

Penentuan Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Kasus Terjadinya *Stunting* di Provinsi Jawa Barat Melalui Model *Spasial Autoregressive Poisson*

Anisa Rahma Fauziah*, Nusar Hajarisman

Prodi Statistika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam,
Universitas Islam Bandung, Indonesia.

*anisarhmfzh@gmail.com, nusarhajarisman@yahoo.com

Abstract. Spatial autoregressive (SAR) is a linear regression model on spatial data with an area approach, where there is a dependency on the value of the dependent variable (Y) between locations. Due to the dependence between regions or locations, there is a need for spatial and non-spatial effects, the model that considers these spatial and non-spatial effects is the Spatial Autoregressive Poisson (SAR Poisson) model. In this thesis, Spatial Autoregressive Poisson (SAR) model will be applied to the problem of determining the factors that influence cases of stunting in West Java Province. Stunting is a chronic malnutrition problem caused by inadequate nutritional intake for a long time due to feeding that is not in accordance with nutritional needs. Some of these things require knowledge of the factors that influence the occurrence of stunting and in its application using the Poisson autoregressive spatial model. In this thesis, using Stunting data in 2019 as a response variable (Y) and independent variables consisting of the number of low birth babies (X1), exclusive breastfeeding (X2), proper sanitation (X3), the number of Posyandu (X4), and economic status. (X5). The unit of observation used is regencies/cities in West Java province as many as 18 regencies and 9 cities so that in total there are 27 regencies/cities. Based on the results of this study, a significant spatial correlation of $\rho = 0.1$ means that the number of stunting cases in an adjacent area or location will affect the number of stunting cases in each district / city in West Java Province in surrounding locations. The coefficient of determination is obtained from the explanatory variable of 25%.

Keywords: Spasial autoregressive, Spasial Autoregressive Poisson, Stunting.

Abstrak. *Spatial autoregressive* (SAR) merupakan model regresi linier pada data spasial dengan pendekatan area, dimana terdapat dependensi nilai variabel terikat (Y) antar lokasi. Karena adanya ketergantungan antar wilayah atau lokasi maka perlu adanya efek spasial dan non spasial, model yang mempertimbangkan efek spasial dan non spasial ini adalah model *Spasial Autoregressive Poisson* (SAR Poisson). Dalam skripsi ini model *Spasial Autoregressive* (SAR) Poisson akan diterapkan pada masalah penentuan faktor-faktor yang mempengaruhi kasus terjadinya *Stunting* di Provinsi Jawa Barat. *Stunting* adalah masalah kurang gizi kronis yang disebabkan oleh asupan gizi kurang dalam waktu cukup lama akibat pemberian makanan yang tidak sesuai dengan kebutuhan gizi. Beberapa hal tersebut, diperlukan pengetahuan tentang faktor-faktor yang mempengaruhi kasus terjadinya *Stunting* dan dalam pengaplikasiannya menggunakan model spasial autoregressive poisson. Pada skripsi ini menggunakan data *Stunting* tahun 2019 sebagai variabel respon (Y) dan Variabel bebas yang terdiri dari Banyaknya bayi lahir rendah (X₁), Pemberian asi eksklusif (X₂), Sanitasi layak (X₃), Banyaknya Posyandu (X₄), dan Status Ekonomi (X₅). Unit pengamatan yang digunakan adalah kabupaten/kota di provinsi Jawa Barat sebanyak 18 kabupaten dan 9 kota sehingga secara keseluruhan berjumlah 27 kabupaten/kota. Berdasarkan hasil penelitian ini diperoleh korelasi spasial yang signifikan sebesar $\rho = 0,1$ yang berarti bahwa jumlah kasus *Stunting* pada suatu wilayah atau lokasi yang berdekatan akan berpengaruh

terhadap jumlah kasus *Stunting* pada tiap kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat pada lokasi disekitarnya. Koefisien determinasi diperoleh dari peubah penjelas sebesar 25%.

