ISSN: 2339-2541
JURNAL GAUSSIAN, Volume 15, Nomor 2, Tahun 2026, Halaman 426 - 434
Online di: https://ejournal3.undip.ac.id/index.php/gaussian/

PEMODELAN REGRESI LINIER SPASIAL BAYESIAN PADA INDEKS KEDALAMAN KEMISKINAN DI INDONESIA

Husna Savira[1*], Arisman Adnan[1]
[1]Program Studi Statistika Jurusan Matematika Universitas Riau, Indonesia
***e-mail**: husnasavira@gmail.com

DOI: 10.14710/j.gauss.15.2.426-434

Article Info:
Received: 2026-08-20
Accepted: 2026-11-04
Available Online: 2026-11-14

Keywords:
Poverty; Poverty Depth Index; Spatial Durbin Model (SDM); Linier Regression Spatial Bayesian.

Abstract: Economic development is an effort to improve people's standard of living through economic growth, structural and institutional changes, income equality, and poverty reduction. Poverty remains a critical socioeconomic issue in Indonesia, despite the national poverty rate decreasing from 8.25% in September 2025 to 8.07% in March 2026. One indicator used to describe poverty conditions is the Poverty Depth Index (PDI), which measures the average gap between the expenditures of the poor and the poverty line. The goal of this study is to analyze the factors influencing the Poverty Depth Index in districts and cities across Indonesia using linier spatial Bayesian based on Spatial Durbin Model (SDM). The independent variables used in this study are 4 variables such us Per Capita Expenditure (PPK), Mean Years of Schooling (RLS), Life Expectancy (UHH), dan Open Unemployment Rate (TPT). The empirical results reveal that Per Capita Expenditure (PPK) and Life Expectancy (UHH) are significant factors directly mitigating poverty depth, alongside a strong positive spatial spillover effect ($\rho = 0{,}5447$). The SDM exhibits a strong goodness-of-fit with a Spatial R^2 of 60,55%. These empirical findings offer valuable insights for regional policymakers to formulate targeted inter-regional spatial strategies, health access enhancements, and social protection programs aimed at accelerating poverty alleviation in Indonesia.

1. PENDAHULUAN

Pembangunan ekonomi bertujuan untuk meningkatkan taraf hidup masyarakat melalui pertumbuhan ekonomi, pemerataan pendapatan, dan pengentasan kemiskinan. Ketimpangan pembangunan antarwilayah di Indonesia memicu timbulnya permasalahan sosial seperti kemiskinan (Todaro & Smith, 2012). Di berbagai negara, seseorang secara resmi dianggap miskin jika pendapatan atau konsumsi tahunannya rata-rata berada di bawah ambang batas minimum yang diperlukan untuk memenuhi kebutuhan dasar. Menurut definisi, baik mereka tinggal di negara berpenghasilan tinggi maupun rendah, orang-orang yang hidup dalam kemiskinan kesulitan membeli makanan, membayar sewa, atau membiayai kesempatan pendidikan bagi anak-anak mereka (Park dkk., 2025). Permasalahan kemiskinan di masyarakat tidak semata-mata terkait dengan kurangnya pendapatan, tetapi juga mencakup ketidakberdayaan, eksklusi sosial, dan keterbatasan partisipasi politik sehingga kemiskinan multidimensi harus dipahami melalui deprivasi kapabilitas sekaligus kurangnya akses pada sumber daya (Kakwani & Son, 2026). Upaya pengentasan kemiskinan menjadi fokus utama pembangunan global sebagaimana tertuang dalam pilar pertama Sustainable Development Goals (SDGs), yaitu "Tanpa Kemiskinan". Indonesia bersama negara-negara di dunia telah berkomitmen untuk menuntaskan permasalahan kemiskinan dalam segala bentuknya secara berkelanjutan hingga tahun 2030 (Bhayu Pratama dkk., 2020). Kemiskinan juga bisa disebabkan oleh kemiskinan kewilayahan yang merupakan manifestasi ketidakseimbangan relasi manusia, tanah dan industri di suatu wilayah (Liu dkk., 2023). Kurangnya modal geografis seperti kondisi lokasi, sumber daya alam dasar, serta konektivitas fisik dapat

menciptakan perangkap kemiskinan spasial yang memicu timbulnya kantong kemiskinan terisolasi dan perbedaan ekonomi antarwilayah (Xu & Song, 2025).

