

## Estimation of Factors Affecting Stunting Cases in West Java in 2021 Using Negative Binomial Spatial Regression

### PENDUGAAN FAKTOR – FAKTOR YANG MEMENGARUHI KASUS STUNTING DI JAWA BARAT TAHUN 2021 MENGGUNAKAN REGRESI SPASIAL BINOMIAL NEGATIF

Mely Amelia<sup>1\*</sup>, Anik Djuraidah<sup>2\*</sup>, Rahma Anisa<sup>3\*</sup>

*\* Department of Statistics, IPB University, Indonesia*

*Email: <sup>1</sup>mlyamelia@apps.ipb.ac.id, <sup>2</sup>anikdjuraidah@apps.ipb.ac.id, <sup>3</sup>rahmaanisa@apps.ipb.ac.id*

#### Abstract

Stunting is a childhood growth and development disorder characterized by below-normal height. West Java, with its stunting rate of 24.5 percent, is one of the provinces included in the top 12 priority provinces in implementing the National Action Plan to Accelerate Stunting. Stunting cases are count data and their occurrence is rare. The analysis for the count data is Poisson regression with the assumption that equidispersion must be met. One way to overcome overdispersion is to use negative binomial regression. This study aimed to determine predictors/factors affecting stunting cases in West Java province in 2021 using negative binomial spatial regression. The data in this study comes from the publication of the West Java Health Service and the West Java Central Statistics Agency in 2021 with districts/cities as the object of observation. There is a spatial effect in the stunting data, so the spatial regression model is suitable. The results show that there is an overdispersion in the Poisson regression. The spatial effect test shows that there is a spatial dependence on the response variable and some predictors. The negative spatial autoregressive binomial is the best model with the lowest AIC value. The factors that have a significant effect are the percentage of infants aged less than six months who are breastfed, the percentage of food processing establishments that meet the requirements, and the percentage of infants with low birth weight.

**Keywords:** negative binomial, overdispersion, spatial regression, stunting



### Abstrak

Stunting adalah gangguan tumbuh kembang anak yang ditandai dengan tinggi badan di bawah normal. Jawa Barat dengan angka stunting sebesar 24,5 persen merupakan salah satu provinsi yang masuk dalam 12 besar provinsi prioritas dalam pelaksanaan Rencana Aksi Nasional Percepatan Stunting. Kasus stunting merupakan data hitungan dan jarang terjadi. Analisis untuk data cacahan adalah regresi Poisson dengan asumsi equidispersi harus terpenuhi. Salah satu cara untuk mengatasi overdispersi adalah dengan menggunakan regresi binomial negatif. Penelitian ini bertujuan untuk mengetahui prediktor/faktor yang mempengaruhi kasus stunting di Provinsi Jawa Barat tahun 2021 dengan menggunakan regresi spasial binomial negatif. Data pada penelitian ini bersumber dari publikasi Dinas Kesehatan Jawa Barat dan Badan Pusat Statistik Jawa Barat tahun 2021 dengan kabupaten/kota sebagai obyek amatan. Terdapat efek spasial pada data stunting, sehingga model regresi spasial cocok digunakan. Hasilnya menunjukkan bahwa ada overdispersi pada regresi Poisson. Uji efek spasial menunjukkan adanya ketergantungan spasial pada variabel respon dan beberapa prediktor. Binomial autoregresif spasial negatif adalah model terbaik dengan nilai AIC terendah. Faktor yang berpengaruh nyata adalah persentase bayi usia kurang dari enam bulan yang mendapat ASI, persentase tempat pengolahan makanan yang memenuhi syarat, dan persentase bayi dengan berat badan lahir rendah.

**Kata kunci:** binomial negatif, overdispersi, regresi spasial, stunting.

## 1. PENDAHULUAN

Stunting merupakan gangguan pertumbuhan dan perkembangan akibat permasalahan gizi kronis yang ditandai dengan tinggi badan anak berada di bawah rata-rata. Kondisi stunting pada anak dapat menimbulkan dampak negatif dalam jangka pendek maupun jangka panjang. Anak akan mengalami penurunan tingkat kecerdasan, gangguan berbicara, kesulitan dalam belajar, dan sistem kekebalan tubuhnya lebih rendah sehingga akan lebih mudah terkena penyakit [1]. Hasil Studi Status Gizi Indonesia Kementerian Kesehatan menyebutkan bahwa prevalensi stunting di Indonesia pada tahun 2021 adalah 24,4%. Angka tersebut berada di atas standar yang ditetapkan oleh *World Health Organization* sebesar 20%. Indonesia terus berupaya menurunkan angka stunting, salah satunya dengan Rencana Aksi Nasional Percepatan Penurunan Angka Stunting Indonesia (RAN PASTI) Tahun 2021 – 2024 yang terdapat dalam peraturan BKKBN Nomor 12 Tahun 2021. Pada program RAN PASTI terdapat 12 provinsi yang menjadi prioritas penurunan stunting, salah satunya Jawa Barat dengan angka prevalensi stunting sebesar 24,5%. Jawa Barat merupakan provinsi dengan banyaknya penduduk terbanyak di Indonesia sehingga penurunan kasus stunting secara signifikan di Jawa Barat akan memengaruhi penurunan angka prevalensi stunting secara nasional. Oleh karena itu, diperlukan penelitian untuk mengetahui peubah yang memengaruhi kasus stunting di Provinsi Jawa Barat.

