

Pemodelan *Spatial Autoregressive Confused* pada Prevalensi Ketidacukupan Konsumsi Pangan di Nusa Tenggara Tahun 2023

Baharuddin*, Agusrawati, Irma Yahya

Program Studi Statistika, Universitas Halu Oleo, Kendari, Indonesia

*Corresponding author: baharuddin.mtmk@uho.ac.id

Abstrak

Analisis regresi terhadap prevalensi ketidacukupan konsumsi pangan (prevalence of undernourishment, PoU) di Provinsi Nusa Tenggara Barat dan Provinsi Nusa Tenggara Timur menunjukkan adanya otokorelasi spasial, baik pada peubah respon maupun pada komponen galat. Kondisi tersebut menyebabkan pelanggaran terhadap asumsi regresi linier. Penelitian ini bertujuan untuk menangani kedua bentuk otokorelasi spasial tersebut melalui pemodelan *spatial autoregressive confused* (SAC). Data PoU menurut kabupaten/kota bersumber dari Badan Pangan Nasional, sementara peubah bebas berasal dari publikasi Badan Pusat Statistik. Hasil penelitian ini menunjukkan bahwa model SAC memberikan dugaan parameter yang lebih akurat dibandingkan dengan model regresi linier. Faktor-faktor yang berpengaruh signifikan terhadap PoU di suatu kabupaten/kota meliputi produksi beras per kapita, realisasi bantuan sosial pangan per kapita, PoU di daerah tetangga, dan suku-suku galat di daerah tetangga.

A regression analysis of the prevalence of undernourishment (PoU) in the provinces of Nusa Tenggara Barat and Nusa Tenggara Timur indicates the presence of spatial autocorrelation, both in the response variable and the error component. This condition violates the assumptions of linear regression. This study aims to address both forms of spatial autocorrelation by employing the spatial autoregressive confused (SAC) model. The 2023 PoU data by regency/city in Nusa Tenggara were sourced from the National Food Agency, while the explanatory variables were obtained from BPS-Statistics publications. The results of this study show that the SAC model provides more accurate parameter estimates compared to the linear regression model. The factors that significantly influence the PoU in a given regency/city include per capita rice production, per capita realization of food social assistance, the PoU levels in neighboring regions, and error terms in surrounding areas.

Kata kunci: Distance-based weight; prevalence of undernourishment; spatial regression.

Keywords: Pembobot spasial berbasis jarak; prevalensi ketidacukupan konsumsi pangan; regresi spasial.

This is an open access article under
the [Creative Commons Attribution-ShareAlike 4.0 International License](https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0/)



How to Cite:

Baharuddin, Agusrawati, and I. Yahya, "Pemodelan *spatial autoregressive confused* pada prevalensi ketidacukupan konsumsi pangan di Nusa Tenggara tahun 2023," *Indonesian Journal of Applied Statistics*, vol. 8, no. 2, pp. 127-136, 2025, doi: 10.13057/ijas.v8i2.103618.

1. PENDAHULUAN

Salah satu tujuan pembangunan berkelanjutan adalah menghapus kelaparan. Di Indonesia, komitmen terhadap tujuan ini diimplementasikan melalui berbagai program di bidang ketahanan pangan [1]. Keberhasilan program-program ini kemudian dievaluasi, salah satunya dengan melihat prevalensi ketidacukupan konsumsi pangan (*prevalence of undernourishment*, PoU). Prevalensi ini mencerminkan persentase penduduk di suatu daerah dengan asupan energi di bawah standar minimum yang diperlukan untuk mendukung kehidupan yang normal, sehat, aktif, dan produktif [2]. Ketidacukupan konsumsi pangan tidak hanya berpengaruh pada tingkat individu, tetapi juga berdampak pada kesehatan masyarakat secara keseluruhan, serta perkembangan sosial dan ekonomi suatu wilayah.

Kecukupan gizi masyarakat masih menjadi permasalahan mendasar di Kepulauan Nusa Tenggara. Pada wilayah yang meliputi dua provinsi tersebut (Provinsi Nusa Tenggara Barat dan Provinsi Nusa Tenggara Timur), prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan pada tahun 2023 sangat beragam antardaerah. Sebanyak 21 dari 22 kabupaten/kota di Provinsi Nusa Tenggara Timur memiliki prevalensi di atas angka nasional 8,53% [2]. Sementara itu, sebanyak 6 dari 10 kabupaten/kota di Provinsi Nusa Tenggara Barat memiliki prevalensi dengan kategori sangat rendah berdasarkan kriteria *Food and Agriculture Organization* (FAO) [3].

Berbagai program telah dilakukan oleh pemerintah seperti program keluarga harapan, penyediaan beras untuk rakyat sejahtera, dan bantuan pangan non tunai [1]. Semua ini ditujukan agar masyarakat dapat dientaskan dari kekurangan pangan, namun pada kenyataannya, prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan pada sebagian besar daerah masih cukup tinggi [2]. Tingginya prevalensi pada beberapa daerah serta beragamnya karakteristik yang berkaitan dengan prevalensi antardaerah menuntut upaya penelitian dengan pendekatan spasial.

