

REGRESI LINIER BERGANDA DAN *SPATIAL DURBIN MODEL* UNTUK MENGIDENTIFIKASI FAKTOR-FAKTOR YANG MEMPENGARUHI GIZI BURUK BALITA DI KOTA MEDAN

Ade Maulina Panjaitan¹, Susiana²
^{1,2}Jurusan Matematika FMIPA, Universitas Negeri Medan
Email: panjaitanademaulina@gmail.com

ABSTRAK

Kasus gizi buruk di kota Medan terus mengalami peningkatan dibandingkan dengan tahun-tahun sebelumnya. Pada tahun 2015, Kota Medan berada pada peringkat ke-2 kasus gizi buruk balita terbanyak di Sumatera Utara. Penelitian ini bertujuan untuk mengidentifikasi faktor-faktor yang mempengaruhi gizi buruk balita di kota Medan dan menentukan model terbaik yang dapat menggambarkan gizi buruk balita di kota Medan. Analisis yang digunakan adalah regresi linier berganda dengan Ordinary Least Square (OLS) dan Spatial Durbin Model (SDM). Berdasarkan analisis Moran's I, diperoleh adanya dependensi spasial pada variabel angka gizi buruk balita di kota Medan serta beberapa faktor yang mempengaruhinya. Dengan demikian perlu dilakukan analisis spasial model SDM. Dari hasil penelitian, diperoleh model SDM menghasilkan R-square sebesar 0.703 dan AIC sebesar 117.2534. variabel yang secara signifikan mempengaruhi gizi buruk balita di kota Medan dengan model SDM adalah banyaknya balita yang mendapat imunisasi lengkap (X_7) dan banyaknya rumah tangga miskin (X_{10}).

Kata kunci : *gizi buruk, dependensi spasial, Spatial Durbin Model, Ordinary Least Square*

ABSTRACT

Cases of malnutrition in the city of Medan continues to increase compared with previous years. In 2015, the city of Medan is ranked 2nd malnutrition of children under five in North Sumatra. This study aims to identify factors that affect infant malnutrition in the city of Medan and determine the best model to describe malnourished children under five in the city of Medan. The analysis used is multiple linear regression with ordinary least squares (OLS) and Spatial Durbin Model (SDM). Based on the analysis of Moran's I, obtained their spatial dependencies in the variable infant malnutrition rate in the city of Medan as well as some of the factors that influence it. Thus the need to analyze the spatial model of HR. From the research results, obtained SDM models produce R-square of 0703 and AIC at 117.2534. variables that significantly affect malnourished children under five in the city of Medan with human models is the number of infants are fully immunized (X_7) and the number of poor households (X_{10}).

Keywords: *malnutrition, spatial dependencies, Spatial Durbin Model, Ordinary Least Square*

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 penderita dapat bertahan hingga dewasa, maka penderita akan beresiko mengalami perkembangan kognitif yang buruk dan produktivitas yang rendah [1].

Salah satu indikator dari derajat kesehatan adalah status gizi. Status gizi merupakan salah satu faktor yang penting untuk membentuk sumber daya manusia yang bermutu. Status gizi bayi dapat dilihat dari berat bayi waktu lahir, status gizi bayi lahir dengan berat badan rendah (< 2.500 gr) atau disebut BBLR. Bersumber dari Bidang Pelayanan Kesehatan Dinas Kesehatan Kota Medan, pada tahun 2015 tercatat 49.251 bayi baru lahir ditimbang, dimana dari jumlah tersebut terdapat 110 bayi (0,2%) berstatus BBLR dengan rincian laki-laki sebanyak 56 bayi dan perempuan sebanyak 54 bayi.

Kasus gizi buruk balita di kota Medan terus mengalami peningkatan dibandingkan dengan tahun-tahun sebelumnya yakni tahun 2013 ditemukan 65 kasus gizi buruk pada balita di kota Medan dimana terdapat 38 balita laki-laki dan 27 balita perempuan, tahun 2014 ditemukan 84 kasus gizi buruk pada balita di kota Medan dimana terdapat 43 balita laki-laki dan 41 balita perempuan. Sedangkan tahun 2015 ditemukan 111 kasus gizi buruk balita di kota Medan dimana terdapat 62 balita laki-laki dan 49 balita perempuan [2] Metode *Ordinary Least Square* (OLS) tidak tepat digunakan apabila observasi yang diteliti mengandung informasi ruang atau spasial. Karena itu digunakan metode Regresi Spasial yang merupakan pengembangan dari metode Analisis Regresi Linier, di mana aspek lokasi juga ikut diperhatikan [3]