Kasus stunting merupakan data cacah. Salah satu pemodelan yang tepat untuk data tersebut adalah analisis regresi Poisson. Asumsi yang harus dipenuhi pada regresi Poisson adalah equidispersi namun asumsi ini sulit dipenuhi karena kondisi overdispersi, yaitu ragam dari peubah respon lebih besar dari rata-ratanya. Salah satu cara mengatasi overdispersi adalah menggunakan analisis regresi binomial negatif [2].

Berdasarkan hasil eksplorasi data pada kasus stunting di Provinsi Jawa Barat terdapat efek spasial, sehingga model yang paling sesuai adalah model spasial. Penelitian tentang analisis regresi spasial binomial negatif pernah dilakukan untuk memodelkan angka kematian ibu di Pulau Jawa [3]. Pemodelan banyaknya stunting di Kabupaten Malang dilakukan dengan regresi terboboti geografis binomial negatif [5].

Penentuan prediktor yang digunakan pada penelitian ini didasarkan dari hasil penelitian yang dilakukan oleh [4, 7, 11, 13]. Hasil penelitian yang dilakukan [6] menggunakan regresi

logistik biner pada data stunting di Jawa Barat menunjukkan peubah yang berpengaruh nyata adalah imunisasi dasar lengkap dan tempat pengelolaan makanan. Sedangkan pada pemodelan kasus stunting di Kabupaten Bone Bolango [7] menggunakan model spasial Durbin dengan prediktor yang digunakan adalah ASI eksklusif, bayi berat badan lahir rendah, dan imunisasi dasar lengkap. Hasil penelitian [8] menunjukkan pengeluaran per kapita berpengaruh terhadap kejadian stunting, sedangkan menurut [9] adalah rumah tangga memiliki akses sanitasi layak [9]. Penelitian ini bertujuan menentukan peubah yang memengaruhi kasus stunting di Provinsi Jawa Barat tahun 2021 dengan regresi spasial binomial negatif.

## 2. TINJAUAN PUSTAKA

### 2.1 Regresi Spasial Binomial Negatif

Persamaan umum dari model spasial sebagai berikut.

$$\mathbf{y} = \rho \mathbf{W}_1 \mathbf{y} + \mathbf{X}^* \boldsymbol{\beta}^* + \mathbf{W}_2 \mathbf{X} \boldsymbol{\gamma} + \mathbf{u} \quad \#(2.1)$$

$$\mathbf{u} = \lambda \mathbf{W}_3 \mathbf{u} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad \#(2.2)$$

dengan asumsi  $\boldsymbol{\varepsilon} \sim N(0, \sigma^2 \mathbf{I})$ ,  $\mathbf{y}$  adalah vektor peubah respon berukuran  $n \times 1$ ,  $\rho$  adalah koefisien *autoregressive* lag peubah dependen,  $\mathbf{W}_1$  adalah matriks pembobot spasial untuk peubah respon berukuran  $n \times n$ ,  $\mathbf{X}^*$  adalah matriks konstanta dan penjelas berukuran  $n \times (p + 1)$ ,  $\boldsymbol{\beta}^*$  adalah vektor koefisien parameter regresi berukuran  $(p + 1) \times 1$ ,  $\mathbf{W}_2$  adalah matriks pembobot spasial untuk prediktor berukuran  $n \times n$ ,  $\mathbf{X}$  adalah matriks peubah respon berukuran  $n \times p$ ,  $\boldsymbol{\gamma}$  adalah vektor koefisien *autoregressive* prediktor berukuran  $n \times p$ ,  $\mathbf{W}_3$  adalah matriks pembobot spasial untuk galat berukuran  $n \times n$ ,  $\mathbf{u}$  adalah vektor galat yang diasumsikan mengandung autokorelasi berukuran  $n \times 1$ ,  $\lambda$  adalah koefisien *autoregressive* galat, dan  $\mathbf{I}$  adalah matriks identitas berukuran  $n \times n$  [10].

**Definisi 2.1.1** *Spatial autoregressive (SAR) adalah model regresi spasial yang memiliki ketergantungan spasial pada peubah respon* [11].

Persamaan SAR sebagai berikut [11].

$$\mathbf{y} = \rho \mathbf{W} \mathbf{y} + \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad \#(2.3)$$

Persamaan untuk model *spatial autoregressive* binomial negatif sebagai berikut [5].

$$\mu_i = \exp(\rho \sum_{j \neq i}^n w_{ij} y_j + \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}) \quad \#(2.4)$$

$$y_i \sim NB(\mu_i)$$

$\rho$  merupakan parameter lag spasial pada peubah respon.

