah pengamatan n adalah :

$$Y_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{ij} + \varepsilon_i$$

Dengan $i = 1, 2, \dots, n$

Atau dalam bentuk matriks :

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}$$

Dimana :

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

(Montgomery dan Peck, 1991)

2.3 Spatial Durbin Model

Spatial Durbin Model (SDM) merupakan model regresi spasial yang memiliki bentuk seperti *Spatial Autoregressive Model* (SAR) yang memiliki spasial lag pada variabel respon (Y) seperti pada persamaan berikut :

$$\mathbf{Y} = \rho \mathbf{W}\mathbf{Y} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}$$

Hanya saja, SDM memiliki ciri khas adanya spasial lag pada variabel prediktor (X) (Anselin, 1988). Model SDM dinyatakan pada persamaan berikut :

$$\mathbf{Y} = \rho \mathbf{W}\mathbf{Y} + \boldsymbol{\alpha} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{W}\mathbf{X}\boldsymbol{\theta} + \boldsymbol{\varepsilon}$$

(Le Sage, 2009)

Dengan :

- \mathbf{Y} = vektor variabel respon, berukuran $n \times 1$
- \mathbf{X} = matriks variabel prediktor, berukuran $n \times k$
- ρ = koefisien lag spasial variabel respon (y)
- $\boldsymbol{\alpha}$ = vektor parameter konstan, berukuran $n \times 1$
- $\boldsymbol{\beta}$ = vektor parameter regresi, berukuran $k \times 1$
- $\boldsymbol{\theta}$ = vektor parameter lag spasial variabel prediktor berukuran $k \times 1$
- \mathbf{W} = matriks pembobot, berukuran $n \times n$
- $\boldsymbol{\varepsilon}$ = vektor error, berukuran $n \times 1$

Uji Kesesuaian Model

Untuk menguji kesesuaian model SDM digunakan prosedur uji dengan hipotesis sebagai berikut :

$$H_0 : \rho = \beta_j = \theta_j = 0, \text{ dengan } j=1, 2, \dots, k$$

$$H_1 : \rho \neq 0 \text{ atau paling tidak ada satu } \beta_j \neq 0, \theta_j \neq 0$$

Statistik uji dinyatakan pada persamaan berikut (Kosfeld, 2010) :

$$F_{hitung} = \frac{(SST-SSR)/k}{SSR/(n-k-1)}$$

Dengan :

$$SST = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$$

$$SSR = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2$$

Pengambilan keputusan adalah H_0 ditolak jika nilai $F_{hitung} > F_{\alpha, k, n-k-1}$

Uji Signifikansi Parameter

Pengujian signifikansi parameter pemodelan spasial pada penelitian ini menggunakan uji Wald (Anselin, 1988). Untuk menguji parameter ρ digunakan hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : \rho = 0$$

$$H_1 : \rho \neq 0$$

Statistik uji dinyatakan pada persamaan :

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

Sedangkan untuk menguji parameter β :

$$H_0 : \beta_j = 0$$

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

Dengan statistik uji :

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

Untuk parameter θ menggunakan 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 :

$var(\hat{\rho})$ = elemen diagonal dari matriks varians yang berkorespondensi terhadap ρ .

$var(\hat{\beta}_j)$ = elemen diagonal dari matriks varians yang berkorespondensi terhadap β .

$var(\hat{\theta}_j)$ = elemen diagonal dari matriks varians yang berkorespondensi terhadap θ .

Pengambilan keputusan adalah H_0 ditolak jika nilai $Wald > X_{\alpha,1}^2$

Uji Efek Spasial

Untuk mengetahui adanya efek spasial yaitu *spatial dependence* dan *spatial heterogeneity* pada data maka dilakukan metode pengujian yang berbeda. Pengujian *spatial dependence* menggunakan metode Moran's I sedangkan pengujian *spatial heterogeneity* menggunakan *Breusch-Pagan test* (BP test).

