

ANALISIS FAKTOR YANG MEMPENGARUHI PREVALENSI STUNTING DI JAWA TENGAH MENGGUNAKAN SPATIAL DURBIN MODEL (SDM)

Silvia Eka Oktaviana

Program Studi Matematika, FMIPA, Universitas Negeri Surabaya, Surabaya, Indonesia
e-mail : silvia.22047@mhs.unesa.ac.id

Danang Ariyanto

Program Studi Matematika, FMIPA, Universitas Negeri Surabaya, Surabaya, Indonesia
e-mail : danangariyanto@unesa.ac.id

Abstrak

Stunting menjadi salah satu tantangan kesehatan masyarakat yang paling mendesak di Indonesia. Dengan tingginya jumlah kasus dan kondisi geografis serta sosial ekonomi yang beragam, provinsi Jawa Tengah menjadi fokus menarik untuk diteliti. Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi prevalensi stunting di Provinsi Jawa Tengah tahun 2024 dengan menggunakan metode *Spatial Durbin Model* (SDM) dengan pembobot *Queen* dan *Rook Contiguity*. Hasil penelitian menunjukkan bahwa model SDM dengan pembobot *Queen Contiguity* lebih baik dibandingkan dengan pembobot *Rook Contiguity* dengan nilai R^2 sebesar 0,52257 dan nilai AIC yaitu 195,71. Analisis variabilitas menunjukkan bahwa BBLR (x_7) merupakan variabel yang berpengaruh signifikan terhadap prevalensi stunting. Hal ini menunjukkan bahwa hubungan antara faktor yang berpengaruh dan prevalensi stunting berbeda antar kabupaten/kota, sehingga pendekatan menggunakan spasial relevan.

Kata Kunci: Prevalensi stunting, *Spatial Durbin Model*, *Queen Contiguity*, *Rook Contiguity*, Analisis Spasial

Abstract

Stunting is one of the most pressing public health challenges in Indonesia. Given the high number of cases and the province's diverse geographical and socioeconomic conditions, Central Java is an intriguing focus for research. This study aims to analyze the factors influencing the prevalence of stunting in Central Java Province in 2024 using the *Spatial Durbin Model* (SDM) with *Queen's* and *Rook's Contiguity* weights. The results of the study indicate that the human resources model using the *Queen's Contiguity* weighting outperforms the *Rook's Contiguity* weighting, with an R^2 value of 0,52257 and an AIC value of 195,71. The analysis of variability shows that low birth weight (x_7) is a variable that significantly influences the prevalence of stunting. This indicates that the relationship between influencing factors and the prevalence of stunting varies across districts and cities, making a spatial approach relevant.

Keywords: Prevalence of Stunting, *Spatial Durbin Model*, *Queen Contiguity*, *Rook Contiguity*, *Spatial Analysis*

PENDAHULUAN

Status gizi anak adalah indikator krusial yang menunjukkan tingkat kesehatan masyarakat dan kemajuan suatu negara. Anak-anak dalam kondisi sehat dan tercukupi gizinya memiliki kesempatan yang lebih baik untuk berkembang secara optimal, baik dalam aspek fisik maupun mental. Sebaliknya, masalah gizi seperti stunting dapat membawa dampak serius bagi kualitas sumber daya manusia. Salah satunya adalah keterlambatan pada perkembangan motorik, kemampuan belajar yang rendah, dan penurunan produktivitas di kemudian

hari (Akolo, 2022). Stunting menjadi salah satu tantangan kesehatan masyarakat yang paling mendesak di Indonesia. Meskipun secara signifikan prevalensi stunting di Indonesia menurun dalam 5 tahun terakhir, tetapi hal ini masih menjadi permasalahan karena adanya perbedaan pada setiap daerah mengingat banyaknya pulau yang ada di Indonesia (Humas BKPK, 2025).

Berdasarkan data yang diambil dari Survei Status Gizi Indonesia (SSGI), angka stunting di Jawa Tengah selama beberapa tahun terakhir menunjukkan penurunan sesuai dengan angka di tingkat nasional. Beberapa kawasan di Jawa Tengah masih

melaporkan angka stunting yang melebihi batas yang telah ditentukan oleh pemerintah yang menunjukkan adanya ketidakmerataan antar daerah yang perlu dicermati lebih lanjut. Adapun provinsi yang menjadi fokus utama target penurunan oleh pemerintah yaitu provinsi dengan angka prevalensi stunting tertinggi di Indonesia pada tahun 2024 adalah Jawa Barat dengan prevalensi mencapai 638.000 balita. Sementara itu, Jawa Tengah menempati posisi kedua dengan prevalensi sebesar 485.893 balita di antara enam provinsi dengan angka stunting tertinggi di Indonesia (Kemenkes, 2025).

Dengan tingginya jumlah kasus dan kondisi geografis serta sosial ekonomi yang beragam, provinsi Jawa Tengah menjadi fokus menarik untuk diteliti. Ketidaksesuaian dalam tingkat pembangunan antarwilayah, perbedaan akses ke fasilitas kesehatan, serta faktor lingkungan dan budaya setempat dapat mempengaruhi ketidakmerataan dalam prevalensi stunting (Kesuma dkk., 2022). Hal ini mengakibatkan bahwa pemahaman tentang dinamika stunting di Jawa Tengah sangat penting, tidak hanya untuk menurunkan angka kejadian di daerah tersebut tetapi juga dapat memberikan pemahaman tentang bagaimana faktor-faktor lokal berpengaruh terhadap pencapaian target nasional dalam penurunan stunting.

Banyak studi terkait stunting di Indonesia yang telah mengenali berbagai faktor risiko hingga saat ini, baik yang bersifat pribadi maupun yang terkait dengan rumah tangga. Mayoritas dari studi tersebut masih mengandalkan metode regresi tradisional yang tidak mempertimbangkan interaksi antarwilayah. Isu kesehatan masyarakat seperti stunting tidak terjadi secara independen, melainkan dipengaruhi oleh karakteristik dan kondisi wilayah di sekitarnya. Hal ini menciptakan kebutuhan untuk menerapkan pendekatan spasial dalam menganalisis faktor-faktor yang berkontribusi terhadap stunting. Salah satu model dalam analisis ekonometrika spasial yang banyak digunakan adalah *Spatial Durbin Model* (SDM). SDM memiliki kelebihan karena mampu menangkap dependensi spasial pada variabel respon sekaligus pengaruh variabel prediktor dari wilayah tetangga.

Dalam konteks Provinsi Jawa Tengah, penerapan SDM menjadi relevan karena terdapat perbedaan kondisi sosial-ekonomi antar kabupaten/kota yang

saling berinteraksi dan dapat mempengaruhi tingkat prevalensi stunting. Penggunaan matriks pembobot spasial *Queen* dan *Rook Contiguity* membantu menggambarkan kedekatan spasial antarwilayah, baik yang memiliki batas langsung maupun yang hanya bersinggungan di titik sudut (Yandell dan Anselin, 1990). Penelitian yang menerapkan pendekatan spasial, khususnya menggunakan SDM dalam konteks stunting di Jawa Tengah masih terbatas, sehingga penelitian ini memiliki peluang untuk memberikan kontribusi ilmiah baru dalam pengembangan kajian spasial di bidang kesehatan masyarakat khususnya stunting.

