E-Jurnal Matematika Vol. 15(4), November 2026, pp. 321-331 ISSN: 2303-1751
DOI: https://doi.org/10.24843/MTK.2026.v15.i04.p536

ANALISIS SPASIAL HUBUNGAN INFLASI, TINGKAT PENGANGGURAN TERBUKA, DAN UPAH MINIMUM TERHADAP KEMISKINAN DI INDONESIA: PENDEKATAN GEOGRAPHICALLY WEIGHTED REGRESSION

Rossy Noviyana[1§], Komang Nonik Afsari Dewi[2], Adawiyah Asti Khalil[3]

[1]Program Studi Matematika, Universitas Udayana [Email: rossy_noviyana@unud.ac.id]
[2]Program Studi Matematika, Universitas Udayana [Email: komangnonik@unud.ac.id]
[3]Program Studi Bisnis Digital, Universitas Negeri Makassar [Email: adawiyah.asti@unm.ac.id]
[§]*Corresponding Author*

ABSTRACT

Fluctuating disparities in poverty rates across provinces in Indonesia reflect unique regional characteristics and indicate the inaccuracy of using global linear estimation models. This study aims to analyze the association of inflation, the Open Unemployment Rate (OUR), and the Provincial Minimum Wage (PMW) with the poverty percentage across 38 provinces in Indonesia in 2025 through a local spatial approach. The method employed is an associative quantitative approach utilizing secondary cross-sectional data with Geographically Weighted Regression (GWR) model estimation based on the Fixed Gaussian Kernel weighting function. The results of the Ordinary Least Squares (OLS) global regression analysis demonstrate that macroeconomic variables none of the macroeconomic variables is statistically significant, which motivates a formal test of spatial heterogeneity. Conversely, the local GWR modeling proves superior and more reliable, as evidenced by a substantial surge in the coefficient of determination (R^2) from 4.07% to 84.26%, alongside its capability to minimize the AICc and residual values. The Geographical Variability Test indicates that only the minimum wage variable (PMW) exhibits a spatially varying association: its local coefficients are negative in most provinces (significant in 17) and positive in a few (significant in 3), whereas no evidence of spatial variation is found for inflation and unemployment. These findings suggest that minimum wage policy evaluation should take regional differences into account.

Keywords: *Spatial Heterogeneity, Geographically Weighted Regression, Ordinary Least Squares, Inflation.*

1. PENDAHULUAN

Kemiskinan masih menjadi salah satu permasalahan utama dalam pembangunan di Indonesia serta menjadi fokus berbagai kajian pembangunan regional (Nashwari et al., 2017). Meskipun pemerintah telah melaksanakan berbagai program pengentasan kemiskinan, tingkat kemiskinan antar provinsi masih menunjukkan perbedaan yang cukup signifikan. Berdasarkan data Badan Pusat Statistik (BPS) per 5 Februari 2026, pada tahun 2025 Provinsi Papua Tengah memiliki persentase penduduk miskin tertinggi, yaitu sekitar 29%, sedangkan Provinsi Bali memiliki persentase penduduk miskin terendah, yaitu sekitar 3%. Kondisi ini mengindikasikan bahwa karakteristik sosial, ekonomi, dan wilayah yang berbeda dapat menyebabkan variasi faktor-faktor yang memengaruhi kemiskinan pada setiap daerah (Siallagan & Pusponegoro, 2024).

Inflasi, Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT), dan Upah Minimum Provinsi (UMP) merupakan variabel makroekonomi yang secara teoritis berhubungan dengan tingkat kemiskinan melalui mekanisme yang berbeda. Pada inflasi, kenaikan harga umum, terutama harga pangan dan kebutuhan pokok, menurunkan pendapatan riil rumah tangga karena pendapatan nominal umumnya tidak naik secepat harga. Dampak ini paling berat dirasakan rumah tangga berpendapatan rendah, sebab sebagian besar pengeluaran mereka tersedot untuk kebutuhan pokok dan mereka nyaris tidak punya tabungan atau ruang untuk mengurangi konsumsi. Akibatnya, inflasi yang tidak terkendali

mendegradasi daya beli masyarakat bawah (Ridwan & Mar, 2026) biaya memenuhi kebutuhan dasar melampaui kemampuan belanja mereka, sehingga rumah tangga yang semula berada sedikit di atas garis kemiskinan jatuh ke bawahnya dan persentase penduduk miskin meningkat. Sementara pengangguran tinggi memutus akses pendapatan masyarakat (Lizarifah et al., 2022). Di sisi lain, kebijakan upah minimum diharapkan mampu meningkatkan kesejahteraan pekerja dan mengurangi risiko kemiskinan melalui peningkatan pendapatan tenaga kerja. Namun, secara empiris, pengaruh ketiga variabel ini masih memicu perdebatan. Beberapa studi menemukan bahwa peningkatan upah minimum efektif menekan kemiskinan seperti penelitian yang dilakukan oleh (Susanto & Windyastuti, 2023) dan (Siswoyo et al., 2025) namun, hasil penelitian lain seperti yang di utarakan (Siregar, 2020) dan (Purnama Sari et al., 2025) menunjukkan bahwa di daerah dengan dominasi sektor informal, kenaikan upah minimum yang terlalu tinggi berpotensi mengurangi penyerapan tenaga kerja akibat efisiensi yang dilakukan perusahaan, sehingga dapat meningkatkan tingkat kemiskinan.