Uji Dependensi Spasial

Uji dependensi spasial atau autokorelasi antar lokasi dilakukan dengan menggunakan metode Moran's I (I_M). Hipotesis yang digunakan adalah :

$$H_0 : I = 0 \text{ (tidak ada dependensi antar lokasi)}$$

$$H_1 : I \neq 0 \text{ (ada dependensi antar lokasi)}$$

Statistik uji dinyatakan pada persamaan berikut :

$$Z_{hitung} = \frac{I - E(I)}{\sqrt{var(I)}}$$

Dimana

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

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

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

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

$$S_2 = \sum_{i \neq j}^n (w_{i0} + w_{0i})^2$$

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

$$w_{i0} = \sum_{j=1}^n w_{ij}$$

$$w_{0i} = \sum_{j=1}^n w_{ji}$$

Dengan :

x_i = data ke- i ($i=1,2,\dots,n$)

x_j = data ke- j ($j=1,2,\dots,n$)

\bar{x} = rata-rata data

$var(I)$ = varian Moran's I

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

Pengambilan keputusan H_0 ditolak jika $|Z_{hitung}| > Z_{\alpha/2}$. Nilai I berada pada kisaran antara -1 dan 1.

Uji Heterogenitas Spasial

Pengujian ini bertujuan untuk mengetahui adanya heterogenitas spasial. Uji yang digunakan adalah *Breusch-Pagan test* (Anselin, 1988) yang memiliki hipotesis sebagai berikut:

H_0 : $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_n^2 = \sigma^2$ (terdapat homoskedastisitas)

H_1 : minimal terdapat satu $\sigma_i^2 \neq \sigma^2$ (terdapat heteroskedastisitas)

Nilai *Breusch-Pagan test* :

$$BP = \frac{1}{2} \mathbf{f}^T \mathbf{Z} (\mathbf{Z}^T \mathbf{Z})^{-1} \mathbf{Z}^T \mathbf{f} \sim X_k^2$$

Dengan elemen vektor \mathbf{f} adalah :

$$f_i = \left(\frac{\varepsilon_i^2}{\sigma^2} - 1 \right)$$

Dimana :

ε_i = error untuk observasi ke- i

\mathbf{Z} = matriks berukuran $n \times (k + 1)$ yang berisi vektor konstan.

H_0 ditolak jika $BP > X_{\alpha,k}^2$

Matriks Pembobot Spasial

Matriks pembobot spasial bisa didapatkan melalui beberapa metode, salah satunya ialah metode *Queen Contiguity* yang digunakan dalam penelitian ini. Metode ini mendefinisikan $w_{ij} = 1$ bila lokasi bersinggungan sisi atau sudut dengan lokasi lainnya, sedangkan $w_{ij} = 0$ bila tidak bersinggungan.

3. METODOLOGI PENELITIAN

3.1 Data

Data yang digunakan pada penelitian ini bersumber dari Profil Kesehatan Provinsi Jawa Tengah tahun 2011 serta Data dan Informasi Kemiskinan

Kabupaten/Kota tahun 2011. Unit observasi dalam penelitian ini adalah 35 kabupaten dan kota di Provinsi Jawa Tengah. Program komputer untuk mendukung proses penelitian menggunakan software statistik yaitu SPSS 16.0, Geo-Da, R 3.0.0 dan ARCVIEW.

Variabel yang digunakan dalam penelitian ini adalah angka gizi buruk yang terdapat pada 35 kabupaten dan Kota di Jawa tengah dengan variabel prediktornya berupa situasi sosial ekonomi dan kesehatan masyarakat yang berjumlah 9 variabel.

- Y = Banyaknya balita penderita gizi buruk
- X_1 = Presentase bayi yang tidak pernah mendapat ASI eksklusif
- X_2 = Banyaknya bayi yang lahir dengan berat badan rendah (< 2500 gram)
- X_3 = Banyaknya rumah dengan kategori sehat
- X_4 = Banyaknya rumah tangga yang memiliki akses air bersih
- X_5 = Banyaknya posyandu
- X_6 = Banyaknya penyuluhan kesehatan (kelompok)
- X_7 = Banyaknya rumah tangga miskin (dalam ribu)
- X_8 = Presentase rumah yang tidak memiliki fasilitas BAB
- X_9 = Presentase balita yang mendapat imunisasi lengkap (0- 4 tahun)

3.2 Metode Analisis

Metode analisis yang digunakan dalam penelitian ini diuraikan sebagai berikut :