Berdasarkan penjelasan di atas, tujuan penelitian ini adalah untuk menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi prevalensi stunting di Provinsi Jawa Tengah tahun 2024 dengan menggunakan pendekatan *Spatial Durbin Model* (SDM). Dalam analisis ini, matriks pembobot *Queen* dan *Rook Contiguity* digunakan untuk mengukur sejauh mana interaksi spasial antarwilayah berperan dalam menjelaskan variasi stunting. Penelitian ini diharapkan dapat memberikan pemahaman yang lebih mendalam mengenai faktor-faktor penyebab stunting di Jawa Tengah, baik dari sisi karakteristik internal suatu wilayah maupun pengaruh eksternal dari wilayah sekitarnya, serta mampu membuat upaya penurunan stunting di Jawa Tengah lebih efektif dan efisien sekaligus mendukung peningkatan kualitas sumber daya manusia di Indonesia secara berkelanjutan.

KAJIAN TEORI

UJI MULTIKOLINEARITAS

Salah satu cara yang digunakan untuk mengetahui adanya multikolinearitas adalah dengan menggunakan *Variances Inflation Factor* (VIF) (Alvitiani dkk., 2019). Uji asumsi ini digunakan untuk melihat keeratan hubungan variabel prediktor berdasarkan nilai VIF yang dapat diperoleh dengan rumus:

$$VIF_p = \frac{1}{1-R_p^2} \quad (1)$$

di mana:

R_p^2 : Nilai koefisien determinasi pada variabel ke-p di mana $p = 1, 2, \dots, n$

Jika nilai VIF_p dari suatu variabel melebihi 10, maka dikatakan variabel tersebut berkorelasi cukup tinggi dan dapat disimpulkan bahwa terjadi multikolinearitas pada variabel prediktor ke-p.

REGRESI SPASIAL

Model regresi yang melibatkan pengaruh spasial disebut model regresi spasial (Yandell dan Anselin, 1990). model umum yang terbentuk adalah:

$$\hat{y} = \rho W\hat{y} + X\hat{\beta} + \lambda W\hat{u} + \hat{\varepsilon} \quad (2)$$

di mana:

- $\hat{y}$: Vektor variabel respon yang berukuran $n \times 1$
- ρ : Parameter koefisien spasial lag variabel respon
- λ : Parameter koefisien spasial lag error
- $\hat{u}$: Vektor galat yang memiliki efek spasial berukuran $n \times 1$
- $\hat{\varepsilon}$: Vektor galat yang berukuran $n \times 1$
- W : Matriks pembobot dengan ukuran $n \times n$
- $\hat{\beta}$: Vektor parameter koefisien regresi yang berukuran $n \times (p + 1)$
- X : Matriks variabel prediktor yang berukuran $n \times n$

MATRIKS PEMBOBOT SPASIAL

Matriks pembobot spasial adalah matriks yang menggambarkan hubungan antar daerah. Menurut (LeSage dan Kelley Pace, 2004) untuk menentukan bagaimana kedekatan hubungan spasial antar daerah pengamatan atau hubungan ketetanggaan antar wilayah. Adapun metode yang digunakan untuk membentuk pembobot spasial antara lain:

1. *Rook Contiguity*
Wilayah pengamatan ditetapkan sesuai dengan berdasarkan sisi-sisi yang bersinggungan saja, tanpa memperhitungkan sudut-sudutnya.
2. *Bishop Contiguity*
Wilayah pengamatan ditetapkan sesuai dengan berdasarkan sudut-sudut yang bersinggungan saja, tanpa memperhitungkan sisi-sisinya.
3. *Queen Contiguity*
Wilayah pengamatan ditetapkan sesuai dengan berdasarkan sisi-sisi dan sudut-sudut yang bersinggungan.

UJI EFEK SPASIAL

Uji efek spasial yang harus dilakukan pada model spasial durbin adalah ketergantungan spasial untuk menganalisis pengaruh antara wilayah yang berdekatan satu sama lain. Terdapat berbagai metode untuk mengukur autokorelasi spasial, salah satunya adalah melalui penggunaan Indeks Moran (Rahmadeni, 2020). Nilai indeks moran dirumuskan sebagai berikut:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S_0 \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (3)$$

dengan:

$$\begin{aligned} S_0 &= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \\ S_1 &= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (w_{ij} + w_{ji})^2 \\ S_2 &= \sum_{i=1}^n (\sum_{j=1}^n w_{ij} + \sum_{j=1}^n w_{ji})^2 \end{aligned}$$

di mana:

- S_0 : Jumlah dari matriks pembobot spasial yang sudah distandarisasi
- I : Indeks Moran
- n : Banyaknya daerah pengamatan
- x_i : Nilai pada daerah ke-i
- x_j : Nilai pada daerah ke-j
- $\bar{x}$: Nilai rata-rata x_i dari n daerah
- w_{ij} : Nilai pembobot matriks spasial yang menyatakan hubungan antara daerah i dan j

Hipotesis yang akan digunakan dalam dependensi spasial yaitu sebagai berikut:

$H_0 : I_M = 0$ yang artinya tidak terdapat dependensi antar lokasi.

$H_1 : I_M \neq 0$ yang artinya terdapat dependensi antar lokasi.

Taraf signifikansi : $\alpha = 0,05$

Statistik uji:

$$Z(I) = \frac{I - E(I)}{\sqrt{\text{var}(I)}} \quad (4)$$

dengan:

$$\begin{aligned} E(I) &= -\frac{1}{n-1} \\ \text{var}(I) &= \frac{n^2 s_1 - n s_2 + 3 s_0^2}{(n^2 - 1) s_0^2} - [E(I)]^2 \end{aligned}$$

Kriteria uji:

Tolak H_0 jika $|Z_{\text{hitung}}| > Z_{\frac{\alpha}{2}}$ atau $p\text{-value} < \alpha$

SPATIAL DURBIN MODEL (SDM)

Spatial Durbin Model (SDM) adalah salah satu metode dalam analisis regresi spasial yang digunakan untuk mengidentifikasi adanya ketergantungan spasial, baik pada variabel yang respon ataupun prediktor. Menurut (LeSage, 2008) model SDM memiliki bentuk umum sebagai berikut:

$$\hat{y} = \rho W\hat{y} + Z\hat{\beta} + \hat{\varepsilon} \quad (5)$$

di mana:

- $\hat{y}$: Vektor variabel respon, berukuran $n \times 1$
- ρ : Koefisien spasial lag variabel respon (y)
- W : Matriks pembobot berukuran $n \times n$
- $Z = [I_n \quad X \quad WX]$ yaitu matriks berukuran $[n \times (2k + 1)]$, yang mana elemen-elemennya merupakan gabungan vektor satu, matriks X , dan matriks WX yaitu matriks yang merupakan hasil kali matriks W dan matriks X .