**Definisi 2.1.2** *Spatial Lag X (SLX) adalah model regresi spasial yang memiliki ketergantungan spasial pada prediktor* [12].

Persamaan SLX sebagai berikut.

$$\mathbf{y} = \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} + \mathbf{W} \mathbf{X} \boldsymbol{\gamma} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad \#(2.5)$$

Persamaan untuk model *spatial lag-x* binomial negatif adalah sebagai berikut.

$$\mu_i = \exp(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta} + \mathbf{w}_i' \mathbf{x}_i \boldsymbol{\gamma}) \quad \#(2.6)$$

$$y_i \sim NB(\mu_i)$$

**Definisi 2.1.3** *Spatial Durbin Model (SDM) adalah model regresi spasial yang memiliki ketergantungan spasial pada peubah respon dan prediktor* [11].

Persamaan SDM sebagai berikut.

$$\mathbf{y} = \rho \mathbf{W}_1 \mathbf{y} + \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} + \mathbf{W}_2 \mathbf{X} \boldsymbol{\gamma} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad \#(2.7)$$

Persamaan untuk *spatial Durbin model* binomial negatif sebagai berikut.

$$\mu_i = \exp(\rho \mathbf{w}'_{1i} \mathbf{y} + \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta} + \mathbf{w}'_{2i} \mathbf{x}_i \boldsymbol{\gamma}) \quad \#(2.8)$$

$$y_i \sim NB(\mu_i)$$

### 3. METODE PENELITIAN

#### 3.1 Data dan Sumber Data

Data yang digunakan adalah data sekunder kabupaten/kota di Jawa Barat tahun 2021. Peubah yang digunakan dapat dilihat di Tabel 3.1.

**Tabel 3.1.** Peubah yang digunakan.

Kode	Peubah	Sumber Data
Y	Banyaknya stunting per 100.000 balita	Dinas Kesehatan Jawa Barat
X1	Persentase balita mendapatkan imunisasi dasar lengkap	Profil Kesehatan Jawa Barat
X2	Persentase bayi berusia kurang dari 6 bulan mendapat ASI	Profil Kesehatan Jawa Barat
X3	Persentase tempat pengelolaan makanan memenuhi syarat	Profil Kesehatan Jawa Barat
X4	Persentase bayi berat badan lahir rendah	Profil Kesehatan Jawa Barat
X5	Persentase keluarga dengan akses sanitasi layak	Profil Kesehatan Jawa Barat
X6	Pengeluaran per kapita dalam juta rupiah	Badan Pusat Statistik Jawa Barat

#### 3.2 Analisis Data

- Melakukan eksplorasi data untuk mengetahui karakteristik data.
- Memeriksa multikolinearitas antar prediktor dengan melihat nilai *Variance Inflation Factor* (VIF).
- Memeriksa overdispersi dengan melihat nilai *devians* dan *chi-kuadrat Pearson* dibagi dengan derajat bebasnya. Jika nilai tersebut bernilai lebih dari satu maka terdapat overdispersi pada data.
- Jika tidak terdapat overdispersi maka dilakukan pemodelan regresi Poisson. Persamaan dari model regresi Poisson adalah sebagai berikut [13].
 
$$\ln(\mu_i) = x_i' \beta = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ik} \quad \#(3.1)\#$$

$$\mu_i = \exp(\beta_0 + \sum_{j=1}^k x_{ij} \beta_j) \quad \#(3.2)\#$$

$$y_i \sim \text{Poisson}(\mu_i)$$

$\beta_0$  merupakan intersep,  $\beta_j$  merupakan koefisien untuk prediktor ke- $j$ ,  $x_{ij}$  prediktor ke- $j$  dan amatan ke- $i$ .
  - Jika terdapat overdispersi dilakukan pemodelan regresi binomial negatif. Persamaan dari model regresi binomial negatif sama dengan persamaan 3.1 tetapi  $y_i \sim BN(\mu_i)$ .
- Uji Efek Spasial
  - Dependensi Spasial
 

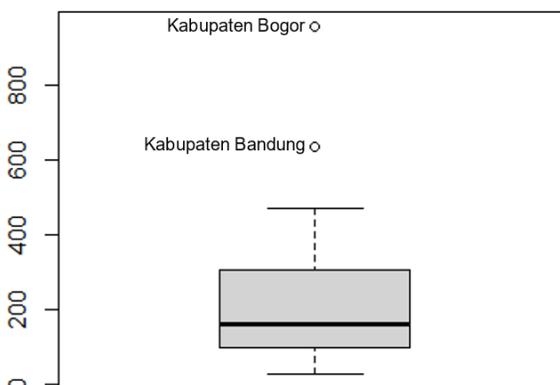
Melakukan uji *Lagrange Multiplier* untuk memilih model dependensi spasial dan melakukan uji indeks Moran untuk memeriksa dependensi spasial pada prediktor dengan menggunakan matriks bobot *queen contiguity*, *k-nearest neighbor*, *negative exponential distance weight*, dan *inverse distance weight*.
  - Keragaman Spasial
 

Melakukan uji *Breusch Pagan* untuk mengetahui keragaman spasial pada data.
- Melakukan pendugaan dan pengujian parameter model regresi berdasarkan hasil uji efek spasial.
- Menentukan model terbaik berdasarkan nilai *Akaike Information Criterion* (AIC) terkecil.
- Melakukan interpretasi dari model terbaik yang terpilih.

