

PEMODELAN *SPATIAL AUTOREGRESSIVE MODEL* (SAR) PADA KASUS KEMISKINAN DI JAWA TIMUR

Nurul Ulya Ayudia¹, Dina Eka Putri^{2*}

¹Program Studi Matematika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Mataram

²Program Studi Statistika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Mataram

*e-mail : dina.putri@unram.ac.id

DOI: 10.14710/j.gauss.13.2.308-318

Article Info:

Received: 2024-08-23

Accepted: 2024-11-08

Available Online: 2024-11-11

Keywords:

Spatial regression; spatial autoregressive model (SAR); poverty

Abstract: Poverty is a trigger for one of the serious issues in the development process in Indonesia. Various measures have been undertaken by countries around the world to eradicate poverty, and this eradication agenda is listed in the first goal of the Sustainable Development Goals (SDGs), which is "No Poverty," with the target that all countries in the world will strive to eliminate all forms of poverty by 2030. This study aims to conduct an analysis model regarding the Spatial Autoregressive Model (SAR) to demonstrate the spatial effects of the relationship between independent variables and the dependent variable, with a case study of Poverty in Regencies/Cities in East Java in 2023. Factors that have a significant influence on poverty include the Gini Ratio (X1), average years of schooling (X2), per capita expenditure (X3), and the percentage of households receiving PKH (X7). The model shows that the variability in poverty can be explained by this model by 80.10%, indicating that the model has a good fit, while 19.9% is explained by other variables outside the model.

1. PENDAHULUAN

Kemiskinan merupakan salah satu persoalan serius dalam proses pembangunan di Indonesia. Permasalahan kemiskinan di masyarakat tidak semata-mata terkait dengan kurangnya pendapatan, tetapi juga telah meluas menjadi ketidakberdayaan dalam aspek sosial dan politik (Rahman, Firman, dan Rusdinal, 2019). Berbagai langkah telah diupayakan oleh negara-negara di dunia untuk menghapus kemiskinan, agenda penghapusan ini telah terkandung dalam tujuan pertama dari tujuan pembangunan berkelanjutan atau *Sustainable Development Goals (SDGs)* tujuan pertama yaitu "Tanpa Kemiskinan" dengan target semua negara di dunia, termasuk Indonesia telah berkomitmen menghapus segala bentuk kemiskinan pada tahun 2030 (Santoso, Abiyi, dan Marselino, 2022). Provinsi Jawa Timur sendiri tidak luput oleh kasus kemiskinan yang tinggi tercatat pada data BPS bahwa pada tahun 2023 Jawa Timur merupakan provinsi termiskin ketiga di pulau Jawa dengan jumlah kasus sebesar 4.188,81 jiwa mengalami kenaikan dibandingkan tahun sebelumnya yaitu 4.181,29 dengan persentase kemiskinan mencapai 10,35 %, Jawa Timur terdiri dari 38 kab/kota dimana kabupaten Sampang memiliki persentase kemiskinan tertinggi yaitu mencapai 21,76 % dan kota Batu memiliki persentase kemiskinan terendah yaitu hanya 3,31 % (BPS, 2023). Persentase tersebut menunjukkan perbedaan yang cukup jauh, yang dapat disebabkan karena faktor geografis yang mempengaruhi suatu wilayah yang memengaruhi kondisi sosial dan ekonomi yang dalam hal ini berupa kemiskinan sehingga menunjukkan adanya keterkaitan antara jumlah kemiskinan dengan wilayah (Puspita dan Wutsqa, 2023). Hal ini diperkuat juga dengan hukum Tobler yang dikenal sebagai hukum geografi pertama yang berbunyi "Segala sesuatu berhubungan dengan segala sesuatu yang lain, tetapi hal-hal yang lebih dekat satu sama lain lebih berhubungan daripada yang jauh" (Tobler dalam

Anselin, 1988) ini berarti karakteristik suatu wilayah dikatakan saling bergantung dengan wilayah lainnya oleh sebab itu, dapat dikatakan bahwa kondisi geografis merupakan salah satu faktor yang dapat memengaruhi kemiskinan.

Salah satu langkah untuk penanggulangan kemiskinan secara komprehensif dapat dilakukan dengan melihat faktor-faktor yang memengaruhi kemiskinan sebelumnya, faktor-faktor penyebab kemiskinan yang digunakan pada penelitian terdahulu sekaligus variabel yang akan dianalisis dalam penelitian ini yaitu gini rasio (Santoso, Abiyyi, dan Marselino, 2022), pengeluaran perkapita, rata-rata lama sekolah, angka harapan hidup (Hasanah, Syaparuddin, dan Rosmeli, 2021), tingkat pengangguran terbuka (Puspita, dan Wutsqa, 2023), harapan lama sekolah dan persentase rumah tangga penerima PKH sebagai variabel bebas, dan persentase penduduk miskin kab/kota sebagai variabel terikatnya.