$\vec{\beta} = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \end{bmatrix}$, dengan $\vec{\beta}$ yaitu vektor berukuran $(2k + 1) \times 1$

$\vec{\varepsilon}$: Vektor galat, berukuran $n \times 1$

Parameter model SDM dapat diestimasi dengan menggunakan metode Maximum Likelihood Estimation (MLE), diperoleh estimasi parameter model sebagai berikut:

$$\hat{\beta} = (\mathbf{Z}^T \mathbf{Z})^{-1} \mathbf{Z}^T (\mathbf{I}_n - \rho \mathbf{W}) \mathbf{y} \quad (6)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{(\mathbf{y} - \hat{\rho} \mathbf{W} \mathbf{y} - \mathbf{Z} \hat{\beta})^T (\mathbf{y} - \hat{\rho} \mathbf{W} \mathbf{y} - \mathbf{Z} \hat{\beta})}{n} \quad (7)$$

$$\frac{1}{\lambda_{\max}} < \rho < \frac{1}{\lambda_{\min}} \quad (8)$$

UJI SIGNIFIKANSI PARAMETER

1. Simultan

Hipotesis yang digunakan untuk pengujian serentak adalah sebagai berikut:

$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0$ yang artinya tidak ada pengaruh antara variabel prediktor terhadap variabel respon.

H_1 : minimal ada satu $\beta_1 \neq 0$; $k = 1, 2, \dots, p$ yang artinya paling sedikit satu variabel prediktor yang berpengaruh terhadap variabel respon.

Taraf signifikansi : $\alpha = 0,05$

Statistik uji untuk menghitung F_{hitung} dengan rumus di bawah ini (Montgomery. D. C., 2011):

$$F_{hitung} = \frac{MSR}{MSE} = \frac{SSR/k}{SSE/(n-k-1)} \quad (9)$$

di mana:

MSR : Mean Square Regression

MSE : Mean Square Error

SSR : Sum of Square Regression

SSE : Sum of Square Error

Kriteria uji :

Tolak H_0 , jika $F_{hitung} > F_{\alpha; v_1, v_2}$ di mana $v_1 = k$ dan $v_2 = (n - k - 1)$

2. Parsial

Pengujian parameter regresi secara parsial dilakukan untuk mengetahui parameter yang signifikan mempengaruhi variabel respon. Hipotesis untuk pengujiannya sebagai berikut (Mukrom dkk., 2021):

Untuk parameter β :

$H_0 : \beta_k = 0$

$H_1 : \beta_k \neq 0$

Taraf signifikansi : $\alpha = 0,05$

Statistik uji untuk menghitung $Wald_{\beta}$ dengan rumus di bawah ini:

$$Wald_{\beta} = \frac{\hat{\beta}_k}{var(\hat{\beta}_k)} \quad (10)$$

Untuk parameter ρ :

$H_0 : \rho = 0$

$H_1 : \rho \neq 0$

Taraf signifikansi : $\alpha = 0,05$

Statistik uji untuk menghitung $Wald_{\rho}$ dengan rumus di bawah ini:

$$Wald_{\rho} = \frac{\hat{\rho}^2}{var(\hat{\rho})} \quad (11)$$

di mana:

$var(\hat{\beta}_k)$: Elemen diagonal dari matriks varians yang berkorespondensi terhadap β

$var(\hat{\rho})$: Elemen diagonal dari matriks varians yang berkorespondensi terhadap ρ

Kriteria uji :

Tolak H_0 , jika nilai $Wald > Z_{\frac{\alpha}{2}}$

ANALISIS EFEK

Dalam analisis spasial terutama pada *Spatial Durbin Model* (SDM), pemahaman mengenai koefisien regresi tidak terbatas hanya pada dampak langsung dari variabel independen terhadap variabel dependen di area yang sama, tetapi juga termasuk dampak tidak langsung terhadap area lain yang berhubungan secara spasial. Oleh karena itu, analisis SDM terdiri dari tiga komponen pokok, yaitu efek langsung, efek tidak langsung, dan efek total (LeSage & Kelley Pace, 2004).

PEMILIHAN MODEL TERBAIK

1. Koefisien Determinasi

Nilai R^2 berkisar antara 0 hingga 1, di mana nilai yang semakin mendekati angka 1 mengindikasikan bahwa model tersebut semakin efektif dalam menjelaskan variasi dalam data (Mukrom dkk., 2021). Rumus dari koefisien determinasi adalah sebagai berikut (Koesnandy dkk., 2024):

$$\text{Pseudo} - R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (12)$$

di mana:

y_i : Nilai prevalensi stunting di wilayah ke-i

$\hat{y}_i$: Nilai dugaan prevalensi stunting di wilayah ke-i

$\bar{y}$: Nilai rata-rata prevalensi stunting di wilayah ke-i

2. Akaike Information Criterion (AIC)

AIC juga sering digunakan sebagai tolok ukur untuk memilih model yang sesuai dengan yang data yang digunakan (Ariyanto dkk., 2024), khususnya untuk model spasial serta model yang lebih rumit. Model yang paling baik adalah model yang memiliki nilai AIC terkecil (Taryono dkk., 2018). Nilai AIC dirumuskan sebagai persamaan sebagai berikut:

$$AIC = -2 \log (L(\hat{\theta} | y)) + 2k \quad (13)$$

di mana:

$L(\hat{\theta}|y)$: Fungsi likelihood parameter yang diestimasi

k : Jumlah parameter yang diestimasi

STUNTING

Stunting adalah kondisi di mana seorang anak memiliki tinggi badan yang tidak mencapai tinggi rata-rata untuk seusianya. Menurut Kemenkes, kondisi ini merupakan masalah kurang gizi kronis yang disebabkan oleh asupan gizi yang kurang dalam waktu cukup lama akibat pemberian makanan yang tidak sesuai dengan kebutuhan gizi (Kemenkes, 2017). Berbagai faktor dapat menyebabkan stunting pada balita, termasuk keadaan sosial ekonomi, gizi ibu selama kehamilan, penyakit pada bayi, serta kurangnya asupan nutrisi bagi bayi.

METODE

JENIS DAN RANCANGAN PENELITIAN

Penelitian ini merupakan penelitian kuantitatif dengan pendekatan pemodelan statistik. Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data sekunder dari Profil Kesehatan Provinsi Jawa Tengah oleh Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Tengah pada tahun 2024, mengenai prevalensi stunting di Jawa Tengah (Dinkes, 2024). Untuk memperoleh gambaran yang lebih lengkap tentang faktor risiko stunting, seperti tingkat kemiskinan, sanitasi layak, Inisiasi Menyusui Dini (IMD), gizi kurang, pemberian vitamin A, imunisasi dasar, Bayi Berat Badan Lahir Rendah (BBLR), serta konsumsi protein per kapita per hari dikumpulkan melalui survei Riset Kesehatan Dasar (Riskesdas) dan Survei Kesehatan Rumah Tangga, serta data administratif dari BPS atau BKKBN.