Ketidakpastian hasil-hasil penelitian terdahulu tersebut terjadi karena adanya heterogenitas spasial yang diabaikan (Belantika et al., 2023)(Eliezer, 2025). Perbedaan struktur pasar tenaga kerja, topografi, dan kapasitas fiskal daerah menyebabkan respons kemiskinan terhadap inflasi maupun upah minimum tidak akan pernah seragam di setiap jengkal wilayah Indonesia. Oleh karena itu, penggunaan model regresi global (seperti *Ordinary Least Squares*) yang mengasumsikan prinsip spatial *homogeneity* sering kali menghasilkan kesimpulan yang bias, *over-generalized*, dan kurang mampu menjelaskan dinamika lokal secara presisi (Sulistiyowati et al., 2025).

Untuk mengatasi keterbatasan tersebut, metode *Geographically Weighted Regression* (GWR) dapat diterapkan karena mampu mengakomodasi heterogenitas spasial. Sebagai bentuk ekstensi dari model regresi linear klasik, GWR menghasilkan estimasi parameter lokal yang bervariasi pada setiap lokasi amatan. Hal ini memungkinkannya menangkap kondisi ketika hubungan antara variabel dependen dan independen bersifat spesifik wilayah (Hu et al., 2024).

Penelitian ini mengambil lokus pada 38 Provinsi di Indonesia dengan memanfaatkan data *cross-section* sekunder tahun 2025. Melalui pendekatan GWR, pengaruh inflasi, tingkat pengangguran, dan upah minimum terhadap kemiskinan dapat diidentifikasi secara spesifik dan terpetakan berdasarkan klaster wilayahnya. Kajian spasial ini diharapkan tidak hanya memberikan kontribusi teoritis pada literatur ekonometrika spasial, tetapi juga menyajikan informasi yang akurat sebagai dasar penyusunan kebijakan penanggulangan kemiskinan yang bersifat place-based policy—kebijakan yang spesifik, adaptif, dan kontekstual sesuai karakteristik daerah di Indonesia

2. METODE PENELITIAN

2.1 Jenis dan Lokasi Penelitian

Penelitian ini dirancang dengan menggunakan pendekatan kuantitatif asosiatif untuk menganalisis hubungan statistik antarvariabel dengan memperhitungkan efek spasial. Karena menggunakan data cross-section satu tahun tanpa strategi identifikasi kausal (misalnya variabel instrumental atau desain kuasi-eksperimen), temuan ditafsirkan sebagai asosiasi, bukan pengaruh kausal. Lokasi penelitian mencakup 38 provinsi di Indonesia dengan unit analisis pada tingkat regional menggunakan data makro.

2.2 Data, Sumber Data, dan Definisi Operasional

Penelitian ini menggunakan data sekunder cross-section tahun 2025 pada 38 provinsi di Indonesia sebagai unit analisis. Seluruh variabel berasal dari periode pengamatan yang sama, yaitu tahun 2025, sehingga sebanding secara temporal dalam analisis spasial. Data kemiskinan, inflasi, dan Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) bersumber dari Badan Pusat Statistik (BPS), sedangkan data Upah Minimum Provinsi (UMP) bersumber dari Kementerian Ketenagakerjaan (Kemnaker). Masing-masing variabel diambil dari tabel yang dipublikasikan untuk tahun 2025, sebagaimana dijelaskan berikut:

- Kemiskinan (Y): persentase penduduk miskin di setiap provinsi (%), dari tabel ”Persentase Penduduk Miskin (P0) Menurut Provinsi dan Daerah (Persen)” BPS tahun 2025
- Inflasi (X_1): tingkat inflasi tahunan (*year-on-year*) provinsi (%), dari tabel "Inflasi Tahunan (Y-on-Y) 38 Provinsi (2022=100) (Persen)" BPS tahun 2025.

- Tingkat Pengangguran Terbuka (X_2): persentase angkatan kerja yang menganggur terhadap seluruh angkatan kerja (%), dari tabel "Tingkat Pengangguran Terbuka Menurut Provinsi (Persen)" BPS tahun 2025.
- Upah Minimum Provinsi (X_3): nilai UMP dalam rupiah per bulan, dari situs Kemnaker, "Upah Minimum Provinsi (UMP) Tahun 2025".

2.3 Teknik Analisis Data

Analisis data dilakukan melalui sebagai berikut:

Analisis Deskriptif dan Visualisasi Awal untuk melakukan perhitungan statistik deskriptif (*mean*, minimum, maksimum, standar deviasi) dan memetakan sebaran awal variabel menggunakan perangkat sistem informasi geografis (SIG).