Penelitian berbasis spasial mulai dikembangkan beberapa tahun terakhir untuk mengkaji permasalahan kecukupan gizi masyarakat. Hal ini didasari oleh kenyataan adanya keterkaitan karakteristik gizi masyarakat diantara daerah-daerah yang berdekatan. Prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan di suatu wilayah misalnya, kerap kali berkaitan dengan prevalensi di wilayah sekitarnya [4],[5]. Keterkaitan antarwilayah seperti contoh tersebut dalam terminologi pemodelan regresi disebut sebagai otokorelasi spasial pada peubah respon [6]. Keberadaan otokorelasi ini menyebabkan pelanggaran asumsi independensi dalam regresi linier, sehingga memerlukan metode penanganan khusus. Selain pada peubah respon, otokorelasi spasial biasa juga terjadi pada komponen galat model regresi [7]. Oleh karena itu, penelitian ini bertujuan menangani kedua bentuk otokorelasi spasial tersebut melalui pemodelan *spatial autoregressive confused* (SAC).

Model SAC merupakan model regresi spasial yang mempertimbangkan ketergantungan spasial baik pada peubah respon maupun pada komponen galat. Model SAC telah digunakan oleh Solana [7] dalam analisis ketidakcukupan konsumsi pangan pada level provinsi di Indonesia. Pemodelan yang lebih spesifik pada level kabupaten kota akan diterapkan pada artikel ini untuk menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan di Nusa Tenggara tahun 2023. Pendekatan pada level area kecil ini diharapkan mampu memberikan informasi yang lebih rinci mengenai kondisi lokal serta mendukung perumusan kebijakan dalam upaya peningkatan ketahanan pangan di wilayah tersebut.

Sejumlah penelitian terdahulu telah mengeksplorasi faktor-faktor yang berasosiasi dengan prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan. Hasil penelitian Nisa dan Triani [3], Solana [7], Putri, dkk. [8], serta Susanti dan Irfan [9] mengindikasikan bahwa produksi beras per kapita berpengaruh terhadap prevalensi pada tingkatan provinsi di Indonesia. Sementara itu, penelitian Solana [7] juga menunjukkan bahwa bantuan sosial per kapita berpengaruh terhadap prevalensi. Tujuan kedua dari artikel ini adalah mengevaluasi signifikansi pengaruh kedua peubah bebas tersebut melalui perbandingan hasil regresi linier dan regresi spasial.

2. METODE

2.1. Data

Ada dua macam peubah dalam artikel ini, yaitu peubah respon dan peubah bebas. Peubah respon (Y) adalah prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan (%) berdasarkan kabupaten/kota di Nusa Tenggara. Data ini diperoleh dari Badan Pangan Nasional [2], yang diolah berdasarkan hasil Survei Sosial Ekonomi Nasional tahun 2023 oleh Badan Pusat Statistik (BPS) serta Riset Kesehatan Dasar dari Kementerian Kesehatan. Wilayah Nusa Tenggara meliputi dua provinsi, yaitu Provinsi Nusa Tenggara Barat dengan 10 kabupaten/kota dan Provinsi Nusa Tenggara Timur dengan 22 kabupaten/kota.

Peubah bebas yang digunakan dalam penelitian ini adalah produksi beras per kapita (X_1 , kuintal) dan realisasi anggaran bantuan sosial pangan per kapita (X_2 , Rp100.000). Peubah X_1 merupakan hasil olahan penulis dari data 'produksi beras' yang dirilis oleh BPS [10],[11] dibagi dengan data 'jumlah penduduk' masing-masing kabupaten/kota tahun 2023 yang bersumber dari BPS [12],[13]. Peubah X_2 adalah hasil hitungan penulis dari data 'realisasi anggaran bantuan sosial pangan' dibagi dengan data 'jumlah penduduk' masing-masing kabupaten/kota tahun 2023 yang mana kedua data tersebut diterbitkan oleh BPS [12],[13].

2.2. Tahapan Analisis

Tahapan kajian ini diawali dengan pendugaan parameter model *spatial autoregressive confused* (SAC). Selanjutnya, pendeskripsian data dilakukan terhadap semua peubah penelitian. Keterkaitan data prevalensi (Y) antardaerah divisualisasikan melalui peta tematik, sementara indeks Moran digunakan untuk mempertegas adanya otokorelasi spasial [6]. Dalam perhitungan indeks tersebut, penulis membandingkan matriks pembobot spasial dengan tiga pendekatan, yaitu jarak terbalik [14], k-tetangga terdekat [15], dan persekitaran [16]. Selanjutnya, identifikasi hubungan antara peubah respon dengan peubah bebas dilakukan dengan korelasi Pearson.

Pemodelan regresi terhadap data prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan di Nusa Tenggara tahun 2023 dilakukan dengan dua pendekatan, yaitu model regresi linier dan model SAC. Pada pemodelan regresi linier, pendugaan parameter dilakukan dengan metode kuadrat terkecil. Pengujian signifikansi peubah bebas melibatkan uji F dan uji t, sedangkan pemeriksaan kolinieritas ganda mengacu pada nilai VIF. Asumsi galat berdistribusi normal diuji menggunakan statistik Jarque Bera, sedangkan variansi galat bersifat homogen dievaluasi dengan uji Breusch-Pagan. Sementara itu, pengujian independensi galat dilakukan menggunakan indeks Moran.

