

Modeling Spatial Autoregressive Moving Average on the Human Development Index

Pemodelan *Spatial Autoregressive Moving Average* pada Indeks Pembangunan Manusia

Ardiman Wiranata^{1*}, M. Fathurahman^{2*}, Rito Goejantoro^{3*}

**Department of Mathematics, Study Program of Statistics Faculty of Mathematics and Natural
Science, Mulawarman University, Indonesia*

*Email: ¹ardimanwiranata17@gmail.com, ²fathur@fmipa.unmul.ac.id,
³rto.mtk@gmail.com*

Received: 1 August 2024, revised: 16 January 2025, accepted: 13 March 2025

Abstract

The Spatial Autoregressive Moving Average (SARMA) model is a regression model developed from the classical regression model. The classical regression model produces inaccurate conclusions when used to model spatial data because the assumption of independent errors is not met. The SARMA model has advantages in modeling spatial data that has a spatial effect on the lag of the dependent variable and error. This study aims to obtain a SARMA model and factors that significantly influence the Human Development Index (HDI) of districts and cities in Kalimantan in 2022 based on the SARMA model. The spatial weighting used in SARMA modeling is rook contiguity. The results of the study show that the SARMA model can model the HDI of districts and cities in Kalimantan. The factors that significantly influence the HDI of districts and cities in Kalimantan are the poverty rate, the open unemployment rate, and the number of hospital facilities.

Keywords: spatial data, regression, SARMA model, rook contiguity, HDI.

Abstrak

Model *Spatial Autoregressive Moving Average* (SARMA) merupakan model regresi yang dikembangkan dari model regresi klasik. Model regresi klasik menghasilkan kesimpulan yang tidak akurat jika digunakan untuk memodelkan data spasial karena tidak terpenuhinya asumsi *error* yang saling bebas. Model SARMA memiliki kelebihan dalam pemodelan data spasial yang memiliki efek spasial pada *lag* variabel dependen dan *error*. Penelitian ini bertujuan mendapatkan model SARMA dan faktor-faktor yang signifikan memengaruhi Indeks Pembangunan Manusia (IPM) kabupaten dan kota di Kalimantan Tahun 2022 berdasarkan model SARMA. Pembobot spasial yang digunakan pada pemodelan SARMA adalah *rook contiguity*. Hasil penelitian



menunjukkan bahwa model SARMA dapat memodelkan IPM kabupaten dan kota di Kalimantan. Faktor-faktor yang signifikan memengaruhi IPM kabupaten dan kota di Kalimantan adalah persentase penduduk miskin, tingkat pengangguran terbuka, dan jumlah fasilitas rumah sakit.

Kata kunci: data spasial, regresi, model SARMA, *rook contiguity*, IPM.

1. PENDAHULUAN

Model *Spatial Autoregressive Moving Average* (SARMA) merupakan model regresi spasial dependensi yang dikembangkan dari model regresi klasik. Model regresi klasik atau sering juga disebut dengan model regresi *Ordinary Least Squares* (OLS) menghasilkan kesimpulan yang tidak tepat jika digunakan untuk memodelkan data yang mempertimbangkan faktor lokasi (data spasial). Data spasial merupakan data yang diamati dari berbagai lokasi dan terdapat dependensi antara lokasi dan data [4].

Regresi OLS mengalami keterbatasan dalam memenuhi asumsi jika digunakan untuk memodelkan data spasial, terutama asumsi *error* yang saling bebas karena adanya efek spasial. Efek spasial mengakibatkan autokorelasi spasial, yaitu observasi di suatu lokasi memiliki dependensi dengan observasi di lokasi lain yang tidak berjauhan [3]. Oleh karena itu, diperlukan suatu model regresi yang dapat memodelkan data spasial dan salah satunya adalah model SARMA.