Sebagai acuan pembanding, model regresi global diestimasi menggunakan metode *Ordinary Least Squares* (OLS) dengan formulasi persamaan sebagai berikut:

$$y_i = \beta_0 + \sum_{k=1}^{p} \beta_k x_{ik} + \varepsilon_i \qquad (1)$$

dengan:
y_i = variabel respon pada lokasi ke-*i*
x_{ik} = variabel prediktor ke-*k* pada lokasi ke-*i*
β_k = parameter regresi global
ε_i = galat yang diasumsikan saling bebas, berdistribusi normal dan memiliki ragam yang homogen.

Pada model *Ordinary Least Squares* (OLS) ini, koefisien regresi β_k diasumsikan memiliki nilai yang sama pada seluruh wilayah sehingga tidak mampu menangkap variasi pengaruh antar lokasi (Lu et al., 2014).

Untuk memastikan pemodelan OLS memenuhi asumsi dasar *Best Linear Unbiased Estimator* (BLUE), dilakukan pengujian asumsi klasik yang meliputi uji normalitas, uji multikolinearitas melalui nilai *Variance Inflation Factor* (VIF), dan uji heteroskedastisitas. Selanjutnya, pengujian efek spasial dilakukan untuk menguji keberadaan heterogenitas spasial dan autokorelasi spasial. *Indeks Moran's I* digunakan untuk mendeteksi ketergantungan wilayah, sedangkan uji *Lagrange Multiplier* (LM) diterapkan untuk memeriksa dependensi spasial *(lag* dan *error*); heterogenitas koefisien diuji melalui *Geographical Variability Test*.

Jika asumsi heterogenitas spasial terpenuhi, pemodelan dilanjutkan menggunakan pendekatan model GWR guna memodifikasi parameter regresi menjadi fungsi lokasi geografis (u_i, v_i), sehingga persamaan model lokal GWR dituliskan sebagai berikut :

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i), + \sum_{k=1}^{p} \beta_k(u_i, v_i), x_{ik} + \varepsilon_i \quad (2)$$

dimana (u_i, v_i) merupakan koordinat geografis lokasi ke-*i.* dan $\beta_k(u_i, v_i)$ adalah parameter lokal yang nilainya berbeda pada setiap lokasi pengamatan. Persamaan tersebut menunjukkan bahwa setiap lokasi memiliki koefisien regresi yang unik sehingga hubungan antara variabel bebas dan variabel terikat dapat berbeda dari satu wilayah ke wilayah lainnya.

Berbeda dengan model global, estimasi parameter lokal $\beta_k(u_i, v_i)$ pada metode GWR tidak dapat dihitung dengan OLS biasa, melainkan menggunakan metode *Weighted Least Squares* (WLS). Pendekatan WLS memberikan bobot yang berbeda pada setiap observasi berdasarkan kedekatan geografisnya terhadap lokasi yang sedang dianalisis (Brunsdon et al., 1996).

Formulasi untuk melakukan estimasi parameter lokal pada lokasi ke-*i* didefinisikan secara matematis sebagai berikut :

$$\hat{\beta}_k(u_i, v_i) = (X^T W_i X)^{-1} X^T W_i Y \qquad (3)$$

dengan :
X = matriks variabel independent,
Y = vektor variabel dependent,
W_i = matriks bobot spasial pada lokasi ke-*i.*

Matriks pembobot spasial W_i adalah matriks pembobot spasial diagonal dengan komponen elemen W_{ij} yang menunjukkan tingkat pengaruh atau kedekatan lokasi ke-*j* terhadap lokasi ke-*i*. Kedekatan dihitung dari jarak Euclidean antarlokasi berdasarkan koordinat geografis (u_i, v_i), yaitu bujur dan lintang titik pusat wilayah setiap provinsi, dalam sistem referensi WGS 84 dengan satuan derajat desimal. Koordinat tidak diproyeksikan ke sistem koordinat bidang, sehingga jarak pada Persamaan (4) dan bandwidth dinyatakan dalam derajat:

$$d_{ij} = \sqrt{(u_i - u_j)^2 + (v_i - v_j)^2} \qquad (4)$$

Satu derajat setara dengan sekitar 111 km, sehingga bandwidth 5,0978° setara dengan sekitar 566 km. Pada koordinat 38 provinsi, jarak Euclidean dalam derajat berkorelasi hampir sempurna (r > 0,9999) dengan jarak great-circle, karena seluruh provinsi berada pada lintang rendah, sehingga pembobot yang

dihasilkan praktis identik. Namun, kedua ukuran jarak mengukur jarak garis lurus dan tidak memperhitungkan keterpisahan laut antarpulau, selanjutnya, bobot spasial diperoleh melalui fungsi kernel. Salah satu kernel yang paling sering digunakan adalah Gaussian Kernel yang dirumuskan sebagai:

$$w_{ij} = \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{d_{ij}}{b}\right)^2\right) \quad (5)$$

dengan b adalah jarak jangkauan minimum (*bandwidth*) yang mengontrol cakupan pengaruh spasial di sekitar lokasi pengamatan. Nilai *bandwidth* didasarkan pada metode *Cross Validation (*CV) atau *Akaike Information Criterion corrected* (AICc) terkecil untuk memperoleh model terbaik.