Penggunaan model SAC didasari oleh hasil uji pengganda Lagrange (PL). Pertama-tama, parameter model SAC diduga memakai metode maksimum likelihood. Uji signifikansi parameter mengacu pada prosedur dalam referensi [16]. Pengujian asumsi galat berdistribusi normal, variansi galat bersifat homogen, dan independensi galat model SAC mengikuti metode yang sama dengan model regresi linier. Perbandingan model regresi linier dan model SAC mengacu pada tiga indikator: koefisien determinasi, nilai *Bayesian information criterion*, serta nilai *Akaike information criterion* [16].

2.3. Pendugaan Parameter Model SAC

Model *spatial autoregressive confused* (SAC) dapat dituliskan dalam notasi matriks seperti pada persamaan regresi:

$$\mathbf{Y} = \rho \mathbf{WY} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad \boldsymbol{\varepsilon} = \lambda \mathbf{W}\boldsymbol{\varepsilon} + \mathbf{u} \quad (1)$$

dengan $\mathbf{Y}$ adalah vektor peubah respon, ρ adalah parameter otoregresif spasial dimana $|\rho| < 1$, $\mathbf{W}$ adalah matriks pembobot spasial, $\mathbf{X}$ adalah matriks peubah bebas (termasuk suku konstan), $\boldsymbol{\beta}$ adalah vektor parameter model regresi (termasuk intersep), $\boldsymbol{\varepsilon}$ adalah vektor galat otoregresif, λ adalah parameter otokorelasi spasial dimana $|\lambda| < 1$, dan vektor galat $\mathbf{u} \sim N(\mathbf{0}, \sigma_u^2 \mathbf{I})$. Model SAC pada Persamaan (1) dapat direduksi menjadi:

$$\mathbf{Y} = (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} (\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}) \quad \boldsymbol{\varepsilon} = (\mathbf{I} - \lambda \mathbf{W})^{-1} \mathbf{u} \quad (2)$$

dengan asumsi bahwa invers matriks terdefinisi.

Nilai harapan dari $\mathbf{Y}$ pada Persamaan (2) adalah $E[\mathbf{Y}] = (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}$ dengan ragam $\text{var}[\mathbf{Y}] = \sigma_u^2 \boldsymbol{\Psi}$ sementara $\boldsymbol{\Psi} = (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} (\mathbf{I} - \lambda \mathbf{W})^{-1} (\mathbf{I} - \lambda \mathbf{W})^{-T} (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-T}$. Dari hasil tersebut, fungsi likelihood dari $\mathbf{Y}|\mathbf{X}$ adalah:

$$L(\sigma_u^2, \rho, \lambda, \boldsymbol{\beta}) = \frac{1}{(2\pi\sigma_u^2)^{\frac{n}{2}} |\boldsymbol{\Psi}|^{\frac{1}{2}}} \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma_u^2} [\mathbf{Y} - (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}]^T \boldsymbol{\Psi}^{-1} [\mathbf{Y} - (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}] \right\}$$

dengan $|\Psi| = |(\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})|^{-2} |(\mathbf{I} - \lambda\mathbf{W})|^{-2}$ dan fungsi log likelihood yang bersesuaian adalah:

$$l(\sigma_u^2, \rho, \lambda, \beta) = -\frac{n}{2} \ln(2\pi\sigma_u^2) + \ln|(\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})| |(\mathbf{I} - \lambda\mathbf{W})| - \frac{1}{2\sigma_u^2} \{(\mathbf{I} - \lambda\mathbf{W})[(\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{Y} - \mathbf{X}\beta]\}^T (\mathbf{I} - \lambda\mathbf{W})[(\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})\mathbf{Y} - \mathbf{X}\beta]. \quad (3)$$

Nilai $(\sigma_u^2, \rho, \lambda, \beta)$ yang memaksimumkan fungsi l pada Persamaan (3) merupakan penduga parameter model *spatial autoregressive confused* (SAC). Namun, solusi untuk masalah optimasi pada Persamaan (3) tidak dapat diperoleh secara analitik karena bentuk persamaannya yang nonlinier. Kendala ini kemudian diatasi dengan menggunakan solusi numerik untuk mendapatkan penduga parameter model SAC [16].

3. HASIL DAN PEMBAHASAN

3.1. Deskripsi Peubah Penelitian

Nusa Tenggara terletak di kawasan tenggara Indonesia. Secara geografis, wilayah ini membentang diantara Pulau Bali dan Timor Leste. Beberapa daerah di Provinsi Nusa Tenggara Barat memiliki lahan yang subur, sumber air yang memadai, serta daya dukung lainnya yang memungkinkan produksi beras lebih tinggi dibandingkan dengan daerah-daerah di Provinsi Nusa Tenggara Timur. Rata-rata produksi beras per kapita (X_1) di daerah Nusa Tenggara tahun 2023 sebesar 1,10 kuintal per jiwa (Tabel 1).