Model SARMA dikembangkan oleh Huang [6] dan memiliki keunggulan untuk memodelkan data spasial yang memiliki efek spasial pada variabel dependen dan *error* model regresinya [13]. Penelitian tentang model SARMA telah dilakukan [7] yakni menerapkan model SARMA pada kasus kriminalitas di Jawa Timur. Pemodelan kejadian pneumonia pada kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur [15]. [14] menggunakan model SARMA untuk memodelkan pengangguran di Jawa Tengah. Pemodelan kejadian penyakit demam berdarah dengue di Kalimantan Timur dan Kalimantan Tengah [12]. [8] memodelkan kemiskinan di Jawa Timur.

Sementara itu, penelitian yang mengkaji Indeks Pembangunan Manusia (IPM) menggunakan model SARMA telah dilakukan oleh [10] memodelkan IPM kabupaten dan kota di Provinsi Jawa Tengah. Pembobot spasial yang digunakan adalah pembobot *queen contiguity* dan *k-nearest neighbor*. Penelitian ini menghasilkan model terbaik untuk memodelkan IPM adalah model SARMA dengan pembobot *k-nearest neighbor*. Faktor-faktor yang signifikan memengaruhi IPM adalah tingkat partisipasi angkatan kerja, jumlah upah minimum kabupaten dan kota, dan jumlah penduduk miskin. [1] memodelkan IPM kabupaten dan kota di Provinsi Jawa Tengah menggunakan model SARMA dengan pembobot *queen contiguity*. Faktor-faktor yang signifikan memengaruhi IPM adalah Angka Partisipasi Kasar (APK) SMA, tenaga kesehatan, dan upah minimum kabupaten dan kota.

Penelitian ini bertujuan mendapatkan model SARMA untuk memodelkan IPM kabupaten dan kota di Kalimantan dan mendapatkan faktor-faktor yang signifikan memengaruhi IPM. Pembobot spasial yang digunakan adalah *rook contiguity*. Pembobot ini memiliki kelebihan dibanding pembobot spasial lainnya, yaitu mudah dan sederhana dalam penentuan nilainya dengan menggunakan persinggungan sisi untuk wilayah yang diamati. Jika wilayah i dan j bertetangga (bersinggungan sisi), maka nilai matriks bobot spasial w_{ij} diberi nilai 1 dan jika tidak bertetangga, maka w_{ij} diberi nilai 0 [5]. Model SARMA yang digunakan dalam penelitian ini dapat dituliskan sebagai berikut [14]:

$$\begin{aligned} \mathbf{y} &= \rho \mathbf{W} \mathbf{y} + \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} + \mathbf{u} \\ \mathbf{u} &= \lambda \mathbf{W} \mathbf{u} + \boldsymbol{\varepsilon} = (\mathbf{I} - \lambda \mathbf{W})^{-1} \boldsymbol{\varepsilon} \\ \boldsymbol{\varepsilon} &\sim N(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I}) \end{aligned} \tag{1.1}$$

Model SARMA pada Persamaan (1.1) dapat diperoleh dengan estimasi parameter menggunakan metode maksimum likelihood (MLE) [3]. Berdasarkan metode maksimum *likelihood*, terbentuk fungsi *likelihood* dan *ln likelihood* yang diformulasikan sebagai berikut:

$$\mathcal{L}(\boldsymbol{\beta}) = (-2n\sigma^2)^{-n/2} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}\Delta_1\Delta_2\right). \quad (1.2)$$

$$\ell(\boldsymbol{\beta}) = -\frac{n}{2}\log(2n\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2}\Delta_1\Delta_2. \quad (1.3)$$

dengan $\Delta_1 = ((I - \lambda W)(y - X\boldsymbol{\beta} - \rho W y))^T$ dan $\Delta_2 = (I - \lambda W)(y - X\boldsymbol{\beta} - \rho W y)$. Penaksir maksimum *likelihood* parameter model SARMA pada Persamaan (1.1) adalah [14]:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = \left[(X - \hat{\lambda}WX)^T(X - \hat{\lambda}WX)\right]^{-1}(X - \hat{\lambda}WX)^T(I - \hat{\lambda}W - \hat{\rho}W)y. \quad (1.4)$$