Salah satu model spasial *autoregressive* adalah model *spatial mixed autoregressive* [3] memiliki bentuk persamaan seperti *spatial autoregressive model* (SAR), dengan pengaruh *spasial lag* hanya pada variabel dependen. *Spatial Durbin Model* (SDM) merupakan salah satu dari jenis model tersebut yang dikembangkan dalam beberapa kasus hubungan dependensi spasial tidak hanya terjadi pada variabel dependen, tetapi juga pada variabel independen sehingga ditambahkan *spasial lag WX*. Regresi spasial merupakan hasil pengembangan dari metode regresi linier sederhana. Pengembangan itu didasarkan pengaruh tempat atau spasial pada data yang dianalisis [3].

2. Tinjauan Pustaka

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 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 [4].

Regresi Linier Berganda

Analisis regresi adalah metode statistika yang digunakan untuk memodelkan hubungan antara variabel respon (Y) dengan variabel prediktor (X). Secara umum hubungan tersebut dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon \quad (1)$$

dimana $\beta_0, \beta_1, \beta_k$ adalah parameter yang tidak diketahui, dan ε adalah *error* regresi.

Estimasi Parameter Model Regresi

Estimasi parameter untuk β dapat diperoleh dengan metode kuadrat terkecil (*Ordinary Least Square*). Bentuk penaksir *Least Square* adalah:

$$\hat{\beta} = (X^T X)^{-1} X^T y \quad (2)$$

Pengujian parameter Model Regresi Linier

1. Uji Serentak (Uji F)

Statistik uji :

$$F_{hitung} = \frac{MSR}{MSE}$$

Untuk suatu nilai α yang diberikan daerah kritis $F_{hitung} > F_{\alpha(k, n-k-1)}$ dengan f_{hit} adalah F_{hitung} , k adalah banyaknya variabel bebas, dan n adalah banyaknya observasi.

2. Uji Parsial (Uji t)

Statistik uji :

$$t_{hitung} = \frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)}$$

Jika taraf signifikansi sebesar α , maka tolak H_0 jika $|t_{hitung}| > t_{(\frac{\alpha}{2}, n-k-1)}$ berarti ada pengaruh antara variabel prediktor terhadap variabel respon dan tidak ditolak H_0 jika $|t_{hitung}| < t_{(\frac{\alpha}{2}, n-k-1)}$ berarti tidak ada pengaruh antara variabel prediktor terhadap variabel respon.

Uji Asumsi

1. Uji Normalitas Residual

Salah satu metode yang dapat digunakan untuk mendeteksi asumsi normalitas adalah *Kolmogorov-Smirnov*.

Statistik uji :

$$D = maks |F_0(x) - S_N(x)|$$

2. Uji Multikolinieritas

Salah satu cara untuk menguji multikolinieritas dalam model regresi adalah dengan melihat nilai TOL (*Tolerance*) dan *Variance Inflation Factor* (VIF) dari masing-masing variabel prediktor terhadap variabel respon [5]

3. Uji Autokolerasi

Cara mendeteksi keberadaan autokolerasi yaitu dengan menggunakan uji Durbin-Watson.

4. Uji Heteroskedastisitas

Heterokedastisitas terjadi apabila variasi ε_t tidak konstan atau berubah-ubah secara sistematis seiring berubahnya nilai variabel prediktor, untuk mengujinya digunakan uji Gleser [5]

Analisis Regresi Spasial

Model umum regresi spasial dapat dinyatakan dalam persamaan berikut [6].

$$\mathbf{y} = \rho \mathbf{W}_1 \mathbf{y} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}, \mathbf{u} = \lambda \mathbf{W}_2 \mathbf{u} + \boldsymbol{\varepsilon}, \boldsymbol{\varepsilon} \sim N(0, \sigma^2 \mathbf{I}) \quad (3)$$

Pendugaan parameter pada model umum persamaan regresi spasial dalam bentuk matriks [3] yaitu:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W}) \mathbf{y} \quad (4)$$

Beberapa model umum di atas, dapat diperoleh beberapa model berikut:

1. *Spatial Autoregressive Model (SAR)*

jika nilai $\rho \neq 0$ atau $\lambda = 0$ maka model regresi spasial akan menjadi model regresi *Spatial Autoregressive Model (SAR)* seperti pada persamaan (5).

$$\mathbf{y} = \rho \mathbf{W}_1 \mathbf{y} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}, \boldsymbol{\varepsilon} \sim N(0, \sigma^2 \mathbf{I}) \quad (5)$$

2. *Spatial Error Model (SEM)*

jika nilai $\lambda \neq 0$ atau $\rho = 0$ maka akan menjadi model *Spatial error Model (SEM)* seperti pada persamaan (6).