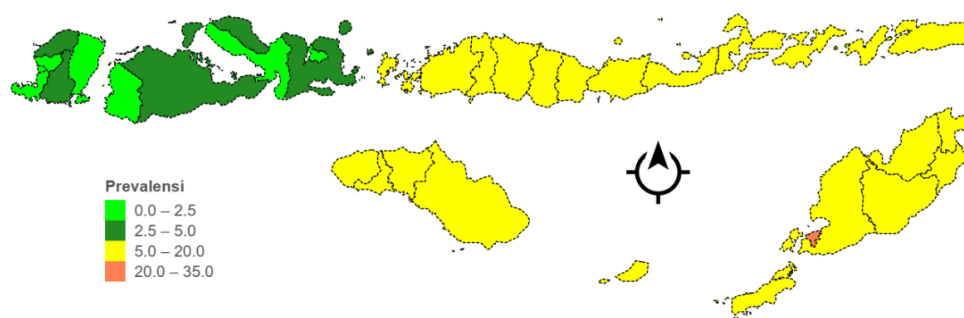
Salah satu upaya pemerintah daerah membantu masyarakat berpendapatan rendah dalam pemenuhan pangan mereka adalah penyediaan anggaran bantuan sosial pangan. Pada tahun 2023, besarnya anggaran ini berbeda-beda di setiap kabupaten/kota. Pemerintah daerah di Provinsi Nusa Tenggara Barat misalnya menyediakan anggaran 25 – 295 miliar rupiah, sementara pemerintah daerah di Provinsi Nusa Tenggara Timur menyediakan anggaran 22 – 121 juta rupiah. Rata-rata realisasi anggaran bantuan sosial pangan per kapita (X_2) di daerah Nusa Tenggara sebesar Rp. 62.000 per jiwa dengan koefisien variasi 153,57% (Tabel 1).

Tabel 1. Statistik deskriptif dari peubah penelitian

Peubah	Minimum	Rata-rata	Maksimum	Simpangan baku	Koefisien variasi
Y	0,65	10,66	23,07	6,65	62,39
X_1	0,02	1,10	3,46	0,86	78,26
X_2	0,00	0,62	2,71	0,96	153,57

Rata-rata prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan (Y) di Nusa Tenggara berdasarkan kabupaten/kota sebesar 10,66% (Tabel 1), lebih tinggi dibandingkan prevalensi nasional 8,53% [2]. Prevalensi ini bervariasi nilainya antarkabupaten/kota dengan simpangan baku 6,65%. Kota Mataram di Provinsi Nusa Tenggara Barat memiliki prevalensi terendah (0,65%), sedangkan Kota Kupang di Provinsi Nusa Tenggara Timur mencatat prevalensi tertinggi (23,07%).

Peta tematik yang ditampilkan pada Gambar 1 memperlihatkan adanya kecenderungan pola sistematis dari sebaran prevalensi. Kabupaten/kota dengan kategori prevalensi sangat rendah (ditandai dengan warna hijau muda) cenderung menggerombol pada suatu wilayah, begitu pula dengan kategori rendah (berwarna hijau botol), kategori sedang (berwarna kuning), serta kategori tinggi (berwarna merah merjan). Pola ini mengisyaratkan adanya keterkaitan prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan dari kabupaten/kota yang berdekatan. Indikasi tersebut dapat dievaluasi lebih lanjut melalui uji ketergantungan spasial, seperti indeks Moran [6].



Gambar 1. Peta tematik prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan (%) di Nusa Tenggara tahun 2023

Pengujian ketergantungan spasial pada data prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan memerlukan pendefinisian tentang konsep ketetanggaan melalui matriks pembobot. Pendefinisian ini dapat dilakukan dengan beberapa pendekatan. Pendefinisian ketetanggaan berbasis kontiguitas kurang sesuai dalam kasus ini karena wilayah Nusa Tenggara merupakan kepulauan, yang dapat menyebabkan adanya kabupaten/kota tidak memiliki tetangga. Oleh karena itu, penelitian ini menerapkan matriks pembobot berbasis jarak, dengan tiga pendekatan yang ditinjau, yaitu jarak terbalik, k-tetangga terdekat, dan persekitaran.

Konsep jarak terbalik memasukkan seluruh kabupaten/kota lain di Nusa Tenggara sebagai daerah tetangga yang mempengaruhi prevalensi kabupaten/kota yang ditinjau. Namun demikian, bobot pengaruh masing-masing kabupaten/kota tidak sama, melainkan menurun seiring dengan bertambahnya jarak dari kabupaten/kota yang ditinjau [14]. Hasil perhitungan memakai matriks pembobot spasial dengan pendekatan jarak terbalik menghasilkan nilai indeks Moran sebesar 0,54 dengan nilai $p = 0,00$ (Tabel 2).

Pembentukan matriks pembobot menggunakan konsep k-tetangga terdekat dimulai dengan menentukan k kabupaten/kota yang terdekat sebagai tetangga dari kabupaten/kota yang ditinjau berdasarkan jarak Euclid [15]. Dengan pendekatan ini, setiap kabupaten/kota memiliki k tetangga terdekat. Hasil penelusuran menunjukkan bahwa nilai $k = 4$ menghasilkan indeks Moran sebesar 0,84 yang merupakan indeks optimum dengan signifikansi $p = 0,00$ (Tabel 2). Hal ini menjelaskan bahwa prevalensi di suatu kabupaten/kota memiliki keterkaitan dengan prevalensi di empat daerah tetangga terdekatnya.