Pengujian signifikansi parameter model SARMA menggunakan uji Wald [3], dengan rumusan hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : \rho = 0 \quad (1.5)$$

$$H_1 : \rho \neq 0$$

$$H_0 : \lambda = 0 \quad (1.6)$$

$$H_1 : \lambda \neq 0$$

$$H_0 : \beta_j = 0 \quad (1.7)$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0, j = 1, 2, \dots, k$$

Statistik uji untuk menguji hipotesis pada Persamaan (1.5), (1.6), dan (1.7) adalah:

$$w = \frac{\hat{\rho}}{\sqrt{\widehat{Var}(\hat{\rho})}} \quad (1.8)$$

$$w = \frac{\hat{\lambda}}{\sqrt{\widehat{Var}(\hat{\lambda})}} \quad (1.9)$$

$$w = \frac{\hat{\beta}_j}{\sqrt{\widehat{Var}(\hat{\beta}_j)}}, j = 1, 2, \dots, k. \quad (1.10)$$

Statistik uji pada Persamaan (1.8), (1.9), dan (1.10) secara asimtotik menghampiri distribusi normal baku [3]. Daerah kritis pada level signifikansi (α) untuk menguji hipotesis pada Persamaan (1.5), (1.6), dan (1.7) adalah H_0 ditolak bila nilai $|w| > z_{\alpha/2}$ atau H_0 ditolak bila nilai P kurang dari nilai α .

2. METODE PENELITIAN

Data pada penelitian ini adalah data sekunder yang berasal dari publikasi dari Badan Pusat Statistik (BPS) pada Tahun 2023. Data yang digunakan sebagai variabel dependen (y) adalah IPM, sedangkan data yang digunakan sebagai variabel independen terdiri atas: persentase penduduk miskin (x_1), tingkat pengangguran terbuka (x_2), laju pertumbuhan ekonomi (x_3), jumlah fasilitas rumah sakit (x_4), dan Angka Partisipasi Murni Sekolah Menengah Atas (APM SMA) (x_5). Unit penelitian ini adalah kabupaten dan kota di Pulau Kalimantan (Kalimantan), yaitu 56 kabupaten dan kota dari 5 provinsi yang ada di Kalimantan Tahun 2022.

Teknik analisis data dalam penelitian ini adalah sebagai berikut:

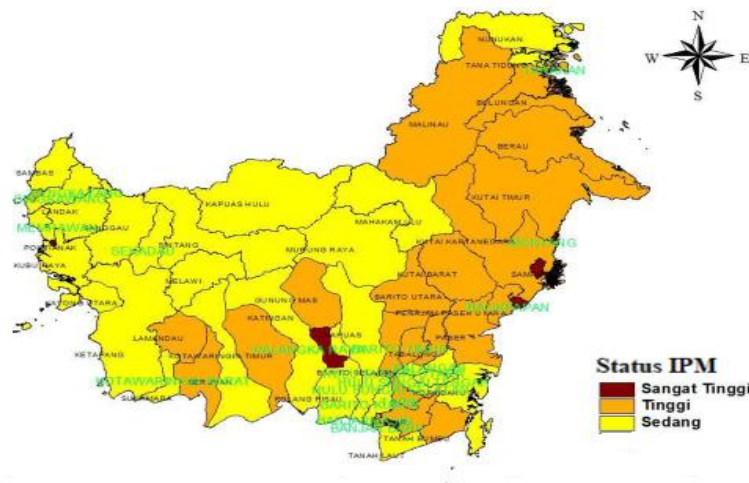
1. Mendeskripsikan IPM kabupaten dan kota di Kalimantan.
2. Mendeteksi multikolinieritas.
3. Mengestimasi dan menguji signifikansi parameter model regresi klasik.

4. Menguji asumsi residual model regresi klasik yang saling bebas.
5. Menerapkan pembobot *rook contiguity* untuk membentuk matriks pembobot spasial dan standarisasinya.
6. Menguji autokorelasi spasial menggunakan statistik uji Morans'I.
7. Mengidentifikasi model SARMA menggunakan uji *lagrange multiplier*.
8. Mengestimasi dan menguji signifikansi parameter model SARMA.
9. Menginterpretasikan model SARMA.
10. Menarik kesimpulan.