VARIABEL PENELITIAN

Variabel dalam penelitian ini adalah:

- y : Prevalensi Stunting
- x_1 : Tingkat Kemiskinan
- x_2 : Sanitasi Layak
- x_3 : Inisiasi Menyusui Dini (IMD)
- x_4 : Gizi Kurang
- x_5 : Pemberian Vitamin A
- x_6 : Imunisasi Dasar Lengkap
- x_7 : Bayi Berat Badan Lahir Rendah (BBLR)
- x_8 : Konsumsi Protein per Kapita per Hari

TEKNIK PENGUMPULAN DATA

Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data sekunder dari Profil Kesehatan Provinsi Jawa Tengah oleh Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Tengah pada tahun 2024, mengenai prevalensi stunting di Jawa Tengah (Dinkes, 2024). Untuk memperoleh gambaran yang lebih lengkap tentang faktor risiko stunting, seperti tingkat kemiskinan, sanitasi layak, Inisiasi Menyusui Dini (IMD), gizi kurang, pemberian vitamin A, imunisasi dasar, Bayi Berat Badan Lahir Rendah (BBLR), serta konsumsi protein per kapita per hari dikumpulkan melalui survei Riset Kesehatan Dasar (Riskesdas) dan Survei Kesehatan Rumah Tangga, serta data administratif dari BPS atau BKKBN. Data yang digunakan adalah data per kabupaten/kota selama tahun 2024.

TEKNIK ANALISIS DATA

Adapun langkah analisis dalam penelitian ini berdasarkan tujuan penelitian adalah sebagai berikut:

- a) Menyusun Rumusan Masalah dan Batasan Masalah
- b) Pengumpulan Data
- c) Penentuan Variabel Respon dan Variabel Prediktor
- d) Analisis Deskriptif
- e) Pengujian multikolinearitas berdasarkan nilai VIF pada persamaan (1)
- f) Analisis model regresi spasial
 1. Menghitung matriks pembobot dengan *Queen* dan *Rook Contiguity*
 2. Melakukan uji efek spasial dengan *Moran's I* pada persamaan (3)
- g) Melakukan analisis model *Spatial Durbin Model* (SDM)
 1. Melakukan penaksiran estimasi parameter model regresi *Spatial Durbin Model* (SDM) dengan *Maximum Likelihood Estimation* (MLE), yaitu parameter β (6), parameter σ^2 (7), dan parameter ρ (8)
 2. Melakukan uji signifikansi pengaruh semua variabel prediktor secara serentak terhadap variabel respon melalui uji F pada persamaan (9)
 3. Melakukan uji signifikansi pengaruh variabel prediktor secara parsial terhadap

variabel respon melalui uji *Wald* pada persamaan (10) dan (11)

4. Melakukan analisis efek langsung, efek tidak langsung, dan efek total.

Setelah melakukan pemodelan, maka akan dilakukan pemilihan model terbaik menggunakan nilai R^2 pada persamaan (12) dan AIC pada persamaan (13). Setelah itu dilakukan interpretasi pada model terbaik untuk menganalisis faktor yang mempengaruhi prevalensi stunting secara signifikan beserta kesimpulannya.

HASIL DAN PEMBAHASAN

KARAKTERISTIK DATA

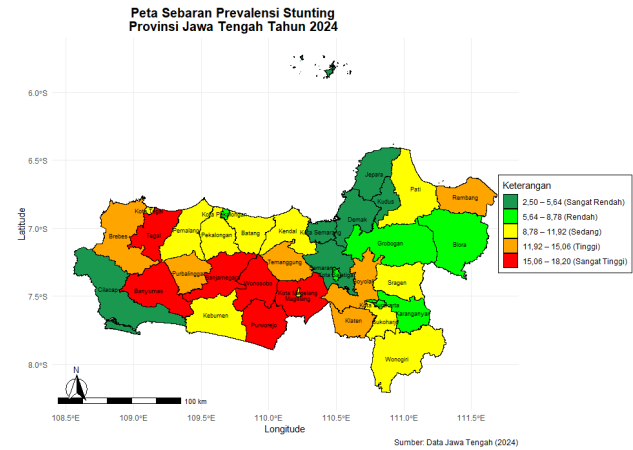
Dalam penelitian ini, statistika deskriptif yang digunakan mencakup nilai minimum, nilai maksimum, nilai rata-rata (*mean*), dan standar deviasi. Prevalensi stunting menjadi variabel respon (*y*) yang menjadi fokus utama dalam memahami prevalensi stunting di Provinsi Jawa Tengah. Sementara itu, variabel prediktor (*x*) yang digunakan meliputi beberapa faktor penting, yaitu tingkat kemiskinan (x_1), sanitasi layak (x_2), Inisiasi Menyusui Dini (IMD) (x_3), gizi kurang (x_4), pemberian vitamin A (x_5), imunisasi dasar lengkap (x_6), Bayi Berat Badan Lahir Rendah (BBLR) (x_7), serta konsumsi protein per kapita per hari (x_8). Setiap variabel ini menggambarkan aspek-aspek penting dari kondisi sosial, ekonomi, dan kesejahteraan manusia di suatu wilayah yang dapat berkontribusi pada peningkatan prevalensi stunting.

Tabel 1 Statistika Deskriptif

Variabel	Min	Max	Mean	S.Deviasi
y	2,50	18,20	10,08	4,25
x_1	4,03	15,71	10,13	3,21
x_2	61,70	100,00	91,63	8,72
x_3	40,90	100,00	83,78	13,19
x_4	2,20	8,90	5,47	1,77
x_5	80,80	100,10	96,58	4,11
x_6	71,40	114,10	90,75	10,53
x_7	2,40	8,70	6,08	1,68
x_8	50,36	71,91	59,43	4,94

Berdasarkan Tabel 1, dari keseluruhan variabel yang dianalisis, variabel *y* yang merepresentasikan prevalensi stunting di Provinsi Jawa Tengah menunjukkan variasi nilai yang cukup beragam antar wilayah. Perbedaan ini mengindikasikan adanya ketimpangan kondisi kesehatan masyarakat di setiap kabupaten/kota, sehingga perlu dilakukan analisis lebih lanjut untuk melihat pola penyebarannya secara spasial. Oleh karena itu, untuk memberikan gambaran yang lebih jelas mengenai distribusi

prevalensi stunting, disajikan peta sebaran yang menggambarkan kondisi masing-masing wilayah di Provinsi Jawa Tengah.



Gambar 1 Peta Sebaran Prevalensi Stunting di Jawa Tengah

Gambar 1 menyajikan klasifikasi prevalensi stunting dalam lima kategori. Kondisi ini memperlihatkan adanya ketimpangan pembangunan kesehatan antarwilayah. Pola spasial pada tingkat kemiskinan menunjukkan bahwa wilayah dengan kategori sangat tinggi (warna merah) terkonsentrasi di beberapa daerah bagian barat dan tengah seperti Brebes, Banyumas, Purbalingga, Banjarnegara, Wonosobo, serta Kota Magelang, yang menunjukkan prevalensi stunting relatif lebih besar dibandingkan wilayah lainnya. Sementara itu, kategori sangat rendah (warna hijau tua) dan rendah (hijau muda) tampak di beberapa wilayah seperti Jepara, Kudus, Demak, Grobogan, dan Cilacap, yang menunjukkan kondisi gizi anak relatif lebih baik. Wilayah dengan kategori sedang (warna kuning) hingga tinggi (warna oranye) tersebar di bagian timur dan selatan provinsi, termasuk Rembang, Blora, Klaten, dan Sragen.

UJI MULTIKOLINEARITAS

Uji multikolinearitas dilakukan untuk mengetahui adanya hubungan linear (korelasi) antar variabel prediktor dalam model regresi. Jika nilai kurang dari 10, maka dapat disimpulkan bahwa tidak ada multikolinearitas yang terjadi pada variabel prediktor. Di bawah ini adalah tabel hasil pengujian multikolinearitas berdasarkan nilai VIF.