Tabel 2. Indeks Moran dan nilai p untuk beberapa pendekatan jarak

Jenis pendekatan jarak	Indeks Moran	Nilai p	Signifikansi model
Jarak terbalik	0,54	0,00	Tidak memenuhi
k-tetangga terdekat ($k = 4$)	0,84	0,00	Tidak memenuhi
Persekitaran (radius = $0,5 \times \text{min-max}$)	0,79	0,00	Memenuhi

Penerapan matriks pembobot dengan konsep persekitaran mendefinisikan kabupaten/kota sebagai tetangga daerah yang ditinjau apabila jaraknya kurang dari radius yang telah ditetapkan [16]. Berdasarkan pendekatan ini, tidak semua kabupaten/kota memiliki jumlah tetangga yang sama. Perhitungan dengan konsep persekitaran pada radius setengah jarak terpendek diantara semua jarak terjauh (min-max) setiap kabupaten/kota terhadap daerah lainnya menghasilkan indeks Moran sebesar 0,79 dengan nilai $p = 0,00$ (Tabel 2). Pemilihan pengganda setengah min-max ini didasarkan pada signifikansi uji-uji hipotesis pada pemodelan penelitian ini.

Implementasi konsep ketetanggaan berbasis jarak pada Tabel 2 menggambarkan bahwa data prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan (Y) di Nusa Tenggara berotokorelasi spasial. Namun demikian, penggunaan konsep jarak terbalik pada pengujian asumsi galat regresi linier tidak memenuhi

syarat pemodelan *spatial autoregressive confused*. Sementara itu, pendekatan k-tetangga terdekat pada uji pengganda Lagrange tidak signifikan untuk dilanjutkan ke pemodelan selanjutnya. Berdasarkan pertimbangan tersebut, tahap analisis data spasial berikutnya akan menggunakan pendekatan persekitaran dengan radius setengah min-max.

Keragaman data prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan (Y) dalam penelitian ini akan dianalisis menggunakan dua peubah bebas, yaitu produksi beras per kapita (X_1) dan realisasi anggaran bantuan sosial pangan per kapita (X_2). Hubungan antara prevalensi Y dengan kedua peubah bebas tersebut dapat diamati pada Tabel 3. Koefisien korelasi Pearson serta nilai p yang tercantum dalam Tabel 3 menunjukkan adanya hubungan linier antara prevalensi (Y) dengan produksi beras per kapita (X_1), begitu pula dengan realisasi anggaran bantuan sosial pangan per kapita (X_2).

Tabel 3. Korelasi Pearson (nilai p) antarpeubah penelitian

Peubah	Y	X_1
X_1	-0,50 (0,00)	
X_2	-0,86 (0,00)	0,37 (0,04)

Karena adanya hubungan antara prevalensi (Y) dengan produksi beras per kapita (X_1) dan realisasi anggaran bantuan sosial pangan per kapita (X_2), data ini dapat dianalisis menggunakan pendekatan regresi. Penelitian ini akan menerapkan dua model regresi, dimana model regresi linier akan dikaji terlebih dahulu.

3.2. Pemodelan Regresi Linier

Model regresi linier dari prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan (Y) dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + u \quad u \sim N(0, \sigma^2) \quad (4)$$

dengan X_1 adalah produksi beras per kapita, X_2 adalah realisasi anggaran bantuan sosial pangan per kapita, dan u adalah galat regresi linier. Penduga kuadrat terkecil bagi parameter regresi β_k pada Persamaan (4) menghasilkan persamaan regresi:

$$\hat{Y}_i = 15,84 - 1,62X_{1i} - 5,44X_{2i} \quad (5)$$

dengan $i = 1, 2, \dots, 32$ menotasikan indeks kabupaten/kota di Nusa Tenggara berdasarkan urutan BPS [12],[13].

Pengujian secara serentak terhadap kedua peubah bebas pada Persamaan (5) memberikan F_{hitung} sebesar 51,54 dengan signifikansi $p = 0,00$. Hasil ini menunjukkan bahwa terdapat paling tidak satu peubah bebas yang signifikan berpengaruh terhadap peubah respon Y pada taraf nyata 5%. Berikutnya, masing-masing peubah bebas dievaluasi secara parsial dengan uji t (Tabel 4) dan menghasilkan nilai p masing-masing lebih kecil dari 5%. Dengan demikian, peubah bebas X_1 dan X_2 signifikan berpengaruh terhadap prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan di Nusa Tenggara.

Tabel 4. Pendugaan dan pengujian parameter regresi linier

Peubah	Penduga parameter	t_{hitung}	Nilai p	VIF
Intersep	15,84	16,85	0,00	
X_1	-1,62	-2,23	0,03	1,16
X_2	-5,44	-8,37	0,00	1,16

Tabel 4 juga menunjukkan bahwa peubah bebas X_1 dan X_2 tidak mengalami kolinieritas ganda, hal ini terlihat dari nilai VIF yang lebih kecil dari 10. Koefisien determinasi R^2 yang diperoleh dari model ini sebesar 78,04%. Nilai R^2 yang belum optimum ini mengisyaratkan bahwa keragaman prevalensi Y tidak hanya dipengaruhi oleh peubah X_1 dan X_2 , melainkan permasalahan ketidakcukupan konsumsi pangan

bersifat kompleks dan berkorelasi dengan banyak aspek. Model regresi pada Persamaan (5) juga memberikan nilai *Akaike information criterion* (AIC) sebesar 170,57 dan *Bayesian information criterion* (BIC) sebesar 176,43.

