

Penerapan Model Spatial Autoregressive pada Data Penetapan Warisan Budaya Takbenda di Indonesia

The Application of Spatial Autoregressive Model to the Data of Intangible Cultural Heritage Designation in Indonesia

Tsuroyya Salsabil^{1*}, Dianne Amor Kusuma², Budi Nurani Ruchjana³,

¹Program Studi S-1 Matematika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Padjadjaran

^{2,3}Departemen Matematika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Padjadjaran

¹tsuroyya19001@unpad.ac.id, ²amor@unpad.ac.id, ³budi.nurani@unpad.ac.id

Abstrak. Warisan Budaya Takbenda (WBTb) dengan sifatnya yang dapat berlalu dan hilang dalam waktu seiring perkembangan zaman membutuhkan perlindungan lebih. Salah satu program perlindungan yang dilakukan oleh pemerintah adalah penetapan WBTb. Kegiatan penetapan ini memiliki keterbatasan dalam menggambarkan pengaruh lokasi dan prediksi data penetapan WBTb di Indonesia. Sedangkan, WBTb di suatu wilayah bisa saja saling memengaruhi dengan WBTb di wilayah lain di sekitarnya. Salah satu dari model yang dapat digunakan adalah Model *Spatial Autoregressive* (SAR). Oleh karena itu, penelitian ini bertujuan untuk menerapkan Model *Spatial Autoregressive* (SAR) orde satu untuk menggambarkan pengaruh lokasi dan prediksi data penetapan WBTb di Indonesia. Berdasarkan hasil pemilihan model terbaik dengan indikator nilai AIC dan *pseudo-R²* model yang terpilih untuk prediksi data penetapan WBTb di Indonesia adalah Model SAR orde satu dengan matriks pembobot *Queen Contiguity*.

Kata kunci: Warisan Budaya Takbenda (WBTb), *Spatial Autoregressive* (SAR), Matriks Pembobot.

Abstract. Cultural Heritage with intangible characteristics (WBTb), which can fade and disappear over time due to the development of the era, requires greater protection. One of the protective programs carried out by the government is the designation of WBTb. However, the designation process has limitations in depicting the influence of location and predicting the data of WBTb designation in Indonesia. Meanwhile, WBTb in one region may influence the WBTb in neighboring regions. One of the models that can be used is the Spatial Autoregressive Model (SAR). Therefore, this research aims to apply the first-order Spatial Autoregressive Model (SAR) to depict the influence of location and predict the data of WBTb designation in Indonesia. Based on the results of selecting the best model using the indicators of AIC value and *pseudo-R²*, the chosen model for predicting the data of WBTb designation in Indonesia is the first-order SAR model with Queen Contiguity weight matrix.

Keywords: *Intangible Cultural Heritage*, *Spatial Autoregressive* (SAR), *Weighting Matrix*.

1. Pendahuluan

Warisan budaya di Indonesia terdiri dari dua bentuk yaitu, warisan budaya benda (*tangible culture*) dan warisan budaya takbenda (*intangible culture*). Budaya benda meliputi hasil karya manusia berupa bangunan, monumen, dan benda-benda peninggalan nenek moyang yang kasat mata, sedangkan budaya takbenda bersifat tak dapat disentuh (*intangible/abstrak*), seperti konsep dan teknologi; yang sifatnya dapat berlalu dan hilang dalam waktu seiring perkembangan zaman [1]. Berdasarkan sifat tersebut, beberapa elemen WBTb mulai terancam punah [2]. Oleh karena itu, pemerintah melakukan upaya perlindungan melalui kegiatan penetapan WBTb. Penetapan WBTb yaitu pemberian status Budaya Takbenda menjadi WBTb Indonesia oleh Menteri yang membidangi kebudayaan.