Hubungan kausalitas antar kemiskinan dengan variabel yang memengaruhinya, dapat diketahui dengan suatu metode yaitu regresi linier, regresi menghasilkan parameter yang bersifat global, namun untuk mengakomodasi adanya pengaruh geografis atau kedekatan wilayah maka akan digunakan pendekatan spasial dengan memperhatikan “tetangga” dari wilayah tersebut. Berdasarkan hal itu penelitian ini bertujuan untuk melakukan pendekatan spasial berupa regresi spasial dengan melakukan uji Moran’s I untuk mengetahui apakah terjadi autokorelasi spasial antar wilayah dan uji Lagrange Multiplier untuk memilih model regresi spasial yang sesuai yaitu *Spatial Autoregressive Model* (SAR) atau *Spatial Error Model* (SEM). *Spatial Autoregressive Model* (SAR) adalah model yang menggabungkan regresi linear dengan lag spasial pada variabel dependen, sedangkan *Spatial Error Model* (SEM) diterapkan ketika ada indikasi bahwa galat di suatu lokasi tidak terbentuk secara independen, melainkan dipengaruhi oleh galat di lokasi sekitar, menunjukkan adanya pola korelasi spasial yang perlu diperhitungkan dalam analisis (Prasetya, Baharuddin, dan Wibawa, 2024). Pada penelitian ini secara khusus akan diterapkan *Spatial Autoregressive Model* (SAR) untuk menggambarkan hubungan antara variabel bebas terhadap variabel terikatnya.

2. TINJAUAN PUSTAKA

Regresi adalah metode untuk menguji keterkaitan antara dua atau lebih variabel yang diungkapkan dalam bentuk fungsi atau hubungan matematis. Dalam regresi, terdapat variabel yang bergantung dan variabel yang memengaruhi, menunjukkan adanya hubungan ketergantungan antara satu variabel dengan variabel lainnya. Biasanya, variabel-variabel dalam analisis regresi memiliki sifat kausal, di mana mereka saling memberi pengaruh satu sama lain (Kurniawan dan Yuniarto, 2016). Pada metode kuadrat terkecil, model regresi klasik adalah sebagai berikut (Nur et al, 2024).

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (1)$$

Estimasi parameter β dengan metode OLS yaitu,

$$\hat{\beta} = (X^T X)^{-1} X^T Y \quad (2)$$

dengan keterangan y adalah variabel dependen, X adalah variabel independen, β adalah koefisien yang memperlihatkan pengaruh variabel independen terhadap variabel dependen dan ε adalah galat.

Regresi spasial merupakan model yang diterapkan pada data spasial atau data yang dipengaruhi oleh efek lokasi (*spatial effect*). Model regresi spasial adalah sebagai berikut (Yasin, Hakim, dan Warsito, 2020).

$$\mathbf{y} = \rho W\mathbf{y} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u} \quad (3)$$

$$\mathbf{u} = \lambda W\mathbf{u} + \boldsymbol{\varepsilon}, \quad (4)$$

$$\boldsymbol{\varepsilon} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon}^2 I_n)$$

dengan keterangan \mathbf{y} adalah vektor variabel respon berukuran $n \times 1$, ρ adalah koefisien parameter spasial lag dari variabel respon, W adalah matriks pembobot spasial yang berukuran $n \times n$, X adalah matriks variabel prediktor berukuran $n \times (p + 1)$, $\boldsymbol{\beta}$ adalah vektor koefisien parameter regresi berukuran $(p + 1) \times 1$ dan λ adalah koefisien parameter spasial *error*.

Bobot spasial menjelaskan mengenai kaitan kedekatan jarak antar lokasi yang dimuat dalam matriks pembobot spasial W (Minsarnawati, dan Mazziya, 2023). Pembobot spasial yang diterapkan yaitu *Queen Contiguity* yang mendefinisikan bahwa $W_{ij} = 1$ jika lokasi bersentuhan sisi dengan lokasi yang lain, sedangkan ketika $W_{ij} = 0$ jika tidak terjadi singgungan (Rahmawati, et al, 2015). Dalam *queen contiguity*, setiap wilayah yang menyentuh batas wilayah i , baik di sisi atau sudut, dianggap sebagai tetangga (Fotheringham, dan Rogerson, 2009).

Selanjutnya melakukan uji normalitas yang digunakan untuk memeriksa nilai residual pada model regresi memiliki distribusi normal atau tidak. Dalam melakukan uji normalitas digunakan uji *Jarque-Bera*, ini didasarkan pada fakta bahwa distribusi normal memiliki ukuran kemiringan nol dan kurtosis 3, pengukuran nilai *Skewness* diukur dengan menggunakan persamaan 5

$$S = \frac{[E(X - \mu)^3]^2}{[E(X - \mu)^2]^3} \quad (5)$$

dan pengukuran Kurtosis diukur dengan menggunakan persamaan 6

$$K = \frac{E(X - \mu)^4}{[E(X - \mu)^2]^2} \quad (6)$$

serta statistik uji JB untuk distribusi normal dengan $S = 0$ dan $K = 3$ adalah sebagai berikut (Baltagi, 2008).

$$JB = n \left[\frac{S^2}{6} + \frac{(K - 3)^2}{24} \right] \quad (7)$$

dengan keterangan n adalah jumlah unit analisis, K adalah nilai *kurtosis* residual, S adalah nilai *skewness* residual. Adapun hipotesis yang digunakan adalah.