Tabel 2 Hasil Uji Multikolinearitas

Variabel	Nilai VIF
x_1	1,548396
x_2	1,713736
x_3	1,281961
x_4	1,579072
x_5	1,307890

x_6	2,285290
x_7	1,804564
x_8	1,376772

MATRIKS PEMBOBOT SPASIAL

Peta yang memvisualisasikan hubungan ketetanggaan antar lokasi pada Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Tengah menjadi titik awal ketika menyusun matriks pembobot spasial. Pada proses ini diperlukan peta yang berisikan pembagian administratif 35 Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Tengah yang menjadi dasar untuk menghitung pembobot antar lokasi yang diamati.



Gambar 2 Peta Administratif Provinsi Jawa Tengah

Pada penelitian ini digunakan matriks pembobot spasial tipe *Queen Contiguity* dan *Rook Contiguity*.

1. Queen Contiguity

Matriks pembobot *Queen Contiguity* (q) merupakan matriks yang ditetapkan berdasarkan lokasi yang saling bertetangga dengan sisi-sisi dan sudut-sudut yang bersinggungan.

$$W_q = \begin{bmatrix} 0 & 0,1667 & 0,1667 & 0 & \dots & 0,1667 \\ 0,1429 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0,2 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0,2 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0,1429 & 0 & 0,1429 & 0 & \dots & 0 \end{bmatrix}$$

2. Rook Contiguity

Matriks pembobot *Rook Contiguity* (r) merupakan matriks yang ditetapkan berdasarkan lokasi yang saling bertetangga dengan sisi-sisi yang bersinggungan.

$$W_r = \begin{bmatrix} 0 & 0,1667 & 0,1667 & 0 & \dots & 0,1667 \\ 0,1429 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0,2 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0,2 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0,1429 & 0 & 0,1429 & 0 & \dots & 0 \end{bmatrix}$$

PENGUJIAN EFEK SPASIAL

Untuk mengetahui autokorelasi spasial, dilakukan uji Indeks Moran. Uji ini dilakukan pada variabel respon dan semua variabel prediktor.

Kriteria keputusan pada uji ini adalah tolak H_0 jika $|Z_{hitung}| > Z_{\frac{\alpha}{2}} = 1,96$ atau $p\text{-value} < \alpha$

1. Queen Contiguity

Berdasarkan uji Moran's I menggunakan bobot spasial *Queen Contiguity*, diperoleh nilai Moran's I sebesar 0,4425 dengan $p\text{-value}$ $2,13 \times 10^{-5}$. Nilai tersebut menunjukkan adanya autokorelasi spasial positif yang signifikan pada variabel y .

Tabel 3 Hasil Uji Indeks Moran Queen Contiguity

Variabel	Moran's I	Z_{hitung}	P-Value	Kesimpulan
y	0,4425	4,09290	$2,13 \times 10^{-5}$	Signifikan
x_1	0,1841	1,85200	0,03201	Signifikan
x_2	0,1057	1,17220	0,12060	Tidak Signifikan
x_3	-0,0599	-0,26467	0,60440	Tidak Signifikan
x_4	0,3685	3,45140	0,00030	Signifikan
x_5	0,1461	1,52280	0,06390	Tidak Signifikan
x_6	0,0659	0,82732	0,20400	Tidak Signifikan
x_7	0,2096	2,07340	0,01910	Signifikan
x_8	0,3763	3,51870	0,00022	Signifikan

2. Rook Contiguity

Berdasarkan uji Moran's I menggunakan bobot spasial *Rook Contiguity*, diperoleh nilai Moran's I sebesar 0,4310 dengan $p\text{-value}$ $3,786 \times 10^{-5}$. Nilai tersebut menunjukkan adanya autokorelasi spasial positif yang signifikan pada variabel y .

Tabel 4 Hasil Uji Indeks Moran Rook Contiguity

Variabel	Moran's I	Z_{hitung}	P-Value	Kesimpulan
y	0,4310	3,95760	$3,786 \times 10^{-5}$	Signifikan
x_1	0,1792	1,79350	0,07350	Signifikan
x_2	0,1075	1,17700	0,11960	Tidak Signifikan
x_3	-0,0607	-0,26885	0,60600	Tidak Signifikan
x_4	0,3686	3,42060	0,00030	Signifikan
x_5	0,1456	1,50450	0,06620	Tidak Signifikan
x_6	0,0599	0,76821	0,22120	Tidak Signifikan
x_7	0,2046	2,01120	0,02215	Signifikan
x_8	0,3747	3,47380	0,00026	Signifikan

Berdasarkan hasil uji Moran's I dengan pembobot spasial *Queen Contiguity* dan *Rook Contiguity*, variabel respon y menunjukkan nilai Moran's I positif dan signifikan pada kedua pendekatan. Hal ini menunjukkan adanya autokorelasi spasial positif, di mana kabupaten/kota dengan nilai prevalensi stunting yang tinggi cenderung berkelompok dengan wilayah sekitarnya yang juga memiliki nilai tinggi, demikian pula sebaliknya untuk nilai rendah.

PEMODELAN SPATIAL DURBIN MODEL (SDM)

1. Queen Contiguity

Di bawah ini merupakan tabel yang berisikan hasil estimasi parameter.

Tabel 5 Hasil Estimasi Parameter Queen Contiguity

Parameter	Estimasi	Standar Error	z-value	p-value
ρ	0,25322	0,20339	1,254	0,26278
β_0	2,370050	11,115891	0,2132	0,83116
β_1	0,266006	0,182366	1,4582	0,14466
β_4	0,427491	0,373125	1,1457	0,25192
β_7	0,714174	0,345337	2,0681	0,03864
β_8	-0,131649	0,135521	-0,9714	0,33133
lag β_1	0,048816	0,429803	0,1136	0,90957
lag β_4	0,011162	0,689824	0,0162	0,98709
lag β_7	0,825716	0,856741	0,9638	0,33515
lag β_8	-0,034726	0,204012	-0,1702	0,86484
Uji F = 3,663212				

Berdasarkan Tabel 5 dan persamaan (2) didapatkan persamaan model SDM dengan pembobot *Queen Contiguity* yaitu:

$$y_i = 0,25322 \sum_{j=1}^n w_{ij} y_j + 2,370050 + 0,266006 x_{1i} + 0,427491 x_{4i} + 0,714174 x_{7i} - 0,131649 x_{8i} + 0,048816 \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{1j} + 0,011162 \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{4j} + 0,825716 \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{7j} - 0,034726 \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{8j}$$

Langkah berikutnya dalam penelitian ini adalah mengevaluasi kecukupan model regresi yang telah dihasilkan. Hal ini dilakukan untuk menentukan pengaruh variabel prediktor secara langsung, serta pengaruh spasial lag terhadap variabel respon melalui uji F yang merupakan uji parameter secara simultan menggunakan persamaan (9).

Hipotesis yang digunakan dalam uji F adalah:

$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0$ yang artinya tidak ada pengaruh antara variabel prediktor terhadap variabel respon.

