

Analisis Regresi Spasial Tingkat Pengangguran Terbuka di Sumatera Barat Menggunakan Model *Spatial Autoregressive* dengan Pembobot *K-Nearest Neighbor*

Nisa Ulhusna¹, Tessy Octavia Mukhti^{✉2}, Fadhilah Fitri³
Program Studi Statistika, Universitas Negeri Padang, Indonesia^{1,2,3}
email: nisaulhusna059@gmail.com¹, tessyoctaviam@fmipa.unp.ac.id²,
fadhilahfitri@fmipa.unp.ac.id³

Received 16 Nov 2025, Accepted 30 Maret 2026, Published 31 Maret 2026

Abstrak

Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis faktor-faktor yang berpengaruh terhadap Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) di Provinsi Sumatera Barat dengan memperhitungkan pengaruh spasial antarwilayah. Regresi spasial digunakan sebagai metode utama melalui model *Spatial Autoregressive* (SAR) dan matriks pembobot *K-Nearest Neighbor* (K-NN), berdasarkan data sekunder yang disediakan Badan Pusat Statistik (BPS) tahun 2024 yang mencakup 19 kabupaten/kota. Variabel yang diteliti meliputi TPAK, PDRB, Rata-rata Lama Sekolah (RLS), Umur Harapan Hidup (UHH), dan Kepadatan Penduduk. Hasil analisis menunjukkan bahwa model SAR lebih sesuai daripada model OLS memiliki nilai $AIC = 56,235$ dan $R^2 = 0,8406$. Secara parsial, variabel TPAK signifikan memiliki pengaruh negatif terhadap TPT, sedangkan PDRB signifikan memiliki pengaruh positif. Nilai koefisien spasial (ρ) sebesar $-0,77255$ menunjukkan adanya pengaruh spasial negatif antarwilayah, yang berarti wilayah dengan tingkat pengangguran tinggi dapat menekan pengangguran di wilayah sekitarnya melalui redistribusi tenaga kerja. Temuan ini menegaskan bahwa TPT di Sumatera Barat tidak hanya dipengaruhi oleh karakteristik internal wilayah, tetapi juga oleh interaksi spasial antarwilayah. Hasil yang diperoleh diharapkan dapat berperan sebagai pertimbangan pemerintah daerah dalam pengambilan kebijakan ketenagakerjaan yang lebih efektif dan berbasis wilayah.

Kata Kunci: Tingkat Pengangguran Terbuka, Regresi Spasial, Regresi Autoregresif Spasial (SAR), K-Nearest Neighbor, Sumatera Barat

Abstract

This study aims to analyze the factors influencing the Open Unemployment Rate (TPT) in West Sumatra Province by taking into account spatial influences between regions. Spatial regression is used as the main method through the *Spatial Autoregressive* (SAR) model and the *K-Nearest Neighbor* (K-NN) weighting matrix, based on secondary data provided by the Central Statistics Agency (BPS) in 2024 covering 19 districts/cities. The variables studied include TPAK, PDRB, Average Years of Schooling (RLS), Life Expectancy (UHH), and Population Density. The analysis results show that the SAR model is more appropriate than the OLS model with an $AIC = 56,235$ and $R^2 = 0,8406$. Partially, the TPAK variable has a significant negative effect on TPT, while PDRB has a significant positive effect. The spatial coefficient (ρ) value of -0.77255 indicates a negative spatial influence between regions, which means that regions with high unemployment rates can reduce unemployment in surrounding areas through labor redistribution. These findings confirm that the TPT in West Sumatra is influenced not only by internal regional characteristics but also by spatial interactions between regions. The results are expected

to serve as considerations for local governments in developing more effective, region-based employment policies.

Keywords: *Open Unemployment Rate, Spatial Regression, Spatial Autoregressive (SAR), K-Nearest Neighbor, West Sumatra*

✉ Corresponding author

PENDAHULUAN

Tingkat pengangguran dipandang sebagai salah satu parameter penting dalam menilai kinerja ekonomi suatu daerah. Angka ini tidak hanya menggambarkan persoalan sosial yang berkaitan dengan aspek kesejahteraan seperti pendapatan, kesehatan, pendidikan, lingkungan, dan keamanan tetapi juga menunjukkan hilangnya potensi produktivitas tenaga kerja yang seharusnya dapat dimanfaatkan. [1]. Tingkat pengangguran yang rendah mencerminkan kondisi perekonomian yang semakin baik di suatu negara [2]. Penelitian ini fokus pada masalah Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) di Provinsi Sumatera Barat. Pada provinsi ini, pengangguran masih menjadi persoalan yang cukup krusial dan permasalahan kompleks di lingkungan masyarakat [3]. TPT di Provinsi Sumatera Barat mencapai 5,75% pada tahun 2024 relatif lebih tinggi dibandingkan rata-rata nasional sebesar 4,76%. Selain itu, terdapat ketimpangan antarwilayah dimana Kota Padang mencatat TPT tertinggi sebesar 9,88%, jauh di atas Kabupaten Kepulauan Mentawai yang hanya 1,44%, sehingga menunjukkan bahwa permasalahan pengangguran tidak merata dan lebih terkonsentrasi di wilayah perkotaan [4]. Salah satu faktor tingginya TPT ialah ketidakselarasan antara ketersediaan lapangan kerja dan jumlah pencari kerja di suatu wilayah, sehingga mendorong meningkatnya tingkat pengangguran [5].

Berdasarkan kondisi tersebut, diperlukan upaya yang lebih terarah dalam memahami dan menurunkan TPT di Sumatera Barat. Analisis terhadap TPT idealnya mempertimbangkan berbagai aspek yang relevan, termasuk pendidikan, kesehatan, ekonomi, dan karakteristik demografis [6]. Beberapa variabel yang sering digunakan dalam menjelaskan perbedaan tingkat pengangguran antarwilayah meliputi Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK), Produk Domestik Regional Bruto (PDRB), Rata-rata Lama Sekolah (RLS), Umur Harapan Hidup (UHH), serta Kepadatan Penduduk [7]. Untuk mengkaji hubungan variabel-variabel tersebut, pendekatan statistik seperti analisis regresi umum digunakan. Namun, ketika data mengandung unsur lokasi, analisis spasial menjadi lebih tepat karena mampu menangkap pengaruh antarwilayah yang saling berdekatan [8]. Pendekatan ini mempelajari bagaimana variabel bebas dan variabel terikat saling berinteraksi dalam konteks geografis, serta bagaimana kondisi di suatu wilayah dipengaruhi oleh wilayah lainnya [9]. Prinsip ini sejalan dengan Hukum Geografi pertama yang dikemukakan Tobler, yaitu bahwa wilayah yang berdekatan cenderung memiliki hubungan yang lebih kuat dibandingkan wilayah yang berjauhan [6].