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \lambda \mathbf{W}_2 \mathbf{u} + \boldsymbol{\varepsilon}, \boldsymbol{\varepsilon} \sim N(0, \sigma^2 \mathbf{I}) \quad (6)$$

3. *Spatial Autoregressive Moving Average (SARMA)*

Jika $\mathbf{W}_1, \mathbf{W}_2 \neq 0, \lambda \neq 0$, atau $\rho \neq 0$ maka disebut model *Spatial Autoregressive Moving Average (SARMA)* seperti pada persamaan (3).

4. *Ordinary Least Square (OLS)*

Jika $\rho = 0$ dan $\lambda = 0$ maka akan menjadi model regresi linier sederhana dimana estimasi parameternya dapat dilakukan melalui *Ordinary Least Square (OLS)* seperti pada persamaan (7).

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}, \boldsymbol{\varepsilon} \sim N(0, \sigma^2 \mathbf{I}) \quad (7)$$

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 persamaan berikut:

$$Y = \rho \mathbf{W}_1 \mathbf{y} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}$$

Sedangkan *Spatial Durbin Model* tidak hanya memiliki spasial lag pada variabel respon, *Spatial Durbin Model* juga memiliki spasial lag pada variabel penjelas [3] Model SDM dinyatakan pada persamaan berikut:

$$y_i = \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} y_j + \alpha + \sum_{p=1}^k \beta_p x_{ip} + \sum_{p=1}^k \sum_{j=1}^n \theta_p (w_{ij} x_{pj}) + \varepsilon_i \quad (8)$$

Estimasi Parameter *Spatial Durbin Model*

Estimasi parameter *Spatial Durbin Model* (SDM) dilakukan dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE). Langkah pertama adalah dengan membentuk fungsi *likelihood*. Diperoleh estimasi parameter ρ pada persamaan (9), estimasi parameter δ pada persamaan (10), dan estimasi parameter σ^2 pada persamaan (11).

$$\ln(L(\rho)) = C - \frac{n}{2} \ln \left((\mathbf{e}_0 - \rho \mathbf{e}_d)^T (\mathbf{e}_0 - \rho \mathbf{e}_d) \right) + \ln |\mathbf{I} - \rho \mathbf{W}_1| \quad (9)$$

$$\hat{\delta} = \hat{\delta}_0 - \rho \hat{\delta}_d \quad (10)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{[\mathbf{e}_0 - \rho \mathbf{e}_d]^T [\mathbf{e}_0 - \rho \mathbf{e}_d]}{n} \quad (11)$$

Pengujian Model SDM

1. Uji Kesesuaian Model

Statistik uji dinyatakan pada persamaan berikut [7]

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

2. Uji Signifikansi Parameter

Pengujian signifikansi parameter pemodelan spasial pada penelitian ini menggunakan uji Wald [3]

Pengujian untuk menguji parameter ρ :

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

Pengujian untuk menguji parameter β :

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

Pengujian untuk menguji parameter θ :

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

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

Uji Efek Spasial

1. Uji Dependensi Spasial

Uji dependensi spasial atau autokolerasi antar lokasi dilakukan dengan menggunakan metode *Moran's I* (I_m). Statistik uji [8]

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

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

Pola penyebaran antar lokasi dapat dilihat dalam *Moran's scatterplot* yang menunjukkan hubungan antara nilai amatan pada suatu lokasi yang distandarkan dengan rata-rata amatan pada lokasi-lokasi yang diamati. *Moran's scatterplot* terdiri dari empat kuadran, yaitu kuadran I (*High-High*), Kuadran II (*Low-High*), kuadran III (*Low-Low*), kuadran IV (*High-Low*).