$H_1 : \text{minimal ada satu } \beta_1 \neq 0 ; k = 1, 2, \dots, p$ yang artinya paling sedikit satu variabel prediktor yang mempengaruhi variabel respon.

Kriteria keputusan tolak H_0 pada taraf signifikansi $\alpha = 0,05$ apabila $F_{hitung} > F_{\alpha; p; n-p-1}$ atau jika $p\text{-value} < \alpha$ yang berarti minimal ada satu variabel prediktor yang mempengaruhi variabel respon dan terdapat pengaruh spasial lag pada variabel respon secara signifikan sehingga model regresi cocok digunakan pada penelitian. Tabel 5 memperlihatkan hasil uji F pada data prevalensi stunting di 35 kabupaten/kota di Provinsi Jawa Tengah tahun 2024 menggunakan SDM dengan pembobot *Queen Contiguity*. Hasil menunjukkan dengan taraf signifikansi $\alpha = 0,05$ diperoleh nilai F_{hitung} dan $F_{0,05;8;26}$ sebesar 3,663212 dan 2,320527, sehingga diambil keputusan tolak H_0 dikarenakan $F_{hitung} > F_{0,05;8;26}$. Dapat disimpulkan bahwa setidaknya ada satu variabel prediktor yang mempengaruhi variabel respon bahwa pengaruh spasial lag signifikan pada variabel respon. Oleh karena itu, model SDM dengan pembobot *Queen Contiguity* sesuai untuk penelitian ini.

Langkah berikutnya akan dilakukan uji wald pada model SDM dengan pembobot *Queen Contiguity* menggunakan persamaan (10) dan (11) yang merupakan uji signifikan parameter secara parsial. Hipotesis yang digunakan pada uji ini adalah sebagai berikut:

a. Parameter β

$H_0 : \beta_k = 0$ (variabel prediktor tidak signifikan terhadap variabel respon)

$H_1 : \beta_k \neq 0$, dengan $k = 1, 2, 3, \dots, p$ (variabel prediktor signifikan terhadap variabel respon)

Kriteria keputusan yang digunakan pada uji ini dengan $\alpha = 0,05$ tolak H_0 , jika nilai $Wald > Z_{\frac{\alpha}{2}} = 1,96$ atau jika $p\text{-value} < \alpha$ yang berarti variabel prediktor signifikan terhadap variabel respon. Tabel 5 menunjukkan hasil uji wald pada model SDM dengan pembobot *Queen Contiguity*. Nilai uji wald parameter β diperoleh melalui persamaan (6) yang nilainya setara dengan Z_{value} . Pada taraf signifikan $\alpha = 0,05$, nilai $p\text{-value}$ dari variabel Berat Badan Bayi Lahir Rendah (BBLR) (x_7) sebesar 0,03864. Hasil tersebut menunjukkan $p\text{-value} < \alpha$ sehingga diambil keputusan tolak H_0 dan ditarik kesimpulan bahwa pada model SDM dengan pembobot *Queen Contiguity* variabel BBLR (x_7) berpengaruh terhadap variabel respon secara signifikan.

b. Parameter ρ

$H_0 : \rho = 0$ (variabel spasial lag tidak signifikan terhadap variabel respon)

$H_1 : \rho \neq 0$ (variabel spasial lag signifikan terhadap variabel respon)

Kriteria keputusan yang digunakan pada uji ini dengan $\alpha = 0,05$ tolak H_0 , jika nilai $Wald > Z_{\frac{\alpha}{2}} = 1,96$ atau jika $p\text{-value} < \alpha$ yang berarti variabel prediktor signifikan terhadap variabel respon. Tabel 5 menunjukkan hasil uji wald pada model SDM dengan pembobot *Queen Contiguity*. Nilai uji wald parameter ρ diperoleh melalui persamaan (8) yang nilainya setara dengan Z_{value} . Pada taraf signifikan $\alpha = 0,05$, nilai $p\text{-value}$ dari parameter ρ sebesar 0,26278 $> 0,05$ yang berarti parameter spasial lag tidak signifikan pada variabel respon.

2. Rook Contiguity

Di bawah ini merupakan tabel yang berisikan hasil estimasi parameter.

Tabel 6 Hasil Estimasi Parameter Rook Contiguity

Parameter	Estimasi	Standar Error	z-value	p-value
ρ	0,25597	0,2021	1,2845	0,25707
β_0	3,557871	11,118555	0,3200	0,7490
β_1	0,277067	0,182119	1,5214	0,1282
β_4	0,453612	0,373131	1,2157	0,2241
β_7	0,731728	0,345337	2,1189	0,0341
β_8	-0,135613	0,136009	-0,9971	0,3187

lag β_1	0,023483	0,429293	0,0547	0,9564
lag β_4	-0,018461	0,687995	-0,0268	0,9786
lag β_7	0,772027	0,853142	0,9049	0,3655
lag β_8	-0,044268	0,207232	-0,2136	0,8308
Uji F = 3,604946				

Berdasarkan Tabel 6 dan persamaan (2) didapatkan persamaan model SDM dengan pembobot *Rook Contiguity* yaitu:

$$y_i = 0,25597 \sum_{j=1}^n w_{ij} y_j + 3,557871 + 0,277067 x_{1i} + 0,453612 x_{4i} + 0,731728 x_{7i} - 0,135613 x_{8i} + 0,023483 \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{1j} + 0,018461 \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{4j} + 0,772027 \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{7j} - 0,044268 \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{8j}$$

Langkah berikutnya dalam penelitian ini adalah mengevaluasi kecukupan model regresi yang telah dihasilkan. Hal ini dilakukan untuk menentukan pengaruh variabel prediktor secara langsung, serta pengaruh spasial lag terhadap variabel respon melalui uji F yang merupakan uji parameter secara simultan menggunakan persamaan 9.

Hipotesis yang digunakan dalam uji F adalah:

$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0$ yang artinya tidak ada pengaruh antara variabel prediktor terhadap variabel respon.

$H_1 : \text{minimal ada satu } \beta_1 \neq 0 ; k = 1, 2, \dots, p$ yang artinya paling sedikit satu variabel prediktor yang mempengaruhi variabel respon.

Kriteria keputusan tolak H_0 pada taraf signifikansi $\alpha = 0,05$ apabila $F_{hitung} > F_{\alpha; p; n-p-1}$ atau jika $p - \text{value} < \alpha$ yang berarti minimal ada satu variabel prediktor yang mempengaruhi variabel respon dan terdapat pengaruh spasial lag pada variabel respon secara signifikan sehingga model regresi cocok digunakan pada penelitian. Tabel 6 memperlihatkan hasil uji F pada data prevalensi stunting di 35 kabupaten/kota di Provinsi Jawa Tengah tahun 2024 menggunakan SDM dengan pembobot *Rook Contiguity*. Hasil menunjukkan dengan taraf signifikansi $\alpha = 0,05$ diperoleh nilai F_{hitung} dan $F_{0,05;8;26}$ sebesar 3,604946 dan 2,320527, sehingga diambil keputusan tolak H_0 dikarenakan $F_{hitung} > F_{0,05;8;26}$. Dapat disimpulkan bahwa setidaknya ada satu variabel prediktor yang mempengaruhi variabel respon bahwa pengaruh spasial lag signifikan pada variabel respon. Oleh karena itu, model SDM dengan pembobot *Rook Contiguity* sesuai untuk penelitian ini.