Penanggulangan kemiskinan secara komprehensif dapat dilakukan dengan meninjau faktor-faktor yang mempengaruhi kemiskinan pada penelitian-penelitian terdahulu. Faktor-faktor penyebab kemiskinan yang digunakan pada penelitian terdahulu sekaligus variabel yang akan dianalisis dalam penelitian ini yaitu Rata-Rata Lama Sekolah (RLS) (Hendayanti & Nurhidayati, 2020), Umur Harapan Hidup (UHH) (Baiquni & Feriyanto, 2025), Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) dan pengeluaran per kapita (Fitri dkk., 2022) sebagai variabel bebas dan Indeks Kedalaman Kemiskinan (IKK) sebagai variabel terikatnya. IKK digunakan untuk menggambarkan rata-rata kesenjangan pengeluaran penduduk miskin terhadap garis kemiskinan. Semakin tinggi nilai IKK, semakin besar rata-rata kesenjangan pengeluaran tersebut, yang menunjukkan tingkat keparahan kemiskinan lebih tinggi.

Hubungan kausalitas antar kemiskinan dengan variabel yang memengaruhinya, dapat diketahui dengan suatu metode yaitu regresi linier, regresi menghasilkan parameter yang bersifat global. Model ekonometrika spasial dirancang untuk mengatasi pelanggaran asumsi independensi observasi pada regresi kuadrat terkecil biasa (*ordinary least squares* atau OLS) akibat adanya interaksi geografis (Saputro dkk., 2019). Berdasarkan kondisi tersebut, penelitian ini bertujuan menerapkan pendekatan regresi spasial. Pengujian dilakukan dengan uji Moran's I untuk mendeteksi autokorelasi spasial antarwilayah, diikuti uji *Lagrange Multiplier* untuk menentukan spesifikasi model terbaik antara *Spatial Autoregressive Model* (SAR), *Spatial Error Model* (SEM), atau *Spatial Durbin Model* (SDM). *Spatial Autoregressive Model* (SAR) mengintegrasikan regresi linier dengan lag spasial pada variabel terikat, sedangkan *Spatial Error Model* (SEM) mengkomodasi keterikatan spasial yang timbul pada struktur galat/sisaan. Sementara itu, *Spatial Durbin Model* (SDM) merupakan bentuk perluasan yang menyertakan komponen lag spasial pada variabel terikat sekaligus variabel bebbas secara simultan (Commendatore dkk., 2015). Pada penelitian ini secara khusus akan diterapkan SDM untuk menggambarkan hubungan antara variabel bebas terhadap variabel terikatnya.

Dari sisi metodologi, penelitian terdahulu yang menggunakan analisis regresi linier spasial pernah dilakukan oleh Alvitiani dkk. (2019) pada data kemiskinan di Jawa timur menggunakan fixed effect *Spatial Durbin Model* (SDM) dan diperoleh bahwa variabel yang berdampak signifikan terhadap model adalah variabel Angka Harapan Hidup (AHH) dan Harapan Lama Sekolah (HLS) dengan kebaikan model (R^2) 99.95%. Selain itu, analisis regresi spasial menggunakan *Spatial Error Model* (SEM) pernah dilakukan oleh Sulasih dkk. (2021) pada kasus diare di Provinsi Bali dan diperoleh kebaikan model sebesar 57,69%. Ayudia & Putri (2024) juga melakukan analisis spasial menggunakan *Spatial Autoregressive Model* (SAR) pada kasus kemiskinan di Jawa Timur dan diperoleh kebaikan model sebesar 80,10%. Pada beberapa kasus, analisis regresi spasial diterapkan dengan mengkombinasikan inferensi Bayesian. Hal ini dikarenakan dalam analisis regresi spasial diterapkan untuk mengatasi keterbatasan metode klasik frekuentis, memitigasi heteroskedastisitas, serta menghitung ketidakpastian spesifikasi model (Lesage, 1999). Melalui penggunaan prior, peneliti dapat memetakan heteroskedastisitas lokal di setiap unit observasi tanpa harus memaksakan asumsi varians seragam (Long dkk., 2025). Seperti halnya penelitian yang dilakukan oleh Abialam dkk. (2024) dengan menerapkan pendekatan Bayesian untuk mengevaluasi metode pendekatan Bayesian dalam menduga parameter pada model SAR yang mengandung heteroskedastik pada data simulasi dan data riil serta diperoleh nilai kebaikan model sebesar 76,26%.

Meskipun analisis regresi linier spasial telah banyak diterapkan, pemodelan regresi linier spasial khusus untuk menganalisis IKK pada tingkat kabupaten/kota se-Indonesia

dengan metode Bayesian masih terbatas. Oleh karena itu, penelitian ini bertujuan menganalisis faktor-faktor yang memengaruhi IKK di Indonesia tahun 2025 menggunakan regresi linier spasial Bayesian dengan menerapkan SDM.