Kegiatan penetapan ini melibatkan semua pihak seperti Pemerintah Pusat, Pemerintah Daerah, dan masyarakat/komunitas adat. Setiap wilayah dapat mendaftarkan WBTb yang dimilikinya, sehingga WBTb di suatu wilayah bisa saja saling memengaruhi dengan WBTb yang ada di wilayah lain di

sekitarnya. Sedangkan, kegiatan penetapan ini memiliki keterbatasan dalam menggambarkan pengaruh lokasi dan prediksi data penetapan WBTb di Indonesia. Oleh karena itu, diperlukan suatu pemodelan yang dapat menangani kendala tersebut. Salah satu dari model yang dapat digunakan adalah Model *Spatial Autoregressive* (SAR) yang dapat menganalisis pengaruh antar lokasi.

Penelitian ini bertujuan untuk menerapkan model SAR orde satu untuk menggambarkan pengaruh lokasi dan prediksi data penetapan WBTb di Indonesia menggunakan matriks bobot spasial *Queen Contiguity* dan invers jarak. Berdasarkan latar belakang dan uraian tersebut, penulis tertarik untuk melakukan penelitian pada kasus WBTb dengan judul “Penerapan Model *Spatial Autoregressive* pada Data Penetapan Warisan Budaya Takbenda di Indonesia”.

2. Tinjauan Teoritis

2.1 Statistika Deskriptif

Statistika deskriptif pada penelitian ini digunakan untuk mendeskripsikan karakteristik data penetapan WBTb di Indonesia dalam rata-rata, varians, standar deviasi, dan nilai minimum dan nilai maksimum serta penyajian peta tematik sehingga dapat memberikan informasi yang jelas dan mudah dimengerti. Berikut adalah rumus dari rata-rata (\bar{x}), varians, dan standar deviasi [3].

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} \quad (1)$$

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n - 1} \quad (2)$$

$$s = \sqrt{s^2} \quad (3)$$

2.2 Ketergantungan Spasial

Ketergantungan spasial (dependensi spasial) terjadi karena pengamatan pada suatu lokasi dipengaruhi oleh pengamatan pada lokasi yang lain. Berdasarkan hukum pertama tentang geografi yang dikemukakan oleh Tobler mengatakan bahwa “Segala sesuatu saling berhubungan satu dengan yang lainnya, tetapi sesuatu yang dekat lebih mempunyai pengaruh daripada sesuatu yang jauh”. Pengujian dependensi spasial dapat dilakukan melalui indeks Moran [4].

2.3 Matriks Pembobot Spasial

Matriks bobot spasial adalah matriks $\mathbf{W}_{n \times n}$ dengan setiap elemen w_{ij} menunjukkan nilai ukuran kedekatan antar lokasi i dan lokasi j . Ada beberapa cara untuk mendefinisikan bobot spasial, diantaranya adalah menggunakan konsep ketetanggaan dan jarak [5].

2.3.1 Matriks Pembobot Contiguity (Ketetanggaan)

Berdasarkan aturan dalam matriks *contiguity*, w_{ij} bernilai 1 ketika kedua unit saling bertetangga atau bersebelahan dan bernilai nol ketika antara dua unit spasial tidak bertetangga atau bersebelahan. Secara umum definisi dari elemen-elemen matriks \mathbf{C} adalah:

$$c_{ij} = \begin{cases} 1, & i \text{ dan } j \text{ bertetangga} \\ 0, & \text{lainnya} \end{cases}$$

dengan $i, j = 1, 2, \dots, n$. Matriks *contiguity* spasial \mathbf{C} kemudian digunakan untuk membentuk matriks pembobot spasial, yang pada dasarnya merupakan hasil standardisasi dari \mathbf{C} dengan hubungan:

$$\mathbf{W} = \begin{bmatrix} c_{11}/c_1 & c_{12}/c_1 & \dots & c_{1n}/c_1 \\ c_{21}/c_2 & c_{22}/c_2 & \dots & c_{2n}/c_2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ c_{n1}/c_n & c_{n1}/c_n & \dots & c_{nn}/c_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} & \dots & w_{1n} \\ w_{21} & w_{22} & \dots & w_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1} & w_{n2} & \dots & w_{nn} \end{bmatrix} \quad (4)$$