Analisis data spasial mencakup berbagai pendekatan regresi yang mempertimbangkan adanya ketergantungan antar lokasi, seperti model *Spatial Autoregressive* (SAR), *Spatial Error Model* (SEM), dan *Spatial Lag of X* (SLX) [10]. Ketergantungan spasial muncul ketika nilai variabel di suatu lokasi dipengaruhi oleh variabel yang sejenis di lokasi berbeda [8]. Untuk mengatasi permasalahan tersebut, model SAR sering digunakan karena dianggap sebagai spesifikasi yang umum dan paling representatif dalam menangkap ketergantungan spasial pada variabel respon [11]. Model ini memperhitungkan pengaruh nilai respon dari wilayah tetangga melalui parameter spasialnya [12]. Selain itu, penentuan jenis matriks pembobot spasial berperan penting dalam pemodelan spasial, karena hasil analisis sangat ditentukan oleh struktur matriks yang digunakan, seperti kontiguitas spasial, jarak terbalik, atau k tetangga terdekat (K-NN). Pemilihan matriks pembobot yang tepat, misalnya berdasarkan kriteria informasi, akan meningkatkan akurasi dalam mengidentifikasi spesifikasi model yang sesuai [11]. Matriks pembobot spasial (W) merupakan elemen penting dalam analisis spasial karena merepresentasikan hubungan antarwilayah dan mengintegrasikannya ke dalam proses statistik [13]. Untuk memodelkan keterkaitan antarwilayah di Provinsi Sumatera Barat, matriks pembobot *K-Nearest Neighbor* (K-NN) digunakan karena lebih sesuai dengan karakter geografis provinsi tersebut, terutama pada daerah kepulauan seperti Kabupaten Kepulauan Mentawai yang tidak memiliki batas darat. Berbeda dari metode kontiguitas yang berpotensi mengisolasi wilayah tertentu, K-NN memastikan setiap kabupaten/kota memiliki tetangga berbasis kedekatan jarak sehingga hubungan spasial dapat tergambarkan lebih representatif [3].

Penelitian sebelumnya dilakukan [3] menerapkan regresi spasial berbasis pada matriks pembobot Queen Contiguity untuk menganalisis TPT di Provinsi Jawa Tengah. Studi tersebut menekankan bahwa pemilihan matriks pembobot harus disesuaikan dengan karakteristik wilayah, sehingga penggunaan matriks K-NN dalam penelitian ini menjadi relevan sebagai alternatif yang lebih sesuai dengan kondisi geografis Sumatera Barat. Penelitian [10] menganalisis TPT di Provinsi Sumatera Barat tahun 2023 dan menegaskan model SAR dengan matriks pembobot K-NN memberikan kinerja yang lebih baik dibandingkan regresi linier berganda dalam menggambarkan pola pengangguran antarwilayah. Sementara itu, studi [12] menganalisis TPT menggunakan model SAR dengan memasukkan laju pertumbuhan PDRB dan tingkat partisipasi angkatan kerja sebagai variabel utama. Penelitian [13] mengkaji penentuan nilai k optimal pada matriks pembobot K-NN melalui pendekatan *Akaike Information Criterion* (AIC). Studi tersebut menunjukkan bahwa pemilihan k pada kisaran 3–5 cenderung memberikan keseimbangan terbaik antara representasi ketetanggaan dan ketepatan spesifikasi model. Penelitian [14] membahas penerapan prediksi dan klasifikasi K-NN pada data spasial, dan hasilnya menunjukkan bahwa metode ini efektif menjaga keterhubungan antarwilayah,

termasuk pada daerah dengan karakteristik geografis terbatas seperti wilayah kepulauan.

Penelitian ini menghadirkan kebaruan melalui penerapan model Spatial Autoregressive (SAR) dengan matriks pembobot K-NN yang dioptimalkan menggunakan Akaike Information Criterion (AIC). Pendekatan ini memungkinkan pemilihan nilai k yang paling tepat untuk merepresentasikan kedekatan antarwilayah di Sumatera Barat, termasuk kawasan daratan dan kepulauan. Selain itu, penelitian ini menggunakan himpunan variabel ekonomi, pendidikan, dan demografi yang lebih lengkap dibandingkan studi sebelumnya, sehingga memberikan analisis TPT yang lebih komprehensif. Kombinasi pemilihan k berbasis AIC dan variabel penjelas yang lebih luas diharapkan menghasilkan model spasial TPT yang lebih akurat dan relevan bagi karakteristik geografis provinsi tersebut. Berdasarkan hal tersebut, penelitian ini bertujuan untuk menganalisis faktor-faktor yang memengaruhi Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) antar kabupaten/kota di Provinsi Sumatera Barat dengan mempertimbangkan ketergantungan spasial antarwilayah, serta memperoleh model regresi spasial yang paling sesuai sebagai dasar perumusan kebijakan ketenagakerjaan berbasis wilayah.

METODOLOGI

Sumber Data dan Variabel penelitian

Penelitian ini memanfaatkan data sekunder pada Publikasi BPS Sumatera Barat dalam Angka 2025. Data yang digunakan mencakup TPT dan variabel penjelas yang dianggap berpengaruh berdasarkan 19 Kabupaten/Kota Provinsi Sumatera Barat pada tahun 2024.

Tabel 1. Variabel Penelitian

Variabel	Keterangan	Satuan
Y	Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT)	Persentase (%)
X_1	Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK)	Persentase (%)
X_2	Produk Domestik Regional Bruto (PDRB)	Miliar Rupiah
X_3	Rata-rata Lama Sekolah (RLS)	Tahun
X_4	Umur Harapan Hidup (UHH)	Tahun
X_5	Kepadatan Penduduk	Jiwa/ km^2

Teknik Analisis Data

Dalam penelitian ini diterapkan metode analisis regresi spasial dalam mengidentifikasi dan mengukur pengaruh faktor-faktor ekonomi, pendidikan, dan demografi terhadap Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) di Provinsi Sumatera Barat. Model yang diterapkan adalah Spatial Autoregressive Model (SAR) dengan matriks pembobot *K-Nearest Neighbor* (K-NN), yang dipilih karena mampu merepresentasikan

kedekatan antarwilayah berdasarkan jarak sehingga sesuai dengan karakteristik geografis provinsi yang terdiri atas wilayah daratan dan kepulauan. Pemilihan matriks pembobot ini memungkinkan analisis yang lebih akurat dalam menangkap pola ketergantungan spasial antar kabupaten/kota.

Dengan menggunakan bantuan *software* R Studio, berikut diberikan tahapan analisis regresi spasial [15].

1. Visualisasi Peta dengan menampilkan data geografis dalam bentuk peta untuk mengamati pola spasial. Visualisasi ini dilakukan dengan bantuan library *sf*, *ggplot2*, dan *tmap*.