2. Uji Heterogenitas Spasial

Pengujian ini menunjukkan adanya keragaman antarlokasi dimana setiap lokasi memiliki struktur dan parameter hubungan yang berbeda. Untuk melakukan pengujian heterogenitas spasial digunakan metode *Breusch-Pagan Test* [3] Nilai *Breusch-Pagan test*:

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

Daerah keputusan : H_0 ditolak jika $BP > \chi^2_{(\alpha;k)}$

Matriks Pembobot Spasial

Matriks pembobot spasial digunakan untuk menentukan bobot antar lokasi yang diamati berdasarkan hubungan ketetanggaan antar lokasi. Jenis-jenis matriks pembobot spasial, antara lain: *Rook Contiguity*, *Bishop Contiguity*, *Queen Contiguity*.

Matriks pembobot spasial w_{ij} yang terbentuk berukuran $n \times n$, dimana setiap elemen matriks menggambarkan ukuran kedekatan antara pengamatan i dan j . Matriks pembobot spasial mendefinisikan $w_{ij} = 1$ jika lokasi bersinggungan sisi atau sudut bahkan sisi dan sudut sesuai jenis ketetanggaan di atas dan $w_{ij} = 0$ untuk lokasi lainnya [6]

Pemilihan Model Terbaik

Pemilihan model terbaik ditentukan melalui nilai koefisien determinasi (R^2) dan *Akaike's Information Criterion* (AIC).

1. Koefisien determinasi (R^2)

$$R^2 = 1 - \frac{SSE}{SST}$$

Dimana SSE adalah jumlah kuadrat *error* dan SST adalah jumlah kuadrat total.

Nilai dari koefisien determinasi berada pada kisaran $0 \leq R^2 \leq 1$. Besarnya nilai R^2 menunjukkan besarnya tingkat kepercayaan terhadap model.

2. *Akaike's Information Criterion* (AIC)

$$AIC = -2 \log(L(\hat{\theta}|y)) + 2k$$

Model terbaik ditentukan berdasarkan nilai AIC yang paling kecil.

3. Metode Penelitian

Data yang digunakan adalah data sekunder dari Dinas Kesehatan Kota Medan pada tahun 2015. Data yang diperlukan dalam penelitian ini adalah Banyaknya balita penderita gizi buruk (Y), Presentase bayi yang diberi ASI eksklusif (X_1), Banyaknya bayi dengan berat badan lahir rendah (BBLR) (X_2), Banyaknya rumah sehat (X_3), Penduduk dengan akses berkelanjutan terhadap air minum berkualitas (layak) (X_4), Banyaknya posyandu (X_5), Penduduk dengan akses terhadap fasilitas sanitasi layak (jamban sehat) (X_6), Banyaknya balita yang mendapat imunisasi lengkap (X_7), Banyaknya kunjungan ibu hamil (X_8), Banyaknya tenaga kesehatan di fasilitas kesehatan (X_9), dan Banyaknya rumah tangga miskin (X_{10}).

Tahapan yang dilakukan dalam penelitian ini adalah:

1. Langkah-langkah dalam melakukan pemodelan regresi linier berganda dengan metode OLS adalah sebagai berikut:
 - Memodelkan variabel respon (Y) dengan variabel prediktor (X).
 - Melakukan pengujian kesesuaian model, untuk mengetahui apakah model yang terbentuk sudah sesuai atau belum.
 - Melakukan pengujian uji signifikansi parameter, untuk mengetahui variabel apa saja yang berpengaruh secara signifikan terhadap model.
 - Melakukan uji asumsi model regresi klasik, yaitu uji normalitas residual, uji multikolinieritas, uji autokolerasi, dan uji heterokedastisitas.
2. Mengidentifikasi faktor-faktor gizi buruk balita di kota Medan menggunakan regresi linier berganda dengan metode *Ordinary Least Square* (OLS).
3. Melakukan pemodelan *Spatial Durbin Model* (SDM) dengan langkah-langkah sebagai berikut:
 - Menentukan matriks pembobot spasial (W) dengan metode *Queen Contiguity*.
 - Melakukan uji efek spasial meliputi uji dependensi spasial dengan menggunakan *Moran's I* pada setiap variabel dilanjutkan dengan *Moran's scatterplot* untuk mengetahui penyebaran antarlokasi dan uji heterogenitas spasial dengan *Breusch-Pagan Test*.
 - Melakukan estimasi parameter model SDM.
 - Melakukan uji signifikansi parameter model SDM.
 - Melakukan uji asumsi residual model SDM.
4. Mengidentifikasi faktor-faktor gizi buruk ballita di kota Medan menggunakan *Spatial Durbin Model* (SDM).
5. Membandingkan dan interpretasi hasil analisis regresi linier berganda dengan metode *Ordinary Least Square* (OLS) dan *Spatial Durbin Model* (SDM) dalam kasus gizi buruk balita di kota Medan dengan melakukan pemilihan model terbaik menggunakan *R-square* terbesar dan *AIC* terkecil.