2. TINJAUAN PUSTAKA

Regresi linier merupakan salah satu metode statistik yang digunakan untuk menganalisis hubungan linier antara variabel dependen dengan variabel independen. Apabila model melibatkan lebih dari satu variabel independen, metode tersebut disebut regresi linier berganda. Regresi linier berganda digunakan untuk mengestimasi hubungan antara suatu variabel dependen dengan dua atau lebih variabel independen (Montgomery dkk., 2012). Metode ini dapat memberikan gambaran yang lebih komprehensif mengenai hubungan antara variabel-variabel yang diteliti, serta dapat digunakan untuk mengidentifikasi permasalahan statistik seperti kolinearitas dan interaksi antarvariabel (Guo & Xue, 2024). Secara umum, model regresi linier berganda untuk pengamatan ke-i $(i = 1,2, \dots, n)$ dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \cdots + \beta_p X_{pi} + \varepsilon_i$$

dengan Y_i merupakan variabel dependen pada pengamatan ke-i, X_{ji} merupakan variabel independen ke-j pada pengamatan ke-i, β_0 merupakan *intercept*, β_j merupakan parameter regresi yang menunjukkan perubahan rata-rata variabel dependen akibat perubahan variabel independen ke-j, dan ε_i merupakan galat pada pengamatan ke-i. Model regresi linier mengasumsikan bahwa nilai harapan variabel dependen merupakan fungsi linier dari parameter yang tidak diketahui. Selain itu, varians galat umumnya diasumsikan konstan dan tidak bergantung pada nilai variabel independen (Bain & Engelhardt, 1992).

Ketika data pengamatan antarwilayah memiliki keterikatan spasial, model regresi linier berganda dikembangkan menjadi regresi spasial, salah satunya adalah SDM. SDM merupakan perluasan dari SAR karena adanya interaksi spasial antara variabel terikat dan variabel bebas. Model SDM, secara umum, dapat ditulis dalam bentuk matriks seperti persamaan (1) berikut ini:

$$\boldsymbol{Y} = \rho \boldsymbol{WY} + \boldsymbol{X\beta} + \boldsymbol{WX\gamma} + \boldsymbol{\varepsilon} \tag{1}$$

dengan

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} W_{11} & W_{12} & \cdots & W_{1n} \\ W_{21} & W_{22} & \cdots & W_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ W_{n1} & W_{n2} & \cdots & W_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & X_{11} & \cdots & X_{p1} \\ 1 & X_{12} & \cdots & X_{p2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & X_{1n} & \cdots & X_{pn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_p \end{bmatrix} + \boldsymbol{WX} \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \\ \vdots \\ \gamma_p \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}.$$

Model SDM pada persamaan (1) dapat ditulis sebagai model SAR dengan mendefinisikan matriks $\boldsymbol{Z} = [\boldsymbol{1} \quad \boldsymbol{X} \quad \boldsymbol{WX}]$ and vektor $\boldsymbol{\beta} = [\beta_0 \quad \boldsymbol{\beta^T} \quad \boldsymbol{\gamma^T}]^T$. Dengan demikian, persamaan tersebut dapat ditulis pada persamaan (2)

$$\boldsymbol{Y} = \rho \boldsymbol{WY} + \boldsymbol{Z\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \tag{2}$$

Fungsi log-likelihood diperoleh pada persamaan (3) berikut:

$$\ln(L(\boldsymbol{Y}|\boldsymbol{\beta}, \rho, \sigma^2)) = \quad -\frac{n}{2}\ln(2\pi) - \frac{n}{2}\ln(\sigma^2) + \ln|\boldsymbol{I} - \rho \boldsymbol{W}| - \tag{3}$$

$$\frac{1}{2\sigma^2}\left[\left((\boldsymbol{I}-\rho\boldsymbol{W})\boldsymbol{Y}-\boldsymbol{Z}\boldsymbol{\beta}\right)^T\left((\boldsymbol{I}-\rho\boldsymbol{W})\boldsymbol{Y}-\boldsymbol{Z}\boldsymbol{\beta}\right)\right]$$