3. HASIL DAN PEMBAHASAN

3.1. Deskripsi Data Penelitian

Deskripsi data penelitian difokuskan hanya untuk IPM kabupaten dan kota di Kalimantan Tahun 2022 dengan peta tematik yang ditampilkan pada Gambar 3.1.



Gambar 3.1. Sebaran IPM kabupaten dan kota di Kalimantan Tahun 2022

Pada Gambar 3.1 tampak bahwa pola sebaran IPM kabupaten dan kota di Kalimantan Tahun 2022 membentuk 3 klaster. Klaster 1 adalah kabupaten/kota yang memiliki peringkat IPM sangat tinggi, dengan nilai $IPM \geq 80$. Kabupaten/kota yang termasuk dalam klaster ini adalah 5 kabupaten/kota (8,93%). Klaster 2 adalah kabupaten/kota yang memiliki peringkat IPM tinggi, dengan nilai $70 \leq IPM < 80$. Kabupaten/kota yang termasuk dalam Klaster 2 adalah 25 kabupaten/kota (44,64%). Klaster 3 adalah kabupaten/kota yang memiliki peringkat IPM sedang, dengan nilai $60 \leq IPM < 70$ dan kabupaten/kota yang termasuk dalam Klaster 3 sebanyak 26 kabupaten/kota (46,43%). Sementara itu, rata-rata IPM kabupaten dan kota di Kalimantan tahun 2022 adalah 71,38. Nilai IPM tertinggi adalah 81,43 dan dicapai oleh Kota Samarinda di Provinsi Kalimantan Timur, sedangkan Kabupaten Kayong Utara di Provinsi Kalimantan Barat mempunyai nilai IPM terendah, yaitu sebesar 63,81.

3.2. Pemodelan IPM dengan Regresi Klasik

Pemodelan ini bertujuan untuk mendeteksi adanya multikolinieritas dan efek spasial pada pemodelan IPM menggunakan model SARMA dengan matriks pembobot spasial berbasis *rook contiguity*. Dalam pemodelan statistika menggunakan metode regresi parametrik harus dipenuhi asumsi non multikolinieritas, yaitu tidak terjadinya korelasi diantara variabel independen. Asumsi

non multikolinieritas dideteksi melalui nilai *Variance Inflation Factor* (VIF), dengan kriterianya adalah tidak terjadi multikolinieritas pada variabel independen yang memiliki nilai VIF tidak lebih dari 10 [8]. Setelah dilakukan analisis regresi klasik terhadap data IPM, diperoleh hasil seperti pada Tabel 3.1.

Table 3.1. Nilai VIF untuk variabel independen

Variabel Independen	Nilai VIF	Keterangan
x_1	1,134	Bebas multikolinieritas
x_2	1,394	Bebas multikolinieritas
x_3	1,071	Bebas multikolinieritas
x_4	1,406	Bebas multikolinieritas
x_5	1,272	Bebas multikolinieritas

Berdasarkan Tabel 3.1, nilai VIF untuk semua variabel independen tidak lebih dari 10. Hal ini mengindikasikan bahwa semua variabel independen dapat digunakan untuk model regresi klasik dan model SARMA pada pemodelan IPM kabupaten dan kota di Kalimantan.

Model regresi klasik untuk memodelkan IPM kabupaten dan kota di Kalimantan diperoleh dengan metode OLS [9]. Hasil estimasi dan uji signifikansi parameter model regresi klasik diberikan pada Tabel 3.2.