4. Hasil dan Pembahasan

4.1 Deskripsi Data

Kota Medan untuk kasus gizi buruk termasuk kategori tinggi (nomor 2) di Sumatera Utara. Dinas Kesehatan Kota Medan mencatat ada 111 kasus gizi buruk yang terjadi di

Medan Tahun 2015. Setiap tahun kasus ini selalu saja ditemukan, khususnya Kota Medan. Di Medan, hampir setiap kecamatan terdapat kasus gizi buruk. Kasus terbanyak, terdapat di M. Marelan dengan 20 balita penderita gizi buruk, M. Labuhan dengan 18 balita penderita gizi buruk, M. Helvetia dengan 10 balita penderita gizi buruk.

4.2 Regresi Linier Berganda

Hasil regresi diketahui bahwa terjadi multikolinieritas pada data ditunjukkan dengan adanya nilai VIF yang lebih dari 10. Dalam model regresi diharapkan tidak terjadi multikolinieritas. Untuk mengatasi terjadi multikolinieritas perlu dilakukan eliminasi terhadap variabel prediktor yang tidak berpengaruh terhadap variabel respon dengan menggunakan metode *stepwise backward*. Dengan metode *stepwise backward*, diperoleh empat variabel yang signifikan terhadap angka banyaknya balita penderita gizi buruk yaitu Banyaknya bayi dengan berat badan lahir rendah (BBLR) (X_2), Penduduk dengan akses berkelanjutan terhadap air minum berkualitas (layak) (X_4), Banyaknya balita yang mendapat imunisasi lengkap (X_7), Banyaknya rumah tangga miskin (X_{10}). Estimasi parameter variable signifikan yaitu X_2, X_4, X_7, X_{10} pada $\alpha = 5\%$ ditunjukkan pada Tabel 2 berikut.

Tabel 1: Estimasi Parameter OLS

Variabel	Nilai β	t_{hitung}	Sig.	VIF
Y	0.223	0.083	0.935	
X_2	-0.203	-2.354	0.032	1.355
X_4	0.000001	-3.346	0.004	1.487
X_7	0.004	2.411	0.028	2.236
X_{10}	0.001	0.024	0.024	2.167

Berdasarkan Tabel 1, maka model yang terbentuk adalah:

$$y = 0.223 - 0.203X_2 + 0.000001X_4 + 0.004X_7 + 0.001X_{10} + \varepsilon$$

i. Pengujian Parameter Model Regresi Linier

1. Uji serentak (Uji F)

Nilai $F_{hitung} = 9.477 > F_{0.05,4,16} = 3,01$ yang berarti bahwa H_0 ditolak. Maka dari itu dapat disimpulkan bahwa variabel prediktor (X_2, X_4, X_7, X_{10}) secara simultan atau serentak berpengaruh signifikan terhadap variabel respon (banyaknya balita penderita gizi buruk) dan model tersebut sudah sesuai untuk menggambarkan hubungan antara variabel respon dengan variabel prediktor (X_2, X_4, X_7, X_{10}).

2. Uji parsial (Uji t)

Pada taraf signifikansi 5%, faktor-faktor (X_2, X_4, X_7, X_{10}) berpengaruh signifikan terhadap model karena nilai $|t_{hitung}| > t_{0.025,16} = 2,11991$. Hal ini berarti ada pengaruh antara variabel prediktor (X_2, X_4, X_7, X_{10}) terhadap variabel respon (banyaknya balita penderita gizi buruk).

Pengujian Asumsi Regresi

1. Uji Normalitas Residual

Nilai sig.= 0.963 > $\alpha = 0.05$, sehingga dapat disimpulkan bahwa error mengikuti distribusi normal.