Pada penelitian ini, estimasi terhadap vektor parameter regresi β dilakukan menggunakan pendekatan Bayesian. Menurut Teorema Bayes, fungsi kepadatan peluang gabungan ini dapat dinyatakan sebagai hasil kali antara distribusi prior $p(\boldsymbol{\beta},\rho,\sigma^2)$ dan fungsi likelihood $L(\boldsymbol{Y}|\boldsymbol{\beta},\rho,\sigma^2)$ yang dapat dituliskan pada persamaan (4) berikut:

$$p(\boldsymbol{\beta},\rho,\sigma^2|\boldsymbol{Y}) \propto p(\boldsymbol{\beta},\rho,\sigma^2) \times L(\boldsymbol{Y}|\boldsymbol{\beta},\rho,\sigma^2) \tag{4}$$

dengan mengasumsikan *diffuse/flat prior non-informatif* $p(\boldsymbol{\beta},\rho,\sigma^2) \propto \frac{1}{\sigma^2}$. Estimasi analisis rataan posterior untuk vektor parameter $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ pada persamaan (5) berikut:

$$\widehat{\boldsymbol{\beta}} = (\boldsymbol{Z}^{\boldsymbol{T}}\boldsymbol{Z})^{-\boldsymbol{1}}\boldsymbol{Z}^{\boldsymbol{T}}(\boldsymbol{I}-\rho\boldsymbol{W})\boldsymbol{Y} \tag{5}$$

pengujian hipotesis dan evaluasi signifikansi parameter $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ selanjutnya dilakukan menggunakan pembentukan 95% *Equal-Tailed Credible Interval* serta penghitungan nilai p-value berbasis distribusi normal standar.

3. METODE PENELITIAN

Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data sekunder yang bersumber dari publikasi Badan Pusat Statistik (BPS) kabupaten/kota di Indonesia tahun 2025, yang dihimpun melalui Survei Sosial Ekonomi Nasional (SUSENAS) dan Survei Angkatan Kerja Nasional (SAKERNAS). Observasi mencakup 514 kabupaten/kota di Indonesia. Variabel yang dianalisis dipilih berdasarkan relevansi teoretis dan riset terdahulu mengenai kemiskinan. Penelitian ini menggunakan satu variabel terikat dan empat variabel bebas yang disajikan dalam tabel 1.

Tabel 1. Variabel Penelitian

Variabel	Keterangan
Y	Indeks Kedalaman Kemiskinan (IKK)
X_1	Pengeluaran Per Kapita (PPK)
X_2	Rata-rata Lama Sekolah (RLS)
X_3	Umur Harapan Hidup (UHH)
X_4	Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT)

Analisis data yang digunakan berupa analisis deskriptif dan analisis inferensia. Analisis deskriptif digunakan untuk memahami gambaran persebaran kemiskinan di Indonesia pada tahun 2025, sedangkan analisis inferensia diterapkan untuk mengetahui adanya hubungan kausalitas dengan memperhatikan efek spasial antara persentase kemiskinan di Indonesia pada tahun 2025 dan variabel-variabel yang telah disebutkan di atas. Berikut tahapan analisis yang akan dilakukan dalam penelitian ini.

1. Studi literatur dan pengumpulan data sekunder BPS tahun 2025 (IKK, PPK, RLS, UHH, TPT) untuk 514 kabupaten/kota.
2. Membakukan (*standardize*) data variabel prediktor menggunakan transformasi Z-score, $Z_{score} = \frac{X-\mu}{\sigma}$.
3. Melakukan estimasi regresi linier berganda OLS dan pengujian asumsi klasik (uji normalitas, uji heteroskedastisitas, uji multikolinieritas).

4. Membentuk matriks pembobot spasial ($\boldsymbol{W}$) terstandarisasi baris menggunakan pendekatan *K-Nearest Neighbors* (k=5) dan uji autokorekasi (Moran's I).
5. Melakukan uji *Lagrange Multiplier* (LM) untuk menentukan model yang sesuai.
6. Mengestimasi parameter *Spasial Durbin Model* (SDM) menggunakan pendekatan inferensi Bayesian.
7. Menghitung estimasi rataan posterior parameter ($\hat{\beta}, \rho$), *95% Credible Interval* dan mengevaluasi kebaikan model (R^2).
8. Menginterpretasikan hasil pemodelan.

4. HASIL DAN PEMBAHASAN

Pola persebaran indeks kemiskinan menurut kabupaten/kota di Indonesia berdasarkan data penelitian menggunakan platform Datawrapper disajikan pada gambar 1 berikut.