Untuk membandingkan performa antara model regresi global (OLS) dan model spasial lokal (GWR) secara formal, digunakan lima indikator kesesuaian model, yaitu: nilai Koefisien Determinasi (R^2), Adjusted (R^2), *Akaike Information Criterion* (AIC), *Akaike Information Criterion corrected* (AICc), serta *Root Mean Square Error* (RMSE). Model terbaik dipilih berdasarkan indikator performa yang menghasilkan nilai AIC/AICc dan RMSE terkecil serta nilai R^2 tertinggi.

Sebagai tahapan akhir, koefisien estimasi parameter lokal $\hat{\beta}_k(u_i, v_i)$ yang signifikan secara parsial dari hasil model GWR dipetakan ke dalam peta tematik 38 provinsi di Indonesia. Langkah ini berfungsi untuk mengidentifikasi pengelompokan spasial dan memetakan wilayah-wilayah mana saja yang tingkat kemiskinannya paling sensitif terhadap perubahan dinamika inflasi, tingkat pengangguran, maupun upah minimum provinsi.

3. HASIL DAN PEMBAHASAN

3.1 Deskriptif Statistik

Statistik deskriptif dari setiap variabel dalam penelitian dapat dilihat pada Tabel 1.

Tabel 1. Deskriptif Statistik

Ukuran	Y	X_1	X_2	X_3
Mean	10,44	1,98	6,21	3.315.762
Median	9,42	1,99	5,64	3.321.268
Standard Deviation	6,41	0,76	3,32	683.501
Minimum	3,57	0,10	2,93	2.169.349
Maximum	29,18	4,69	16,66	5.396.761

Statistik deskriptif menunjukkan bahwa tingkat kemiskinan (Y) di provinsi-provinsi Indonesia memiliki rata-rata 10,44% dengan median 9,42%, yang mengindikasikan bahwa sebagian besar provinsi memiliki tingkat kemiskinan di bawah 10% dan dengan nilai standar deviasi yang cukup besar 6.41 mengonfirmasi adanya disparitas atau kesenjangan tingkat kemiskinan antarwilayah di Indonesia. Inflasi (X_1) memiliki rata-rata 1,98% dengan rentang 0,10% hingga 4,69%, menunjukkan variasi inflasi yang relatif rendah antarprovinsi. Tingkat Pengangguran Terbuka (X_2) memiliki rata-rata 6,21% dan berkisar antara 2,93% hingga 16,66%, yang menunjukkan adanya perbedaan kondisi pasar kerja yang cukup besar di berbagai wilayah. Sementara itu, Upah Minimum Provinsi (X_3) memiliki nilai rata-rata sebesar *Rp.3.315.762* dengan rentang antara *Rp.2.169.349* hingga *Rp.5.396.761*, yang mengindikasikan adanya disparitas tingkat upah minimum antarprovinsi di Indonesia. Secara umum, nilai standar deviasi pada seluruh variabel menunjukkan adanya variasi karakteristik ekonomi dan sosial yang cukup beragam di antara provinsi-provinsi yang diamati.

3.2 Model Regresi Global (OLS)

Tahap awal analisis dilakukan menggunakan model regresi global dengan metode *Ordinary Least Squares* (OLS) sebagai model pembanding sebelum dilakukan pemodelan spasial. Model OLS dibentuk berdasarkan Persamaan (1), dengan Y merupakan Persentase tingkat kemiskinan, X_1 adalah inflasi *Year on Year*, X_2 merupakan Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT), dan X_3 adalah Upah Minimum Provinsi, hasil estimasi parameter model OLS disajikan pada Tabel 2.

Tabel 2. Hasil Estimasi Model OLS

Ukuran	*Coefficients*	*Standard Error*	*t Stat*	*P-value*
Intercept	3,0167	5,92	0,51	0,614
Inflasi (X_1)	1,0397	1,64	0,63	0,532
TPT (X_2)	0,2734	0,55	0,49	0,627
UMP (X_3)	$1{,}15\times10^{-6}$	$1{,}33\times10^{-6}$	0,87	0,388

Catatan: n = 38 provinsi; variabel dependen adalah persentase penduduk miskin (%). UMP diukur dalam rupiah per bulan sehingga koefisien UMP sebesar $1{,}15\times10^{-6}$ berarti

kenaikan UMP sebesar Rp1 juta diasosiasikan dengan kenaikan persentase kemiskinan sebesar 1,15 poin persentase, ceteris paribus, dan tidak signifikan secara statistik.