2. Membuat model regresi *Ordinary Least Squares* (OLS).

Bentuk umum:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i \quad (1)$$

dimana:

Y_i = Nilai Variabel dependen untuk observasi ke- i (Y_i)

X_{ji} = Nilai Variabel independen ke- j untuk observasi ke- i

β_0 = Konstanta atau intersep model

β_j = Koefisien regresi yang menunjukkan pengaruh variabel X_j terhadap Y

ε_i = Komponen galat/residual pada pengamatan ke- i

3. Melakukan serangkaian pengujian asumsi klasik pada model regresi linier berganda untuk memastikan bahwa model memenuhi kriteria kelayakan.
 - a. Uji multikolinearitas dilakukan untuk mengidentifikasi hubungan yang sangat kuat antar variabel independen melalui nilai *Variance Inflation Factor* (VIF) dengan statistik uji sebagai berikut [5]:

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2} \quad (2)$$

dengan R_j^2 merupakan koefisien determinasi hasil regresi variabel independen ke- j terhadap variabel independen lainnya. Model dinyatakan tidak terdapat multikolinearitas apabila seluruh variabel memiliki $VIF < 10$, sehingga asumsi regresi dapat terpenuhi.

- b. Uji linieritas digunakan untuk memverifikasi bahwa keterkaitan antara variabel independen dan variabel dependen mengikuti pola yang linear. Evaluasi dilakukan melalui *Scatter Plot* antara fitted value dan residual serta uji formal *Ramsey RESET* dengan statistik uji:

$$F = \frac{(RSS_r - RSS_u)/q}{RSS_u/(n - k)} \quad (3)$$

di mana RSS_r yaitu *Residual Sum of Squares* model terbatas, RSS_u yaitu *Residual Sum of Squares* model tidak terbatas, q yaitu jumlah variabel tambahan, n yaitu jumlah observasi, dan k yaitu jumlah parameter. Asumsi linearitas terpenuhi apabila hasil uji menunjukkan $p - value > 0,05$.

- c. Uji autokorelasi dilakukan untuk melihat apakah residual memiliki keterkaitan antarobservasi. Pengujian menggunakan *Runs Test*, dengan statistik uji sebagai berikut:

$$Z = \frac{R - E(R)}{\sqrt{Var(R)}} \quad (4)$$

Dengan R yaitu jumlah *runs*, $E(R)$ yaitu nilai harapan *runs*, dan $Var(R)$ yaitu varians *runs*. Asumsi model dikatakan bebas autokorelasi apabila $p - value > 0,05$.

- d. Uji heteroskedastisitas digunakan untuk memastikan bahwa varians residual bersifat konstan pada seluruh observasi. Pengujian dilakukan dengan *Breusch-Pagan Test*, dengan statistik uji [16]:

$$BP = \left(\frac{1}{2}\right) f^T Z (Z^T Z)^{-1} Z^T f \quad (5)$$

di mana $f = (f_1 f_2 \dots f_n)^T$, $f_1 = \left(\frac{y_i - \hat{y}_i}{\sigma^2} - 1\right)$. Z adalah matriks berukuran $n \times k$ yang berisi variabel prediktor. Model dinyatakan memenuhi asumsi homoskedastisitas apabila $p - value > 0,05$.

- e. Uji normalitas residual diterapkan dengan *Anderson-Darling Test* untuk menilai kesesuaian residual dengan distribusi normal, dengan statistik uji sebagai berikut [17]:

$$A^2 = -n - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (2i - 1) [\ln F(Z_i) + \ln(1 - F(Z_{n+1-i}))] \quad (6)$$

di mana $F(Z_i)$ yaitu fungsi distribusi kumulatif dari residual terstandarisasi. Residual dinyatakan normal apabila nilai signifikansi $> 0,05$ dan sebaran titik pada Q-Q Plot mengikuti garis diagonal, serta Q-Q Plot sebagai pemeriksaan visual.

4. Pembentukan Matriks Bobot Spasial (W)

Dalam penelitian ini, matriks pembobot spasial dibangun menggunakan metode K-NN dengan $k = 4$, yang menghubungkan setiap wilayah dengan empat tetangga terdekat berdasarkan jarak geografis. Pendekatan ini mencerminkan kedekatan spasial tanpa bergantung pada batas administratif dan digunakan dalam analisis Moran's I serta pemodelan SAR dan SEM. Pemilihan $k = 4$ dilakukan untuk menjaga keseimbangan antara representasi keterhubungan spasial dan stabilitas model [13]. Pada jumlah 19 kabupaten/kota, pemilihan k yang terlalu kecil (misalnya $k = 1$ atau $k = 2$) dapat menghasilkan jaringan spasial yang terlalu jarang sehingga tidak merepresentasikan pola interaksi antarwilayah secara memadai. Sebaliknya, k yang terlalu besar mendekati jumlah wilayah akan membuat kedekatan spasial menjadi terlalu luas dan mengurangi makna kedekatan geografis.

5. Uji dependensi Spasial

Dependensi spasial adalah kecenderungan nilai variabel di lokasi yang berdekatan secara geografis untuk saling berkorelasi. Jika nilai di suatu wilayah mirip atau berlawanan dengan wilayah sekitarnya, berarti terdapat autokorelasi spasial.

Salah satu alat uji global yang umum digunakan untuk mengukurnya adalah indeks *Moran's I Test*. Pengujian ini berbasis pada kovarian, digunakan untuk mengidentifikasi keberadaan pola spasial yang berulang di antara wilayah yang berdekatan [18].

$$I = \frac{n}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \cdot \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2} \quad (7)$$

dimana:

n = Jumlah unit observasi (wilayah)

x_i = Nilai variabel pada wilayah ke- i

$\bar{x}$ = Rata-rata nilai variabel x_i untuk seluruh wilayah

w_{ij} = Elemen dari matriks pembobot spasial W yang menunjukkan tingkat kedekatan atau hubungan antara wilayah i dan j

Nilai *Moran's I* berada antara rentang -1 hingga 1:

$I > 0$ mengindikasikan autokorelasi spasial positif, mengindikasikan pola pengelompokan (*clustering*)

$I < 0$ mengindikasikan autokorelasi spasial negatif, yaitu pola penyebaran yang menyebar atau berpencar (*dispersi*)

$I \approx 0$ menunjukkan tidak adanya pola spasial yang signifikan, sebaran nilai bersifat acak (*random pattern*)

6. Uji Diagnostik LM (*Lagrange Multiplier Test*)

Uji Statistik LM digunakan untuk mengidentifikasi model spasial paling sesuai antara SAR atau SEM, sebagai berikut.

a) LM-Lag Test

$$LM_{lag} = \frac{(e'Wy)^2}{\sigma^2 \cdot tr(W'W + W^2)} \quad (8)$$

b) LM-Error Test

$$LM_{error} = \frac{(e'Wy)^2}{\sigma^2 \cdot tr(W'W)} \quad (9)$$

Jika keduanya signifikan, maka lakukan uji Robust LM-Lag dan uji Robust LM-Error yang mengoreksi kemungkinan salah spesifikasi karena keberadaan komponen spasial lain.

a) Robust LM-Lag Test

Uji ini mengoreksi LM-Lag dengan mengontrol adanya error spasial (komponen SEM).

$$Robust LM_{lag} = \frac{(e'Wy - \delta)^2}{\sigma^2 \cdot Q} \quad (10)$$

Atau dalam bentuk umum:

$$Robust LM_{lag} = LM_{lag} - \frac{Cov(LM_{lag}, LM_{error})^2}{Var(LM_{error})} \quad (11)$$

Tujuan untuk menguji apakah model SAR tetap signifikan meskipun ada indikasi kesalahan spasial. Jika signifikan ($p - value < 0,05$), maka model SAR lebih sesuai.

b) Robust LM-Error Test

Uji ini mengoreksi LM-Error dengan mengontrol keberadaan depedensi spasial lag (komponen SAR).

$$Robust LM_{error} = LM_{error} - \frac{Cov(LM_{lag}, LM_{error})^2}{Var(LM_{error})} \quad (12)$$

Atau dapat ditulis secara eksplisit:

$$Robust LM_{error} = \frac{(e'Wy - \delta)^2}{\sigma^2 \cdot R} \quad (13)$$

Tujuan untuk menguji apakah model SEM tetap signifikan setelah mengontrol efek spasial lag. Jika signifikan ($p - value < 0,05$), maka model SEM lebih sesuai.