## 4. HASIL DAN PEMBAHASAN

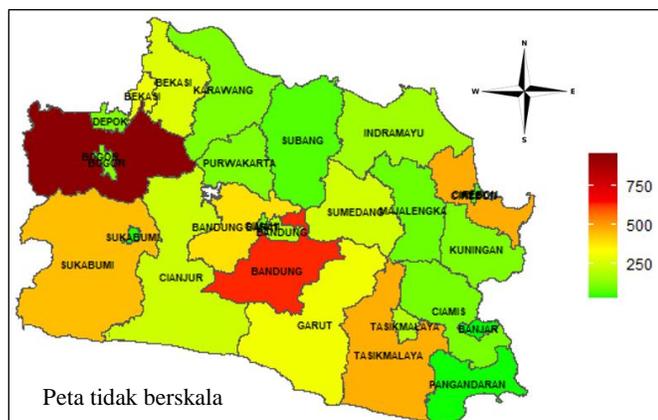
### 4.1 Eksplorasi Data

Provinsi Jawa Barat merupakan provinsi dengan jumlah penduduk tertinggi di Indonesia. Provinsi Jawa Barat terdiri dari 18 kabupaten dan 9 kota. Jawa Barat merupakan provinsi dengan angka stunting yang masih tinggi dan berada di atas standar yang telah ditetapkan oleh WHO. Diagram kotak garis banyaknya stunting per 100.000 balita tersedia pada Gambar 4.1.



**Gambar 4.1** Diagram kotak garis banyaknya stunting per 100.000 balita di Jawa Barat Tahun 2021

Diagram kotak garis pada Gambar 4.1 memperlihatkan bahwa 2 daerah merupakan pencilon atas. Rataan dari banyaknya stunting per 100.000 balita adalah 238 sedangkan ragamnya adalah 45.768. Banyaknya stunting per 100.000 balita di Jawa Barat tertinggi adalah Kabupaten Bogor dengan 958 kejadian per 100.000 penduduk dan angka terendah adalah Kota Banjar dengan 29 kejadian per 100.000 balita.



**Gambar 4.2** Sebaran banyaknya stunting per 100.000 balita di Jawa Barat tahun 2021

Gambar 4.2 menunjukkan bahwa daerah yang memiliki banyaknya stunting tergolong tinggi adalah Kabupaten Bogor, Sukabumi, Kabupaten Bandung, Kabupaten Tasikmalaya, dan Kabupaten Cirebon. Daerah yang berada pada bagian utara Jawa Barat memiliki angka stunting yang rendah, diantaranya yaitu Kabupaten Karawang, Kabupaten Subang, Kabupaten Purwakarta, dan Kabupaten Indramayu. Daerah yang memiliki angka stunting rendah cenderung berdekatan dengan wilayah yang memiliki angka stunting rendah dan wilayah dengan angka stunting yang

tinggi cenderung bertetangga dengan wilayah yang memiliki angka stunting tinggi. Hal ini mengindikasikan adanya efek spasial.

#### 4.2 Pemeriksaan Multikolinearitas dan Overdispersi

Multikolinearitas merupakan hubungan yang kuat antar prediktor. Jika nilai *Variance Inflation Factor* (VIF) lebih dari 10 maka dapat dikatakan terjadi multikolinearitas [14]. Berdasarkan Tabel 4.1 nilai VIF untuk semua prediktor kurang dari 10 sehingga tidak terdapat multikolinearitas pada data sehingga semua prediktor akan disertakan dalam model.

**Tabel 4.1** Nilai VIF tiap peubah

Peubah	$X_1$	$X_2$	$X_3$	$X_4$	$X_5$	$X_6$
VIF	1,15	1,14	1,14	1,11	1,20	1,12

Pengujian overdispersi dilakukan dengan melihat nilai *khi-kuadrat Pearson* dan nilai *devians* dibagi dengan derajat bebasnya. Jika nilai tersebut bernilai lebih dari 1 maka terdapat overdispersi pada data atau asumsi equidispersi pada regresi Poisson tidak terpenuhi. Pengujian overdispersi pada Tabel 4.2 menunjukkan nilai *khi-kuadrat Pearson* dan nilai *devians* dibagi dengan derajat bebasnya bernilai lebih dari 1 sehingga dapat disimpulkan bahwa terdapat overdispersi pada data.