Persamaan regresi global yang diperoleh adalah sebagai berikut :

$$y_i = 3{,}0167 + 1{,}0397X_1 + 0{,}2734X_2 + 1{,}15 \times 10^{-6}X_3 \quad (6)$$

Secara parsial, inflasi, TPT, dan UMP tidak memiliki hubungan yang signifikan secara statistik dengan tingkat kemiskinan, ditunjukkan oleh nilai p jauh di atas taraf 5%, yaitu 0,532 untuk inflasi, 0,627 untuk TPT, dan 0,388 untuk UMP. Arah koefisien positif untuk seluruh variabel: 1,040 untuk inflasi, 0,273 untuk TPT, dan $1{,}15\times10^{-6}$ untuk UMP per rupiah. Ketidaksignifikanan ini belum dapat dijadikan bukti adanya heterogenitas spasial, karena dapat pula disebabkan oleh hubungan linear yang memang lemah, ukuran sampel yang terbatas (n = 38), variasi data yang kecil, variabel penting yang tidak dimasukkan ke dalam model, atau spesifikasi model yang kurang tepat. Salah satu kemungkinan di antaranya adalah hubungan antarvariabel yang berbeda antarwilayah, yang diuji secara khusus pada subbab berikutnya.

Model OLS menghasilkan Residual Sum of Squares (RSS) sebesar 1023,764, AIC sebesar 242,998, AICc sebesar 244,873, dan Cross Validation (CV) sebesar 36,297, dengan R^2 hanya 4,07%. Nilai-nilai tersebut menunjukkan bahwa kemampuan model global dalam menjelaskan variasi kemiskinan masih rendah.

Sebelum dilanjutkan ke pemodelan spasial, diperiksa asumsi klasik model OLS. Uji normalitas Shapiro-Wilk menghasilkan nilai signifikansi 0,977 (> 0,05), sehingga residual berdistribusi normal. Uji multikolinearitas menunjukkan tidak adanya gejala multikolinearitas, dengan tolerance di atas 0,10 dan Variance Inflation Factor (VIF) di bawah 10 untuk seluruh variabel: inflasi (tolerance = 0,899; VIF = 1,112), TPT (tolerance = 0,861; VIF = 1,161), dan UMP (tolerance = 0,944; VIF = 1,059). Uji heteroskedastisitas dengan menunjukkan varians residual bersifat homogen. Uji linearitas dan pemeriksaan pengamatan berpengaruh melalui jarak Cook dan leverage Dengan demikian, model OLS memenuhi asumsi normalitas, non-multikolinearitas, dan homoskedastisitas, sedangkan asumsi independensi residual diperiksa melalui uji efek spasial berikut.

Uji efek spasial pada residual OLS dilakukan menggunakan *Indeks Moran's I* serta uji *Lagrange Multiplier (LM) lag* dan *error* dengan matriks pembobot spasial *k-nearest neighbors* dengan nilai *k=4.* Hasilnya menunjukkan Indeks *Moran's I* sebesar 0,599 ($p = 2\times10^{-5}$), *LM-lag* sebesar 35,176 ($p = 3\times10^{-9}$), dan *LM-error* sebesar 30,446 ($p = 3{,}4\times10^{-8}$), seluruhnya signifikan pada taraf 5%. Temuan ini menunjukkan autokorelasi spasial positif pada residual OLS, sehingga asumsi independensi residual tidak terpenuhi dan pendekatan yang memperhitungkan aspek spasial diperlukan untuk menganalisis hubungan inflasi, TPT, UMP, dan kemiskinan antarprovinsi di Indonesia.

Hasil OLS ini menunjukkan bahwa satu koefisien tunggal (*global*) untuk seluruh provinsi tidak cukup menjelaskan variasi kemiskinan sehingga berpotensi menghasilkan inferensi yang tidak valid. Dependensi spasial pada residual juga belum menunjukkan koefisien mana yang bervariasi antarwilayah. Oleh karena itu, heterogenitas spasial perlu diuji secara khusus dan, bila terbukti, parameter-parameter tersebut diuraikan ke dalam pemodelan lokal menggunakan Geographically Weighted Regression (GWR) guna memetakan hubungan pada masing-masing wilayah secara spesifik..

Selain itu diperoleh nilai Residual *Sum of Squares* (RSS) sebesar 1023,764, AIC sebesar 242,998, AICc sebesar 244,873, dan *Cross Validation* (CV) sebesar 36,297. Nilai-nilai tersebut menunjukkan bahwa kemampuan prediksi model global masih rendah sehingga diperlukan pendekatan yang mampu mengakomodasi perbedaan karakteristik antarwilayah.

Sebelum membangun model GWR, dilakukan pemeriksaan asumsi klasik model OLS. Normalitas residual diuji dengan Shapiro-Wilk; nilai signifikansi 0,977 (>0,05) menunjukkan residual berdistribusi normal. Multikolinearitas diperiksa melalui nilai tolerance (kriteria > 0,10) dan Variance Inflation Factor (VIF; kriteria < 10). Seluruh variabel memenuhi kriteria tersebut, yaitu inflasi (tolerance = 0,899; VIF = 1,112), TPT (tolerance = 0,861; VIF = 1,161), dan UMP (tolerance = 0,944; VIF = 1,059), sehingga tidak terdapat gejala multikolinearitas. Heteroskedastisitas diuji dengan *Breusch-Pagan*; nilai p = 0,128 (> 0,05) menunjukkan varians residual homogen. Linearitas hubungan diuji dengan ANOVA dan menghasilkan p = 0,271 (> 0,05), sehingga hubungan antarvariabel dapat dianggap linear.