dengan $c_i = \sum_{j=1}^n c_{ij}$ untuk $i = 1, 2, \dots, n$ sedemikian sehingga $\sum_{j=1}^n w_{ij} = 1$ untuk $i = 1, 2, \dots, n$. Salah satu metode penentuan matriks pembobot yang digunakan dalam penelitian ini adalah *queen*. Matriks pembobot spasial ini mendefinisikan $w_{ij} = 1$ untuk wilayah yang bersisian atau titik sudutnya bertemu dengan wilayah yang menjadi titik perhatian dan $w_{ij} = 0$ untuk wilayah lain yang tidak bersisian atau bertemu titik sudutnya [6].

2.3.2 Matriks Pembobot Jarak

Jarak di antara lokasi i dan lokasi j umumnya didefinisikan sebagai jarak *Euclidean* seperti pada persamaan berikut [5]:

$$d_{ij} = \sqrt{(s_i - s_j)^T (s_i - s_j)} = \sqrt{(u_i - u_j)^2 + (v_i - v_j)^2} \quad (5)$$

dengan, u_i adalah koordinat lintang lokasi ke- i , u_j adalah koordinat lintang lokasi ke- j , v_i adalah koordinat bujur lokasi ke- i , dan v_j adalah koordinat bujur lokasi ke- j . Penelitian ini menggunakan matriks pembobot invers jarak dengan rumus seperti pada persamaan berikut.

$$w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}} \quad (6)$$

dengan d_{ij} merupakan jarak antar lokasi i dan j untuk $i, j = 1, 2, \dots, n$.

2.4 Indeks Moran

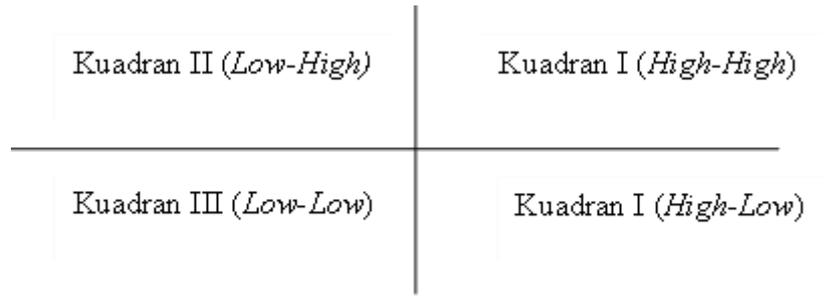
Indeks Moran adalah nilai statistik uji yang digunakan untuk melakukan pengujian terhadap nilai autokorelasi spasial. Nilai Indeks Moran dapat dihitung dengan menggunakan persamaan berikut [7]:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n ((y_i - \bar{y}))^2}, i \neq j \quad (7)$$

dengan I adalah indeks Moran, n adalah banyaknya lokasi pengamatan, y_i adalah nilai amatan pada lokasi i , y_j adalah nilai amatan pada lokasi j , \bar{y} adalah rata-rata amatan, dan w_{ij} adalah elemen pada pembobot terstandarisasi antara lokasi i dan j .

2.5 Moran Scatterplot

Moran *Scatterplot* adalah alat yang digunakan untuk melihat hubungan antara nilai pengamatan yang terstandarisasi dengan nilai rata-rata tetangga yang sudah terstandarisasi [8].



Gambar 1. Moran Scatterplot

2.6 Uji Lagrange Multiplier (LM)

Lagrange Multiplier (LM) adalah uji untuk menentukan suatu model memiliki efek spasial atau tidak.