Kata Kunci: *Spasial autoregressive, Spasial Autoregressive Poisson, Stunting.*

1. Pendahuluan

Stunting adalah salah satu masalah di Indonesia berupa sebuah kondisi malnutrisi yang lazimnya berawal sejak bayi dua tahun, dimana asupan nutrisi yang tidak mencukupi dalam 1.000 hari pertama kehidupan. Oscar Primadi selaku Sekjen Kemenkes menyatakan bahwa “RAPBN kesehatan tahun 2020 sejumlah 132.2 triliun rupiah disediakan untuk seluruh fungsi kesehatan” (2020). Dalam RAPBN tahun 2020, kemenkes mendapatkan alokasi anggaran sejumlah 57,4 triliun (Oscar, 2020) yang dimaksudkan untuk program dalam rangka menurunkan jumlah kasus *Stunting* yang ada di Indonesia yang saat ini ada di angka 30,8% (RPJMN, 2020-2024) menjadi 19%. Menurut Oscar (2020) Provinsi Jawa Barat dalam Rencana Pembangunan Jangka Menengah nasional (RPJMN) 2020 angka prevalensi *Stunting* di Jawa Barat sebesar 29,2% angka ini hampir menyerupai angka prevalensi di tingkat nasional, yakni 30,8%.

Segala sesuatu saling berhubungan satu dengan lainnya, tetapi sesuatu yang dekat lebih mempunyai pengaruh daripada sesuatu yang jauh (Tobler dalam Anselin 1988). Adanya efek spasial merupakan hal yang lazim terjadi antara satu wilayah dengan wilayah yang lain. Model yang dapat menjelaskan hubungan antara suatu wilayah dengan wilayah sekitarnya adalah model spasial. Penderita HIV/AIDS dari satu wilayah diduga dapat dipengaruhi oleh wilayah sekitarnya dan menyebar Poisson. Oleh karena itu, dalam penelitian ini menggunakan model *spatial autoregressive Poisson* (SAR Poisson) untuk melihat faktor-faktor yang berpengaruh terhadap jumlah kasus *Stunting* di Provinsi Jawa Barat.

Beberapa penelitian sebelumnya terkait pemanfaatan spasial seperti Rohimah (2015) menggunakan *Spasial Autoregressive Poisson* untuk mengetahui faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah penderita HIV/AIDS di Provinsi Jawa Timur. Penelitian oleh R. Ambarwati dan Hastono (2020) menggunakan spasial distribusi untuk kasus gizi buruk anak balita di Provinsi Jawa Barat tahun 2017.

Regresi Poisson merupakan suatu fungsi regresi dengan peubah respon (Y) yang mempunyai sebaran peluang Poisson, Misalkan peubah cacah Y menyatakan banyaknya kejadian yang terjadi dalam suatu periode waktu atau wilayah tertentu. Sebaran Poisson ditentukan oleh fungsi peluang (Fleiss *et al.* 2003):

$$P(Y = y | \mu) = \frac{e^{-\mu} \mu^y}{y!}, \text{ untuk } y = 0, 1, 2, \dots \quad \dots(1)$$

Misalkan $Y_1, \dots, Y_n$ merupakan contoh acak dari sebaran peluang Poisson dengan rata-rata μ_i . Fungsi massa peluang Y_i dinyatakan sebagai berikut:

$$f(y_i | \mu_i) = \frac{\mu_i^{y_i} e^{-\mu_i}}{y_i!} \quad \dots(2)$$

Misalkan $\boldsymbol{\eta} = \mathbf{X}'\boldsymbol{\beta}$ merupakan komponen sistematis yang merupakan fungsi linear dari peubah penjelas $\mathbf{X}$ dan parameter $\boldsymbol{\beta}$ yang tidak diketahui. $\boldsymbol{\eta}$ dihubungkan dengan μ melalui fungsi penghubung $h(\mu) = \boldsymbol{\eta}$ dimana, $h(\mu) = \log \mu$. Sehingga model regresi Poisson berganda dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\log \mu_i = x_{i1}\beta_1 + \dots + x_{ik}\beta_k + \varepsilon_i \quad \dots(3)$$

Dengan x_{ik} merupakan peubah penjelas ke-k pada pengamatan ke-i dan $i = 1, 2, \dots, n$ (Cameron dan Trivedi 1998)