Pengamatan berpengaruh (*influential observations*) diperiksa melalui jarak *Cook* (kriteria > 4/n = 0,105) dan *leverage* (kriteria > 2(k+1)/n ≈ 0,211). Dengan demikian, model OLS memenuhi asumsi normalitas, non-multikolinearitas, homoskedastisitas, dan linearitas, sedangkan asumsi independensi residual diperiksa melalui uji efek spasial berikut sehingga analisis dilanjutkan ke Geographically Weighted Regression (GWR).

3.3 Penentuan *Bandwidth* Optimum

Estimasi model GWR diawali dengan penentuan *bandwidth* optimum menggunakan fungsi pembobot *Fixed Gaussian Kernel*. Pemilihan *bandwidth* dilakukan melalui metode *Golden Section Search* dengan kriteria *Cross Validation (CV)* minimum.

Tabel 3. Nilai *Bandwidth* Optimum

Kategori	Nilai
Best bandwidth size	5,098
Minimum Cross Validation	14,919

hasil proses pencarian menunjukkan *bandwidth* optimum sebesar 5,0978 dengan nilai CV minimum sebesar 14,919. *Bandwidth* tersebut digunakan untuk menghitung bobot spasial setiap provinsi sehingga observasi yang berdekatan memperoleh bobot lebih besar dibandingkan provinsi yang berjauhan.

Pemilihan *bandwidth* yang optimum sangat penting karena menentukan keseimbangan antara variasi lokal dan kestabilan estimasi parameter. *Bandwidth* yang terlalu kecil menghasilkan model yang sangat sensitif terhadap perubahan lokal, sedangkan *bandwidth* yang terlalu besar menyebabkan model mendekati regresi global.

3.4 Hasil Model *Geographically Weighted Regression* (GWR)

Melalui penerapan fungsi *Fixed Gaussian Kernel* dengan *bandwidth* optimum sebesar 5,0978, model GWR yang diperoleh menunjukkan adanya perbedaan nilai parameter regresi lokal di setiap lokasi amatan, yang dalam hal ini mencakup 38 provinsi. Secara umum, pemodelan lokal ini mampu mengakomodasi efek heterogenitas spasial dengan menjadikan setiap koefisien regresi sebagai fungsi dari koordinat lokasi geografis (u_i, v_i). Berdasarkan ringkasan hasil estimasi, model rata-rata koefisien lokal GWR dapat dirumuskan sebagai berikut:

$$y_i = 13{,}159 + 0{,}077X_{1i} + 0{,}097X_{2i} - 0{,}000001X_{3i} + \varepsilon_i \quad (7)$$

dengan y_i merupakan persentase kemiskinan pada provinsi ke-*i*, X_1 merupakan tingkat inflasi, X_2 merupakan Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT), dan X_3 merupakan Upah Minimum Provinsi (UMP). Perlu ditekankan bahwa Persamaan (7) hanya merepresentasikan nilai rata-rata (*mean*) dari seluruh koefisien lokal dan tidak digunakan untuk mengestimasi kemiskinan pada provinsi tertentu. Dinamika pengaruh sesungguhnya ditentukan oleh variabilitas nilai koefisien lokal pada masing-masing wilayah, yang diringkas pada Tabel 4.

Tabel 4. Deskripsi Statistik Rentang Koefisien Regresi Lokal Model GWR

Koefisien	Minimum	Maksimum	Rataan
Intercept (β_0)	-11,1223	30,4082	13,1585
$Inflasi$ (β_1)	-1,0936	1,8120	0,0775
TPT (β_2)	-0,7358	1,1736	0,0972
UMP (β_3)	$-0{,}7\times10^{-6}$	$0{,}6\times10^{-6}$	$-0{,}1\times10^{-6}$

variasi rentang nilai koefisien yang kontras pada Tabel 4 menunjukkan adanya variasi hubungan faktor makroekonomi dengan kemiskinan yang bersifat *site-specific* atau, atau bergantung pada lokasi geografisnya, terutama untuk UMP dan intersep (lihat uji variabilitas pada Tabel 6; rentang koefisien inflasi dan TPT tidak otomatis berarti variasi spasial yang signifikan). Konsekuensinya, setiap provinsi memiliki persamaan linier lokal; sebagai contoh konkret , berikut adalah model regresi lokal GWR yang terbentuk pada Provinsi DKI Jakarta dan Provinsi Bali:

- Model GWR Provinsi DKI Jakarta:

$$\hat{Y}_{DKI} = 13{,}597 + 0{,}090X_1 - 0{,}091X_2 + 2\times10^{-6}X_3 \quad (8)$$

dengan *Local R²=0,6185*

- Model GWR Provinsi Bali:

$$\hat{Y}_{Bali} = 15{,}772 + 0{,}448X_1 - 0{,}098X_2 + 3\times10^{-6}X_3 \quad (9)$$

dengan *Local R²=0,4319*

Melalui pembentukan 38 model lokal yang berbeda seperti di atas, pendekatan GWR dapat

mengurangi generalisasi berlebih *(over-generalization)* yang terjadi pada model global OLS sebelumnya, Hal ini sekaligus memberikan ruang analisis yang lebih kaya dan presisi bagi penyusunan strategi pengentasan kemiskinan yang bersifat *place-based policy* di Indonesia.