H_0 : distribusi residual data normal

H_1 : distribusi residual data tidak normal

Jika $JB > X^2_{(2;\alpha)}$ maka dapat disimpulkan bahwa residual data berdistribusi normal. Uji *Jarque-Bera* dapat digunakan untuk menguji hipotesis nol bahwa data berdistribusi normal dimana hipotesis nol merupakan gabungan dari *skewness* 0 dan kelebihan *kurtosis* menjadi 0 hal ini sama dengan kurtosis 3 (Strelec, 2008) . Salah satu keunggulan uji *Jarque-Bera* adalah ketika normalitas ditolak, akan diperoleh informasi mengenai prosesnya yaitu distribusi dapat condong ke kanan atau condong ke kiri dan menunjukkan *long tails* atau *short tails* (Desgagne, dan Micheaux, 2017). Keunggulan lain adalah uji *Jarque-Bera* memiliki kemampuan untuk memeriksa normalitas suatu dataset tanpa perlu mengasumsikan nilai mean atau varians yang spesifik (Khadka, 2023).

Uji heteroskedastisitas berguna untuk mengidentifikasi apakah terdapat perbedaan varian sisa antar pengamatan dalam model regresi. Jika varian sisa dari satu pengamatan ke pengamatan lainnya tetap konsisten, maka kondisi tersebut dikenal sebagai homoskedastisitas (Wijaya, et al., 2024). Adapun uji hipotesis yang digunakan adalah sebagai berikut (Santoso, et al., 2022).

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \dots = \sigma_n^2 = \sigma^2 \quad (\text{tidak terdeteksi heteroskedastisitas})$$

$$H_1: \text{minimal ada satu } \sigma_i^2 \neq \sigma^2, i = 1, 2, \dots, n \quad (\text{terdeteksi heteroskedastisitas})$$

Anselin menyatakan statistik uji yang digunakan seperti pada persamaan 8

$$BP = \frac{1}{2} \mathbf{f}' \mathbf{Z} (\mathbf{Z}' \mathbf{Z})^{-1} \mathbf{Z}' \mathbf{f} \sim X_{a,k}^2 \quad (8)$$

dengan keterangan $\mathbf{f} = (f_1 f_2 f_3)^T$ dengan $f_i = (\frac{e_i^2}{\sigma^2} - 1)$, \mathbf{Z} = vector variabel independen yang normal baku dan $e_i = y_i - \hat{y}$ error untuk observasi ke- i , $i = 1, 2, \dots, n$.

Selanjutnya melakukan uji multikolinearitas yang berfungsi untuk mengidentifikasi adanya korelasi antar variabel independen dalam model regresi. Untuk mengetahui hal tersebut dapat dilakukan dengan melihat nilai *Varriance Inflation Factor (VIF)*. Indikasi terjadinya kasus multikolinearitas yaitu jika nilai VIF yang didapat lebih dari 10 (Puspita, dan Wutsqa, 2023). Dependensi spasial pada suatu penelitian dapat dilakukan dengan menggunakan uji Morans. Statistik *Moran's I* adalah statistik autokorelasi spasial yang paling terkenal dan paling sering diaplikasikan dalam praktik, dapat diterapkan pada semua variabel yang mengukur fenomena kontinu. Uji ini digunakan untuk mendeteksi autokorelasi spasial dalam data, adapun persamaannya ditulis sebagai berikut (Dube J. & Legros D., 2014).

$$I = \frac{N}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij}} \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2} \quad (9)$$

dengan keterangan N adalah jumlah waktu yang diobservasi, y adalah variabel yang, diobservasi i wilayah yang diobservasi, j adalah wilayah tetangga, \bar{y} adalah rata-rata dari y

$$\bar{y} = \frac{\sum_{i=1}^N y_i}{N}$$

Nilai indeks *Moran's* berada pada interval $-1 \leq I \leq 1$. Apabila nilai indeks *Moran's* positif maka wilayah yang diobservasi memiliki kesamaan dengan wilayah tetangganya, sebaliknya jika nilai indeks *Moran's* negatif maka wilayah yang diobservasi tidak memiliki kesamaan dengan wilayah tetangganya (Caroline, 2020). Hipotesis yang diterapkan dalam uji terhadap parameter I adalah sebagai berikut.

$$H_0: I = 0 \quad (\text{tidak terdapat autokorelasi spasial antarlokasi})$$

$$H_1: I \neq 0 \quad (\text{terdapat autokorelasi spasial antarlokasi})$$

Uji *Lagrange Multiplier* ini dilakukan untuk melihat efek spasial dari model dan menguji apakah model yang diterapkan sebaiknya berupa *spatial lag* atau *spatial error* (Caroline, 2020). Hipotesis yang digunakan untuk uji dependensi *spatial lag*:

$$H_0: \rho = 0 \quad (\text{tidak ada efek spasial lag})$$

$$H_1: \rho \neq 0 \quad (\text{ada efek spasial lag})$$

Jika nilai $LM_{lag} > X_{1,\alpha}^2$, maka tolak H_0 terima H_1 dan sebaliknya jika $LM_{lag} \leq X_{1,\alpha}^2$, maka terima H_0 tolak H_1 . Hipotesis yang digunakan untuk uji dependensi *spatial error*:

$H_0: \lambda = 0$ (tidak ada efek spasial error)

$H_1: \lambda \neq 0$ (ada efek spasial error)

Jika nilai $LM_{error} > X_{1,\alpha}^2$, maka tolak H_0 terima H_1 dan sebaliknya jika $LM_{error} \leq X_{1,\alpha}^2$, maka gagal menolak H_0 .