2. Uji Multikolinieritas

Tabel 2: Output *Variance Inflation Factor* (VIF)

Variabel	Nilai β	Sig.	VIF
Y	0.223	0.935	
X_2	-0.203	0.032	1.355
X_4	0.000	0.004	1.487
X_7	0.004	0.028	2.236
X_{10}	0.001	0.024	2.167

Pada Tabel 2 memperlihatkan tidak terdapat nilai VIF yang lebih tinggi dari 10 pada variabel artinya tidak terjadi multikolinieritas antar variabel prediktor (X_2, X_4, X_7, X_{10}) pada model.

3. Uji Autokolerasi

Nilai $D = 2.224 > d_U = 1.8116$, sehingga H_0 diterima. Maka dapat disimpulkan bahwa *error* independen atau tidak terjadi autokolerasi antar *error*nya.

4. Uji Heteroskedastisitas

Pengujian asumsi heteroskedastisitas dilakukan melalui prosedur uji *Glejser* yaitu dengan cara meregresikan nilai absolut error terhadap variabel prediktor. Pada Tabel 4.10 menunjukkan bahwa nilai $sign. = 0.177 > \alpha = 0,05$ sehingga model tidak signifikan. Maka dari itu disimpulkan bahwa asumsi homoskedastisitas terpenuhi.

4.3 Spatial Durbin Model (SDM)

Pengujian Efek Spasial

1. Uji Dependensi Spasial (*Moran's I*)

Untuk mengetahui dependensi (keterkaitan) spasial pada setiap variabel digunakan Uji *Moran's I* yaitu dengan melihat *indeks Morans* atau *p-value*.

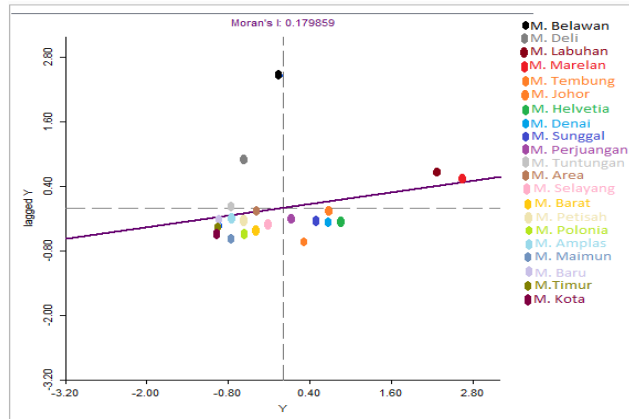
Tabel 3: Tabel *Moran's I*

Variabel	I	P _{value}	Z _{value}
Y	0.179859	0.040	2.0783
X ₂	-0.0461775	0.041	0.0810
X ₄	0.0575458	0.180	0.7846
X ₇	0.191874	0.070	1.7818
X ₁₀	0.703207	0.010	6.0475

Keterangan : Signifikansi pada $\alpha=5\%$; $Z_{0,025} = 1.96$

Berdasarkan pengujian *Moran's I* pada Tabel 3 dengan menggunakan signifikansi $\alpha = 5\%$ diperoleh nilai $Z_{0,025} = 1.96$. Nilai Z_{value} variabel angka gizi buruk (Y) sebesar 2.0783. Nilai Z_{value} variabel $Y > 1.96$ yang berarti H_0 ditolak dan disimpulkan terdapat autokolerasi antar lokasi. Nilai Z_{value} variabel banyaknya rumah tangga miskin (X_{10}) sebesar 6.0475. Nilai Z_{value} variabel $X_{10} > 1.96$ yang berarti H_0 ditolak dan disimpulkan terdapat autokolerasi (keterkaitan) antar lokasi.

Pola pengelompokan antar kecamatan dari tiap variabel dapat dilihat dari *Moran's scatterplot*. Persebaran variabel banyaknya balita penderita gizi buruk pada Gambar 1 menunjukkan bahwa terdapat pengelompokan pada kuadran I (*High-High*) dan kuadran III (*Low-Low*).



Gambar 1: *Moran's scatterplot* Banyaknya balita penderita gizi buruk

Pada Gambar 1 diketahui bahwa pola data berada pada kuadran I dan III. Hal ini berarti bahwa kecamatan dengan nilai pengamatan tinggi dikelilingi oleh kecamatan dengan nilai pengamatan tinggi juga dan kecamatan dengan nilai pengamatan rendah dikelilingi dengan kecamatan memiliki nilai pengamatan rendah pula. Pada variabel balita penderita gizi buruk (Y), kecamatan yang memiliki banyak balita penderita gizi buruk yang tinggi dikelilingi oleh kecamatan yang memiliki banyak ballita penderita gizi buruk yang tinggi juga dan kecamatan yang memiliki banyak balita penderita gizi buruk yang rendah dikelilingi oleh kecamatan yang memiliki banyak balita penderita gizi buruk yang rendah pula.