1. Melakukan seleksi variabel untuk mendapatkan variabel yang signifikan baik di model OLS maupun model SDM supaya dapat dibandingkan sesuai dengan tujuan penelitian dengan langkah sebagai berikut :
 - a. Menganalisis model regresi linier global (OLS) dengan langkah sebagai berikut :
 - i. Memodelkan variabel respon (Y) dengan variabel prediktor (X).
 - ii. Melakukan pengujian kesesuaian model regresi global.
 - iii. Melakukan pengujian parameter regresi global secara individu.
 - iv. Melakukan pengujian asumsi model regresi klasik, yaitu uji normalitas error, independensi error, uji kesamaan varian, multikolinieritas.
 - v. Membuat kesimpulan.
 - b. Menganalisis model SDM dengan langkah sebagai berikut :
 - i. Menentukan matriks pembobot spasial (W) dengan metode *Queen Contiguity*.
 - ii. Melakukan uji dependensi spasial.
 - iii. Mencari estimasi parameter model SDM berdasarkan variabel yang signifikan pada OLS.
 - iv. Melakukan pengujian signifikansi model SDM.
 - v. Melakukan pengujian signifikansi parameter model SDM.
 - vi. Uji asumsi heterogenitas spasial dan normalitas error.
 - vii. Membuat kesimpulan.
2. Membuat pemodelan OLS dan SDM berdasarkan variabel yang signifikan di kedua model berdasarkan hasil seleksi variabel.
3. Membandingkan model OLS dengan SDM.

4. HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1 Seleksi Variabel

Untuk mencapai tujuan penelitian, dilakukan seleksi variabel untuk mendapatkan variabel yang signifikan baik di model OLS maupun SDM. Secara

bertahap, melalui model OLS didapat 6 variabel yang signifikan. Kemudian dilakukan uji Moran's I untuk menentukan adanya efek spasial berupa dependensi spasial. Hasil dari uji Moran's I dapat dilihat pada tabel berikut.

Tabel 1 Nilai Moran's I

Variabel	Nilai Moran's I	P-Value	Kesimpulan
Y	0.19201390	0.028	Signifikan
X_1	0.15956065	0.052	Tidak Signifikan
X_2	0.08533529	0.162	Tidak Signifikan
X_3	0.04854553	0.251	Tidak Signifikan
X_4	0.09166723	0.149	Tidak Signifikan
X_8	0.21464863	0.018	Signifikan
X_9	0.38252835	0.000	Signifikan

Terlihat bahwa variabel yang memiliki dependensi spasial adalah variabel gizi buruk (Y), banyaknya rumah yang tidak memiliki fasilitas BAB (X_8), dan banyaknya balita yang mendapat imunisasi lengkap (X_9). Hal ini menunjukkan bahwa terdapat dependensi spasial pada variabel respon dan beberapa variabel prediktor, sehingga pemodelan spasial mungkin untuk dilakukan. Dari 6 variabel yang signifikan pada OLS, hanya 3 variabel yang signifikan pada model SDM, sehingga variabel yang signifikan pada kedua model adalah X_2 , X_3 , dan X_4 . Estimasi parameter untuk model Regresi Global (OLS) dan SDM dapat dilihat pada Tabel 2 dan 3.

Tabel 2 Uji Parameter Model OLS dengan Tiga Variabel

Variabel Prediktor	Koefisien	t_{hitung}	$t_{\alpha/2, n-k-1}$	Sig.	Kesimpulan
<i>Intercept</i>	117.615	1.229	2.039513	0.228	Tidak Signifikan
X_2	0.503	3.199	2.039513	0.003	Signifikan
X_3	0.008	4.071	2.039513	0.000	Signifikan
X_4	-0.007	-4.587	2.039513	0.000	Signifikan

Tabel 3 Estimasi Parameter SDM dengan Tiga Variabel

Parameter	Koefisien	Wald	$X_{\alpha,1}^2$	Kesimpulan
ρ	-0.4583	4.5419	3.841459	Signifikan
Intercept	-302.31	3.9673	3.841459	Signifikan
β_2	0.5227	17.9547	3.841459	Signifikan
β_3	0.0099	45.7719	3.841459	Signifikan
β_4	-0.0076	48.4193	3.841459	Signifikan
θ_2	1.3807	25.9366	3.841459	Signifikan
θ_3	0.0058	4.1059	3.841459	Signifikan
θ_4	-0.0076	10.8939	3.841459	Signifikan

Baik model OLS maupun SDM dengan tiga variabel memiliki error yang berdistribusi normal serta independen, namun tidak identik.