Spatial lag memperhitungkan korelasi spasial (ketergantungan) dalam variabel dependen, *spatial lag*, yang disebut model autoregresif spasial orde pertama (SAR), memiliki persamaan sebagai berikut (Fischer, dan Wang, 2011).

$$y_i = \rho \sum_{j=1}^n W_{ij}y_j + \sum_{q=1}^Q X_{iq}\beta_q + \varepsilon_i \quad (10)$$

Dalam notasi matriks, persamaan (10) dapat ditulis dalam bentuk persamaan 11

$$\mathbf{y} = \rho W\mathbf{y} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (11)$$

Estimasi parameter dari model regresi *spatial lag* yaitu,

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T (\mathbf{I} - \rho W) \mathbf{Y} \quad (12)$$

dengan keterangan y adalah variabel dependen yang ingin diprediksi, ρ adalah koefisien autokorelasi spasial, W_y adalah variabel dependen yang ditimbang oleh matriks bobot spasial W , X adalah matriks variabel independen, β adalah vektor koefisien regresi untuk variabel independen dan ε adalah galat.

Spatial error menggambarkan keterkaitan spasial melalui istilah kesalahan. Ketergantungan kesalahan spasial bisa muncul karena faktor seperti variabel laten yang tidak teramati namun berkorelasi secara spasial, atau ketidakakuratan dalam penentuan batas wilayah yang mempengaruhi lingkungan di mana variabel dikumpulkan untuk analisis. Bentuk persamaan yang paling umum adalah proses *autoregressive spatial* orde pertama, yaitu

$$\varepsilon_i = \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij}\varepsilon_j + u_i \quad (13)$$

dimana λ adalah autoregressive parameter, dan u_i adalah kesalahan acak yang biasanya diasumsikan sebagai *iid*. Dalam notasi matriks persamaan (13) dapat ditulis dalam persamaan 14

$$\boldsymbol{\varepsilon} = \lambda W\boldsymbol{\varepsilon} + \mathbf{u} \quad (14)$$

menghasilkan persamaan spatial error model pada persamaan 15 (Fischer, dan Wang, 2011)

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (15)$$

estimasi parameter dari model regresi *spatial error* yaitu pada persamaan 16,

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = [(\mathbf{X} - \lambda W\mathbf{X})^T (\mathbf{X} - \lambda W\mathbf{X})]^{-1} (\mathbf{X} - \lambda W\mathbf{X})^T (\mathbf{I} - \lambda W) \mathbf{Y} \quad (16)$$

dengan keterangan y adalah variabel dependen, X adalah matriks variabel independen, β adalah koefisien regresi yang mengukur pengaruh variabel independen terhadap variabel dependen, ε adalah galat atau *error*, W adalah matriks bobot spasial dan λ adalah koefisien autokorelasi spasial untuk *error*.

3. METODE PENELITIAN

Data yang akan dilakukan penelitian merupakan data sekunder yang diperoleh pada tahun 2023, data tersebut diperoleh dari Badan Pusat Statistik. Data yang diamati berupa 38

kab/kota di provinsi Jawa Timur. Variabel yang akan digunakan dalam penelitian ditampilkan dalam Tabel 1 di bawah.

Tabel 1. Variabel Penelitian

Variabel	Keterangan
Y	Persentase Kemiskinan
X_1	Gini Ratio
X_2	Rata-rata Lama Sekolah
X_3	Pengeluaran Perkapita
X_4	Tingkat Pengangguran Terbuka
X_5	Angka Harapan Hidup
X_6	Harapan Lama Sekolah
X_7	Persentase Rumah Tangga Penerima PKH

Analisis data yang digunakan berupa analisis deskriptif dan analisis inferensia. Analisis deskriptif digunakan untuk memahami gambaran persebaran kemiskinan di Jawa Timur pada tahun 2023, sedangkan analisis inferensia diterapkan untuk mengetahui adanya hubungan kausalitas dengan memperhatikan efek spasial antara persentase kemiskinan di Jawa Timur pada tahun 2023 dan variabel-variabel yang telah disebutkan di atas. Berikut merupakan tahapan analisis yang akan dilakukan dalam penelitian ini.