7. Pemodelan dengan Model SAR (*Spatial Autoregressive Model*) dan interpretasi model

SAR digunakan ketika nilai variabel dependen (Y) suatu wilayah dipengaruhi oleh nilai Y wilayah tetangga. Berikut rumus yang digunakan.

$$\hat{y} = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \quad (14)$$

dimana:

$\hat{y}$ = Nilai prediksi variabel dependen (*fitted value*)

X = Matriks variabel independen

β = Vektor koefisien regresi

W = Matriks pembobot spasial

ρ = Koefisien lag spasial menunjukkan seberapa besar pengaruh wilayah tetangga

ε = Komponen galat yang bersifat acak dan identik (*independent and identically distributed/iid*)

Langkah-langkah Estimasi Parameter Model SAR sebagai berikut [19]:

1) Melakukan regresi antara variabel y dan X

$$OLS: \hat{\beta}_0 = (X^T X)^{-1} X^T y \quad (15)$$

$$Residual: \hat{\varepsilon}_0 = y - X\hat{\beta}_0 \quad (16)$$

2) Regresikan W_y hanya terhadap X

$$OLS: \hat{\beta}_L = (X^T X)^{-1} X^T W_y \quad (17)$$

$$Residual: \hat{\varepsilon}_L = W_y - X\hat{\beta}_L \quad (18)$$

3) Menghitung nilai parameter ρ yang diperoleh melalui pemaksimalan fungsi likelihood

$$Max \ln L_c(\rho) = C - \frac{1}{n} \ln \left[\frac{1}{n} (\hat{\varepsilon}_0 - \rho \hat{\varepsilon}_L)^T (\hat{\varepsilon}_0 - \rho \hat{\varepsilon}_L) \right] + \ln |I - \rho W| \quad (19)$$

4) Estimasi $\hat{\beta}$ dan $\hat{\sigma}^2$

$$\hat{\beta} = \hat{\beta}_0 - \rho \hat{\beta}_L \quad (20)$$

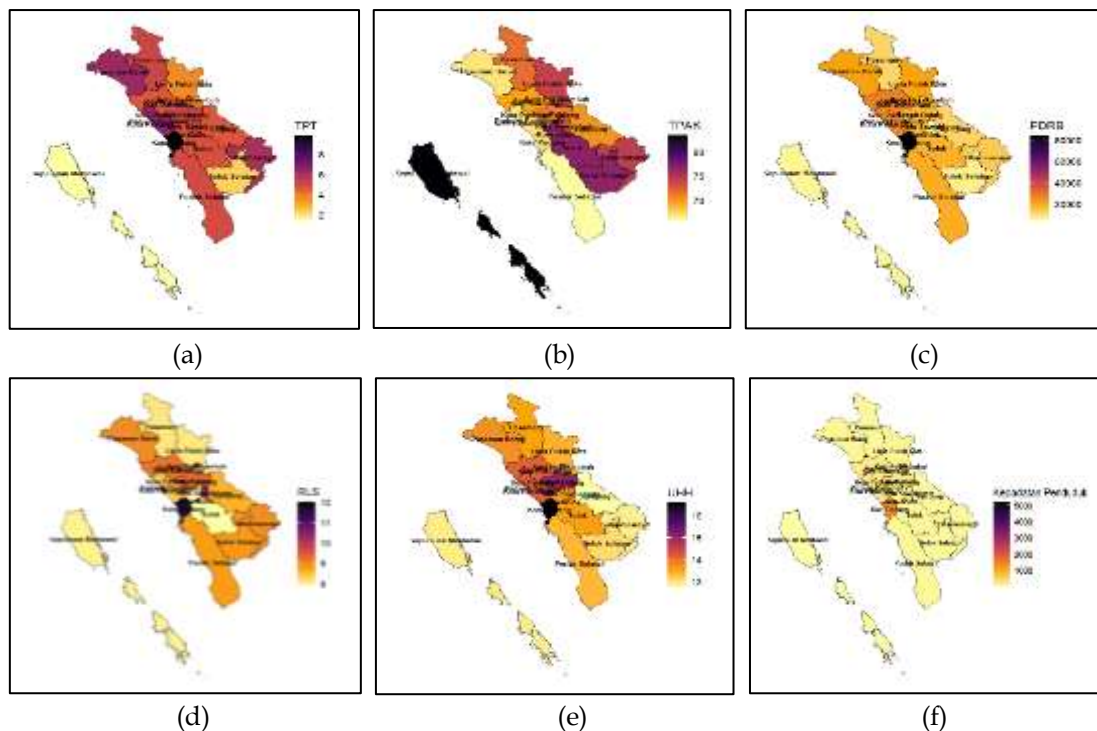
$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} (\hat{e}_0 - \rho \hat{e}_L)^T (\hat{e}_0 - \rho \hat{e}_L) \quad (21)$$

8. Pemilihan model terbaik berdasarkan nilai *AIC* dan R^2 antara model OLS dan SAR.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Visualisasi dan Eksplorasi Data Spasial

Untuk memberikan gambaran visual mengenai masing-masing variabel data di 19 Kabupaten/Kota di Sumatera Barat, disajikan peta pada Gambar 1 untuk setiap variabel.



Gambar 1. (a) Peta Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) (b) Peta Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK) (c) Peta Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) (d) Peta Rata-rata Lama Sekolah (RLS) (e) Peta Umur Harapan Hidup (UHH) (f) Peta Kepadatan Penduduk per Kabupaten/Kota Provinsi Sumatera Barat 2024

Gambar 1 menunjukkan variasi spasial seluruh variabel penelitian di Provinsi Sumatera Barat pada tahun 2024, di mana wilayah dengan nilai tinggi ditandai warna lebih gelap dan nilai rendah dengan warna lebih terang. Kota Padang konsisten muncul sebagai wilayah dengan nilai tertinggi pada beberapa indikator seperti Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT), PDRB, Rata-rata Lama Sekolah (RLS), Umur Harapan Hidup (UHH), dan kepadatan penduduk, sementara wilayah seperti Kepulauan Mentawai dan beberapa kabupaten lainnya cenderung berada pada kategori nilai rendah. Pola ini mengindikasikan adanya ketimpangan spasial antarwilayah, di mana pusat aktivitas ekonomi dan sosial cenderung terkonsentrasi di

wilayah perkotaan, sedangkan daerah kepulauan dan kabupaten tertentu menunjukkan kondisi yang relatif lebih rendah pada sebagian besar indikator. Secara keseluruhan, peta-peta tersebut menggambarkan perbedaan spasial yang cukup jelas dan relevan untuk dianalisis lebih lanjut dalam konteks hubungan spasial antarwilayah.