Matriks ketergantungan spasial adalah matriks yang menggambarkan hubungan antar daerah. Baris ke-I dari matriks pembobot menunjukkan hubungan pengamatan ke-I dengan semua pengamatan lainnya. Oleh karena itu matriks pembobot berukuran $(n \times n)$, dengan n merupakan

jumlah semua pengamatan. Matriks pembobot yang digunakan berdasarkan tetangga terdekat (Fotheringham dan Rogerson 2009), yang didefinisikan sebagai berikut:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{jika } j \text{ merupakan tetangga terdekat } i \\ 0, & \text{lainnya} \end{cases}$$

Baris pada matriks ketergantungan spasial menunjukkan hubungan spasial suatu daerah dengan daerah lain. Sehingga jumlah nilai pada baris ke- i merupakan jumlah tetangga yang dimiliki oleh daerah i yang dinotasikan $c_i = \sum_{j=1}^n c_{ij}$ dengan c_i merupakan jumlah pembobot seluruh baris ke- i dan c_{ij} nilai pembobot pada baris ke- i dan kolom ke- j . untuk melihat pengaruh masing-masing tetangga terhadap suatu daerah dapat dihitung dari rasio antara nilai pada daerah tertentu dengan total nilai daerah tetangganya. Nilai pembobot ini menunjukkan kekuatan interaksi antar daerah tersebut. Nilai pembobot (W_{ij}^*) sesuai persamaan berikut ($W_{ij}^* = \frac{c_{ij}}{c_i}$). Nilai W_{ij}^* ini adalah elemen matriks yang sudah dinormalkan sehingga jumlah setiap baris sama dengan 1.

Bentuk persamaan model SAR (Fotheringham dan Rogerson 2009) dapat ditulis sebagai berikut)

$$y_i = \rho \sum_{j=1}^n w_{ij}^* y_j + x_i \beta + \varepsilon_i \quad \dots(4)$$

Dengan ρ merupakan koefisien spasial otoregresif, W_{ij}^* merupakan matriks pembobot spasial yang sudah dibakukan pada daerah ke- i dan tetangga ke- j , serta ε_i galat acak yang bebas stokastik identik.

Jika model SAR ditulis dalam bentuk matriks sebagai berikut:

$$y = \rho W^* y + X\beta + \varepsilon \quad \dots (5)$$

Dengan W^* merupakan matriks pembobot spasial dengan ukuran $(n \times n)$, y merupakan vektor peubah respon berukuran $(n \times 1)$, X merupakan matriks peubah penjelas berukuran $(k \times 1)$, dan ε adalah vektor galat model berukuran $(n \times 1)$.

Bentuk reduksi SAR menjadi persamaan berikut:

$$y = A^{-1} X\beta + \varepsilon^* \quad \dots(6)$$

Dengan $A = I - \rho W^*$, A^{-1} merupakan matriks balikan A dan ε^*

Penggunaan spasial pada model otoregresif untuk data cacah (Lambert *et al.* 2010) adalah:

$$\mu_i^{SAR} = \exp[a_i X\beta] \quad \dots(7)$$

Dengan a_i merupakan vector baris pada daerah ke- i yang berukuran $(1 \times n)$. pada model SAR Poisson, nilai harapan pada daerah atau lokasi ke- i merupakan fungsi dari daerah tetangganya atau lokasi ke- j . selain itu model SAR Poisson juga digunakan untuk data pada peubah respon yang berbentuk cacahan (*count data*). Fungsi massa peluang dari model SAR Poisson adalah :

$$f(y_i | X, W^*; y_1, y_2, \dots, y_n) = \prod_{i=1}^n \left\{ \frac{(\mu_i^{SAR})^{y_i} \exp(-\mu_i^{SAR})}{y_i!} \right\} \quad \dots(8)$$

Dengan $\mu_i^{SAR} = \exp(a_i X\beta)$

Fungsi kemungkinannya adalah:

$$\ln L(\beta, \rho | X, W^*; y_1, y_2, \dots, y_n) = \sum_{i=1}^n \ln \left\{ \frac{(\mu_i^{SAR})^{y_i} \exp(-\mu_i^{SAR})}{y_i!} \right\}$$