Gambar 1. Peta Persebaran Tingkat Kedalaman Kemiskinan di Indonesia Tahun 2025

Gambar 1 menunjukkan pola persebaran kemiskinan dengan Tingkat persentase berada pada rentang 0,04% - 12,24% yang terdiri dari 514 kabupaten/kota di Indonesia dengan Kabupaten Supiori memiliki IKK tertinggi sebesar 12,24% kemudian Kabupaten Tarakan dengan IKK terendah sebesar 0.04%. Dapat dilihat berdasarkan gambar tersebut pola penyebaran kemiskinan cenderung menunjukkan pola berkelompok, hal ini menunjukkan adanyata indikasi awal keterkaitan spasial pada pola kemiskinan di kabupaten/kota di Indonesia dan adanya ketimpangan antar-kabupaten. Visualisasi spasial yang disajikan menunjukkan bahwa wilayah timur Indonesia, khususnya kabupaten/kota di wilayah Papua memiliki nilai IKK tertinggi dibandingkan dengan kabupaten/kota lainnya. Hal ini terekam dari warna yang lebih gelap pada peta dan menandakan bahwa rata-rata jarak pengeluaran penduduk miskin terhadap garis kemiskinan di Papua relatif lebih jauh. Sebaliknya, kabupaten/kota di wilayah Kalimantan umumnya memiliki IKK yang lebih rendah, ditunjukkan dengan warna peta yang lebih terang. Kondisi ini mengindikasikan bahwa meskipun jumlah penduduk miskin di daerah tersebut cukup besar secara absolut, tingkat kedalaman kemiskinannya tidak setinggi di Papua. Dengan demikian, peta IKK tahun 2025 bukan hanya menunjukkan sebaran kemiskinan, tetapi juga menegaskan adanya perbedaan tingkat kesejahteraan antarwilayah di Indonesia.

Selanjutnya melakukan uji asumsi untuk mengetahui apakah model yang terbentuk sudah mampu memenuhi asumsi-asumsi model regresi yang baik atau tidak. Uji asumsi

terdiri dari uji normalitas untuk mengetahui data berdistribusi normal, uji heteroskedastisitas untuk mengidentifikasi apakah terdapat perbedaan varian sisa antar pengamatan dalam model regresi, uji multikolinieritas untuk mengetahui adanya korelasi antar variabel independent dan uji autokorelasi untuk mengetahui apakah nilai suatu variabel di suatu wilayah dipengaruhi oleh nilai variabel yang sama di wilayah sekitarnya. Hasil uji yang sudah dilakukan disajikan pada tabel 2.

Tabel 2. Hasil Uji Asumsi

Uji Asumsi	*p-value*	Keterangan
Uji Normalitas Residual (Shapiro-Wilk)	$2{,}20 \times 10^{-16}$	Residual tidak berdistribusi normal ($p < 0{,}05$)
Uji Homoskedastisitas (Breusch-Pagan)	$1{,}941 \times 10^{-9}$	Terjadinya Heterokedastisitas ($p < 0{,}05$)
Uji Multikolinieritas (VIF)	$X_1 = 2{,}619047$ $X_2 = 1{,}907185$ $X_3 = 1{,}926236$ $X_4 = 1{,}251365$	Bebas multikolinieritas ($VIF < 10$)
Uji Autokorelasi (Moran's I)	$2{,}20 \times 10^{-16}$ Nilai Moran's I (0.37898)	Terdapat keterikatan antar variabel (wilayah satu dengan wilayah tetangganya) ($p < 0{,}05$)

Berdasarkan hasil uji asumsi pada tabel 2 menunjukkan bahwa analisis regresi hanya dengan menggunakan model OLS saja tidak cukup dan tidak memenuhi standar asumsi. Oleh karena itu, penelitian ini menerapkan analisis regresi spasial dengan kombinasi inferensi Bayesian untuk mengatasi keterbatasan metode klasik. Uji Moran's I menunjukkan adanya autokorelasi spasial antar wilayah, yang mana hal ini dapat diteruskan dengan melakukan uji *Lagrange Multiplier* untuk memilih model regresi spasial yang sesuai dan disajikan pada tabel 3.

Tabel 3. Uji *Lagrange Multiplier*

Model	Statistik Parameter	*p-value*
RS-lag (SAR)	215,0653	$2{,}20 \times 10^{-16}$
RS-error (SEM)	189,5794	$2{,}20 \times 10^{-16}$
LM-lag (SAR)	34,4163	$4{,}45 \times 10^{-9}$
LM-error (SEM)	8,9304	0,002805

Berdasarkan hasil uji *Lagranger Multiplier* pada tabel 3 menunjukkan bahwa model regresi spasial dengan tingkat signifikan 5% yaitu model spasial lag (SAR) dan error (SEM) keduanya signifikan di mana *p-value* < α. Namun, penelitian ini menggunakan SDM karena mampu mengakomodasi efek keterikatan spasial pada variabel respon ($\mathbf{W}Y$) sekaligus efek limpahan spasial pada variabel prediktor ($\boldsymbol{WX}$) secara bersamaan, sehingga mampu mencegah terjadinya kesalahan spesifikasi model (*model misspecification*) dan *omitted variable bias* (Rüttenauer, 2022). Pada tabel 4 disajikan hasil pemodelan SDM dengan nilai kebaikan model (R^2) sebesar 0,6055. Artinya variabilitas dalam kemiskinan dapat dijelaskan oleh model ini sebesar 60,55%, yang menunjukkan bahwa model memiliki kecocokan yang baik, sedangkan 39,45% dijelaskan oleh variabilitas lain di luar model.