Model regresi linier memiliki asumsi galat yang harus dipenuhi, yaitu: galat berdistribusi normal, variansi galat bersifat homogen, dan galat saling bebas. Asumsi galat berdistribusi normal dapat dievaluasi menggunakan uji Jarque Bera (JB). Penerapan uji Jarque Bera memberikan statistik JB sebesar 0,02 dengan nilai $p = 0,99$. Hal ini menjelaskan bahwa galat regresi linier berdistribusi normal.

Pengujian asumsi variansi galat bersifat homogen dilakukan menggunakan uji Breusch-Pagan (BP). Dalam pengujian ini, hipotesis nol (H_0) menyatakan bahwa variansi galat bersifat homogen, sedangkan hipotesis alternatif (H_1) menyatakan sebaliknya. Dari hasil perhitungan diperoleh statistik BP = 2,62 dengan nilai $p = 0,27$. Karena nilai p lebih besar dari taraf nyata 5% maka variansi galat dapat dianggap homogen.

Pengujian asumsi galat saling bebas dilakukan menggunakan uji indeks Moran. Dalam uji ini, hipotesis H_0 menyatakan bahwa galat saling bebas, sedangkan hipotesis H_1 menyatakan galat berotokorelasi positif. Hasil perhitungan memberikan indeks Moran sebesar 0,17 dengan nilai $p = 0,00$, yang mengindikasikan adanya otokorelasi positif dalam galat regresi linier.

Kondisi ketergantungan spasial pada galat regresi linier dipertegas oleh statistik pengganda Lagrange PL_{galat} sebesar 4,77 dengan nilai $p = 0,03$ (Tabel 5). Sementara itu, ketergantungan spasial pada peubah Y , sebagaimana digambarkan pada Tabel 2, diperkuat oleh statistik PL_{lag} sebesar 13,72 dengan nilai $p = 0,00$. Penanganan terhadap kedua kondisi ketergantungan spasial tersebut (lag dan galat), dalam penelitian ini, dilakukan dengan menerapkan model *spatial autoregressive confused*.

Tabel 5. Statistik pengganda Lagrange pada lag dan galat

PL	Statistik PL	Chi-kuadrat	Nilai p
Lag	13,72	3,84	0,00
Galat	4,77	3,84	0,03
Lag dan galat	13,78	5,99	0,00

3.3. Pemodelan Spatial Autoregressive Confused

Model *spatial autoregressive confused* (SAC) merupakan suatu model regresi spasial yang mengintegrasikan ketergantungan spasial pada peubah Y dan galat ε . Model SAC terhadap data prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan (Y) dapat dinyatakan sebagai:

$$Y_i = \rho \sum_{j=1; i \neq j}^J w_{ij} Y_j + \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \lambda \sum_{j=1; i \neq j}^J w_{ij} \varepsilon_j + u_i \quad (6)$$

dengan ρ merupakan parameter otoregresif spasial, w_{ij} adalah bobot daerah j yang jaraknya kurang dari radius setengah min-max terhadap daerah i yang ditinjau (konsep persekitaran), λ merupakan parameter otokorelasi spasial galat, dan $u \sim N(0, \sigma^2)$. Pendugaan parameter model SAC pada Persamaan (6) dilakukan dengan metode maksimum likelihood dan menghasilkan persamaan regresi:

$$\hat{Y}_i = 0,69 \sum_{j=1; i \neq j}^J w_{ij} Y_j + 5,95 - 1,29 X_{1i} - 1,98 X_{2i} - 1,42 \sum_{j=1; i \neq j}^J w_{ij} \varepsilon_j. \quad (7)$$

Persamaan regresi (7) mengungkapkan bahwa prevalensi di suatu daerah tidak hanya dipengaruhi oleh perubahan nilai peubah X_1 dan X_2 di daerah tersebut, akan tetapi juga dipengaruhi oleh perubahan prevalensi maupun komponen galat di daerah tetangga sekitarnya. Uji kecocokan model menghasilkan statistik likelihood ratio (LR) sebesar 13,95 dengan nilai $p = 0,00$ yang berarti bahwa ada perbedaan signifikan antara model SAC dengan model regresi linier. Selanjutnya, hasil uji parsial terhadap masing-

masing peubah bebas menunjukkan nilai p yang lebih kecil dari 0,05 (Tabel 6) yang mengindikasikan bahwa semua peubah penelitian berpengaruh signifikan terhadap prevalensi di Nusa Tenggara.

Tabel 6. Pendugaan dan pengujian parameter regresi SAC

Prediktor	Penduga parameter	Zhitung	Nilai p
Intersep	5,95	2,96	0,00
X_1	-1,29	-2,32	0,02
X_2	-1,98	-3,49	0,00
ρ	0,69	6,02	0,00
λ	-1,42	-2,28	0,02

Tabel 6 juga menampilkan nilai dugaan parameter $\rho = 0,69$ ($p = 0,00$) serta nilai dugaan parameter $\lambda = -1,42$ ($p = 0,02$). Hal tersebut menggambarkan bahwa model SAC lebih sesuai digunakan pada analisis prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan di Nusa Tenggara. Hasil uji signifikansi parameter ρ menunjukkan bahwa prevalensi di suatu daerah akan meningkat 0,69 kali nilai rata-rata prevalensi daerah tetangga sekitarnya apabila peubah lain diasumsikan tetap. Signifikansi parameter λ juga terlihat, yang mengungkapkan bahwa komponen galat di suatu daerah akan berkurang 1,42 kali nilai rata-rata suku galat daerah tetangga sekitarnya apabila peubah lain dianggap konstan.