**Tabel 4.2.** Hasil pengujian overdispersi

Uji	Statistik Uji	db	Statistik uji/db
<i>Khi-Kuadrat Pearson</i>	2009,98	20	100,59
<i>Devians</i>	1945,95	20	97,30

#### 4.3 Pemodelan Regresi Poisson dan Binomial Negatif

Pemodelan regresi Poisson dan binomial negatif dilakukan pada data banyaknya stunting Jawa Barat dengan 6 prediktor. Pengujian secara simultan dan parsial dilakukan pada model regresi Poisson dan binomial negatif. Pengujian secara simultan pada regresi Poisson menunjukkan nilai statistik uji-G sebesar 2224,9 dan pada regresi binomial negatif sebesar 22,36. Nilai statistik uji tersebut lebih besar dari  $\chi_{0,05;7}^2 = 14,06$  sehingga tolak  $H_0$  atau minimal terdapat satu prediktor yang berpengaruh signifikan.

Tabel 4.3 merupakan penduga parameter dari model Poisson dan model binomial negatif. Pada regresi Poisson semua prediktor berpengaruh secara signifikan terhadap banyaknya stunting pada taraf nyata 0,05. Pada regresi binomial negatif peubah  $X_2, X_3, X_4,$  dan  $X_6$  merupakan peubah yang berpengaruh signifikan pada taraf nyata 0,05.

**Tabel 4.3** Penduga model regresi binomial negatif

Parameter	Koefisien	
	Poisson	Binomial Negatif
$\beta_0$	7,506*	7,500*
$\beta_1$	0,006*	0,004
$\beta_2$	-0,019*	-0,022*
$\beta_3$	-0,021*	-0,020*
$\beta_4$	-0,116*	-0,112*
$\beta_5$	0,015*	0,018
$\beta_6$	-0,00012*	-0,00012*
	AIC = 2211,5	AIC = 340,6

\*) signifikan pada taraf nyata 0,05

## JURNAL MATEMATIKA, STATISTIKA DAN KOMPUTASI

Mely Amelia, Anik Djuraidah, Rahma Anisa

Nilai AIC binomial negatif lebih kecil dari model Poisson. Hal tersebut menunjukkan pemodelan binomial negatif lebih baik digunakan pada data yang mengalami overdispersi. Selain itu, dua prediktor yang signifikan pada pemodelan regresi Poisson menjadi tidak signifikan pada pemodelan binomial negatif. Permasalahan overdispersi pada regresi Poisson dapat mengakibatkan *standard error* penduga kecil atau *underestimate* akibatnya peubah yang seharusnya tidak signifikan menjadi signifikan [2].

Peubah yang berpengaruh signifikan adalah peubah bayi berusia kurang dari 6 bulan mendapat ASI eksklusif, tempat pengelolaan makanan memenuhi syarat, bayi berat badan lahir rendah, dan pengeluaran per kapita dalam juta rupiah. Persamaan dari model regresi binomial negatif yang terbentuk sebagai berikut:

$$\ln(\hat{\mu}) = 7,5 + 0,004X_1 - 0,022X_2^* - 0,02X_3^* - 0,112X_4^* + 0,018X_5 + 0,001X_6^* \quad \#(4.1)$$

\*) signifikan pada taraf nyata 0,05

### 4.4 Pengujian Efek Spasial

Pengujian keragaman spasial dilakukan dengan menggunakan Uji *Breusch Pagan*. Hasil pengujian *Breusch Pagan* menghasilkan nilai statistik uji sebesar 4,880. Nilai tersebut lebih kecil dari  $\chi^2_{(0,05;7)} = 14,07$  sehingga tak tolak  $H_0$  atau keragaman antar lokasi sama pada taraf nyata 0,05. Karena keragaman antar lokasi sama maka tidak perlu dilakukan pemodelan regresi terboboti geografis binomial negatif. Pengujian dependensi spasial yang dilakukan adalah uji *Lagrange Multiplier* (LM) dan indeks Moran. Matriks bobot yang digunakan pada uji LM adalah *queen contiguity*. Hasil pengujian LM pada Tabel 4.4 menunjukkan terdapat dependensi spasial pada *lag* karena RLMLag signifikan.

**Tabel 4.4** Hasil pengujian *Lagrange Multiplier*.

Uji LM	Statistik Uji	Nilai-p
<i>LM<sub>lag</sub></i>	0,093	0,760
<i>LM<sub>galat</sub></i>	1,321	0,250
<b><i>RLM<sub>lag</sub></i></b>	<b>3,982</b>	<b>0,046</b>
<i>RLM<sub>galat</sub></i>	2,755	0,097

Indeks moran merupakan pengujian yang dilakukan untuk mengetahui dependensi spasial pada prediktor. Berdasarkan Tabel 4.5, peubah  $X_2, X_3, X_4$ , dan  $X_6$  memiliki nilai *p-value*  $< \alpha = 0,05$  sehingga pada keempat peubah tersebut terdapat dependensi spasial. Prediktor yang memiliki dependensi spasial diantaranya persentase bayi berusia kurang dari 6 bulan mendapat ASI, persentase tempat pengelolaan makanan memenuhi syarat, persentase bayi berat badan lahir rendah, dan pengeluaran per kapita.