2. Metodologi

Pendugaan parameter ρ dan β menggunakan metode kemungkinan maksimum. Fungsi massa peluang dari sebaran Poisson adalah:

$$f(y_i | X, W^*; \beta, \rho) = \frac{(\mu_i^{SAR})^{y_i} \exp(-\mu_i^{SAR})}{y_i!} \quad \dots(9)$$

Dengan $\mu_i^{SAR} = \exp(\mathbf{a}_i \mathbf{X} \boldsymbol{\beta})$, fungsi log kemungkinan maksimum adalah:
 $L(\boldsymbol{\beta}, \rho | \mathbf{X}, \mathbf{W}^*; y_1, y_2, \dots, y_n)$

$$= \mathbf{y}' \mathbf{A}^{-1} \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} - \sum_{i=1}^n \exp[\mathbf{a}_i \mathbf{X} \boldsymbol{\beta}] - \sum_{i=1}^n \ln(y_i!) \quad \dots(10)$$

Pendugaan parameter ρ dan $\boldsymbol{\beta}$ pada model SA Poisson menggunakan iterasi dengan metode Newton-Raphson. Tahapan dari metode Newton-Raphson terdiri dari :

1. Menentukan $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{(0)}$, dengan $\boldsymbol{\beta}_{(0)}^* = [\rho_0 \ \beta_{00} \ \beta_{10} \ \dots \ \beta_{k0}]$, iterasi pada saat $t = 0$.
2. Membentuk vector gradient $\mathbf{g}_{t+1} = \left[\frac{\partial L(\boldsymbol{\beta}^*)}{\partial \rho}, \frac{\partial L(\boldsymbol{\beta}^*)}{\partial \boldsymbol{\beta}} \right]$, dengan t menyatakan nomor iterasi.
3. Membentuk matriks Hessian $\mathbf{H}$:

$$4. \mathbf{H}_{(k+1) \times (k+1)} = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta}^*)}{\partial \rho^2} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta}^*)}{\partial \beta_0 \partial \rho} & \dots & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta}^*)}{\partial \beta_k \partial \rho} \\ \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta}^*)}{\partial \beta_0 \partial \rho} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta}^*)}{\partial \beta_0^2} & \dots & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta}^*)}{\partial \beta_0 \partial \beta_k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta}^*)}{\partial \beta_k \partial \rho} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta}^*)}{\partial \beta_0 \partial \beta_k} & \dots & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta}^*)}{\partial \beta_k^2} \end{bmatrix}$$

5. Memasukan nilai $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{(0)}^*$ ke dalam elemen-elemen vector $\mathbf{g}$ dan matriks $\mathbf{H}$ sehingga diperoleh vektor $\mathbf{g}_{(0)}$ dan $\mathbf{H}_{(0)}$
6. Melakukan iterasi mulai dari $t = 0$ pada persamaan: $\boldsymbol{\beta}_{(t+1)}^* = \boldsymbol{\beta}_t^* - \mathbf{H}_t^{-1} \mathbf{g}_t'$, nilai $\boldsymbol{\beta}_t^*$ merupakan sekumpulan penduga parameter yang konvergen pada iterasi ke- t .
7. Jika belum mencapai penduga parameter yang konvergen, maka pada langkah ke-2 dilakukan kembali sampai mencapai kekonvergenan. Kriteria konvergen diperoleh ketika akar ciri dari matriks informasi Fisher bernilai positif.

Untuk menguji signifikansi dari koefisien korelasi spasial ($\hat{\rho}$) dan $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ digunakan uji Wald (Lambert *et al.* 2010) pengujian hipotesis untuk ρ adalah :

$H_0 : \rho = 0$ (tidak ada korelasi spasial)

$H_1 : \rho \neq 0$ (ada korelasi spasial)

$$G_p = \left\{ \frac{\hat{\rho}_0}{\text{se}(\hat{\rho}_0)} \right\}^2$$

Statistik G_p akan mengikuti sebaran χ^2 dengan derajat bebas 1. Kriteria keputusan yang diambil yaitu menolak H_0 , jika $G_p > \chi_{(\alpha; 1)}^2$.