Table 3.2. Nilai estimasi dan statistik uji parameter model regresi klasik

Parameter	Estimasi	t	P	Keputusan
β_0	62,826	23,496	2×10^{-16}	H_0 ditolak
β_1	-0,092	-0,681	0,498	H_0 gagal ditolak
β_2	0,627	2,729	0,008	H_0 ditolak
β_3	0,220	1,031	0,307	H_0 gagal ditolak
β_4	0,885	5,526	$1,18 \times 10^{-6}$	H_0 ditolak
β_5	0,037	0,912	0,366	H_0 gagal ditolak

Berdasarkan Tabel 3.2, dapat diperoleh model regresi klasik yang dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\hat{y} = 62,826 - 0,092x_1 + 0,627x_2 + 0,220x_3 + 0,885x_4 + 0,037x_5. \quad (3.1)$$

Setelah didapatkan model regresi klasik pada Persamaan (2.1), perlu dilakukan uji signifikansi parameter secara simultan dan parsial. Uji simultan menggunakan hipotesis yang dirumuskan sebagai berikut:

$$\begin{aligned} H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0 \\ H_1: \text{paling tidak terdapat satu } \beta_j \neq 0, j = 1, 2, 3, 4, 5 \end{aligned} \quad (3.2)$$

Berdasarkan perhitungan dengan *software R*, didapatkan nilai statistik uji F sebesar 17,12 dan nilai kritis sebesar 2,744 serta nilai P sebesar $1,18 \times 10^{-6}$. Karena nilai statistik uji F lebih dari nilai kritis dan nilai P kurang dari nilai α sebesar 0,05, sehingga H_0 ditolak. Kesimpulan yang didapat adalah persentase penduduk miskin, tingkat pengangguran terbuka, laju pertumbuhan ekonomi, jumlah fasilitas rumah sakit, dan APM SMA secara signifikan memengaruhi IPM kabupaten dan kota di Kalimantan.

Selanjutnya, uji signifikansi parameter model secara parsial menggunakan hipotesis:

$$\begin{aligned} H_0: \beta_j = 0 \\ H_1: \beta_j \neq 0, j = 1, 2, 3, 4, 5. \end{aligned} \quad (3.3)$$

Setelah dilakukan perhitungan menggunakan *software R* didapat nilai statistik uji t dan nilai P seperti yang diberikan pada Tabel 3.2 serta nilai kritis sebesar 2,009. Parameter yang

signifikan terhadap model adalah β_2 dan β_4 karena memiliki nilai statistik t lebih dari nilai kritis dan nilai P kurang dari nilai α , sehingga diputuskan H_0 ditolak dan disimpulkan bahwa terdapat 2 faktor yang signifikan memengaruhi IPM kabupaten dan kota di Kalimantan secara parsial, yaitu tingkat pengangguran terbuka dan jumlah fasilitas rumah sakit.

Selanjutnya dilakukan uji asumsi *error* model regresi klasik yang saling bebas menggunakan uji Durbin-Watson [8]. Hipotesis ujinya adalah:

$$\begin{aligned} H_0: \rho^* &= 0 \\ H_1: \rho^* &\neq 0. \end{aligned} \quad (3.4)$$

Berdasarkan perhitungan yang didapat dengan *software R*, nilai statistik uji Durbin-Watson adalah sebesar 1,202 dan nilai P sebesar 0,0012. Karena nilai P kurang dari nilai α sebesar 0,05, maka H_0 ditolak dan disimpulkan *error* model regresi klasik tidak saling bebas (*dependen*). Hal ini mengindikasikan adanya efek spasial pada IPM kabupaten dan kota di Kalimantan.

Berikut ini dilakukan pendeteksian efek spasial pada IPM kabupaten dan kota di Kalimantan dengan uji Moran's I [16]. Sebelum melakukan uji Moran's I perlu dibentuk pembobot spasial. Pembobot yang pilih untuk membentuk pembobot spasial adalah *rook contiguity* [5]. Berdasarkan pembobot *rook contiguity*, diperoleh nilai pembobot untuk 56 kabupaten dan kota yang diberikan pada Tabel 3.3.