Tabel 4. Hasil Pemodelan SDM

Variabel	Posterior Mean	Std. Error	*p-value*	Lower 95% CrI	Upper 95% CrI
Intercept**	0,0073	0,0008	0,0000	0,0057	0,0088

X_1 (Pengeluaran Per Kapita)**	-0,0034	0,0008	0,0000	-0,0050	-0,0019
X_2 (Rata-rata Lama Sekolah)	0,0000	0,0008	0,9943	-0,0016	0,0016
X_3 (Umur Harapan Hidup)**	-0,0033	0,0009	0,0004	-0,0051	-0,0015
X_4 (Tingkat Pengangguran Terbuka)	0,0008	0,0005	0,1038	-0,0002	0,0018
$\boldsymbol{W}X_1$(lag spasial PPK)**	0,0030	0,0012	0,0092	0,0008	0,0053
$\boldsymbol{W}X_2$(Lag spasial RLS)	-0,0013	0,0011	0,2119	-0,0034	0,0008
$\boldsymbol{W}X_3$(Lag spasial UHH)	-0,0012	0,0012	0,3019	-0,0035	0,0011
$\boldsymbol{W}X_4$(Lag spasial TPT)	0,0001	0,0008	0,9324	-0,0015	0,0016

Catatan: ** variabel signifikan $\alpha = 5\%$ (95% *Credible Interval* tidak memuat angka 0)

Berdasarkan hasil estimasi pada tabel 4 dengan tingkat signifikansi 5% ($\alpha = 0{,}05$), variabel prediktor lokal yang terbukti berpengaruh signifikan terhadap IKK adalah Pengeluaran Per Kapita (X_1) dan Umur Harapan Hidup (X_3). Sementara itu, hasil pemodelan SDM menghasilkan parameter *autoregresif* spasial (rho) sebesar 0,5447 yang bernilai positif dan signifikan. Hal ini membuktikan adanya efek limpahan spasial (*spatial spillover effect*) yang positif, di mana tingkat kedalaman kemiskinan di suatu wilayah cenderung meningkat seiring dengan tingginya tingkat kemiskinan di wilayah-wilayah tetangganya.

Pada Tabel 4, Pengeluaran Per Kapita (X_1) diperoleh posterior mean bernilai negatif 0,0034 dan berpengaruh signifikan terhadap tingkat kemiskinan, hal ini menunjukkan bahwa peningkatan 1 standar deviasi PPK akan menurunkan kemiskinan sekitar 0,0034, sehingga semakin tinggi pengeluaran per kapita maka tingkat kemiskinan juga cenderung menjadi lebih rendah, hasil penelitian ini sejalan dengan penelitian sebelumnya, di mana PPK memiliki pengaruh negatif terhadap tingkat kemiskinan (Fitri dkk., 2022). Kemudian pada variabel Rata-rata Lama Sekolah (X_2) diperoleh koefisiennya bernilai 0,0000 dan berpengaruh tidak signifikan terhadap kemiskinan artinya jika terjadi peningkatan 1 standar deviasi RLS maka tidak akan terjadi penurunan tingkat kemiskinan, hasil ini tidak sejalan dengan penelitian sebelumnya, di mana RLS berpengaruh signifikan terhadap IKK (Hendayanti & Nurhidayati, 2020). Untuk mengetahui mengapa hal ini dapat terjadi maka diperlukan penelitian lebih lanjut terhadap variabel data tersebut. Pada variabel Umur Harapan Hidup (X_3) diperoleh koefisien bernilai negatif yakni 0,0033 dan memiliki dampak yang signifikan terhadap kemiskinan dalam kasus ini. Hal ini juga sejalan dengan penelitian sebelumnya bahwa UHH sangat berpengaruh terhadap kemiskinan sehingga perlu adanya pengembangan lebih lanjut terkait kebutuhan kesehatan dan keselamatan hidup (Baiquni & Feriyanto, 2025). Selanjutnya variabel Tingkat Pengangguran Terbuka (X_4) berdampak posistif terhadap tingkat kemiskinan dengan posterior mean sebesar 0,0008, namun berpengaruh tidak signifikan terhadap kemiskinan. yang menunjukkan bahwa tingkat pengangguran tidak memiliki dampak yang signifikan terhadap kemiskinan, penelitian ini tidak sejalan dengan penelitian sebelumnya yang menyebutkan bahwa TPT memiliki pengaruh yang signifikan terhadap kemiskinan (Fitri dkk., 2022). Untuk mengetahui mengapa hal ini dapat terjadi maka diperlukan penelitian lebih lanjut terhadap variabel data tersebut. Sementara itu, pada analisis efek interkasi spasial, lag spasial pengeluaran per kapita ($\boldsymbol{W}X_1$) terbukti berpengaruh signifikan terhadap kemiskinan. Kenaikan PPK di daerah-daerah tetangga memberikan efek limpahan (*spillover*) yang juga berkontribusi terhadap dinamika kedalaman kemiskinan di daerah setempat. Hal ini menunjukkan adanya keterikatan aktivitas ekonomi antar kabupaten/kota yang saling memengaruhi. Sedangkan lag spasial untuk RLS ($\mathbf{W}X_2$), UHH ($\mathbf{W}X_3$) dan TPT ($\mathbf{W}X_4$) tidak berpengaruh signifikan. Sehingga kenaikan ataupun penurunan yang terjadi pada variabel tersebut tidak memberikan efek limpahan spasial yang berkontribusi secara nyata terhadap IKK di kabupaten/kota sekitarnya.