Hipotesis untuk parameter koefisien β_k (Fleiss *et al.* 2003) adalah:

$H_0 : \beta_k = 0$

$H_1 : \beta_k \neq 0$

Dengan statistik uji Wald:

$$G_p = \left\{ \frac{\hat{\rho}_0}{\text{se}(\hat{\rho}_k)} \right\}^2$$

Statistik G_β akan mengikuti sebaran χ^2 dengan derajat bebas 1. Kriteria keputusan yang diambil yaitu menolak H_0 , jika $G_\beta > \chi_{(\alpha; 1)}^2$. Galat baku diperoleh menggunakan matriks informasi Fisher $\mathbf{I}(\boldsymbol{\theta})$ (McCullosh dan Searle 2001), dengan rumus sebagai berikut :

$$\mathbf{I}(\boldsymbol{\theta}) = - \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta}^*)}{\partial \rho^2} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta}^*)}{\partial \beta_0 \partial \rho} & \dots & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta}^*)}{\partial \beta_k \partial \rho} \\ \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta}^*)}{\partial \beta_0 \partial \rho} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta}^*)}{\partial \beta_0^2} & \dots & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta}^*)}{\partial \beta_0 \partial \beta_k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta}^*)}{\partial \beta_k \partial \rho} & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta}^*)}{\partial \beta_0 \partial \beta_k} & \dots & \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta}^*)}{\partial \beta_k^2} \end{bmatrix}$$

Ragam dari $\hat{\theta} \approx [\mathbf{I}(\boldsymbol{\theta})]^{-1}$, sehingga galat baku = $\sqrt{[\mathbf{I}(\boldsymbol{\theta})]^{-1}}$.

Setelah dilakukan penaksiran parameter dan uji signifikansi setiap penduga parameter, diperlukan ukuran koefisien determinasi yang dapat menggambarkan hubungan keeratan antara peubah respons dengan peubah penjelas. Koefisien determinasi atau R^2 merupakan ukuran proporsi keragaman peubah respons yang dapat diterangkan oleh peubah penjelas. Terdapat beberapa R^2 yang telah dikembangkan oleh (Cameron dan Windmeijer 1995) yang didasarkan pada sisaan (*residual*) devians (R_{DEV}^2). Rumus untuk R_{DEV}^2 : $R_{DEV}^2 = 1 - \frac{\ln L(y) - \ln L(\hat{\mu})}{\ln L(y) - \ln L(\bar{y})}$.

Dengan $\ln L(y) = \sum_i^n [y_i \ln(y_i) - y_i - \ln(y_i!)]$ adalah logaritma bilangan asli (ln) dari fungsi kemungkinan maksimum ketika semua parameter β_j ($j = 0, 1, 2, \dots, k$) tidak disertakan dalam model, y_i adalah nilai pengamatan dari peubah respons; $\ln L(\hat{\mu}) = \sum_i^n [y_i \ln(y_i) - \hat{\mu}_i - \ln(y_i!)]$ adalah logaritma bilangan asli dari fungsi kemungkinan maksimum ketika semua parameter β_j disertakan dalam model, $\hat{\mu}_i$ adalah nilai dugaan untuk pengamatan ke- i ; $\ln L(\bar{y}) = \sum_i^n [y_i \ln(\bar{y}) - \bar{y} - \ln(y_i!)]$ adalah logaritma bilangan asli dari fungsi kemungkinan maksimum ketika hanya β_0 yang disertakan dalam model, dan $(\bar{y})$ rata-rata respon y .

Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data sekunder yang diperoleh dari Badan Pusat Statistik (BPS) dan Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Barat. Unit observasi yang digunakan di penelitian ini adalah kabupaten/kota di Jawa Barat tahun 2019 yang terdiri dari 18 kabupaten dan 9 kota sehingga jumlah keseluruhan dari unit pengamatan adalah sebanyak 27 kabupaten/kota yang ada di Jawa Barat. Adapun peubah penjelas dalam penelitian ini adalah : jumlah berat bayi lahir rendah (X_1), Jumlah pemberian ASI Eksklusif (X_2), Jumlah Sanitasi layak (X_3), Jumlah Posyandu (X_4), dan Jumlah keluarga ekonomi rendah (X_5).