Model Regresi Linear Berganda dengan OLS

Analisis diawali dengan model OLS untuk menilai hubungan antarvariabel dan memeriksa asumsi klasik, kemudian dilanjutkan dengan uji Moran's I dan LM sebagai dasar pemilihan model spasial.

Tabel 2. Estimasi Parameter metode OLS

Parameter	Estimasi	Standar Error	<i>T value</i>	<i>p-value</i>
β_0	12,90	8,668	1,488	0,1607
β_1	-0,1658	0,06553	-2,530	0,0251
β_2	0,00005358	0,00001992	2,690	0,0185
β_3	0,1565	0,3533	0,443	0,6650
β_4	0,1202	0,5562	0,216	0,8323
β_5	-0,0002075	0,0003092	-0,671	0,5139

Berdasarkan Tabel 2, maka dihasilkan model regresi linear berganda dengan menggunakan OLS sebagai berikut.

$$y_i = 12,90 - 0,1658 \beta_1 X_{1i} + 0,00005358 \beta_2 X_{2i} + 0,1565 \beta_3 X_{3i} + 0,1202 \beta_4 X_{4i} - 0,0002075 \beta_5 X_{5i}$$

Berdasarkan hasil estimasi parameter pada Tabel 2, diperoleh bahwa variabel TPAK (X_1) berpengaruh negatif dan signifikan terhadap TPT. Temuan ini mengindikasikan bahwa peningkatan sebesar satu satuan pada TPAK akan menurunkan nilai TPT sebesar 0,1658 satuan, dengan mengasumsikan bahwa variabel lainnya berada dalam kondisi konstan. Selanjutnya, PDRB (X_2) memiliki pengaruh positif dan signifikan terhadap TPT, dimana peningkatan satu satuan pada PDRB cenderung meningkatkan TPT sebesar 0,00005358 satuan. Sementara itu, variabel RLS (X_3), UHH (X_4), dan Kepadatan Penduduk memiliki *p-value* > 0,05, sehingga tidak berpengaruh signifikan terhadap TPT. Meskipun demikian, arah koefisien masing-masing variabel tetap memberikan gambaran mengenai pola hubungan yang terbentuk, yaitu RLS dan UHH berpengaruh positif terhadap TPT, sedangkan Kepadatan Penduduk berpengaruh negatif terhadap TPT. Hasil estimasi mengindikasikan bahwa variabel independen tidak semua berpengaruh signifikan terhadap TPT di Provinsi Sumatera Barat. Meski demikian, model OLS tetap digunakan

sebagai dasar untuk uji Moran's I dan LM, guna menilai adanya pengaruh spasial antarwilayah sebelum melakukan analisis lanjutan ke analisis regresi spasial.

Uji Asumsi Klasik

Pengujian asumsi klasik diterapkan untuk menjamin bahwa model regresi linier memenuhi persyaratan dasar analisis regresi linier.

1. Asumsi Multikolinearitas

Tabel 3. Uji Asumsi Multikolinearitas

Variabel	VIF
TPAK	1,447559
PDRB	2,187054
RLS	4,401545
UHH	5,641650
Kepadatan Penduduk	2,828221

Berdasarkan Tabel 3, hasil uji multikolinearitas dengan menggunakan nilai VIF. Nilai VIF untuk masing-masing variabel yang diperoleh kecil dari 10 ($VIF < 10$). Sehingga, tidak terjadi multikolinearitas dalam model dan asumsi multikolinearitas terpenuhi.

2. Asumsi Linearitas

Untuk mengevaluasi linearitas model, dilakukan uji Ramsey RESET untuk mendeteksi non-linearitas. Hasil uji ditampilkan pada tabel 4.

Tabel 4. Uji Ramsey RESET

Ramsey RESET	df1	df2	<i>p-value</i>
1,046	2	11	0,3838

Berdasarkan Tabel 4, hasil uji Ramsey RESET diperoleh $p - value = 0,3838$. Karena nilai $p - value > 0,05$, dapat dikatakan model telah memenuhi asumsi linearitas, dan hubungan antara variabel independen dan dependen bersifat linear.

3. Asumsi Autokorelasi

Untuk menguji keacakan (*randomness*) residual, dilakukan uji *Runs Test*. Hasil uji asumsi ini disajikan dengan tabel 5.

Tabel 5. Uji *Runs Test*

<i>Runs</i>	m	n	<i>p-value</i>	Median (X)
12	10	9	0,4972	0,08489825

Berdasarkan Tabel 5, diperoleh nilai hasil uji autokorelasi dengan uji *Runs Test* yaitu $p - value = 0,4972$ menunjukkan $p - value > 0,05$. Artinya, tidak terdapat

autokorelasi atau pola tertentu dalam residual. Sehingga, asumsi independensi residual dalam model regresi telah terpenuhi.

4. Asumsi Homoskedastisitas

Uji *Breusch-Pagan* digunakan untuk memeriksa apakah data memenuhi asumsi homoskedastisitas dan mendeteksi kemungkinan heteroskedastisitas pada regresi linier.

Tabel 6. Uji *Breusch-Pagan*

BP	df	<i>p-value</i>
8,4039	5	0,1353

Pada Tabel 6, diperoleh hasil uji homoskedastisitas memperoleh $p - value = 0,1353$, dengan $p - value > 0,05$. Artinya, data memiliki varians residual bersifat konstan (homoskedastisitas). Oleh karena itu, Model dinyatakan memenuhi asumsi homoskedastisitas, dan dalam model regresi tidak menunjukkan adanya heteroskedastisitas.

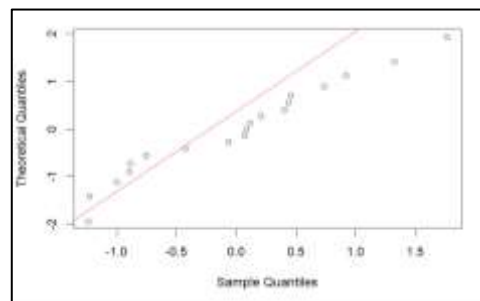
5. Asumsi Normalitas Residual

Untuk melakukan uji asumsi ini, digunakan Uji *Anderson-Darling* (A) disajikan pada Tabel 7.