5. KESIMPULAN

Berdasarkan hasil analisis di atas, data IKK dimodelkan dengan SDM dengan empat variabel bebas, di mana residual data tidak berdistribusi normal, terjadi heterokesdastisitas dan asumsi multikolinearitas terpenuhi serta terdapat autokorelasi spasial antar wilayah yang diamati, kemudian dilakukan uji dependensi spasial dengan *Lagrange Multiplier*, di mana pemodelan SDM signifikan pada taraf signifikansi 5% sehingga diperoleh modelnya sebagai berikut.

$$Y = 0{,}5447\boldsymbol{W}Y + 0{,}0073 - 0{,}0034X_1 + 0{,}0000X_2 - 0{,}0033X_3 + 0{,}0008X_4 + 0{,}0033\boldsymbol{W}X_1 - 0{,}0013\boldsymbol{W}X_2 - 0{,}0012\boldsymbol{W}X_3 + 0{,}0001\boldsymbol{W}X_4$$

Koefisien spasial lag (rho) diperoleh sebesar 0.5447, ini menunjukkan bahwa terdapat efek positif yang signifikan dari kemiskinan di area tetangga pada kemiskinan di area tersebut. Artinya, jika kemiskinan di daerah tetangga meningkat, maka kemiskinan di daerah tersebut juga cenderung meningkat. Adapun faktor-faktor yang berpengaruh signifikan terhadap kemiskinan yaitu Pengeluaran Per Kapita (X_1) dan Umur Harapan Hidup (X_3). Oleh karena itu, guna mendukung pencapaian *Sustainable Development Goals* (SDGs) tujuan pertama yaitu "Tanpa Kemiskinan", diperlukan kebijakan terintegrasi berupa peningkatan akses layanan kesehatan yang merata, penguatan perlindungan sosial, dan intervensi pemulihan ekonomi antarwilayah. Model tersebut juga menunjukkan bahwa variabilitas dalam kemiskinan dapat dijelaskan oleh model ini sebesar 60,55%, yang menunjukkan bahwa model memiliki kecocokan yang baik, sedangkan 39,45% dijelaskan oleh variabel lain di luar model, sehingga perlu dilaksanakan penelitian lebih lanjut untuk mempertimbangkan faktor-faktor lain. Hubungan antara rata-rata lama sekolah dengan kemiskinan juga bertentangan dengan penelitian sebelumnya, sehingga perlu pendalaman analisis terkait variabel ini, begitu pula dengan variabel Tingkat pengangguran terbuka yang tidak signifikan terhadap kemiskinan perlu dievaluasi lebih lanjut karena bertentangan dengan penelitian sebelumnya. Penelitian mendatang dapat menggunakan metode spasial lain untuk mengeksplorasi karakteristik geografi yang memengaruhi kemiskinan seperti *Geographically Weighted Regression* (GWR) guna memberikan gambaran yang lebih komprehensif mengenai keterkaitan spasial antar wilayah.

DAFTAR PUSTAKA

Abialam, Agus Mohamad Soleh, & Farit Mochamad Afendi. (2024). Study of Spatial Autoregressive Regression with Heteroskedasticity Using the Generalized Method of Moments and Bayesian Approach. *Indonesian Journal of Statistics and Its Applications*, *8*(1), 58–69.