3. Pembahasan dan Diskusi

Analisis Model Regresi Poisson

Model regresi poisson yang dibentuk menggunakan lima peubah penjelas secara berdamaan. Nilai dugaan parameter dari model ini tertera pada Tabel 1. Untuk menginterpretasikan model regresi poisson yang diperoleh dari masing-masing koefisien.

Model regresi poisson ini menunjukkan bahwa semakin meningkatnya jumlah bayi lahir rendah (X_1) dan Jumlah Penduduk ekonomi rendah (X_5) dapat menurunkan jumlah bayi lahir rendah dan dapat menurunkan jumlah penduduk yang mempunyai ekonomi rendah. Sedangkan semakin meningkatnya jumlah bayi yang kurang mendapatkan pemberian ASI Eksklusif (X_2), Jumlah keluarga yang mendapatkan Sanitasi Layak (X_3) dan Jumlah Posyandu (X_4) akan meningkatkan jumlah kasus *Stunting*. Kemudian hasil penduga parameter dari regresi poisson digunakan sebagai nilai awal untuk memperoleh penduga parameter pada model SAR Poisson.

Tabel 1. Nilai dugaan parameter model regresi Poisson

Parameter	Nilai dugaan	Galat baku	Nilai G	χ_1^2
β_0 (Intercept)	7.27E+00	6.192e-03	1174.641	
β_1 (BBLR)	1.15e-04	6.600e-06	17.525	
β_2 (ASI Eks)	-6.076e-07	2.739e-07	-2.218	3.841
β_3 (Sanitasi)	-9.999e-08	1.015e-08	-9.853	
β_4 (Posyandu)	-2.392e-04	2.695e-06	-88.756	
β_5 (Ekonomi)	1.170e-03	4.489e-06	260.544	

Keterangan:* nyata pada taraf alpha 5%

Analisis Model Spasial Autoregresive Poisson (SAR Poisson)

Pendugaan parameter koefisien model *Spasial Autoregresive Poisson* (SAR Poisson) dilakukan dengan menggunakan metode penduga kemungkinan maksimum. Model SAR Poisson termasuk

model nonlinear dan bentuknya tidak *Closed form*, sehingga proses pengugaan parameter koefisien regresinya menggunakan iterasi dengan metode Newton-Raphson.

Tabel 2. Nilai dugaan parameter model spasial autoregressive poisson

Parameter	Nilai dugaan	Galat baku	Nilai G	χ^2_1
ρ (Spasial)	0.1	1.649×10^{-8}	$3.680 \times 10^{13*}$	
β_0 (Intercept)	7.270	1.433×10^{-9}	$2.574 \times 10^{18*}$	
β_1 (BBLR)	-9.049×10^{-5}	4.022×10^{-6}	$5.062 \times 10^{2*}$	
β_2 (ASI Eks)	-1.006×10^{-5}	1.662×10^{-7}	$3.662 \times 10^{3*}$	3.841
β_3 (Sanitasi)	-3.271×10^{-7}	6.353×10^{-9}	$2.651 \times 10^{3*}$	
β_4 (Posyandu)	-2.395×10^{-4}	1.748×10^{-6}	$1.878 \times 10^{4*}$	
β_5 (Ekonomi)	1.146×10^{-3}	3.001×10^{-6}	$1.460 \times 10^{5*}$	

Keterangan : *nyata pada taraf alpha 5%

Analisis model SAR poisson di Provinsi Jawa Barat dengan melibatkan seluruh wilayah administrative memperlihatkan bahwa jumlah kasus *Stunting* dipengaruhi oleh kedekatan wilayah dan beberapa peubah penjelas yang signifikan. Pada Tabel 4.4 menunjukkan uji signifikansi setiap penduga parameter menggunakan Uji Wald. Hasil Uji Wald memperlihatkan bahwa nilai korelasi spasial signifikan. Hasilnya diperoleh nilai korelasi spasial = 0.1 dengan nilai $G_p = 3.680 \times 10^{13}$, dan nilai $\chi^2_1 = 3.841$. Hal ini menunjukkan korelasi spasial pada model nyata pada taraf alpha 5%. Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa jumlah kasus *Stunting* pada suatu wilayah atau lokasi yang berdekatan berpengaruh terhadap jumlah kasus *Stunting* pada lokasi disekitarnya. Uji signifikansi untuk setiap penduga parameter $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$, dan β_5 diperoleh nilai $G_\beta > \chi^2_1$. Hal ini menunjukkan bahwa X_1, X_2, X_3, X_4 dan X_5 yang dimasukkan dalam model adalah signifikan.