Tabel 7. Hasil Uji *Anderson-Darling*

A	<i>p-value</i>
0,30483	0,5354

Terlihat pada Tabel 7, hasil uji normalitas memperoleh $p - value = 0,5354 > 0,05$, hal ini mengindikasikan bahwa residual berdistribusi normal. Ini berarti asumsi normalitas terpenuhi pada model regresi dan model dapat digunakan untuk pengujian statistik lanjutan dengan validitas yang baik. Untuk memperkuat hasil uji *Anderson-Darling*, maka digunakan Q-Q plot (*Quantile-Quantile Plot*) disajikan pada Gambar 2.



Gambar 2. Plot Normal Q-Q

Gambar 2, menunjukkan bahwa terlihat sebagian besar titik residual mengikuti pola yang mendekati garis lurus (garis merah). Pola ini menunjukkan bahwa residual tidak menyimpang signifikan dari distribusi normal yang berarti residual berdistribusi normal.

Berdasarkan semua hasil uji asumsi klasik yang diterapkan, menyimpulkan bahwa model memenuhi semua asumsi dasar regresi, sehingga model dinyatakan layak untuk digunakan dalam analisis lebih lanjut. Selanjutnya, dilakukan pengujian spasial guna mengidentifikasi adanya ketergantungan spasial antarwilayah.

Uji Independensi Spasial

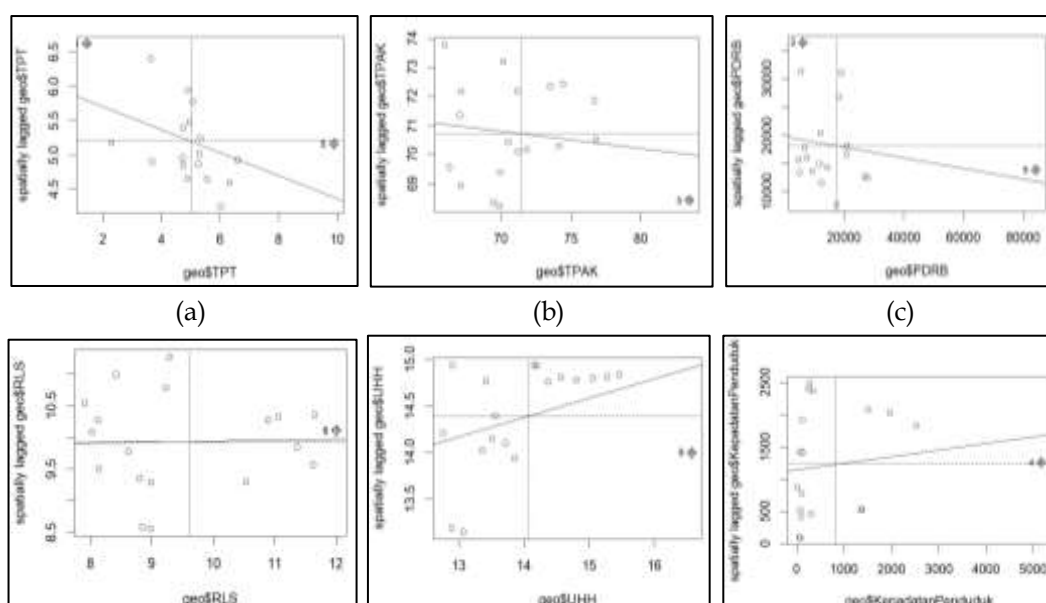
Uji independensi spasial berfungsi mengidentifikasi adanya ketergantungan spasial antarwilayah pada setiap variabel. Pengujian dilakukan dengan uji *Moran's I*. Hasil pengujian disajikan dengan Tabel 8.

Tabel 8. Tabel *Moran's I*

Variabel	<i>Moran's I</i>	Standar deviasi	<i>p-value</i>
TPT	-0,16770503	-0,92515	0,8226
TPAK	-0,05861297	-0,025221	0,5101
PDRB	-0,09344701	-0,31258	0,6227
RLS	0,01561062	0,58707	0,2786
UHH	0,20835229	2,177	0,01474
Kepadatan Penduduk	0,10256917	1,3044	0,09605

Nilai *Moran's I* menggambarkan arah dan kekuatan autokorelasi spasial, di mana nilai positif menunjukkan adanya pola pengelompokan (*clustering*), nilai negatif menunjukkan penyebaran (*dispersion*), dan nilai mendekati nol menandakan pola acak (*random*).

Untuk memperkuat hasil uji yang ditampilkan pada tabel 8, disajikan *Scatter Plot Moran's I* dari masing-masing variabel. Plot ini menggambarkan kaitan antara nilai suatu variabel dengan nilai rata-rata dari area tetangganya secara spasial, sebagaimana diperlihatkan pada Gambar 3.



(d) (e) (f)
Gambar 3. (a) *Scatter Plot Moran's I Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT)*, (b) *Scatter Plot Moran's I Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK)*, (c) *Scatter Plot Moran's I Produk Domestik Regional Bruto (PDRB)*, (d) *Scatter Plot Moran's I Rata-rata Lama Sekolah (RLS)* (e) *Scatter Plot Moran's I Umur Harapan Hidup (UHH)* (f) *Scatter Plot Moran's I Kepadatan Penduduk*

Berdasarkan Tabel 8 dan Gambar 3 sebagian besar variabel TPT, TPAK, PDRB, dan RLS memiliki $p - value > 0,05$ yang tidak signifikan sehingga tidak menunjukkan autokorelasi spasial yang berarti. Namun, nilai Moran's I pada variabel-variabel tersebut tetap memberikan indikasi arah hubungan spasial, meskipun sangat lemah, karena nilainya tidak mendekati nol secara sempurna. Sementara itu, variabel UHH menunjukkan autokorelasi spasial positif yang signifikan, menggambarkan adanya sekelompok wilayah dengan tingkat harapan hidup yang serupa. Variabel Kepadatan Penduduk juga memiliki nilai Moran's I positif, tetapi tidak signifikan, sehingga hanya menandakan kecenderungan lemah terhadap pola spasial. Secara keseluruhan, hanya variabel UHH yang memiliki keterkaitan spasial nyata, sedangkan variabel lainnya menunjukkan persebaran yang acak meskipun arah kecenderungan autokorelasi tetap tercermin dari nilai Moran's I yang tidak bernilai nol.

Identifikasi Model Spasial Menggunakan Uji Lagrange Multiplier (LM)

Uji LM bertujuan mengidentifikasi model regresi spasial yang paling tepat dengan mengevaluasi residual dari model OLS untuk mengetahui adanya pengaruh spasial yang signifikan, sebagaimana disajikan hasilnya pada Tabel 9.