3.5 Evaluasi dan Perbandingan Performa Model

Guna memvalidasi efektivitas pendekatan spasial, dilakukan komparasi empiris antara estimasi model global OLS dan model lokal berbasis GWR. Ringkasan indikator kelayakan model (goodness of fit) dari kedua metode tersebut disajikan secara rinci pada Tabel 5

Tabel 5. Perbandingan Indikator Performa Model OLS dan GWR

Indikator	Model Global (OLS)	Model Lokal (GWR)
R^2	0,0407	0,8426
Adjusted R^2	-0,0755	0,692
RSS	1023,764	168,035
AIC	242,998	195,611
AICc	244,873	219,983
CV	36,297	14,919

Hasil komparasi pada Tabel 5 menunjukkan bahwa akomodasi efek heterogenitas spasial melalui GWR memberikan peningkatan performa pemodelan yang sangat signifikan. Model OLS menghasilkan performa yang sangat buruk dengan nilai *Adjusted* R^2 negatif (−0,0755) yang menunjukan bahwa model global tidak mampu menjelaskan variasi kemiskinan antarprovinsi. Sebaliknya, penerapan model GWR berhasil mendongkrak nilai R^2 hingga 84,26% dan *Adjusted* R^2 menjadi 69,20%, yang perlu dibaca hati-hati karena GWR menggunakan jumlah parameter efektif yang jauh lebih besar pada hanya 38 observasi. Karena itu AICc (244,873 menjadi 219,983) dan *Adjusted* R^2 lebih tepat dijadikan dasar perbandingan daripada R^2, dan hasilnya perlu diverifikasi melalui analisis sensitivitas *bandwidth* atau validasi silang

Superioritas model lokal ini juga dipertegas oleh penurunan nilai RSS sebesar 83,6% (dari 1.023,764 menjadi 168,035), yang mencerminkan penyusutan margin kesalahan prediksi. Lebih lanjut, penurunan nilai AIC (dari 242,998 menjadi 195,611) dan AICc (dari 244,873 menjadi 219,983) memenuhi kriteria pemilihan ekonometrika, di mana nilai yang lebih kecil menandakan model yang lebih optimal dalam menyeimbangkan kompleksitas parameter dan ketepatan estimasi. Ditambah dengan nilai CV yang menyusut hingga 14,919, dapat disimpulkan bahwa model GWR memberikan kecocokan yang lebih baik daripada regresi global dalam menggambarkan hubungan inflasi, TPT, dan UMP dengan tingkat kemiskinan di Indonesia, dengan catatan bahwa kecocokan yang lebih baik belum berarti hubungan kausal maupun kemampuan prediksi di luar sampel.

3.6 Pengujian Variabilitas Spasial Koefisien Lokal

Untuk mengonfirmasi apakah koefisien regresi dari masing-masing variabel independen bersifat lokal (bervariasi secara spasial) atau global (homogen), dilakukan *Geographical Variability Test.* Pengujian ini didasarkan pada nilai kriteria informasi koreksi *Akaike* (ΔAICc), di mana nilai ΔAICc negatif menunjukkan adanya variabilitas spasial yang signifikan dan memvalidasi penggunaan parameter lokal. Hasil pengujian variabilitas spasial untuk mengidentifikasi heterogenitas koefisien GWR dirangkum dalam Tabel 6.

Tabel 6. Hasil Uji Variabilitas Spasial Koefisien GWR

Variabel	Nilai F	Δ AICc
Intercept	50,901	-63,237
Inflasi	1,016	3,304
TPT	0,679	2,966
UMP	37,153	-28,989

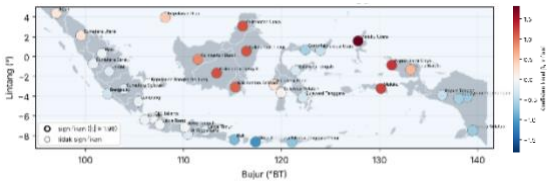
Hasil pengujian pada Tabel 6 menunjukkan bahwa parameter Intersep ($\Delta AICc = -63{,}237$) dan variabel UMP ($\Delta AICc = -28{,}989$) memiliki nilai ΔAICc negatif, yang menunjukkan adanya variasi spasial pada intersep dan pada hubungan UMP dengan kemiskinan sehingga keduanya lebih tepat diestimasi sebagai parameter lokal. Sebaliknya, variabel inflasi dan TPT menghasilkan nilai ΔAICc positif masing-masing sebesar 3,304 dan 2,966, yang menandakan bahwa variasi spasial kedua koefisien tersebut tidak signifikan secara statistik.