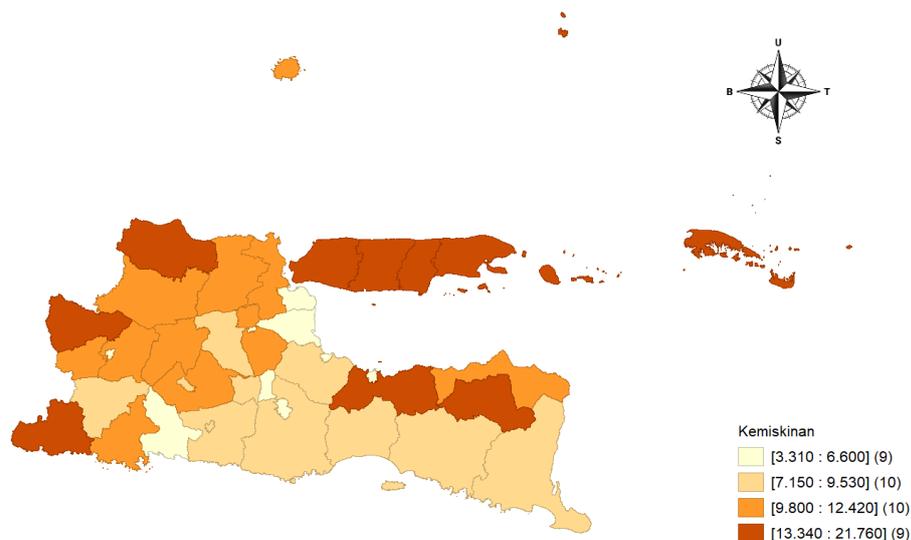
1. Studi literatur memilih variabel yang diduga memberikan pengaruh terhadap kemiskinan.
2. Melakukan Uji asumsi klasik mencakup, uji normalitas heteroskedastisitas dan uji multikolinearitas.
3. Membentuk matriks pembobot spasial menggunakan *queen contiguity*.
4. Melakukan Uji Dependensi Spasial.

Uji ini dilakukan untuk mendapati ketergantungan spasial pada model dan variabel, pengujian ini dilakukan dengan metode berupa *Moran's I* dan *Lagrange Multiplier* (Anselin dalam Santoso, 2022).

5. Membentuk model *Spatial Autoregressive Model* (SAR).

4. HASIL DAN PEMBAHASAN

Gambaran dari pola persebaran persentase kemiskinan berdasarkan data penelitian pada Kabupaten/Kota di Jawa Timur digambarkan dengan *software* GeoDa sebagai berikut.



Gambar 2. Pola persebaran kemiskinan di Jawa Timur tahun 2023

Gambar 2 di atas menunjukkan pola persebaran kemiskinan dengan tingkat persentase yang tinggi berada pada rentang 13.34% - 21.76% yang terdiri dari 9 kab/kota yakni Kabupaten Sampang sebagai wilayah dengan persentase kemiskinan tertinggi sebesar 21.76%, kemudian persebaran kemiskinan dengan tingkat persentase rendah berada pada rentang 3.31% - 6.6% yang terdiri dari 9 kab/kota yakni Kota Batu sebagai wilayah dengan tingkat persentase terendah sebesar 3.31%, di tingkat kedua yang berada pada rentang 7.15% - 9.53% terdiri dari 10 kab/kota dan ditingkat ketiga berada pada rentang 9.8% - 12.42%. Dapat dilihat berdasarkan gambar tersebut pola penyebaran kemiskinan cenderung menunjukkan pola berkelompok, hal ini menunjukkan adanya indikasi awal keterkaitan spasial pada pola kemiskinan di kab/kota Jawa Timur.

Selanjutnya melakukan uji normalitas dan heteroskedastis untuk mengetahui data berdistribusi normal dan mengidentifikasi apakah terdapat perbedaan varian sisa antar pengamatan dalam model regresi. Berikut merupakan hasil uji normalitas dan uji heteroskedastisitas yang disajikan dalam Tabel 2 di bawah ini.

Tabel 2. Hasil Uji Normalitas dan Heteroskedastis

Statistik uji	<i>p-value</i>
<i>Jarque-Bera</i>	0.7594
<i>Breusch-Pagan</i>	0.2388

Berdasarkan hasil uji normalitas dengan *Jarque bera* dengan taraf signifikansi 10% didapatkan *p-value* sebesar 0.7594 dengan kata lain $p - value > \alpha$, oleh karena itu hal ini mengindikasikan bahwa residual data berdistribusi normal. Kemudian dilakukan uji heteroskedastisitas untuk menilai apakah terdapat perbedaan varians residual di antara pengamatan dalam model regresi. Uji heteroskedastisitas dilakukan dengan menggunakan uji *Breusch-Pagan* dan didapatkan nilai *p-value* sebesar 0.2388 dengan α sebesar 0.1, sehingga diperoleh bahwa $p - value > \alpha$ oleh karena itu asumsi homoskedastisitas terpenuhi atau dengan kata lain tidak terjadi heteroskedastisitas. Langkah selanjutnya adalah melakukan uji multikolinearitas untuk mengetahui adanya korelasi antar variabel independen. Berikut merupakan hasil uji multikolinearitas terhadap variabel-variabel independen yang disajikan dalam Tabel 3 di bawah ini.

Tabel 3. Hasil Uji Multikolinearitas

Variabel	VIF
X_1	1.943043
X_2	8.007549
X_3	5.550098
X_4	1.904609
X_5	2.537988
X_6	2.707093
X_7	2.260425

Berdasarkan hasil olah data, pada Tabel 3 diperoleh hasil uji multikolinearitas dari ketujuh variabel bebas kurang dari nilai VIF. Oleh karena itu dapat disimpulkan bahwa tidak terdapat korelasi yang kuat antar variabel bebas dalam model, oleh sebab itu memenuhi asumsi multikolinearitas. Setelah asumsi multikolinearitas terpenuhi maka dapat dilanjutkan untuk melakukan uji dependensi spasial untuk mengevaluasi apakah nilai suatu variabel di suatu wilayah dipengaruhi oleh nilai variabel yang sama di wilayah sekitarnya dengan uji Moran's I. Hasil uji Moran's I ditampilkan pada Tabel 4 sebagai berikut.