Pemodelan SAC pada data prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan di Nusa Tenggara menghasilkan koefisien determinasi $R^2 = 88,56\%$. Koefisien ini lebih besar daripada R^2 regresi linier 78,04%. Selain itu, nilai AIC pada model SAC tercatat 160,62 lebih kecil dibandingkan pada model regresi linier 170,57. Hal serupa juga terlihat pada nilai BIC sebesar 169,42 lebih kecil daripada nilai BIC regresi linier 176,43. Perbandingan ketiga ukuran tersebut semakin menguatkan bahwa model regresi SAC lebih layak digunakan dibandingkan model regresi linier.

Seperti halnya dalam model regresi linier, model SAC juga mensyaratkan pemenuhan beberapa asumsi terkait galat. Asumsi galat berdistribusi normal dievaluasi menggunakan uji Jarque Bera dan menghasilkan statistik $JB = 0,06$ ($p = 0,97$). Hasil ini mengindikasikan bahwa kenormalan galat model SAC terpenuhi. Selanjutnya, asumsi homoskedastisitas dievaluasi memakai uji Breusch-Pagan dan menghasilkan statistik $BP = 1,16$ ($p = 0,56$) yang menandakan bahwa variansi galat bersifat homogen. Berikutnya, untuk menguji asumsi independensi, digunakan indeks Moran yang memberikan nilai -0,05 ($p = 0,59$) yang menandakan bahwa galat saling bebas.

Pemodelan regresi SAC menunjukkan koefisien X_1 bernilai negatif, sejalan dengan hasil dari regresi linier. Temuan ini mengindikasikan bahwa peningkatan produksi beras per kapita di suatu wilayah berpotensi menurunkan prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan di wilayah tersebut. Hasil ini selaras dengan penelitian Nisa dan Triani [3], Solana [7], Putri, dkk. [8], serta Susanti dan Irfan [9] pada level provinsi di Indonesia. Lebih lanjut, konsistensi tanda koefisien X_2 yang juga negatif mengkonfirmasi bahwa peningkatan realisasi anggaran bantuan sosial pangan per kapita berkontribusi pada penurunan angka prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan. Hasil ini sejalan dengan penelitian Solana [7] pada level provinsi di Indonesia.

Peningkatan produksi beras di wilayah yang mengandalkan beras sebagai sumber pangan utama dapat menjamin ketersediaan pangan bagi masyarakat. Kecukupan produksi ini berdampak pada stabilitas harga yang membuat beras terjangkau, yang pada akhirnya memungkinkan rumah tangga berpenghasilan rendah memenuhi asupan kalori mereka. Menurut *Food and Agriculture Organization* (FAO), peningkatan produksi beras per kapita merupakan faktor kunci dalam upaya menurunkan angka kelaparan dan memperkuat ketahanan pangan suatu wilayah [17]. Upaya penurunan kelaparan dan penguatan ketahanan pangan yang disampaikan FAO itu termanifestasi dalam bentuk penurunan prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan di tingkat lokal [18].

Bantuan sosial pangan dalam bentuk transfer tunai berperan sebagai instrumen fiskal untuk meningkatkan daya beli rumah tangga miskin serta rentan terhadap kerawanan pangan [19].

Peningkatan alokasi anggaran bantuan sosial per kapita berkontribusi terhadap peningkatan akses penerima manfaat terhadap pangan bergizi, baik kualitas maupun kuantitasnya [20]. Sementara itu, bantuan sosial pangan non tunai turut meringankan beban pengeluaran keluarga miskin dalam memenuhi kebutuhan pangan mereka. Peningkatan realisasi anggaran bantuan sosial pangan per kapita berpotensi menurunkan prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan.

4. SIMPULAN

Data prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan (Y) berdasarkan kabupaten/kota di Nusa Tenggara tahun 2023 menunjukkan adanya otokorelasi spasial. Model *spatial autoregressive confused* (SAC) terbukti lebih unggul dalam menganalisis data ini dibandingkan model regresi linier, yang ditunjukkan oleh nilai AIC dan BIC yang lebih kecil, serta koefisien determinasi yang lebih besar. Faktor-faktor yang signifikan memengaruhi prevalensi di suatu kabupaten/kota (Y_i) adalah produksi beras per kapita (X_{1i}), realisasi anggaran bantuan sosial pangan per kapita (X_{2i}), prevalensi di daerah sekitar (Y_j), dan komponen galat di daerah sekitar (ϵ_j).