Tabel 2 menunjukkan bahwa semakin meningkatnya jumlah bayi yang lahir rendah (X_1), pemberian ASI Eksklusif (X_2), Jumlah keluarga yang mendapatkan Sanitasi Layak (X_3), Jumlah Posyandu (X_4), dan Jumlah Penduduk ekonomi rendah (X_5) akan meningkatkan jumlah kasus *Stunting* di provinsi jawa barat. Selain itu, uji kebaikan model dapat dilihat dari besarnya R^2 . Berdasarkan koefisien determinasi diperoleh bahwa jumlah keragaman dari jumlah kasus *Stunting* dapat dijelaskan oleh peubah penjelasnya sebesar 25%.

Model SAR Poisson yang diperoleh dapat ditulis sebagai berikut:

$$\mu_i^{SAR} = \exp[\alpha_i X \beta]$$

$$\text{Dengan } \rho = 1.006 \times 10^{-5} \text{ dan } \beta = \begin{bmatrix} 7.270 \\ -9.049 \times 10^{-5} \\ -1.006 \times 10^{-5} \\ -3.271 \times 10^{-7} \\ -2.395 \times 10^{-4} \\ 1.146 \times 10^{-3} \end{bmatrix}$$

4. Kesimpulan

Faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah kasus *Stunting* di Provinsi Jawa Barat berdasarkan model spasial autoregressive poisson adalah faktor spasial dan non spasial. Faktor spasialnya yang mempengaruhi untuk lokasi tertentu adalah lokasi tetangganya. Berdasarkan model SAR Poisson diperoleh korelasi spasial yang signifikan sebesar $\rho = 0,1$. Sedangkan faktor nonspasial yang mempengaruhi jumlah kasus *Stunting* adalah jumlah bayi lahir rendah, jumlah bayi yang kurang mendapatkan pemberian ASI Eksklusif, Jumlah keluarga yang mendapatkan Sanitasi Layak, Jumlah Posyandu dan Jumlah Penduduk ekonomi rendah. Pemodelan jumlah kasus *Stunting* menggunakan SAR Poisson diperoleh R^2 devians sebesar 25%.

Acknowledge

Dalam penyusunan artikel ini, banyak pihak yang turut membantu dan memberi dukungan kepada penulis. Untuk itu pada kesempatan ini penulis ingin menyampaikan rasa syukur kepada Allah SWT. Terima kasih penulis ucapkan kepada keluarga, sahabat, dosen pembimbing, serta seluruh pihak yang tidak bisa penulis sebutkan satu persatu.

Daftar Pustaka

- [1] Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models* (1 ed.). Dordrecht: Kluwer Academic Publisher.
- [2] Cameron AC, Trivedi PK. 1998. *Regression Analysis of Count Data*. New York: Cambridge University.
- [3] Fleiss JL, Levin B, Paik MC. 2003. *Statistical Methods for Rates and Proportions*. Ed ke-3. USA: Columbia University.
- [4] Fotheringham AS, Rogerson PA. 2009. *Handbook of Spatial analysis*. London: Sage Publications Ltd.
- [5] Lambert DM, Brown JP, Florax RJGM. 2010. A Two-Step Estimator for a Spatial Lag Model of Counts: Theory, Small Sample Performance and application. USA: Dept. of Agricultural Economics Purdue University
- [6] McCulloch CE, Searle SR. 2001. *Generalized Linear and Mixed Models*. Canada: John Wiley & Sons, Inc.
- [7] Utama Muhammad Bangkit Riksa, Hajarisman Nusar. (2021). *Metode Pemilihan Variabel pada Model Regresi Poisson Menggunakan Metode Nordberg*. Jurnal Riset Statistika, 1(1), 35-42.