**Tabel 4.5** Indeks Moran prediktor dan matriks pembobot.

Peubah	Matriks Pembobot	Indeks Moran	Nilai-P
X1	<i>3-Nearest Neighbor</i>	1,340	0,081
X2	<i>Exponential beta = 1</i>	2,712	0,003
X3	<i>3-Nearest Neighbor</i>	2,613	0,004
X4	<i>Exponential beta = 1</i>	6,503	0,000
X5	<i>1-Nearest Neighbor</i>	0,102	0,154
X6	<i>Exponential beta = 1</i>	2,805	0,003

Model yang akan dibangun berdasarkan hasil uji efek spasial adalah *spatial autoregressive* binomial negatif, *spatial Durbin* model binomial negatif, dan *spatial lag-x* binomial negatif.

#### 4.5 Pemodelan Regresi Spasial Binomial Negatif

*Spatial autoregressive* binomial negatif (SAR BN) merupakan model regresi binomial negatif yang menambahkan dependensi spasial pada peubah respon. Pemodelan *spatial lag-x* binomial negatif (SLX BN) merupakan model dengan menambahkan dependensi spasial hanya pada peubah prediktor. Pemodelan *spatial Durbin* binomial negatif (SDM BN) merupakan pemodelan spasial binomial negatif yang menambahkan dependensi spasial pada peubah respon dan prediktor. Hasil pendugaan parameter untuk model regresi spasial binomial negatif dapat dilihat pada Tabel 4.6.

**Tabel 4.6** Pendugaan parameter model regresi spasial binomial negatif.

Parameter	Koefisien		
	SAR BN	SLX BN	SDM BN
$\beta_0$	8,525	-23,93	6,553
$\beta_1$	-0,0032	0,0043	0,0009
$\beta_2$	-0,0265*	0,0031	-0,0156
$\beta_3$	-0,0150*	-0,0261*	-0,0181*
$\beta_4$	-0,1382*	-0,136*	-0,1486*
$\beta_5$	0,0161	0,0194*	0,0169
$\beta_6$	$-6,54 \times 10^{-5}$	-0,0001	-0,0001
$\rho$	-0,0018*	-	-0,0016
$lag\beta_2$	-	0,3049	0,0677
$lag\beta_3$	-	0,0174	0,0115
$lag\beta_4$	-	-0,664	-0,5805
$lag\beta_6$	-	0,0009	-0,0002

\*) signifikan pada taraf nyata 0,05

Hasil pendugaan parameter model SAR BN pada Tabel 4.6 menunjukkan prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap banyaknya stunting di Provinsi Jawa Barat pada taraf nyata 0,05 adalah  $X_2, X_3,$  dan  $X_4$ . Koefisien lag spasial ( $\rho$ ) juga berpengaruh terhadap model SAR BN pada taraf nyata 0,05.

Hasil pendugaan parameter model SLX BN pada Tabel 4.6 menunjukkan prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap banyaknya stunting di Provinsi Jawa Barat pada taraf nyata 0,05 adalah  $X_3, X_4,$  dan  $X_5$ . Koefisien lag spasial prediktor tidak berpengaruh nyata terhadap model SLX BN pada taraf nyata 0,05.

Hasil pendugaan parameter model SDM BN pada Tabel 4.6 menunjukkan prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap banyaknya stunting di Provinsi Jawa Barat pada taraf nyata 0,05 adalah  $X_3$  dan  $X_4$ . Koefisien lag spasial peubah respon dan prediktor tidak ada yang berpengaruh nyata terhadap model SDM BN pada taraf nyata 0,05.

#### 4.6 Pemilihan Model Terbaik

Pemilihan model terbaik untuk pemodelan banyaknya stunting di Provinsi Jawa Barat tahun 2021 didasarkan pada model yang memiliki nilai AIC terkecil.

**Tabel 4.7** Perbandingan nilai AIC

Model	AIC
Regresi Binomial Negatif	340,64
<i>Spatial Autoregressive</i> Binomial Negatif	339,13
<i>Spatial Durbin</i> Binomial Negatif	344,59

Nilai AIC pada Tabel 4.7 menunjukkan bahwa model *spatial autoregressive* binomial negatif memiliki nilai AIC paling kecil. Model binomial negatif dan model *autoregressive spatial* binomial negatif memiliki nilai AIC yang tidak jauh berbeda sehingga keduanya baik untuk digunakan dalam memodelkan banyaknya stunting di Jawa Barat. Namun, pada penelitian ini dipilih model terbaik *spatial autoregressive* binomial negatif karena memiliki nilai AIC paling kecil dan mampu memodelkan dengan menjelaskan dependensi spasial pada peubah respon dan penambahan lag peubah respon tersebut juga nyata.