Bentuk pengujian Lagrange Multiplier [4], yaitu:

Hipotesis yang digunakan adalah:

$H_0: \rho = 0$ (tidak terdapat dependensi spasial lag)

$H_1: \rho \neq 0$ (terdapat dependensi spasial lag)

Statistik uji:

$$LM_{lag} = \frac{(e^T W y)^2}{\sigma^2 ((W X \beta)^T (M W X \beta) + T \sigma^2)} \tag{8}$$

dengan,

$$\sigma^2 = \frac{e^T e}{n}$$

$$M = I - X(X^T X)^{-1} X^T$$

$$T = tr(W^T W + W^2)$$

Pengambilan keputusan, H_0 ditolak jika $LM_{lag} > \chi^2(\alpha, 1)$ atau $p\text{-value} < \alpha$ dan H_0 tidak ditolak jika $LM_{lag} < \chi^2(\alpha, 1)$ atau $p\text{-value} > \alpha$.

2.7 Model Spatial Autoregressive (SAR) Orde Satu

Spatial Autoregressive (SAR) artinya meregresikan terhadap dirinya sendiri dalam kaitan dengan ruang (spasial). Model SAR secara umum dirumuskan [6] sebagai berikut :

$$y = \rho W_1 y + X \beta + u \tag{9}$$

$$u = \lambda W_2 u + \epsilon \tag{10}$$

$$\epsilon \underset{\sim}{i.i.d.} N(0, \sigma^2 I)$$

Jika $X = \mathbf{0}_{n \times 1}$ dan $W_2 = \mathbf{0}_{n \times 1}$ maka persamaan (2.26) menyatakan model SAR orde satu. Untuk menyederhanakan tulisan notasi W_1 diganti dengan W sehingga model SAR orde satu dinyatakan sebagai berikut :

$$y = \rho W y + \epsilon \tag{11}$$

dengan asumsi $\boldsymbol{\varepsilon} \overset{i.i.d.}{\sim} N(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I})$. Model SAR orde satu merupakan kombinasi linear dari *contiguity* tanpa variabel bebas.

2.8 Estimasi Parameter Model Spatial Autoregressive (SAR) Orde Satu

Estimasi parameter Model *Spatial Autoregressive* (SAR) dilakukan menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE). Estimasi parameter model diperoleh dengan memaksimalkan fungsi *likelihood* dengan mencari turunan parsial terhadap ρ dan σ^2 kemudian menyamakan dengan nol. Penduga untuk σ^2 adalah sebagai berikut.

$$\widehat{\sigma^2} = \frac{1}{n} (\mathbf{y} - \rho \mathbf{W}\mathbf{y})^T (\mathbf{y} - \rho \mathbf{W}\mathbf{y}) \quad (12)$$

Penduga untuk parameter ρ adalah

$$\hat{\rho} = (\mathbf{y}^T \mathbf{W}^T \mathbf{W} \mathbf{y})^{-1} (\mathbf{y}^T \mathbf{W}^T \mathbf{y}) \quad (13)$$

2.9 Uji Signifikansi Parameter Model Spatial Autoregressive (SAR) Orde Satu

Uji Wald ini dapat digunakan untuk menguji signifikansi koefisien model secara individu [4]. Menurut Ramadani (2013) prosedur yang dilakukan untuk menguji parameter ρ adalah sebagai berikut :
Hipotesis yang digunakan:

$H_0: \rho = 0$ (Parameter model SAR orde satu tidak signifikan)

$H_1: \rho \neq 0$ (Parameter model SAR orde satu signifikan)

Statistik uji dinyatakan pada persamaan:

$$Wald_{\rho} = \left(\frac{\hat{\rho}}{SE(\hat{\rho})} \right)^2 \quad (14)$$

dengan,

$$SE(\hat{\rho}) = \sqrt{(\sigma^2(\hat{\rho}))} \quad (15)$$

$\hat{\rho}$: estimasi parameter ρ

$SE(\hat{\rho})$: standar error untuk parameter ρ .

Pengambilan keputusan, H_0 ditolak, jika nilai $Wald_{\rho} > \chi_{\alpha,1}^2$ dan H_0 tidak ditolak, jika nilai $Wald_{\rho} < \chi_{\alpha,1}^2$.