DAFTAR PUSTAKA

- [1] BPS, *Indikator Tujuan Pembangunan Berkelanjutan Indonesia 2024*. Jakarta: Badan Pusat Statistik, 2024.
- [2] Badan Pangan Nasional, *Buku Saku Prevalence of Undernourishment (PoU)*. 2024.
- [3] R. Nisa and M. Triani, "Faktor-faktor yang mempengaruhi prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan di Indonesia," *Media Riset Ekonomi Pembangunan*, vol. 1, no. 2, pp. 83–91, 2024, [Online], <https://medrep.pjj.unp.ac.id/index.php/MedREP/article/view/12>.
- [4] E. Mardison, "Analisa faktor-faktor yang mempengaruhi prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan di Sumatera Barat menggunakan GeoDa," *Jurnal Riset Gizi*, vol. 8, no. 1, pp. 60–66, 2020, doi: <https://doi.org/10.31983/jrg.v8i1.5662>.
- [5] M. G. Yahya, I. P. Utami, and S. Ariansyah, "Pemodelan spasial prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan menggunakan pendekatan ketahanan pangan di Indonesia tahun 2022," *Seminar Nasional Official Statistics*, pp. 869–878, 2023, doi: <https://doi.org/10.34123/semnasoffstat.v2023i1.1910>.
- [6] Baharuddin, I. Yahya, and M. Ihwal, "Otokorelasi spasial pada prevalensi balita stunting, wasting, underweight, dan overweight di Pulau Sulawesi tahun 2022," *Journal of Mathematics, Computation and Statistics*, vol. 7, no. 2, pp. 472–482, 2024, doi: <https://doi.org/10.35580/jmathcos.v7i2.2408>.
- [7] A. Solana, "Analisis spasial faktor-faktor yang mempengaruhi prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan di Indonesia tahun 2020," *Seminar Nasional Official Statistics*, pp. 1229–1238, 2022, doi: <https://doi.org/10.34123/semnasoffstat.v2022i1.1468>.
- [8] C. K. L. Putri, N. Zhafarina, N. Y. Putri, and F. Kartiasih, "Pengaruh pandemi covid-19 dan variabel sosial ekonomi terhadap prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan di Indonesia tahun 2021," *Seminar Nasional Official Statistics*, pp. 73–82, 2023, doi: <https://doi.org/10.34123/semnasoffstat.v2023i1.1836>.
- [9] R. Susanti and M. Irfan, "Analisis determinan prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan di Indonesia," *Media Riset Ekonomi Pembangunan*, vol. 1, no. 4, pp. 791–798, 2024, [Online]. <https://medrep.pjj.unp.ac.id/index.php/MedREP/article/view/130>.

- [10] BPS NTB, *Luas Panen dan Produksi Padi di Nusa Tenggara Barat 2023*. Mataram: Badan Pusat Statistik Provinsi Nusa Tenggara Barat, 2024.
- [11] BPS NTT, *Luas Panen dan Produksi Padi di Nusa Tenggara Timur 2023*. Kupang: Badan Pusat Statistik Provinsi Nusa Tenggara Timur, 2024.
- [12] BPS NTB, *Provinsi Nusa Tenggara Barat Dalam Angka 2024*. Mataram: Badan Pusat Statistik Provinsi Nusa Tenggara Barat, 2024.
- [13] BPS NTT, *Provinsi Nusa Tenggara Timur Dalam Angka 2024*. Kupang: Badan Pusat Statistik Provinsi Nusa Tenggara Timur, 2024.
- [14] N. M. Huda and N. Imro'ah, "Determination of the best weight matrix for the generalized space time autoregressive (GSTAR) model in the covid-19 case on Java Island, Indonesia," *Spatial Statistics*, vol. 54, no. 100734, 2023, doi: <https://doi.org/10.1016/j.spasta.2023.100734>.
- [15] Baharuddin, Agusrawati, and L. Laome, "Pemodelan regresi spasial pada tingkat kemiskinan di Pulau Sulawesi," *ESTIMASI: Journal of Statistics and Its Application*, vol. 6, no. 1, pp. 89–100, 2025. <https://doi.org/10.20956/ejsa.v6i1.40494>.
- [16] R. Fitriani and A. Efendi, *Ekonometrika Spasial Terapan dengan R*. Malang: UB Press, 2019.
- [17] FAO, *The State of Food Security and Nutrition in the World 2021*. Rome: Food and Agriculture Organization of the United Nations, 2021. [Online]. <https://www.fao.org/interactive/state-of-food-security-nutrition/2021/en/>.
- [18] BKP, *Peta Ketahanan dan Kerentanan Pangan 2020*. Jakarta: Badan Ketahanan Pangan, Kementerian Pertanian, 2020. [Online] <https://badanpangan.go.id/storage/app/media/2021/fsva-2020-202101261020fix.pdf>.
- [19] M. Malika, Saskia, Silmi, Rosmayanti, and Berlianti, "Peran bantuan langsung tunai (blt) dalam meningkatkan sistem jaminan sosial," *Sosial: Jurnal Ilmiah Pendidikan IPS*, vol. 2, no. 4, pp. 125–130, 2024, <https://doi.org/10.62383/sosial.v2i4.482>.
- [20] E. R. Amrullah, A. Pullaila, I. Hidayah, and A. Rusyiana, "Dampak bantuan langsung tunai terhadap ketahanan pangan rumah tangga di Indonesia," *Jurnal Agro Ekonomi*, vol. 38, no. 2, pp. 91–104, 2020, [Online]. <https://epublikasi.pertanian.go.id/berkala/jae/article/view/3643>.