2. Heterogenitas Spasial (*Breusch-Pagan Test*)

Untuk mengetahui keragaman atau heterokedastisitas antar wilayah digunakan uji heteroskedastisitas menggunakan *Breusch-Pagan test*.

Tabel 4: *Output Breusch-Pagan test*

<i>Breusch-Pagan test</i>	
<i>BP</i>	<i>p-value</i>
1.5016	0.9927

Berdasarkan output pada Tabel 4 dapat dilihat nilai pada *Breusch-Pagan test* sebesar 1.5016. Dengan menggunakan taraf signifikansi $\alpha = 5\%$, diperoleh nilai *p-value Breusch-Pagan test* lebih dari 0,05 yang berarti H_0 di tolak dan disimpulkan terjadi heterogenitas spasial antar wilayah.

Setelah dilakukan uji efek spasial, disimpulkan terjadi dependensi spasial pada variabel respon dan variabel prediktor pada uji autokolerasi menggunakan *morán's I* dan terjadi heterogenitas spasial. Selanjutnya dilakukan analisis pemodelan *Spatial Durbin Model (SDM)*.

Tabel 5: *Output Spatial Durbin Model*

Variabel	Koefisien	Std.error
<i>Y</i>	-15.547	4.3855
<i>X₂</i>	0.1465	0.085486
<i>X₄</i>	-0.000024441	0.000024632
<i>X₇</i>	0.0020768	0.0010956
<i>X₁₀</i>	0.0010699	0.00049143
Lag. <i>X₂</i>	0.68038	0.20304
Lag. <i>X₄</i>	0.0000353	0.000065085
Lag. <i>X₇</i>	0.0048815	0.0030023
Lag. <i>X₁₀</i>	-0.00037245	0.00069706
ρ	-0.93664	0.29204

Berdasarkan *Output* Tabel 5 diperoleh pemodelan menggunakan model SDM yang terbentuk adalah sebagai berikut:

$$y_i = -0,93664 \sum_{j=1}^n w_{ij}y_j - 15.547 + 0.1465X_2 - 0.000024441X_4 + 0.0020768X_7 \\ + 0.0010699X_{10} \\ + 0.68038 \sum_{j=1}^n w_{ij}x_{2j} \\ + 0.0000353 \sum_{j=1}^n w_{ij}x_{4j} + 0.0048815 \sum_{j=1}^n w_{ij}x_{10j} + \varepsilon$$

Adapun $\sum_{j=1}^n w_{ij}$ menunjukkan adanya pengaruh lokasi antara kecamatan yang diamati (*i*) dengan kecamatan yang letaknya berdekatan (*j*).

Pengujian Model SDM

1. Uji Kesesuaian Model SDM

Keputusan dari uji ini adalah H_0 (Hipotesa nol) ditolak jika $F_{hitung} > F_{(\alpha,k,n-k-1)}$. Diketahui bahwa nilai $F_{hitung} = 33.8658 > F_{0,05,9,11} = 2.90$ yang berarti bahwa H_0 ditolak. Maka dari itu dapat disimpulkan bahwa model tersebut telah sesuai.

2. Uji Signifikansi Parameter Model SDM

Berdasarkan hasil pengolahan data dengan menggunakan taraf signifikansi $\alpha = 5\%$, diperoleh nilai $\chi^2_{(\alpha,1)}$ sebesar 3.84. Nilai wald Y sebesar 12.56767573, nilai wald X_7 sebesar 4.739833051, nilai wald X_{10} sebesar 11.22896862. Nilai wald variabel Y, X_7, X_{10} lebih besar dari $\chi^2_{(\alpha,1)}$. hal ini menunjukkan adanya pengaruh banyaknya balita penderita gizi buruk, banyaknya balita yang mendapat imunisasi lengkap, dan banyaknya rumah tangga miskin.

4.4 Perbandingan Model Regresi Linier Berganda dengan *Spatial Durbin Model* (SDM)

Untuk menentukan model regresi yang terbaik digunakan perbandingan menggunakan nilai *AIC* dan *R-square* dengan kriteria *R-square* terbesar dan nilai *AIC* terkecil.