Alvitiani, S., Yasin, H., & Mukid, M. A. (2019). *Pemodelan Data Kemiskinan Provinsi Jawa Tengah Menggunakan Fixed Effect Spatial Durbin Model*. *8*(2), 220–232.

Ayudia, N. U., & Putri, D. E. (2024). Pemodelan Spatial Autoregressive Model (SAR) Pada Kasus Kemiskinan di Jawa Timur. *Jurnal Gaussian*, *13*(2), 308–318.

Bain, L. J., & Engelhardt, M. (1992). *Introduction to Probability and Mathematical Statistics.* (2nd ed.). Duxbury Thomson Learning.

Baiquni, B., & Feriyanto, N. (2025). Analisis Pengaruh Usia Harapan Hidup, Indeks Pendidikan, dan PDRB Terhadap Tingkat Kemiskinan di Provinsi Jawa Barat. *Jurnal Kebijakan Ekonomi dan Keuangan*, 1–10.

Bhayu Pratama, N., Priyo Purnomo, E., & Agustiyara. (2020). Sustainable Development Goals (SDGs) dan Pengentasan Kemiskinan di Daerah Istimewa Yogyakarta. *Jurnal Ilmiah Ilmu Sosial dan Humaniora*, *6*(2), 64–74.

Commendatore, P., Kayam, S., & Kubin, I. (2015). *Complexity and Geographical Economics : Topics and Tools* (Springer). Springer International Publishing.

Fitri, R. E., Setiawan, E., Usman, M., & Aziz, D. (2022). Analisis regresi logistik biner terhadap data indeks kedalaman kemiskinan di Indonesia tahun 2020. *Jurnal Siger Matematika*, *3*(2), 69–74.

Guo, X., & Xue, F. (2024). Textbook of Medical Statistics: For Medical Students. Dalam *Textbook of Medical Statistics: For Medical Students*. Springer.

Hendayanti, N. P. N., & Nurhidayati, M. (2020). Regresi logistik biner dalam penentuan ketepatan klasifikasi tingkat kedalaman kemiskinan provinsi-provinsi di Indonesia. *Jurnal Sains dan Teknologi*, *12*(2), 63–70.

Kakwani, N., & Son, H. H. (2026). Multidimensional Poverty: A New Perspective on Measurement. *Journal of Development Studies*, *62*(3), 445–459.

Lesage, J. P. (1999). *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*. University of Toledo.

Liu, M., Ge, Y., Hu, S., & Hao, H. (2023). The Spatial Effects of Regional Poverty: Spatial Dependence, Spatial Heterogeneity and Scale Effects. *ISPRS International Journal of Geo-Information*, *12*(12), 1–23.

Long, M., Sun, Z., & Hu, Y. (2025). A Bayesian Estimation Approach for Heterogeneous Spatial Autoregressive Model with Hierarchical Data Structure. *Journal of Spatial Science*, *70*(3), 469–490.

Montgomery, D. C., Peck, E. A., & Vining, G. G. (2012). *Introduction to Linear Regression Analysis* (Fifth Edition). A John Wiley & Sons, Inc.,.

Park, Y. R., Ho, Y., Hallez, K., Kaur, S., Srinivasan, M., & Zhao, J. (2025). The Psychology of Poverty: Current and Future Directions. *Current Directions in Psychological Science*, *34*(1), 21–28.

Rüttenauer, T. (2022). Spatial Regression Models: A Systematic Comparison of Different Model Specifications Using Monte Carlo Experiments. *Sociological Methods and Research*, *51*(2), 728–759.

Saputro, D. R. S., Muhsinin, R. Y., Widyaningsih, P., & Sulistyaningsih. (2019). Spatial Autoregressive with A Spatial Autoregressive Error Term Model and Its Parameter Estimation with Two-Stage Generalized Spatial Least Square Procedure. *Journal of Physics*, 1–8.

Sulasih, I. G. A. D., Susilawati, M., & Suciptawati, N. L. P. (2021). Pemodelan Kasus Diare di Provinsi Bali dengan Metode Analisis Regresi Spasial. *Jurnal Matematika*, *10*(2), 95.

Todaro, M. P., & Smith, S. C. (2012). *Economic developement* (11th ed.). Pearson.

Xu, J., & Song, J. (2025). Geographic Constraints and Individual Factors Sustain Poverty Traps in Karst Southwest China Evidence from Huangping County Guizhou. *Discover Sustainability*, *6*(1), 1–20.