Tabel 9. Hasil Uji Lagrange Multiplier (LM)

Statistik Uji	Nilai Statistik	df (Parameter)	$p-value$
LM Error (RSerr)	2,02971	1	0,15425
LM Lag (RSlag)	4,44543	1	0,03499
Robust Error	0,10689	1	0,74372
Robust Lag	2,52260	1	0,11223
SARMA	4,55231	2	0,10268

Berdasarkan Tabel 9, hasil uji LM menunjukkan bahwa model SAR memiliki nilai LM sebesar 4,44543 dengan $p-value$ 0,03499, signifikan pada taraf 5 Hal tersebut mengindikasikan bahwa model SAR merupakan model spasial yang paling tepat untuk data ini. Sebaliknya, model SEM, Robust SEM, Robust SAR, dan SARMA tidak signifikan secara statistik, menunjukkan bahwa ketergantungan spasial lebih dominan melalui efek lag antarwilayah daripada melalui komponen error. Hasil ini konsisten dengan pola sebaran TPT pada Gambar 1(a), di mana wilayah dengan TPT tinggi, seperti Kota Padang dan Dharmasraya, berdekatan dengan wilayah dengan TPT lebih

rendah. Pola ini mengindikasikan adanya pengaruh spasial antarwilayah, sehingga penggunaan model SAR yang memodelkan efek lag spasial antarwilayah lebih sesuai.

Pemodelan dengan *Spatial Autoregressive Model (SAR)*

Setelah dilakukan identifikasi model spasial dengan uji LM, diketahui bahwa model yang paling tepat digunakan yaitu model SAR. Parameter yang diestimasi pada model SAR dapat dilihat pada Tabel 10.

Tabel 10. Hasil Estimasi Parameter Model SAR

Parameter	Estimasi	Standar Error	<i>z-value</i>	<i>p-value</i>
β_0	1,963	5,7542	1,9052	0,0567496
β_1	-0,11727	0,045937	-2,5528	0,0106851
β_2	0,000049508	0,000013431	3,6860	0,0002278
β_3	0,15616	0,23986	0,6511	0,5150113
β_4	0,30537	0,37482	0,8147	0,4152297
β_5	-0,00026155	0,00020815	-1,2565	0,2089245
<i>Rho</i>	-0,77255			

Berdasarkan Tabel 10, hasil estimasi model regresi spasial dengan pendekatan model SAR, diperoleh bahwa nilai pada variabel TPAK dan PDRB berpengaruh signifikan terhadap TPT. Adapun persamaan model SAR yaitu.

$$y_i = -0,77255 Wy + 10,963 - 0,11727X_{1i} + 0,000049508X_{2i} + 0,15616X_{3i} + 0,30537X_{4i} - 0,00026155X_{5i}$$

Hasil estimasi model SAR menunjukkan bahwa TPT di Provinsi Sumatera Barat dipengaruhi baik oleh faktor internal wilayah maupun oleh pengaruh spasial dari wilayah sekitarnya. Variabel TPAK dan PDRB signifikan terhadap TPT, namun hasil Moran's I dan peta pada Gambar 1(b) dan 1(c) menunjukkan efek spasialnya lemah, menandakan pengaruh keduanya lebih bersifat internal wilayah, terkait struktur tenaga kerja dan pertumbuhan ekonomi lokal. Koefisien spasial (ρ) sebesar -0,77255 mengindikasikan hubungan negatif, ketika suatu wilayah memiliki TPT tinggi berpotensi menurunkan TPT di wilayah tetangganya, mencerminkan efek substitusi atau redistribusi pasar tenaga kerja. Secara simultan, TPAK berpengaruh negatif terhadap TPT, sedangkan PDRB, RLS, dan UHH berpengaruh positif, menandakan bahwa peningkatan ekonomi belum diikuti oleh kemampuan penyerapan tenaga kerja yang memadai dengan tingkat pendidikan penduduk. Kepadatan penduduk memiliki pengaruh negatif meskipun kecil, yang menandakan wilayah dengan konsentrasi penduduk tinggi cenderung lebih mampu menyerap tenaga kerja.

Secara keseluruhan, model SAR menegaskan bahwa variasi TPT dipengaruhi oleh karakteristik internal wilayah sekaligus interaksi spasial antarwilayah. Koefisien

spasial negatif yang signifikan menekankan peran penting hubungan antarwilayah dalam menyeimbangkan tingkat pengangguran, sehingga model SAR memberikan pemahaman yang lebih komprehensif dibanding regresi linier klasik.

Pemilihan Model Terbaik

Model yang paling tepat ditentukan dengan melakukan perbandingan antara regresi linier klasik (OLS) dan regresi spasial (SAR) menggunakan dua indikator utama, yaitu nilai AIC dan koefisien determinasi (R^2).

Tabel 11. Pemilihan Model Terbaik

Model	Nilai AIC	R^2
OLS	61.1107	0.7523
SAR	56.235	0.8406186

Berdasarkan Tabel 11, diperoleh model SAR memiliki nilai AIC lebih rendah sebesar 56,235 dan nilai R^2 yang lebih tinggi yaitu 84,06% dibandingkan dengan model OLS. Hal ini menunjukkan bahwa model SAR lebih efisien secara statistik dan lebih mampu menjelaskan variasi TPT antarwilayah. Hasil ini konsisten dengan pola sebaran TPT pada Gambar 1(a), yang menandakan bahwa kondisi pengangguran di satu wilayah memiliki keterhubungan dengan wilayah-wilayah di sekitarnya. Temuan ini sesuai dengan karakteristik model SAR yang mempertimbangkan hubungan spasial melalui efek lag antarwilayah, aspek yang tidak ditangkap oleh model OLS. Selain itu, variabel signifikan pada model SAR, yaitu TPAK dan PDRB, menunjukkan pola spasial yang sejalan dengan Gambar 1(b) dan 1(c), memperkuat validitas model secara visual. Oleh karena itu, model SAR ditetapkan sebagai model paling tepat untuk mengkaji variabel-variabel yang memengaruhi TPT di Provinsi Sumatera Barat. Model ini mampu menangkap keterkaitan spasial yang tidak dapat dijelaskan oleh model OLS, serta memberikan gambaran yang lebih realistis mengenai distribusi TPT.

SIMPULAN

Penelitian ini menegaskan bahwa TPT di Provinsi Sumatera Barat dipengaruhi baik oleh karakteristik internal wilayah maupun interaksi spasial antarwilayah, dengan model SAR terbukti lebih tepat dibanding OLS ($AIC = 56,235$; $R^2 = 0,8408$). TPAK secara signifikan menurunkan TPT, sementara PDRB berpengaruh positif, menunjukkan bahwa pertumbuhan ekonomi lokal belum sepenuhnya menyerap tenaga kerja secara inklusif. Koefisien spasial negatif ($\rho = -0,7726$) mengindikasikan adanya mekanisme redistribusi tenaga kerja antarwilayah, di mana wilayah dengan pengangguran tinggi cenderung menekan TPT di wilayah tetangganya. Hasil penelitian ini mengonfirmasi temuan studi sebelumnya terkait pengaruh negatif TPAK terhadap TPT [12], [3]. Serta adanya hubungan spasial negatif dan efek limpahan lokal dalam dinamika

pengangguran [1], sedangkan penelitian [20] menegaskan adanya efek limpahan spasial (*spatial spillover effects*) yang bersifat lokal karena mobilitas tenaga kerja terbatas. Implikasinya, kebijakan penurunan pengangguran perlu berfokus pada penguatan ekonomi lokal, perluasan lapangan kerja dan peningkatan kompetensi tenaga kerja agar manfaat interaksi spasial dapat dioptimalkan. Penelitian lanjutan disarankan menggunakan pendekatan spasial-temporal atau *Geographically Weighted Regression* (GWR) untuk menangkap heterogenitas lokal secara lebih mendalam.