2.10 Akaike Information Criterion (AIC)

AIC adalah suatu ukuran informasi yang berisi pengukuran terbaik dalam uji kelayakan estimasi model [9]. AIC, didefinisikan:

$$AIC = -2 \log(L) + 2p \quad (16)$$

dengan p adalah jumlah parameter model dan L adalah nilai *Maximum Likelihood* hasil estimasi model. Model dengan nilai AIC yang minimum menunjukkan bahwa model yang terbaik.

2.11 Pseudo- R^2

$Pseudo-R^2$ dihitung sebagai rasio varians dari nilai prediktor dengan varians dari nilai-nilai yang diamati. Nilai $Pseudo-R^2$ yang semakin besar menunjukkan kepercayaan terhadap model semakin besar. Rumus untuk menghitung nilai $pseudo-R^2$ adalah sebagai berikut [10].

$$pseudo R^2 = 1 - \left(\frac{SSE}{var(y)} - (n - 1) \right) \quad (17)$$

dengan SSE adalah jumlah kuadrat *error*, y adalah nilai pengamatan variabel respon, dan n adalah banyaknya pengamatan.

3. Metode

Data yang digunakan pada penelitian ini adalah data sekunder yang berasal dari hasil penetapan yang dilakukan oleh Kementerian Pendidikan, Kebudayaan, Riset, dan Teknologi. Data yang diambil dalam penelitian ini berupa data penetapan WBTb di Indonesia yang terdiri dari 5 kategori yaitu: TEL, SP, AIMRP, PKPMAS, dan KKT. Pada penelitian ini data yang dipakai sebanyak 34 provinsi di Indonesia. Langkah-langkah yang dilakukan untuk menaksir parameter Model *Spatial Autoregressive* (SAR) orde satu dengan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) yaitu, membentuk persamaan *error* melalui persamaan model SAR orde satu, membentuk fungsi *likelihood*, membentuk logaritma dari fungsi *likelihood*, memaksimumkan logaritma dari fungsi *likelihood* dengan menurunkannya terhadap setiap parameter yang akan ditaksir kemudian menyamakan hasilnya dengan nol, dan menyelesaikan persamaan yang diperoleh ketika menyamakan hasil turunan dengan nol untuk menentukan estimator atau penduga $\hat{\rho}$ yang diinginkan.

4. Hasil dan Pembahasan

Tabel 1. Statistika Deskriptif Data Penetapan WBTb di Indonesia

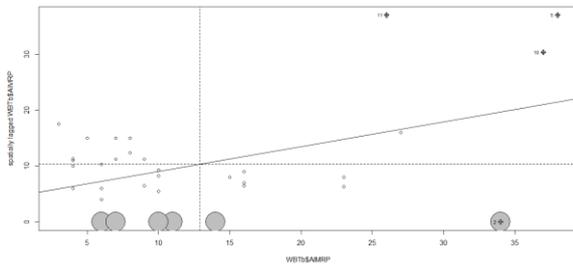
Statistika Deskriptif	AIMRP	KKT	PKPMAS	SP	TEL
Minimum	3	1	0	0	0
Mean	12,91	10,71	2,00	13,24	5,59
Maksimum	38	29	7	50	20
Standar Deviasi	9,77	7,11	1,76	11,64	5,00

Rata-rata banyaknya WBTb di Indonesia kategori adalah 8,89 atau 9 budaya. Terdapat 3 provinsi di Indonesia yang memiliki angka WBTb lebih tinggi dari rata-rata dan 3 provinsi memiliki angka WBTb lebih rendah dari rata-rata. Sedangkan untuk nilai maksimum sebesar 50 WBTb dan tidak terdapat WBTb.