Tabel 3.3. Nilai pembobot *rook contiguity* untuk 56 kabupaten/kota di Kalimantan

C	i						
	1	2	...	28	...	55	56
1	0	1	...	0	...	0	0
2	1	0	...	0	...	0	0
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\ddots$	$\vdots$	...	$\vdots$	$\vdots$
j 28	0	0	...	0	...	0	0
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	...	$\vdots$	$\ddots$	$\vdots$	$\vdots$
55	0	0	...	0	...	0	0
56	0	0	...	0	...	0	0

dengan C adalah kabupaten dan kota ke- i dan ke- j , untuk $i, j = 1, 2, \dots, 56$.

Hipotesis untuk uji Moran's I adalah:

$$\begin{aligned} H_0: I &= 0 \\ H_1: I &\neq 0. \end{aligned} \quad (3.5)$$

Setelah dilakukan perhitungan menggunakan *software R* didapat nilai statistik uji Moran's I sebesar 4,558, nilai kritis sebesar 1,96, dan nilai P sebesar $5,15 \times 10^{-6}$. Karena nilai statistik uji lebih dari nilai kritis dan nilai P kurang dari nilai α sebesar 0,05, maka H_0 ditolak. Kesimpulan dari uji ini adalah terdapat autokorelasi spasial antar lokasi pengamatan atau terdapat efek spasial pada IPM kabupaten dan kota di Kalimantan.

Berdasarkan hasil uji Moran's I, perlu dilakukan uji *Lagrange Multiplier* (LM) [2] untuk mengidentifikasi kesesuaian model SARMA pada pemodelan IPM kabupaten dan kota di Kalimantan. Hipotesis untuk uji LM adalah:

$$\begin{aligned} H_0: \rho, \lambda &= 0 \\ H_1: \rho, \lambda &\neq 0. \end{aligned} \quad (3.6)$$

Nilai statistik uji LM yang diperoleh adalah sebesar 18,269 dan nilai P sebesar 0,00011. Hal ini menunjukkan nilai statistik uji lebih dari nilai kritis dan nilai P kurang dari nilai α sebesar 0,05,

sehingga H_0 ditolak dan didapat kesimpulan model SARMA adalah model regresi spasial yang sesuai atau layak untuk memodelkan IPM kabupaten dan kota di Kalimantan.

3.3. Pemodelan IPM dengan Model SARMA

Setelah dilakukan pemodelan IPM kabupaten dan kota di Kalimantan menggunakan model SARMA, didapatkan hasil seperti yang diberikan pada Tabel 3.4.

Tabel 3.4. Nilai estimasi dan statistik uji parameter model SARMA

Parameter	Estimasi	w	P	Keputusan
β_0	97,703	6,633	$3,292 \times 10^{-11}$	H_0 ditolak
β_1	-0,284	-2,811	0,005	H_0 ditolak
β_2	0,533	3,153	0,002	H_0 ditolak
β_3	0,154	1,206	0,228	H_0 gagal ditolak
β_4	0,767	6,486	$8,796 \times 10^{-11}$	H_0 ditolak
β_5	0,041	1,481	0,139	H_0 gagal ditolak
ρ	0,459	2,265	0,024	H_0 ditolak
λ	-0,756	-7,141	$9,241 \times 10^{-13}$	H_0 ditolak

Pada Tabel 3.4 tampak bahwa nilai estimasi parameter spasial *lag* (ρ) dan spasial *error* (λ) signifikan pada nilai α sebesar 0,05. Hasil ini menunjukkan bahwa IPM pada suatu kabupaten dan kota memengaruhi IPM kabupaten dan kota yang saling berdekatan. Berdasarkan Tabel 3.3, parameter β_1 , β_2 , dan β_4 signifikan terhadap model untuk nilai α sebesar 0,05 karena memiliki nilai P kurang dari nilai α , sehingga H_0 ditolak. Oleh karena itu, kesimpulan yang didapat adalah persentase penduduk miskin (x_1), tingkat pengangguran terbuka (x_2), dan jumlah fasilitas rumah sakit (x_3) memengaruhi IPM kabupaten dan kota di Kalimantan. Hasil penelitian yang sama didapatkan [11] tentang pemodelan IPM menggunakan analisis regresi spasial di Jawa Timur. Penelitian ini menyebutkan bahwa persentase penduduk miskin memengaruhi IPM kabupaten dan kota di Jawa Timur. Sementara itu, penelitian yang sama telah dilakukan [10] dan mendapatkan jumlah penduduk miskin memengaruhi IPM kabupaten dan kota di Jawa Tengah.