Langkah berikutnya akan dilakukan uji wald pada model SDM dengan pembobot *Rook Contiguity* menggunakan persamaan (10) dan (11) yang merupakan uji signifikan parameter secara parsial. Hipotesis yang digunakan pada uji ini adalah sebagai berikut:

a. Parameter β

$H_0 : \beta_k = 0$ (variabel prediktor tidak signifikan terhadap variabel respon)

$H_1 : \beta_k \neq 0$, dengan $k = 1, 2, 3, \dots, p$ (variabel prediktor signifikan terhadap variabel respon)
Kriteria keputusan yang digunakan pada uji ini dengan $\alpha = 0,05$ tolak H_0 , jika nilai $Wald > Z_{\frac{\alpha}{2}} = 1,96$ atau jika $p - \text{value} < \alpha$ yang berarti variabel prediktor signifikan terhadap variabel respon. Tabel 6 menunjukkan hasil uji wald pada model SDM dengan pembobot *Rook Contiguity*. Nilai uji wald parameter β diperoleh melalui persamaan (6) yang nilainya setara dengan Z_{value} . Pada taraf signifikan $\alpha = 0,05$, nilai $p - \text{value}$ dari variabel Berat Badan Bayi Lahir Rendah (BBLR) (x_7) sebesar 0,0341. Hasil tersebut menunjukkan $p - \text{value} < \alpha$ sehingga diambil keputusan tolak H_0 dan ditarik kesimpulan bahwa pada model SDM dengan pembobot *Rook Contiguity* variabel BBLR (x_7) berpengaruh terhadap variabel respon secara signifikan.

b. Parameter ρ

$H_0 : \rho = 0$ (variabel spasial lag tidak signifikan terhadap variabel respon)

$H_1 : \rho \neq 0$ (variabel spasial lag signifikan terhadap variabel respon)

Kriteria keputusan yang digunakan pada uji ini dengan $\alpha = 0,05$ tolak H_0 , jika nilai $Wald > Z_{\frac{\alpha}{2}} = 1,96$ atau jika $p - \text{value} < \alpha$ yang berarti variabel prediktor signifikan terhadap variabel respon. Tabel 6 menunjukkan hasil uji wald pada model SDM dengan pembobot *Rook Contiguity*. Nilai uji wald parameter ρ diperoleh melalui persamaan (8) yang nilainya setara dengan Z_{value} . Pada taraf signifikan $\alpha = 0,05$, nilai $p - \text{value}$ dari parameter ρ sebesar 0,25707 $> 0,05$ yang berarti parameter spasial lag tidak signifikan pada variabel respon.

EFEK LANGSUNG, EFEK TIDAK LANGSUNG, DAN EFEK TOTAL

1. Queen Contiguity

Tabel 7 menyajikan rata-rata dampak yang ditimbulkan oleh setiap perubahan satu satuan pada masing-masing variabel penjelas terhadap prevalensi stunting di seluruh wilayah pengamatan.

Tabel 7 Hasil Uji Efek Queen Contiguity

Variabel	Efek Langsung	Efek Tidak Langsung	Efek Total
x_1	0,2733948	0,14818100	0,4215758
x_4	0,4350854	0,15231037	0,5873957
x_7	0,7781900	1,28386414	2,0620541
x_8	-0,1359775	-0,08681346	-0,2227910

Variabel tingkat kemiskinan (x_1), gizi kurang (x_4), dan Bayi Berat Badan Lahir Rendah (BBLR) (x_7) merupakan variabel dengan pengaruh positif

terhadap prevalensi stunting di kabupaten/kota di Provinsi Jawa Tengah. Sedangkan variabel konsumsi protein per kapita per hari (x_8) memberikan satu-satunya pengaruh negatif. Di bawah ini merupakan tabel yang berisikan hasil estimasi parameter.

2. Rook Contiguity

Tabel 8 menyajikan rata-rata dampak yang ditimbulkan oleh setiap perubahan satu satuan pada setiap variabel prediktor terhadap prevalensi stunting di seluruh wilayah pengamatan.

Tabel 8 Hasil Uji Efek Rook Contiguity

Variabel	Efek Langsung	Efek Tidak Langsung	Efek Total
x_1	0,2832255	0,1207208	0,4039463
x_4	0,4599821	0,1248712	0,5848533
x_7	0,7943083	1,2267724	2,0210807
x_8	-0,1407647	-0,1009986	-0,2417634

Variabel tingkat kemiskinan (x_1), gizi kurang (x_4), dan Bayi Berat Badan Lahir Rendah (BBLR) (x_7) merupakan variabel dengan pengaruh positif terhadap prevalensi stunting di kabupaten/kota di Provinsi Jawa Tengah. Sedangkan variabel konsumsi protein per kapita per hari (x_8) memberikan satu-satunya pengaruh negatif.

PEMILIHAN MODEL TERBAIK

Perbandingan nilai koefisien determinasi (R^2) dan nilai AIC pada model digunakan untuk memilih model terbaik. Kepercayaan model baik ketika nilai koefisien determinasi semakin besar, sebaliknya model dikatakan baik apabila memiliki nilai AIC semakin kecil. Tabel berikut menampilkan hasil nilai pemilihan model terbaik:

Tabel 9 Hasil Pemilihan Model Terbaik

Pembobot	Koefisien Determinasi (R^2)	AIC
Queen Contiguity	0,52257	195,71
Rook Contiguity	0,51824	196,02

Hasil pada Tabel 9 memperlihatkan bahwa model regresi SDM dengan pembobot *Queen Contiguity* mempunyai nilai koefisien determinasi (R^2) lebih besar dan nilai AIC lebih kecil dibandingkan dengan model regresi SDM dengan pembobot *Rook Contiguity*, sehingga model terbaik pada penelitian ini yaitu model regresi SDM dengan pembobot *Queen Contiguity* dengan nilai $R^2 = 0,52257$ dan nilai AIC = 195,71. Berdasarkan uraian di atas diperoleh kesimpulan bahwa model regresi SDM dengan pembobot *Queen Contiguity* merupakan model yang lebih baik untuk memodelkan faktor-faktor yang mempengaruhi prevalensi stunting di Provinsi Jawa Tengah tahun 2024 dibandingkan dengan pembobot *Rook Contiguity*.

INTERPRETASI HASIL

Berdasarkan hasil pemilihan model terbaik menggunakan nilai koefisien determinasi dan nilai AIC, maka langkah selanjutnya yaitu melakukan interpretasi hasil pada model terbaik. Model terbaik yang terpilih pada penelitian ini yaitu model regresi SDM dengan pembobot *Queen Contiguity*. Model SDM yang terbentuk berdasarkan Tabel 5 adalah sebagai berikut:

$$y_i = 0,25322 \sum_{j=1}^n w_{ij} y_j + 2,370050 + 0,266006 x_{1i} + 0,427491 x_{4i} + 0,714174 x_{7i} - 0,131649 x_{8i} + 0,048816 \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{1j} + 0,011162 \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{4j} + 0,825716 \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{7j} - 0,034726 \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{8j}$$

Interpretasi model menggunakan hasil yang diperoleh berdasarkan uji signifikansi parameter secara parsial. Berdasarkan uji signifikansi parameter secara parsial pada taraf signifikan $\alpha = 0,05$ terdapat satu variabel prediktor yang berpengaruh terhadap variabel respon secara signifikan dikarenakan $p - value < 0,05$ yaitu variabel x_7 . Nilai koefisien x_7 adalah 0,714174, sehingga dapat diinterpretasikan bahwa apabila terjadi peningkatan Berat Badan Bayi Lahir Rendah (BBLR) sebesar satu persen maka dapat menyebabkan terjadinya kenaikan prevalensi stunting sebesar 0,714174 persen. Tidak adanya lag variabel yang signifikan menjelaskan bahwa prevalensi stunting di Jawa Tengah lebih dipengaruhi oleh kondisi internal wilayah.