Tabel 6: Perbandingan model regresi linier berganda metode OLS dan model SDM

Model	AIC	R-square
Regresi linier berganda metode OLS	117.2534	0.703
SDM	111.9631	0.965

Dari Tabel 6 didapat bahwa pemodelan gizi buruk dengan model SDM menghasilkan nilai *R-Square* yang lebih besar dari milik OLS, yaitu sebesar 0.965 dan *AIC* yang lebih kecil, yaitu 111.9631. Maka dari itu dapat disimpulkan bahwa model SDM lebih baik dari model OLS dalam mengidentifikasi faktor-faktor yang mempengaruhi gizi buruk balita di kota Medan.

3. Kesimpulan

Dari hasil penelitian menggunakan analisis regresi linier berganda metode *Ordinary Least Square* dan analisis *Spatial Durbin Model*, dapat disimpulkan sebagai berikut:

1. Faktor-faktor yang mempengaruhi gizi buruk balita di kota Medan menggunakan regresi linier berganda metode OLS bahwa terdapat satu variabel yang signifikan yaitu X_4 (penduduk dengan akses berkelanjutan terhadap air minum berkualitas (layak)) dan terjadi multikolinieritas yang ditunjukkan dengan adanya $VIF \geq 10$ maka digunakan metode stepwise backward yaitu mengeliminasi variabel prediktor yang tidak berpengaruh terhadap variabel respon, maka didapatkan empat variabel yang signifikan yaitu banyaknya bayi dengan berat badan lahir rendah, Penduduk dengan akses berkelanjutan terhadap air minum berkualitas (layak), Banyaknya balita yang mendapat imunisasi lengkap, dan Banyaknya rumah tangga miskin.
2. Faktor-faktor yang mempengaruhi gizi buruk balita di kota Medan dengan *Spatial Durbin Model* (SDM) adalah Banyaknya balita yang mendapat imunisasi lengkap, dan Banyaknya rumah tangga miskin.
3. Pemodelan yang terbaik dan mampu menggambarkan gizi buruk balita di kota Medan adalah *Spatial Durbin Model* dengan *Akaike's Information Criterion* (AIC) sebesar 111.9631 dan nilai Koefisien determinasi (*R-Square*) sebesar 0.965.

4. Saran

Saran-saran yang dapat dikemukakan sebagai berikut:

1. Guna menurunkan gizi buruk balita di kota Medan perlu pengendalian Banyaknya balita yang mendapat imunisasi lengkap, dan Banyaknya rumah tangga miskin.
2. Guna menurunkan gizi buruk balita di kota Medan perlu pengendalian Banyaknya balita yang mendapat imunisasi lengkap, dan Banyaknya rumah tangga miskin.
3. Perlu dilakukan analisis pemodelan spasial dengan menambahkan beberapa variabel independen atau faktor lain.
4. Matriks ketetanggaan yang digunakan pada penelitian ini adalah matriks *Queen Contiguity*, peneliti selanjutnya dapat menggunakan matriks *Rook Contiguity*, *Bishop Contiguity*, atau *Linier Contiguity*.

DAFTAR PUSTAKA

- [1] Smith, L. C., dan Haddad, L., (2000): *Overcoming Child Malnutrition In Developing Countries: Past Achievements And Future Choices*, International Food Policy Research Institute, Washington, D.C.,USA.
- [2] Dinkes (2015): *Profil Kesehatan Kota Medan tahun 2015*.
- [3] Anselin, L., (1988): *spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, The Netherlands.
- [4] Ikha, R., (2013): *Analisis Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Gizi Buruk Balita di Jawa Timur dengan Metode Spatial Durbin Model*, Universitas Diponegoro, Semarang
- [5] Gujarati, D., (2003): *Basic Econometrics*, Fourth Edition, McGraw-Hill, New York.
- [6] Hu, S., (2007): *Akaike Information Criterion*, North Carolina State University, USA
- [6] LeSage, J. P., (1999): *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*, University of Toledo
- [7] Kosfeld, R., (2010): *Spatial Econometrics*, University of Kassel, <http://www.unikassel.de/rkosfeld/lehre/spatial.html>(Diakses 16 Juni 2017).
- [8] Lee, J., dan Wong, D., (2001): *Statistical Analysis with Arcview GIS*, John Wiley and Sons, New York