#### 4.7 Interpretasi Model Terbaik

Model terbaik untuk memodelkan banyaknya stunting di Jawa Barat tahun 2021 adalah model *spatial autoregressive* binomial negatif dengan persamaan sebagai berikut.

$$\ln(\hat{\mu}) = -0,0018Wy + 8,525 - 0,0032X_1 - 0,0265X_2^* - 0,015X_3^* - 0,1382X_4^* + 0,016X_5 - 0,000065X_6 \quad \#(4.2)$$

\*) signifikan pada taraf nyata 0,05

Berdasarkan model tersebut, peubah yang memengaruhi banyaknya stunting di Provinsi Jawa Barat tahun 2021 pada taraf nyata 0,05 adalah persentase bayi berusia kurang dari 6 bulan mendapat ASI, persentase tempat pengelolaan makanan memenuhi syarat, dan persentase bayi berat badan lahir rendah. Pemberian asi eksklusif dapat menurunkan risiko terjadinya stunting [14]. Tempat pengelolaan makan memenuhi syarat merupakan tempat pengelolaan pangan yang memenuhi persyaratan kesehatan mulai dari aspek peralatan, sarana bangunan, orang yang mengolah pangan hingga pangan yang dihasilkan. Dalam sebuah tempat pengelolaan makanan yang memenuhi syarat, makanan yang disajikan harus memenuhi standar kebersihan dan kualitas. Hal ini dapat membantu mencegah terjadinya infeksi dan penyebaran penyakit yang dapat memengaruhi kesehatan anak. Bayi berat badan lahir rendah adalah bayi yang baru lahir dengan berat kurang dari 2500 gram. Bayi berat badan lahir rendah dapat menjadi penyebab utama kematian pada bayi masa *neonatal* (masa sejak lahir sampai dengan 4 minggu), bayi dapat memiliki risiko morbiditas dan mortalitas, penyakit kronis, dan tumbuh kembang yang terhambat sehingga lebih rentan mengalami stunting [15]. Peubah  $X_4$  memiliki hubungan yang negatif dengan banyaknya stunting per 100.000 balita karena penduga koefisiennya bernilai negatif. Namun hal ini tidak berarti bahwa peningkatan persentase bayi berat badan lahir rendah dapat menurunkan stunting. Hubungan yang negatif ini terjadi karena terdapat wilayah yang memiliki banyaknya stunting per 100.000 rendah sedangkan persentase bayi berat badan lahir rendah yang sangat tinggi yaitu Kota Banjar. Interpretasi model dilakukan dengan melihat efek langsung dan efek tidak langsung [3].

Tabel 4.8 Efek langsung, efek tidak langsung, dan total efek model SAR BN

Peubah	Efek langsung	Efek tidak langsung	Total efek
$X_2$	-0,0265	0,0013	-0,0252
$X_3$	-0,0150	0,0007	-0,0143
$X_4$	-0,1382	0,0067	-0,1315

Berdasarkan Tabel 4.8, nilai efek langsung untuk setiap peubah tidak jauh berbeda dari nilai penduga parameter dalam model. Selain itu, efek tidak langsung yang dihasilkan nilainya relatif kecil. Hal ini disebabkan karena nilai koefisien lag ( $\rho$ ) pada model SAR BN kecil.

Efek langsung dari peubah  $X_2$  adalah -0,0265, artinya jika terjadi kenaikan satu persen peubah persentase bayi berusia kurang dari 6 bulan mendapat ASI di suatu wilayah maka rata-rata banyaknya stunting di wilayah tersebut akan berkurang sebesar 0,974 per 100.000 balita. Sedangkan efek tidak langsung dari peubah  $X_2$  adalah 0,00129 yang berarti jika terjadi kenaikan satu persen peubah persentase bayi berusia kurang dari 6 bulan mendapat ASI pada suatu

wilayah, maka rata-rata banyaknya stunting di wilayah lain akan meningkat sebesar 1 per 100.000 balita, dengan prediktor lain tetap.

Efek langsung dari peubah  $X_3$  adalah -0,015, artinya jika terjadi kenaikan satu persen peubah persentase tempat pengelolaan makanan memenuhi syarat di suatu wilayah maka rata-rata banyaknya stunting di wilayah tersebut akan berkurang sebesar 0,985 per 100.000 balita. Sedangkan efek tidak langsung dari peubah  $X_3$  adalah 0,00073 yang berarti jika terjadi kenaikan satu persen peubah persentase tempat pengelolaan makanan memenuhi syarat pada suatu wilayah, maka rata-rata banyaknya stunting di wilayah lain akan meningkat sebesar 1 per 100.000 balita, dengan prediktor lain tetap.