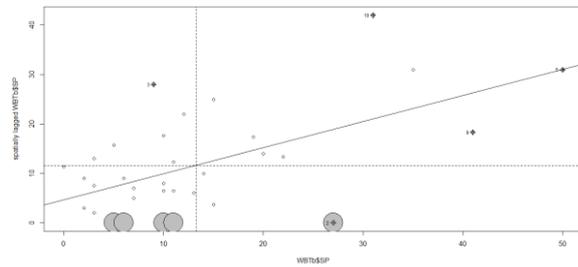
Tabel 2. Indeks Moran, $E(I)$, Standar Deviasi, Variansi, dan $Z(I)$

Kategori WBTb	Indeks Moran	$E(I)$	Standar Deviasi	Variansi	$Z(I)$	Kesimpulan
AIMRP	0,46219773	-0,03703704	2,8361	0,03098532	2,8361	H_0 Ditolak
KKT	0,07767122	-0,03703704	0,64511	0,03161713	0,64511	H_0 Tidak Ditolak
PKPMAS	0,24918301	-0,03703704	1,6258	0,03099446	1,6258	H_0 Tidak Ditolak
SP	0,48292635	-0,03703704	3,0408	0,02923948	3,0408	H_0 Ditolak
TEL	-0,04009735	-0,03703704	-0,017394	0,03095673	-0,017394	H_0 Tidak Ditolak

Tabel 2 menunjukkan bahwa nilai $Z(I)$ dari variabel AIMRP (y_1) dan SP (y_4) lebih besar dari $Z_{0,05} = 1,645$, yang artinya H_0 ditolak sehingga hal ini menunjukkan bahwa terdapat autokorelasi spasial antar lokasi pada variabel respon.



Gambar 2. Moran Scatterplot AIMRP di Indonesia dengan Matriks Pembobot *Queen Contiguity*

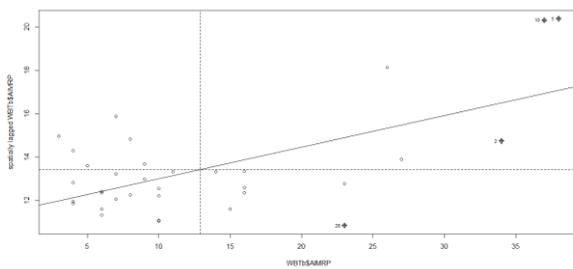


Gambar 3. Moran Scatterplot SP di Indonesia dengan Matriks Pembobot *Queen Contiguity*

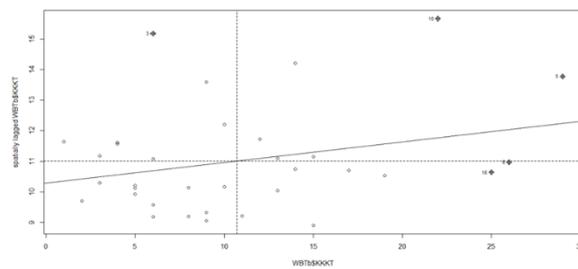
Tabel 3. Indeks Moran, $E(I)$, Standar Deviasi, Variansi, dan $Z(I)$

Kategori WBTb	Indeks Moran	$E(I)$	Standar Deviasi	Variansi	$Z(I)$	Kesimpulan
AIMRP	0,145254196	-0,030303030	4,822	0,001325483	4,822	H_0 Ditolak
KKT	0,067670580	-0,030303030	2,6699	0,001346531	2,6699	H_0 Ditolak
PKPMAS	0,004165387	-0,030303030	0,94664	0,001325788	0,94664	H_0 Tidak Ditolak
SP	0,178795135	-0,030303030	5,8736	0,001267323	5,8736	H_0 Ditolak
TEL	0,01382022	-0,030303030	1,2124	0,00132453	1,2124	H_0 Tidak Ditolak

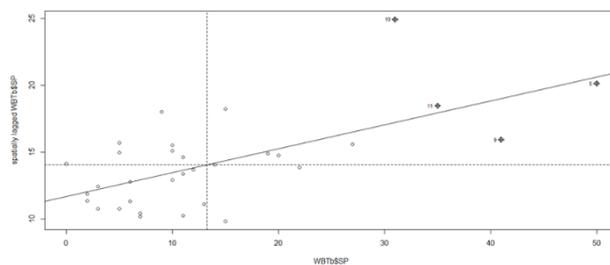
Berdasarkan Tabel 3 memperlihatkan bahwa nilai $Z(I)$ dari variabel persentase AIMRP (y_1), KKT (y_2), dan SP (y_4) lebih besar dari $Z_{0,05} = 1,645$, yang artinya H_0 ditolak sehingga hal ini menunjukkan bahwa terdapat autokorelasi spasial antar lokasi pada variabel respon.