Persamaan yang didapat adalah :

Regresi OLS

$$\hat{Y} = 117.615 + 0.503X_2 + 0.008X_3 - 0.007X_4$$

Spatial Durbin Model (SDM)

$$\hat{Y} = -0.45828 \sum_{j=1}^n w_{ij}y_j - 302.31 + 0.523X_2 + 0.00989X_3 - 0.00762X_4 + 1.3807 \sum_{j=1}^n w_{ij}x_{2j} + 0.0058 \sum_{j=1}^n w_{ij}x_{3j} - 0.0076 \sum_{j=1}^n w_{ij}x_{4j} \quad (1)$$

4.2 Perbandingan Model Regresi Global dengan Model SDM

Tolak ukur yang digunakan untuk perbandingan antara kedua model adalah berupa nilai R^2 , AIC , dan MSE yang dapat dilihat pada Tabel 4.

Tabel 4 Perbandingan Model OLS dan SDM

Model/Tolak Ukur	OLS	SDM
R-Square	0.415	0.703
AIC	490.53	476.32
MSE	60653.693	35280.11

Dari Tabel 4 didapat bahwa pemodelan gizi buruk dengan model SDM menghasilkan nilai R-Square yang lebih besar dari milik OLS, yaitu sebesar 0.703 dan AIC lebih kecil, yaitu 476.32, serta nilai MSE lebih kecil dari MSE milik OLS. Maka dari itu dapat disimpulkan bahwa model SDM lebih baik dari model OLS dalam menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi gizi buruk balita di Jawa Tengah.

4.3 Interpretasi Model

Dalam pembentukan model SDM di penelitian ini, matriks pembobot yang digunakan adalah matriks **W** yang telah distandarisasi. Misalkan ingin dicari nilai penduga untuk wilayah Kabupaten Wonogiri (lokasi ke-2) sedangkan wilayah yang bersinggungan dengan Wonogiri adalah Sukoharjo (lokasi ke-5) dan Karanganyar (lokasi ke-25). Maka model yang terbentuk dari persamaan (1) adalah :

$$\hat{Y} = -302.31 - 0.45828\left(\frac{1}{2}Y_5 + \frac{1}{2}Y_{25}\right) + 0.523X_2 + 0.00989X_3 - 0.00762X_4 + 1.3807\left(\frac{1}{2}X_{2.5} + \frac{1}{2}X_{2.25}\right) + 0.0058\left(\frac{1}{2}X_{3.5} + \frac{1}{2}X_{3.25}\right) - 0.0076\left(\frac{1}{2}X_{4.5} + \frac{1}{2}X_{4.25}\right)$$

Jika dijabarkan :

$$\hat{Y} = -302.31 - 0.22914Y_5 - 0.22914Y_{25} + 0.523X_2 + 0.00989X_3 - 0.00762X_4 + 0.69035X_{2.5} + 0.69035X_{2.25} + 0.0029X_{3.5} + 0.0029X_{3.25} - 0.0038X_{4.5} - 0.0038X_{4.25}$$

Nilai dari variabel jumlah bayi yang lahir dengan berat badan rendah (X_2) sebesar 0.523 menunjukkan bahwa tiap penurunan jumlah bayi yang lahir dengan berat badan rendah sebesar satu poin akan menurunkan angka gizi buruk sebesar 0.523 poin. Variabel banyaknya rumah sehat (X_3) diharapkan memberikan kontribusi yang negatif, namun

dalam model ini tidak memberikan hasil yang diharapkan. Sedangkan koefisien dari variabel banyaknya RT dengan akses air bersih (X_4) sebesar -0.00762 menunjukkan bahwa setiap penurunan jumlah RT dengan akses air bersih sebesar satu poin akan meningkatkan angka gizi buruk balita sebesar 0.00762 poin.

5. KESIMPULAN

5.1 Kesimpulan

Dari hasil analisis dan pembahasan yang telah dilakukan, dapat diperoleh beberapa kesimpulan, yaitu:

1. Faktor-faktor yang secara global mempengaruhi gizi buruk balita di Provinsi Jawa Tengah adalah pemberian ASI eksklusif, bayi yang lahir dengan berat badan rendah (BBLR), tempat tinggal dengan kategori rumah sehat, akses terhadap air bersih, kepemilikan fasilitas BAB, dan pemberian imunisasi secara lengkap.
2. Kejadian gizi buruk balita di Jawa Tengah serta beberapa faktor yang mempengaruhinya memiliki efek spasial, hal ini ditunjukkan dari signifikansi uji Moran's I dan Breusch-Pagan Test.
3. Pemodelan SDM menunjukkan bahwa terdapat lag spasial pada variabel respon (Y) maupun variabel prediktornya (X). Variabel yang secara signifikan mempengaruhi gizi buruk balita di Provinsi Jawa Tengah dengan metode SDM yaitu bayi yang lahir dengan berat badan rendah (BBLR), tempat tinggal dengan kategori rumah sehat, serta akses terhadap air bersih.
4. Model SDM mampu menerangkan keragaman variabel respon sebesar 70.3% dengan nilai AIC dan MSE berturut-turut adalah 476.32 dan 35280.11, lebih baik dari model OLS.