Berdasarkan Tabel 3.3, diperoleh model SARMA yang dinyatakan sebagai berikut:

$$\hat{y}_i = 0,459 \sum_{j=1, i \neq j}^{56} w_{ij} y_j + 97,703 - 0,284 x_{i1} + 0,533 x_{i2} + 0,154 x_{i3} + 0,767 x_{i4} + 0,041 x_{i5} - 0,756 \sum_{j=1, i \neq j}^{56} w_{ij} u_j. \quad (3.7)$$

dengan i, j adalah indeks untuk unit pengamatan, yaitu kabupaten dan kota di Kalimantan sebanyak 56 kabupaten/kota.

Interpretasi terhadap model SARMA pada Persamaan (3.7), khususnya untuk variabel independen atau faktor-faktor yang berpengaruh signifikan terhadap IPM kabupaten dan kota di Kalimantan adalah:

1. Jika persentase penduduk miskin mengalami peningkatan sebesar 1 persen, maka IPM kabupaten dan kota di Kalimantan berkurang sebesar 0,284 dengan faktor-faktor lainnya dianggap konstan.
2. Jika persentase tingkat pengangguran terbuka mengalami peningkatan sebesar 1 persen, maka IPM kabupaten dan kota di Kalimantan mengalami peningkatan sebesar 0,533 dengan faktor-faktor lainnya dianggap konstan.

3. Jika jumlah fasilitas rumah sakit bertambah 1 unit, maka IPM kabupaten dan kota di Kalimantan mengalami peningkatan sebesar 0,767 dengan faktor-faktor lainnya dianggap konstan.

Berdasarkan interpretasi model, dapat diketahui bahwa persentase penduduk miskin berpengaruh negatif terhadap IPM kabupaten dan kota di Kalimantan, sedangkan tingkat pengangguran terbuka dan jumlah fasilitas rumah sakit berpengaruh positif terhadap IPM kabupaten dan kota di Kalimantan. Selain itu, dapat diketahui bahwa jumlah fasilitas rumah sakit adalah faktor yang sangat besar pengaruhnya terhadap IPM kabupaten dan kota di Kalimantan.

4. KESIMPULAN

Pola persebaran IPM kabupaten dan kota di Kalimantan terbagi menjadi 3 klaster. Klaster 1 mencakup 5 kabupaten/kota yang mempunyai nilai IPM sangat tinggi, Klaster 2 mencakup 25 kabupaten/kota yang mempunyai nilai IPM tinggi, dan Klaster 3 mencakup 26 kabupaten/kota yang mempunyai nilai IPM sedang. Model SARMA dengan pembobot spasial *rook contiguity* dapat memodelkan IPM kabupaten dan kota di Kalimantan. Faktor-faktor yang signifikan memengaruhi IPM kabupaten dan kota di Kalimantan adalah persentase penduduk miskin, tingkat pengangguran terbuka, dan jumlah fasilitas rumah sakit. Persentase penduduk miskin berpengaruh negatif, sedangkan tingkat pengangguran terbuka dan jumlah fasilitas rumah sakit berpengaruh positif. Faktor yang paling besar pengaruhnya terhadap IPM kabupaten dan kota di Kalimantan adalah jumlah fasilitas rumah sakit.