Tabel 4. Hasil Uji Moran's I

Moran's I	<i>p-value</i>
0.39778983	0.0005221

Uji Moran's I dilakukan untuk mengetahui adanya efek spasial, uji ini dilakukan dengan *Queen Contiguity* sebagai matriks pembobotnya, dimana matriks pembobot ini menunjukkan keterkaitan antara satu wilayah dengan wilayah tetangganya dan menjelaskan keterkaitan yang erat antar wilayah. Hasil *p-value* yang didapatkan yaitu 0.0005221 dengan nilai α yang digunakan yaitu 0.1, oleh karena itu diperoleh bahwa $p - value < \alpha$, hal ini menjelaskan bahwa terdapat autokorelasi spasial atau keterkaitan antar wilayah yang diamati.

Tabel 5. Hasil Uji Lagrange Multiplier

Model	<i>p-value</i>
LM-lag (SAR)	0.08294
LM-error (SEM)	0.1867

Uji Moran's I menunjukkan adanya autokorelasi spasial antar wilayah maka dapat diteruskan untuk melakukan uji *Lagrange Multiplier* dengan maksud memilih model regresi spasial yang sesuai. Berdasarkan Tabel 5, model regresi spasial yang signifikan dengan tingkat signifikansi 10% yaitu model spasial lag (SAR) dimana $p - value < \alpha$, sedangkan model spasial error (SEM) tidak signifikan karena $p - value > \alpha$, sehingga akan dilanjutkan ke dalam pemodelan spasial lag (SAR). Berdasarkan Tabel 6 diperoleh model spasial lag (SAR) sebagai berikut.

$$Y = 0.21309 + 19.0664 - 30.055X_1 - 1.8358X_2 + 0.0006715X_3 - 0.46865X_4 + 0.34042X_5 - 0.2669X_6 + 0.000017499X_7 \quad (13)$$

Pemodelan spasial lag menghasilkan nilai $R^2 = 0.801045$ artinya variabilitas dalam kemiskinan dapat dijelaskan oleh model ini sebesar 80.10%, yang menunjukkan bahwa model memiliki kecocokan yang baik, sedangkan 19.9% dijelaskan oleh variabel lain di luar model.

Tabel 6. Hasil Pemodelan SAR

Variabel	Koefisien	<i>p-value</i>
Intercept	3.6309	0.8649961
X_1 (Gini ratio)	-30.055	0.0096321
X_2 (Rata-rata lama sekolah)	-1.8358	0.0006535
X_3 (Pengeluaran perkapita)	0.0006715	0.0481752
X_4 (Tingkat pengangguran terbuka)	-0.46865	0.1196218
X_5 (Angka harapan hidup)	0.34042	0.1940881
X_6 (Harapan lama sekolah)	-0.2669	0.6458778
X_7 (Persentase rumah tangga penerima PKH)	0.000017499	0.0331933

Berdasarkan Tabel 6 di atas dengan tingkat signifikansi 10% diperoleh variabel-variabel bebas yang signifikan terhadap variabel terikat dalam hal ini kemiskinan yaitu X_1 (gini ratio), X_2 (rata-rata lama sekolah), X_3 (pengeluaran perkapita), dan X_7 (persentase rumah tangga penerima PKH). Dari hasil Pemodelan *Spatial Autoregressive Model (SAR)* diperoleh nilai koefisien spasial lag (ρ) sebesar 0.21309 ini menunjukkan bahwa ada efek positif yang signifikan dari kemiskinan di area tetangga pada kemiskinan di area tersebut. Artinya, jika kemiskinan di daerah tetangga meningkat, kemiskinan di daerah tersebut juga cenderung meningkat.