Gambar 4. Moran Scatterplot AIMRP di Indonesia dengan Matriks Pembobot Invers Jarak



Gambar 5. Moran Scatterplot KKT di Indonesia dengan Matriks Pembobot Invers Jarak



Gambar 6. Moran Scatterplot SP di Indonesia dengan Matriks Pembobot Invers Jarak

Tabel 4. Uji Lagrange Multiplier

Matriks Pembobot	Kategori	LM_{lag}	P-value	Kesimpulan
Queen Contiguity	AIMRP	6,2303	0,01256	H_0 Ditolak
	KKT	0,77989	0,3772	H_0 Tidak Ditolak
	PKPMAS	1,7802	0,1821	H_0 Tidak Ditolak
	SP	9,4377	0,002126	H_0 Ditolak
	TEL	0,14449	0,7039	H_0 Tidak Ditolak
Invers Jarak	AIMRP	6,6336	0,0100	H_0 Ditolak
	KKT	1,4398	0,2302	H_0 Tidak Ditolak
	PKPMAS	0,0054551	0,9411	H_0 Tidak Ditolak
	SP	10,051	0,001523	H_0 Ditolak
	TEL	0,060052	0,8064	H_0 Tidak Ditolak

Berdasarkan Tabel 4, uji Lagrange Multiplier dengan menggunakan matriks pembobot Queen Contiguity dan matriks pembobot invers jarak diperoleh nilai $LM_{lag} > \chi^2(0.1,1) = 2,7055$ dan $p - value < \alpha = 0,1$ artinya, H_0 ditolak sehingga dapat disimpulkan bahwa terdapat efek spasial pada data penetapan WBTb di Indonesia kategori AIMRP dan SP. Oleh karena itu, pada penelitian ini pembentukan model estimasi dapat dilanjutkan dengan menggunakan Model Spatial Autoregressive (SAR).

Tabel 5. Estimasi Parameter Model SAR Orde Satu

Matriks Pembobot	Kategori	Koefisien rho	Model
Queen Contiguity	AIMRP	0,36275	$\hat{y} = 0,36275Wy$
	SP	0,46871	$\hat{y} = 0,46871Wy$
Invers Jarak	AIMRP	0,77996	$\hat{y} = 0,77996Wy$
	SP	0,81301	$\hat{y} = 0,81301Wy$

Hasil pengolahan data penetapan WBTb di Indonesia dengan model SAR orde satu untuk variabel AIMRP dan SP diperoleh taksiran $\hat{\rho}$ yang bernilai positif sehingga ini berarti pergeseran wilayah sebesar satu satuan akan berpengaruh meningkatkan AIMRP dan SP sebesar $\hat{\rho}$.

Tabel 6. Pengujian Signifikansi Parameter menggunakan uji Wald

Matriks Pembobot	Kategori	Wald	$\chi^2_{\alpha,1}$	H_0	Signifikansi Parameter
Queen Contiguity	AIMRP	7,1371	2,706	Ditolak	Parameter $\hat{\rho}$ Signifikan
	SP	13,817	2,706	Ditolak	Parameter $\hat{\rho}$ Signifikan
Invers Jarak	AIMRP	26,68	2,706	Ditolak	Parameter $\hat{\rho}$ Signifikan
	SP	39,562	2,706	Ditolak	Parameter $\hat{\rho}$ Signifikan

Berdasarkan Tabel 6, terdapat dua variabel yang berpengaruh secara signifikan terhadap data penetapan WBTb di Indonesia dengan $Wald_{\rho} > \chi^2_{\alpha,1} = 2,706$ yaitu, AIMRP (y_1) dan SP (y_4).