Efek langsung dari peubah  $X_4$  adalah -0,1382, artinya jika terjadi kenaikan satu persen peubah persentase bayi berat badan lahir rendah di suatu wilayah maka rata-rata banyaknya stunting di wilayah tersebut akan meningkat sebesar 0,871 per 100.000 balita. Sedangkan efek tidak langsung dari peubah  $X_4$  adalah 0,00671 yang berarti jika terjadi kenaikan satu persen peubah persentase bayi berat badan lahir rendah pada suatu wilayah, maka rata-rata banyaknya stunting di wilayah lain akan meningkat sebesar 1 per 100.000 balita, dengan prediktor lain tetap.

## 5. SIMPULAN

Model regresi spasial terbaik untuk banyaknya kasus stunting di Provinsi Jawa Barat tahun 2021 adalah *spatial autoregressive binomial negatif*. Peubah yang berpengaruh signifikan kasus stunting di Jawa Barat adalah persentase bayi berusia kurang dari 6 bulan mendapat ASI, persentase tempat pengelolaan makanan memenuhi syarat, dan persentase bayi berat badan lahir rendah.

## DAFTAR PUSTAKA

- [1] Anselin, L., 1988. *Spatial econometrics: methods and models* (Vol. 4). Springer Science & Business Media.
- [2] Ayudiati, N., 2021. Pemodelan regresi spasial binomial negatif pada angka kematian ibu di Pulau Jawa tahun 2018. Institut Pertanian Bogor.
- [3] Djuraidah, A., 2020. *Monograph Penerapan dan Pengembangan Regresi Spasial dengan Studi Kasus pada Kesehatan, Sosial, dan Ekonomi*. IPB Press., Bogor.
- [4] Fadliana, A., Drajat, P.P., 2021. Pemetaan Faktor Risiko Stunting Berbasis Sistem Informasi Geografis Menggunakan Metode Geographically Weighted Regression. *J IKRAITH-INFORMATIKA*. Vol.5, No.3, 91-102.
- [5] Glaser, S., 2017. A Review of Spatial Econometric Models for Count Data. *Hohenheim Discussion Papers in Business, Economics and Social Sciences*, Vol(19).
- [6] Gujarati, D., N., & Porter, D., C., 2009. *Basic Econometrics*. McGraw-Hill., New York
- [7] Hasiru., L., S., Djakaria, I., & Hasan, I., K., 2022. Penerapan Model Spasial Durbin dengan Uji Lanjutan Local Indicator of Spatial Autocorrelation untuk Melihat Penyebaran Stunting di Kabupaten Bone Bolango. *Jambura Journal of Probability and Statistics*, Vol. 3, No. 1, 19-28.
- [8] Hilbe, J.,M., 2011. *Negative Binomial Regression Second Edition*. Cambridge University Press., New York.
- [9] Hilbe, J.,M., 2014. *Modelling Count Data*. Cambridge University Press., New York.
- [10] Kamilia, A., 2019. Berat Badan Lahir Rendah Dengan Kejadian Stunting Pada Anak. *J Ilmiah Kesehatan Sandi Husada*, Vol.10, No.2, 311-315.
- [11] Manaf, S., A., R., Erfiani., Indahwati., Fitrianto., A., & Amelia., R., 2022. Faktor-Faktor yang Memengaruhi Permasalahan Stunting di Jawa Barat Menggunakan Regresi Logistik Biner. *Jurnal Statistika*, Vol. 15, No. 2,265-274.

**JURNAL MATEMATIKA, STATISTIKA DAN KOMPUTASI****Mely Amelia, Anik Djuraidah, Rahma Anisa**

- [12] Pramoedyo, H., Pratiwi. E., Astutik, S., & Fauwziyah., F., 2022. Modeling Geographically Weighted Negative Binomial Regression (GWNBR) on Stunting Incidence in Malang Regency. *J Matematika, Statistika dan Komputasi*, Vol.19, No.1, 163-171.
- [13] Purwanti, R., Nurfiti, D., 2019. Review Literatur : Analisis Determinan Sosio Demografi Kejadian Stunting Pada Balita Di Berbagai Negara Berkembang. *Buletin Penelitian Kesehatan*, Vol. 47, No. 3, 153-164.
- [14] Sampe, S., A., Toban R., C., Madi, M., A., 2020. Hubungan Pemberian ASI Eksklusif Dengan Kejadian Stunting Pada Balita. *J Ilmiah Kesehatan Sandi Husad.*, Vol.11, No.1, 448-455.
- [15] Putra, P., A., B., Suariyani, N., L., P., 2021. Pemetaan Distribusi Banyaknya Dan Faktor Risiko Stunting Di Kabupaten Bangli Tahun 2019 Dengan Menggunakan Sistem Informasi Geografis. *Arc. Com. Health.*, Vol. 8, No. 1, 72-90.
- [16] Vega, S.. H., Elhorst, J., P., 2015. The SLX Model. *J Of Regional Science*. Vol.0, No.0, 1-25.