Pada Tabel 6, variabel gini ratio (X1) memiliki koefisien bernilai negatif yaitu -30.055 dan berpengaruh signifikan terhadap kemiskinan di Jawa Timur yang berarti bahwa jika terjadi peningkatan 0,01 pada gini rasio akan mengurangi tingkat kemiskinan sebesar 30.055 unit dan menunjukkan pengaruh negatif terhadap hubungan gini ratio dengan tingkat kemiskinan. Oleh karena itu semakin tinggi ketimpangan ekonomi maka semakin rendah tingkat kemiskinan, hasil penelitian tersebut tidak sesuai dengan hasil penelitian sebelumnya, dimana gini ratio berpengaruh positif terhadap tingkat kemiskinan (Santoso, et al., 2022), sehingga membutuhkan penelitian lebih lanjut untuk mengetahui penyebab pastinya. Kemudian pada variabel rata-rata lama sekolah (X2) diperoleh koefisiennya bernilai negatif yakni -1.8358 dan berpengaruh signifikan terhadap kemiskinan artinya jika terjadi peningkatan 1 tahun rata-rata lama sekolah maka akan terjadi penurunan tingkat kemiskinan sekitar 1.8358 unit, hal ini menunjukkan bahwa pendidikan merupakan aspek yang sangat penting dalam mengentaskan kemiskinan, dan diperlukan serangkaian kebijakan sosial yang ekstensif, termasuk pendidikan yang terarah (Mihai, M., et al., 2015). Pada variabel pengeluaran perkapita (X3) diperoleh koefisien bernilai positif 0.0006715 dan berpengaruh signifikan terhadap tingkat kemiskinan, hal ini menunjukkan bahwa peningkatan 1 rupiah dalam pengeluaran perkapita akan meningkatkan kemiskinan sekitar 0.0006715, sehingga semakin tinggi pengeluaran perkapita maka tingkat kemiskinan juga cenderung menjadi lebih tinggi, hasil penelitian ini berbeda dengan penelitian sebelumnya, di mana pengeluaran perkapita memiliki pengaruh negatif terhadap tingkat kemiskinan hal ini tidak sejalan dikarenakan semakin tinggi pengeluaran perkapita maka kemiskinan di suatu daerah akan berkurang (Santoso, et al., 2022). Untuk mengetahui mengapa hal ini dapat terjadi maka diperlukan penelitian lebih lanjut terhadap variabel data tersebut. Pada variabel tingkat pengangguran terbuka (X4) diperoleh koefisien bernilai negatif yakni -0.469 dengan $p - value > \alpha$ sehingga tingkat pengangguran tidak memiliki dampak yang signifikan terhadap kemiskinan dalam kasus ini. Selanjutnya variabel angka harapan hidup (X5) berdampak positif terhadap tingkat kemiskinan dengan koefisien sebesar 0.340, dengan $p - value > \alpha$ yang menunjukkan bahwa angka harapan hidup tidak memiliki dampak yang signifikan terhadap kemiskinan, penelitian ini sesuai dengan penelitian sebelumnya yang juga menyebutkan bahwa angka harapan hidup tidak memiliki pengaruh yang signifikan terhadap kemiskinan (Nur, M.S., et al., 2021). Pada variabel harapan lama sekolah (X6) nilai koefisien bernilai negatif terhadap kemiskinan yaitu -0.2269, dimana nilai $P - value > \alpha$, hal ini menjelaskan bahwa variabel harapan lama sekolah tidak berpengaruh secara signifikan terhadap kemiskinan. Variabel persentase rumah tangga penerima PKH memiliki koefisien bernilai positif terhadap kemiskinan yakni 0.000017499 dan memberikan pengaruh yang signifikan terhadap kemiskinan, koefisien tersebut menunjukkan bahwa setiap penambahan satu penerima PKH maka tingkat kemiskinan diperkirakan meningkat dalam skala minimal, walaupun nyatanya program PKH dimaksudkan untuk mengurangi kemiskinan, penambahan penerima baru dalam jumlah besar hanya berdampak sangat kecil pada tingkat kemiskinan keseluruhan.

5. KESIMPULAN

Berdasarkan hasil analisis di atas, data kemiskinan di Jawa Timur dimodelkan dengan *spatial autoregressive model* (SAR) dengan tujuh variabel independen, dimana residual data berdistribusi normal, tidak terjadi heterokedastisitas dan asumsi multikolinearitas terpenuhi serta terdapat autokorelasi spasial antar wilayah yang diamati, kemudian dilakukan uji dependensi spasial dengan *Lagrange Multiplier*, dimana pemodelan SAR signifikan pada taraf signifikansi 10% sehingga diperoleh modelnya sebagai berikut.

$$Y = 0.21309 + 19.0664 - 30.055X_1 - 1.8358X_2 + 0.0006715X_3 - 0.46865X_4 + 0.34042X_5 - 0.2669X_6 + 0.000017499X_7 \quad (14)$$

Koefisien spasial lag (ρ) diperoleh sebesar 0.21309, ini mengidentifikasi 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 gini ratio (X_1), rata-rata lama sekolah (X_2), pengeluaran per kapita (X_3) dan persentase rumah tangga penerima PKH (X_7). Oleh karena itu, demi mencapai *Sustainable Development Goals (SDGs)* tujuan pertama yaitu “Tanpa Kemiskinan” diperlukan kebijakan yang mengarah untuk mengurangi ketimpangan berupa retribusi yang adil, pendidikan yang berkualitas dan peningkatan akses pendidikan, pengendalian inflasi dan distribusi yang lebih merata serta penguatan pada program perlindungan sosial. Model tersebut juga menunjukkan bahwa variabilitas dalam kemiskinan dapat dijelaskan oleh model ini sebesar 80.10%, yang menunjukkan bahwa model memiliki kecocokan yang baik, sedangkan 19.9% dijelaskan oleh variabel lain di luar model, sehingga perlu dilaksanakan penelitian lebih lanjut untuk mempertimbangkan faktor-faktor lain. Hubungan positif antara pengeluaran per kapita dengan kemiskinan juga bertentangan dengan penelitian sebelumnya, sehingga perlu pendalaman analisis terkait distribusi pengeluaran, begitu pula dengan efektivitas program PKH perlu dievaluasi lebih lanjut karena memiliki dampak yang minim terhadap penurunan kemiskinan. Penelitian mendatang dapat menggunakan metode spasial lain untuk mengeksplorasi karakteristik geografi yang memengaruhi kemiskinan seperti *Spatial Durbin Model (SDM)* atau *Geographically Weighted Regression (GWR)* guna memberikan gambaran yang lebih komprehensif mengenai keterkaitan spasial antar wilayah.