5.2 Saran

Saran yang dapat diberikan dari hasil penelitian ini adalah:

1. Untuk penelitian lebih lanjut dapat memasukkan faktor lain, misalnya kesejahteraan masyarakat seperti tingkat pengangguran dan tingkat pendidikan, selain unsur sosial kesehatan dan ekonomi yang digunakan dalam penelitian ini.
2. Untuk Pemerintah Provinsi Jawa Tengah hendaknya memperhatikan faktor-faktor yang berpengaruh secara signifikan terhadap gizi buruk balita sehingga diharapkan angka gizi buruk balita di Jawa Tengah dapat ditekan.

DAFTAR PUSTAKA

- Aditie, N.B. 2012. *Spatial Durbin Model untuk Mengidentifikasi Faktor-faktor yang Mempengaruhi Angka kematian Bayi di Jawa Timur*. Institut Teknologi Surabaya.
- Anselin, L. 1988. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer Academic Publishers. The Netherlands.
- Arisman. 2007. *Gizi dalam Daur Kehidupan*. Penerbit Buku Kedokteran EGC. Jakarta.
- Ayunin, Q. 2011. *Pemodelan Gizi Buruk pada Balita di Kota Surabaya dengan Spatial Autoregressive Model (SAR)*. Institut Teknologi Surabaya.
- Azwar, A. 2004. *Kecenderungan Masalah Gizi dan Tantangan di Masa Datang*. Pertemuan Advokasi Program Perbaikan Gizi Menuju Keluarga Sadar Gizi. Jakarta.

- Bekti, R.D. 2012. *Spatial Durbin Model to identify influential factors of diarrhea*. Journal of Mathematics and Statistics 8(3) : 396-402.
- BPS. 2011. *Data dan Informasi Kemiskinan Kabupaten/Kota tahun 2011*. BPS Provinsi Jawa Tengah.
- Dinkes, 2012. *Profil Kesehatan Provinsi Jawa Tengah tahun 2011*. Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Tengah.
- Gujarati, D.N. 2003. *Basic Econometrics*. Fourth Edition. McGraw-Hill. New York.
- Gizinet. 2011. *Laporan Kasus Gizi Buruk 2010 : Menurun*.
<http://gizi.depkes.go.id/laporan-kasus-gizi-buruk-2010-menurun> (10 April 2013)
- Hu, S. 2007. *Akaike Information Criterion*. North Carolina State University. USA.
- Kemenkes RI. 2011. *Standar Antropometri Penilaian Status Gizi Anak*. Kementerian Kesehatan RI.
- Kosfeld, R. 2010. *Spatial Econometrics*. University of Kassel.
<http://www.uni-kassel.de/~rkosfeld/lehre/spatial.html> (22 Mei 2013)
- LeSage, J. P. 1999. *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*. University of Toledo.
- LeSage, J. P. dan R.K. Pace. 2009. *Introduction to Spatial Econometrics*. Taylor & Francis Group. USA.
- Martiana, S. 2007. *Faktor-faktor yang Mempengaruhi Gizi Buruk pada Balita di Kota Bengkulu*. Universitas Gadjah Mada.
- Montgomery D. C. dan E. A. Peck. 1991. *Introduction to Linear Regression Analysis*. John Wiley and Sons. USA.
- Nurani, N. et al. 2011. *Risk factors for malnutrition in under-five children : one year after the Yogyakarta earthquake*. Paediatrica Indonesiana 51(6) : 327-331.
- Smith, L.C. dan L. Haddad. 2000. *Overcoming Child Malnutrition In Developing Countries: Past Achievements And Future Choices*. International Food Policy Research Institute. Washington,D.C.,USA.
- Supriyono. 2013. *Gizi Buruk dan Masa Depan Bangsa*.
<http://majalahkesehatan.com/gizi-buruk-dan-masa-depan-bangsa/> (2 Mei 2013)