DAFTAR PUSTAKA

- [1] Alwi, W., Jajang, & Nurhayati, N., 2019. Pemodelan Indeks Pembangunan Manusia di Provinsi Jawa Tengah Tahun 2017 Menggunakan Analisis Regresi Spasial. *Jurnal Ilmiah Matematika dan Pendidikan Matematika (JMP)*, Vol. 11, No. 1, 45-58.
- [2] Anselin, L., 1988a. Lagrange Multiplier Test Diagnostics for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity. *Geographical Analysis*, Vol. 20, No. 1, 1-17.
- [3] Anselin, L., 1988b. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer Academic Publisher, Dordrecht.
- [4] Cressie, N. A., 1991. *Statistics for Spatial Data*. John Wiley & Sons, Inc., New York.
- [5] Fathurahman, M., Hayati, M. N. & Rizki, N. A., 2019. Pemodelan Indeks Pembangunan Kesehatan Masyarakat Kabupaten/Kota di Pulau Kalimantan Menggunakan Regresi Spasial. *Prosiding Seminar Nasional Matematika, Statistika dan Aplikasinya 2019*, 183-191, Jurusan Matematika, FMIPA Universitas Mulawarman, Samarinda.
- [6] Huang, J. S., 1984. The Autoregressive Moving Average Model for Spatial Analysis. *Australian Journal of Statistics*, Vol. 26, No. 2, 169-178.
- [7] Lispani, N. M., Sumarjaya, I. W. & Sukarsa, I. K., 2018. Pemodelan Jumlah Tindak Kriminalitas di Provinsi Jawa Timur dengan Analisis Regresi Spasial Autoregressive and Moving Average. *E-Jurnal Matematika*, Vol. 7, No. 4, 346-356.
- [8] Nirmala, K. L., Pramesti, W. & Fitriani, F., 2022. Spatial Autoregressive Moving Average pada Pemodelan Persentase Penduduk Miskin Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Timur Tahun 2020. *Jurnal Statistika*, Vol. 15, No. 1, 158-166.
- [9] Permai, S. D., Jauri, R. & Chowanda, A., 2019. Spatial Autoregressive (SAR) Model for Average Expenditure of Papua Province. *Procedia Computer Science*, Vol. 157, 537-542.
- [10] Permana, R. S., Kismiantini. & Setiawan, E. P., 2024. Pemodelan Indeks Pembangunan Manusia di Provinsi Jawa Tengah Tahun 2022 Menggunakan Model Regresi Spasial dengan

- Pembobot Queen Contiguity dan K-Nearest Neighbor. *Jurnal Statistika dan Sains Data*, Vol. 1, No. 2, 48-64.
- [11] Rosa, M., Maiyastri & Yozza, H., 2020. Pemodelan Indeks Pembangunan Manusia Menggunakan Analisis Regresi Spasial di Provinsi Jawa Timur. *Jurnal Matematika UNAND*, Vol. 9, No. 4, 347-356.
 - [12] Sari, D. N., Hayati, M. N. & Wahyuningsih, S., 2020. Model Spatial Autoregressive Moving Average (SARMA) pada Data Jumlah Kejadian Demam Berdarah Dengue (DBD) di Provinsi Kalimantan Timur dan Tengah Tahun 2016. *Jurnal Eksponensial*, Vol. 11, No. 1, 57-64.
 - [13] Tan, C. & Elhorst, J. P., 2024. The Spatial Autoregressive Panel Data Model with Spatial Moving Average Errors. *Geographical Analysis*, Vol. 56, 40-61.
 - [14] Wardani, I. K., Handajani, S. S. & Zukhronah, E., 2019. Pemodelan Tingkat Pengangguran Terbuka Provinsi Jawa Tengah Menggunakan Model Spatial Autoregressive Moving Average. *Prosiding Sendika* 2019, 199-205. Department of Mathematics Education, Universitas Muhammadiyah, Purworejo.
 - [15] Widyastuti, M. N., Srinadi, I. G. & Susilawati, M., 2019. Pemodelan Jumlah Kasus Pneumonia Balita di Jawa Timur Menggunakan Regresi Spatial Autoregressive Moving Average. *E-Jurnal Matematika*, Vol. 8, No. 3, 236-245.
 - [16] Yulianto, S., Utami, A. Z. & Ambarwati, A. N., 2024. Perbandingan Model Spasial dalam Permasalahan Kemiskinan di Provinsi Jawa Timur. *Statistika*, Vol. 24, No. 2, 143-150.