DAFTAR PUSTAKA

- Anselin, L. 1988. *Spatial econometrics: methods and models*. Springer Science & Business Media.
- Astutik, D., & Santoso, D.B. 2021. ANALISIS FAKTOR YANG MEMPENGARUHI KEMISKINAN DI JAWA TIMUR Pendekatan Spasial. *Jurnal Ilmiah Mahasiswa Fakultas Ekonomi dan Bisnis*, 9(1).
- Badan Pusat Statistik Jawa Timur. 2023. *Sosial dan Kependudukan*. Diakses dari <https://jatim.bps.go.id/> (diakses pada 30 Maret 2024).
- Baltagi, B.H. 2008. *Econometrics: 4th edition*. Springer-Verlag Berlin Heidelberg.
- Caroline, E. 2020. *Aplikasi Ekonometrika Spasial dengan Software Stata*. SCORPIO MEDIA PUSTAKA.
- Desgagne, A., & Micheaux, P.L. 2017. A powerful and interpretable alternative to the Jarque–Bera test of normality based on 2nd-power skewness and kurtosis, using the Rao's score test on the APD family. *Journal of Applied Statistics*.
- Dube, J., & Legros, D. 2014. *Spatial Econometrics Using Microdata*. ISTE Ltd and John Wiley & Sons, Inc.
- Fischer, M.M., & Wang, J. 2011. *Spatial Data Analysis Model, Method and Techniques*. Springer Heidelberg Dordrecht London New York.
- Fotheringham, A.S., & Rogerson P.A. 2009. *The SAGE Handbook of Spatial Analysis*. SAGE Publication.
- Hasanah, R., Syaparuddin, & Rosmeli. 2021. Pengaruh angka harapan hidup, rata-rata lama sekolah dan pengeluaran perkapita terhadap tingkat kemiskinan pada Kabupaten /Kota

- di Provinsi Jambi. *e-Jurnal Perspektif Ekonomi dan Pembangunan Daerah*, 10(3), p. 223-232.
- Kevin, A.V., Bhinadi, A., & Syari'udin, A. 2022. Pengaruh PDRB, Angka Harapan Hidup, dan Rata-rata Lama Sekolah Terhadap Kemiskinan di Kabupaten/Kota Provinsi Jawa Tengah Tahun 2013-2021. *Sibatik Journal (Jurnal Ilmiah Bidang Sosial, Ekonomi, Budaya, Teknologi, dan Pendidikan)*, 1(12), p. 2959-2968.
- Khadka, N. (2023, Oktober 19). Jarque-Bera Test: Guide Testing Normality With Statistical Accuracy. Dataaspirant. <https://dataaspirant.com/jarque-bera-test/>
- Mihai, M., Titan, E., & Manea, D. 2015. Education and Poverty. *Procedia Economics and Finance*, 32, p. 855-860.
- Minsarnawati, & Mazziya A.A. 2023. *Pola Penyakit Tuberkulosis (TBC) di Provinsi Jawa Timur: Analisis Spasial dan Determinannya*. Jawa Tengah: Penerbit NEM.
- Nur, M.S., et al. 2024. Pemodelan Spatial Autoregressive (SAR) untuk Persentase Kemiskinan di Jawa Barat Tahun 2021. *Jurnal Matematika dan Statistika serta Aplikasinya*, 12(1), p. 9-14.
- Prasetya, I.P.G.I.B., Baharuddin, Wibawa, G.N.A. 2024. Pemodelan Regresi Spasial untuk Menentukan Faktor-Faktor yang Berpengaruh terhadap Tingkat Kriminalitas di Provinsi Bali dan Jawa Timur. *Jurnal Syntax Admiration*, 5(6), p. 2035-2046.
- Puspita, N.M., & Wutsqa, U.D. 2023. Pemodelan Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Kemiskinan di Provinsi Nusa Tenggara Barat dengan Menggunakan Regresi Spasial. *Jurnal Statistika dan Sains Data*, 1(1), p. 56-66.
- Rahman, P.A., Firman, & Rusdinal. 2019. Kemiskinan dalam Perspektif Ilmu Sosiologi. *Jurnal Pendidikan Tambusai*, 3(6), p. 1542-1548.
- Rahmawati, R., Safitri, D., & Fairuzdhiya, O.U. 2015. Analisis Spasial Pengaruh Tingkat Pengangguran Terhadap Kemiskinan di Indonesia (Studi Kasus Provinsi Jawa Tengah). *Media Statistika*, 8(1), p. 23-30.
- Santoso, N.K., et al. 2022. Analisis Spasial Kemiskinan pada Masa Pemulihan Pandemi Covid-19 di Jawa Barat Tahun 2021. *Jurnal Statistika dan Aplikasinya*, 6(2), p. 288-299.
- Sihombing, A.O. 2022. Analisis Spasial Kemiskinan di Sumatera Utara. *Journal of Analytical Research, Statistics and Computation*, 1(1), p. 64-77.
- Strelec, L. 2008. Comparison of Power of Modified Jarque-Bera Normality Tests and Selected Tests of Normality. *Acta univ. agric. et silvic. Mendel. Brun*, LVI(6), p. 137-148.
- Wijaya, E., et al. 2024. *Buku Ajar Ekonometrika*. PT. Sonpedia Publishing Indonesia.