UCAPAN TERIMA KASIH

Ucapan terima kasih disampaikan kepada BPS Provinsi Sumatera Barat atas ketersediaan data yang digunakan dalam penelitian ini.

DAFTAR PUSTAKA

- [1] B. Smaal dan J. P. Elhorst, "Seventy Years of Dutch Regional Unemployment from a Spatiotemporal Perspective," *Economist (Leiden)*, vol. 173, no. 2, hal. 277–298, 2025, doi: 10.1007/s10645-025-09450-0.
- [2] O. F. Lamatenggo, E. N. Walewangko, dan I. A. . Layuck, "Pengaruh Inflasi, Pertumbuhan Ekonomi Dan Indeks Pembangunan Manusia Terhadap Pengangguran Di Kota Manado," *J. Berk. Ilm. Efisiensi*, vol. 19, no. 02, hal. 162–172, 2019.
- [3] D. Kurnianto, M. A. N. Arya, I. Kharisudin, dan F. Fauzi, "Analisis Regresi Spasial dengan Pembobot Queen Contiguity pada Tingkat Pengangguran Terbuka di Povinsi Jawa Tengah Tahun," *Prism. Pros. Semin. Nas. Mat.*, vol. 4, hal. 595–601, 2021, [Daring]. Tersedia pada: <https://journal.unnes.ac.id/sju/index.php/prisma/>
- [4] BPS Sumbar, "Provinsi sumatera barat dalam angka 2024," *Badan Stat. Provinsi Sumatera Barat*, vol. 54, hal. 282–283, 2024, [Daring]. Tersedia pada: <https://sumbar.bps.go.id/publication/2020/04/27/0bde2141fda787c1f0e923bf/provinsi-sumatera-barat-dalam-angka-2020.html>
- [5] F. Yanuar, T. Abrari, I. R. HG, dan A. Zetra, "Spatial Autoregressive Quantile Regression with Application on Open Unemployment Data," *Sci. Technol. Indones.*, vol. 8, 2023.
- [6] W. G. Septiyanto dan E. Tusiati, "Analisis Spasial Tingkat Pengangguran Terbuka di Provinsi Jawa Barat," *J. Ekon. Indones.*, vol. 9, no. 2, hal. 119–131, 2020, doi: 10.52813/jei.v9i2.40.
- [7] M. I. Rizki, F. Gumelar, J. J. Cerelia, T. Ammar, dan A. Nugraha, "Pemodelan Regresi Data Panel Pada Faktor- Faktor Yang Mempengaruhi Di Provinsi Daerah Istimewa Yogyakarta (Diy)," *Pros. Semin. Nas. Mat. Stat. dan Apl.*, vol. 2, hal. 147–161, 2022.
- [8] A. Fauzan, "Spatially Informed Insights : Modeling Percentage Poverty In Eeast Java Province Using SEM With Spatial," *J. Ilmu Mat. dan Terap.*, vol. 18, no. May, hal. 1317–1332, 2024, doi: 10.30598/barekengvol18iss2pp1317-1332.
- [9] N. Nidyashofa dan M. Y. Darsyah, "Pemilihan Model Regresi Spasial Pada Tingkat Pengangguran Terbuka di Provinsi Jawa Tengah," vol. 8, no. 1, hal. 88–96, 2020.
- [10] C. F. Adellia dan D. P. Sari, "Factors Affecting the Open Unemployment Rate in West Sumatra Province Using Spatial Autoregressive (SAR)," *JSDS J. Stat. Data Sci.*, vol. 3, no. 2, 2024.
- [11] N. Paramita, M. Masjkur, dan Indahwati, "Spatial Regression Model with Optimum

- Spatial Weighting Matrix on GRDP Data of Sulawesi Island," *J. Phys. Conf. Ser.*, 2021, doi: 10.1088/1742-6596/1863/1/012045.
- [12] M. Agustina, Makkulau, B. Abapihi, G. N. A. W. Wibawa, Ruslan, dan I. Yahya, "Pemodelan Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Tingkat Pengangguran Terbuka di Indonesia dengan Pendekatan Regresi Spasial," *Pros. Semin. Nas. Sains Dan Terap.*, vol. 56, no. April, hal. 56–70, 2022, [Daring]. Tersedia pada: <https://www.bps.go.id>
- [13] M. Kubara dan K. Kopczewska, "Akaike information criterion in choosing the optimal k -nearest neighbours of the spatial weight matrix," *Spat. Econ. Anal.*, no. February, hal. 1–19, 2023, doi: 10.1080/17421772.2023.2176539.
- [14] M.-S. Ahmed, M. Ndiaye, M. K. Attouch, dan S. Dabo-Niang, "K-Nearest Neighbors Prediction and Classification for Spatial Data," *J. Spat. Econom.*, vol. 4, no. 1, hal. 1–31, 2023, doi: 10.1007/s43071-023-00041-2.
- [15] A. M. Japany dan A. Firnanda, "Analisis Spasial Upah Minimum Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Tengah Tahun 2017-2021 dengan Model SAR-RE," *Semin. Nas. Off. Stat.*, vol. 2022, no. 1, hal. 731–740, 2022, doi: 10.34123/semnasoffstat.v2022i1.1135.
- [16] April leniati, Dony Permana, Nonong Amalita, dan Zamahsary Martha, "Analysis of the Poverty Level Model for West Sumatra Province Using Geographically Weighted Binary Logistic Regression," *UNP J. Stat. Data Sci.*, vol. 1, no. 4, hal. 313–320, 2023, doi: 10.24036/ujsds/vol1-iss4/80.
- [17] G. D. Ahadi dan N. N. L. E. Zain, "The Simulation Study of Normality Test Using Kolmogorov-Smirnov, Anderson-Darling, and Shapiro-Wilk," *Eig. Math. J.*, vol. 6, no. 1, 2023.
- [18] R. O. Hutapea, M. R. T. Sinaga, M. S. I. Lubis, dan M. F. Aqil, "Spatial Analysis of Earthquake Distribution Patterns in North Sumatera in 2022 Using Moran's Test and Moran Scatter Plot Mapping," *EDUCTUM J. Res.*, vol. 4, no. 2, hal. 6–14, 2025.
- [19] Y. Hasbi, B. Warsito, dan A. R. H. Hakim, *Regresi Spasial (Aplikasi dengan R)*. 2020.
- [20] L. F. Morales, M. Quiñones, E. Dávalos, dan L. F. Gaviria, "Spatial spillover effects in the labour market in a middle-income country," *Spat. Econ. Anal.*, vol. 20, no. 1, hal. 53–71, 2025, doi: 10.1080/17421772.2024.2378792.