Tabel 7. Nilai AIC dan Pseudo- R^2 Masing-Masing Model

Matriks Pembobot	Kategori	LM_{lag}	P-value
SAR orde satu dengan matriks pembobot <i>Queen Contiguity</i>	AIMRP	250,4418	20,52%
	SP	258,4245	31,81%
SAR orde satu dengan matriks pembobot invers jarak	AIMRP	251,2283	19,27%
	SP	261,3962	23,88%

Berdasarkan hasil pengukuran kebaikan model dengan menggunakan AIC dan *pseudo-R²* menunjukkan bahwa model yang terpilih untuk prediksi data penetapan WBTb di Indonesia adalah Model *Spatial Autoregressive* (SAR) orde satu dengan matriks pembobot *Queen Contiguity*.

5. Kesimpulan

Penerapan model SAR orde satu pada data penetapan WBTb di Indonesia dilakukan setelah perhitungan indeks Moran menggunakan matriks pembobot spasial *Queen Contiguity* dan invers jarak yang menunjukkan adanya autokorelasi antar lokasi pada kategori AIMRP dan SP. Kedua kategori tersebut digunakan untuk membentuk model SAR orde satu dan ditunjukkan bahwa keduanya berpengaruh secara signifikan terhadap data penetapan WBTb di Indonesia. Berdasarkan hasil pemilihan model terbaik dengan indikator nilai AIC dan *pseudo-R²* model yang terpilih untuk prediksi data penetapan WBTb di Indonesia adalah Model SAR orde satu dengan matriks pembobot *Queen Contiguity*.

Ucapan Terima Kasih

Penulis mengucapkan terima kasih kepada Program Studi S-1 Matematika dan pihak-pihak lain yang ikut berperan serta dalam penelitian ini.

Referensi

- [1] Sedyawati, E. (2002). *Warisan Budaya Takbenda : Masalahnya Kini di Indonesia*. Makalah disajikan dalam Seminar Warisan Budaya Takbenda, PPKB-LPUI, Jakarta, 15 Oktober.
- [2] Armini, I. G. A. (2014). 'Identifikasi Permasalahan Pencatatan Warisan Budaya Takbenda Indonesia'. *WALASUJI*, 5(2), pp. 197–208.
- [3] Walpole, R. E., Myers, R. H., Myers, S. L., & Ye, K. (1993). *Probability and Statistic for Engineers and Svientists* (D. Lynch, Ed.; 9th ed.). Boston: Pearson.
- [4] Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models* (Vol. 4). Santa Barbara: Springer Netherlands.
- [5] Fitriani, R., & Efendi, A. (2019). *Ekonometrika Spasial Terapan dengan R*. Malang: Tim UB Press.
- [6] Lesage, J. P. (1999). *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*. Tersedia di: <http://www.econ.utoledo.edu> (Diakses: 12 September 2022).
- [7] Lee, J., & Wong, D. W. S. (2001). *Statistical Analysis with ArcView GIS*. 1st ed. Canada: John Wiley.
- [8] Lutfi, A., Aidid, M. K., & Sudarmin. (2019). 'Identifikasi Autokorelasi Spasial Angka Partisipasi Sekolah di Provinsi Sulawesi Selatan Menggunakan Indeks Moran'. *VARIANSI: Journal of Statistics and Its Application on Teaching and Research*, 1(2), pp. 1–8.
- [9] Acquah, H. D. (2013). 'On the Comparison of Akaike Information Criterion and Consistent Akaike Information Criterion in Selection of an Asymmetric Price Relationship: Bootstrap Simulation Results'. *AGRIS On-Line Papers in Economics and Informatics*, 5(1), pp. 3–9.
- [10] Mendez, C. (2020). *Spatial Regression Analysis in R*. Tersedia di: <https://rpubs.com/quarcs-lab/tutorial-spatial-regression> (Diakses: 20 Juni 2023).