PENUTUP

SIMPULAN

Dari uraian hasil penelitian dan pembahasan diperoleh kesimpulan yaitu:

1. Model *Spatial Durbin Model* dengan pembobot *Queen Contiguity*

$$y_i = 0,25322 \sum_{j=1}^n w_{ij} y_j + 2,370050 + 0,266006 x_{1i} + 0,427491 x_{4i} + 0,714174 x_{7i} - 0,131649 x_{8i} + 0,048816 \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{1j} + 0,011162 \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{4j} + 0,825716 \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{7j} - 0,034726 \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{8j}$$

Hasil uji parameter signifikan secara simultan menunjukkan adanya pengaruh variabel prediktor dan *spatial lag* terhadap variabel respon, sehingga model SDM layak digunakan pada data prevalensi stunting. Sementara itu, uji Wald secara parsial menunjukkan bahwa variabel BBLR (x_7) pada SDM dengan pembobot *Queen Contiguity* berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Model *Spatial Durbin Model* dengan pembobot *Rook Contiguity*

$$y_i = 0,25597 \sum_{j=1}^n w_{ij} y_j + 3,557871 + 0,277067 x_{1i} + 0,453612 x_{4i} + 0,731728 x_{7i} - 0,135613 x_{8i} + 0,023483 \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{1j} + 0,018461 \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{4j} + 0,772027 \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{7j} - 0,044268 \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{8j}$$

Hasil uji parameter signifikan secara simultan menunjukkan adanya pengaruh variabel prediktor dan *spatial lag* terhadap variabel respon, sehingga model SDM layak digunakan pada data prevalensi stunting. Sementara itu, uji Wald secara parsial menunjukkan bahwa variabel BBLR (x_7) pada SDM dengan pembobot *Rook Contiguity* berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

3. Model SDM dengan pembobot *Queen Contiguity* merupakan model yang lebih baik untuk memodelkan faktor-faktor yang mempengaruhi prevalensi stunting di Provinsi Jawa Tengah pada tahun 2024 dibandingkan dengan pembobot *Rook Contiguity*. Hal itu disebabkan karena SDM dengan pembobot *Queen Contiguity* memiliki nilai koefisien determinasi R^2 lebih besar yaitu 0,52257 dan nilai AIC lebih kecil dibandingkan dengan pembobot *Rook Contiguity* yaitu 195,71.

SARAN

Saran untuk peneliti selanjutnya yaitu dapat melakukan komparasi menggunakan model spasial lainnya dan juga menambah atau mengubah variabel prediktor agar dapat menghasilkan model yang lebih baik sehingga dapat mengetahui faktor lain yang memiliki pengaruh signifikan terhadap prevalensi stunting.

DAFTAR PUSTAKA

- Alvitiani, S., Yasin, H., & Mukid, M. A. (2019). Pemodelan Data Kemiskinan Provinsi Jawa Tengah Menggunakan Fixed Effect Spatial Durbin Model. *Jurnal Gaussian*, 8(2), 220–232. <https://doi.org/10.14710/j.gauss.v8i2.26667>
- Ariyanto, D., Sofro, A., Hanifah, A., Prihanto, J., Maulana, D., & Romadhonia, R. (2024). Logistic and Probit Regression Modeling to Predict the Opportunities of Diabetes in Prospective Athletes. *BAREKENG: Jurnal Ilmu Matematika dan Terapan*, 18(3 SE-Articles). <https://doi.org/10.30598/barekengvol18iss3p1391-1402>
- Dinkes. (2024). *Profil Kesehatan Jawa Tengah Tahun 2024*. In Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Tengah. https://dinkes.jatengprov.go.id/dokumen/2024/Buku_Profil_Kesehatan_2024/mobile/index.html
- Humas BKKP. (2025). *Potret Stunting Di Indonesia*. Bkpk. <https://www.badankebijakan.kemkes.go.id/potret-stunting-di-indonesia/>
- Kemenkes, R. (2017). *Profil Kesehatan Indonesia*. Kementerian Kesehatan Republik Indonesia Jakarta. Kementerian Kesehatan Republik Indonesia.
- Kesuma, Z. M., Siregar, L. R., Fradinata, E., & Fathinah, A. (2022). Factors Affecting Stunting in Children under 5 Years of Age in Indonesia using Spatial Model. *Indian journal of public health*, 66(3), 264–268. https://doi.org/10.4103/ijph.ijph_1989_21
- Koesnandy, A., Soleh, A. M., & Afendi, F. M. (2024). *Study of Spatial Autoregressive Regression With Heteroskedasticity Using the Generalized Method of Moments* Kajian Regresi Spasial Autoregresif dengan Heteroskedastik Menggunakan Generalized Method of Moments dan Pendekatan Bayes. 8(1), 58–69.
- LeSage, J. P. (2008). An introduction to spatial econometrics. *Revue d'Economie Industrielle*, 123(3), 19–44. <https://doi.org/10.4000/rei.3887>
- LeSage, J. P., & Kelley Pace, R. (2004). Introduction. *Advances in Econometrics*, 18, 1–32. [https://doi.org/10.1016/S0731-9053\(04\)18013-4](https://doi.org/10.1016/S0731-9053(04)18013-4)
- Montgomery, E. A. P. (2011). *Intro. to Linear Regression Analysis* (5 ed.). John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New Jersey.
- Mukrom, M. H., Yasin, H., & Hakim, A. R. (2021). *Pemodelan angka harapan hidup provinsi jawa tengah menggunakan robust spatial durbin model*. 10, 44–54.
- Rahmadeni, R. (2020). Model Spatial Autoregressive (SAR) pada Tingkat Kemiskinan (Studi Kasus : Provinsi Riau). *Jurnal Sains Matematika dan Statistika*, 6(2), 61. <https://doi.org/10.24014/jsms.v6i2.10530>
- Taryono, A. P. N., Ispriyanti, D., & Prahutama, A. (2018). Analisis Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Penyebaran Penyakit Demam Berdarah Dengue (Dbd) di Provinsi Jawa Tengah dengan Metode Spatial Autoregressive Model dan Spatial Durbin Model. *Indonesian Journal of Applied Statistics*, 1(1), 1. <https://doi.org/10.13057/ijas.v1i1.24026>
- Yandell, B. S., & Anselin, L. (1990). Spatial Econometrics: Methods and Models. In *Journal of the American Statistical Association* (Vol. 85, Nomor 411). <https://doi.org/10.2307/2290042>