Dengan demikian, tidak ditemukan bukti variasi spasial pada koefisien inflasi dan TPT, sehingga hubungan keduanya dengan kemiskinan diperlakukan relatif seragam di

seluruh wilayah Indonesia. Hal ini tidak berarti keduanya terbukti berpengaruh: koefisien globalnya pun tidak signifikan (Tabel 2), dan uji dengan 38 observasi memiliki daya yang terbatas. Secara substansi kebijakan, hasil ini mengindikasikan bahwa kajian kebijakan upah minimum perlu mempertimbangkan strategi berbasis wilayah (*place-based policy*) yang adaptif terhadap karakteristik lokal, sedangkan untuk stabilitas harga (inflasi) dan perluasan lapangan kerja (TPT) penelitian ini belum memiliki dasar empiris untuk membedakan perlakuan antarwilayah, sehingga kebijakan nasional tetap menjadi acuan awal sambil menunggu kajian lanjutan.

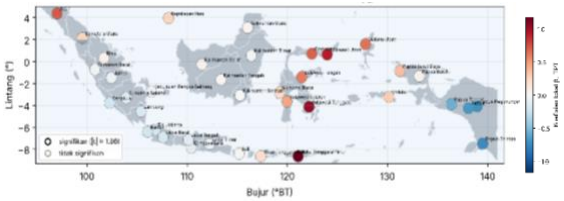
Peta Sebaran Koefisien Lokal GWR

Gambar 1 sampai Gambar 3 memetakan koefisien lokal inflasi, TPT, dan UMP pada 38 provinsi, sedangkan Gambar 4 menandai provinsi dengan koefisien yang signifikan secara parsial.



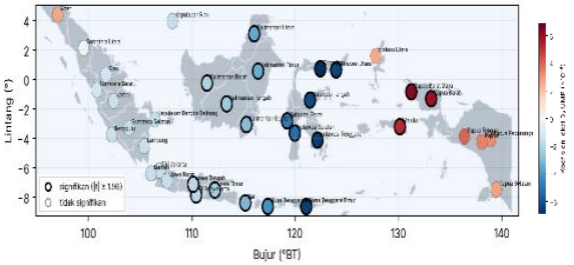
Gambar 1. Peta koefisien lokal inflasi ($\beta 1$).

Gambar 1 menunjukkan koefisien lokal inflasi berkisar dari −1,09 (Nusa Tenggara Barat) hingga 1,81 (Maluku Utara). Koefisien positif terkonsentrasi di Kalimantan, Maluku, dan Papua Barat Daya, sedangkan koefisien negatif terkonsentrasi di Nusa Tenggara, Bali, dan Papua; Sumatera dan Jawa mendekati nol. Meskipun demikian, tidak ada provinsi yang koefisien lokalnya signifikan (|t| < 1,96; nilai-t maksimum 1,09), dan Geographical Variability Test tidak menunjukkan variasi spasial yang signifikan pada inflasi (Tabel 6). Pola pada Gambar 1 karenanya lebih tepat dibaca sebagai fluktuasi estimasi daripada perbedaan hubungan yang bermakna antarwilayah.



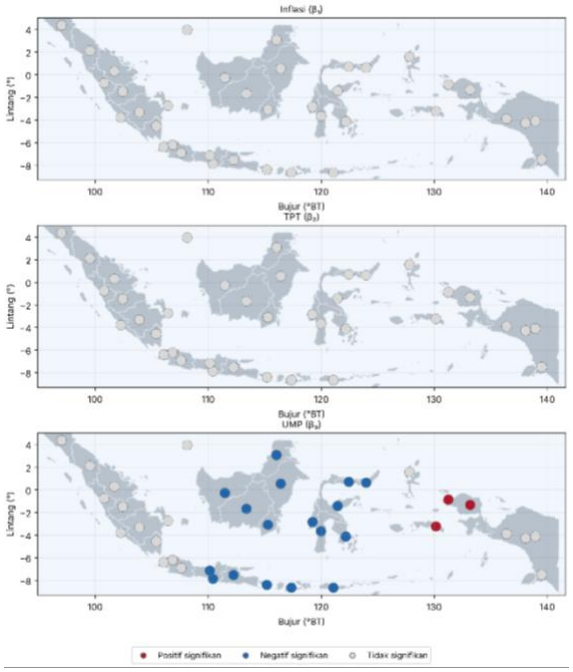
Gambar 2. Peta koefisien lokal TPT (β2)

Gambar 2 menunjukkan koefisien lokal TPT berkisar dari $-0,74$ (Papua Selatan) hingga $1,17$ (Nusa Tenggara Timur). Koefisien positif terkonsentrasi di Sulawesi, Nusa Tenggara Timur, Maluku Utara, dan Aceh, sedangkan koefisien negatif hanya ditemukan di Papua daratan; wilayah lain mendekati nol. Namun, tidak ada provinsi yang koefisien lokalnya signifikan ($|t| < 1,96$; nilai-t maksimum $1,67$), dan *Geographical Variability Test* tidak menunjukkan variasi spasial yang signifikan pada TPT (Tabel 6). Pola pada Gambar 2 karenanya lebih tepat dibaca sebagai fluktuasi estimasi daripada perbedaan hubungan yang bermakna antarwilayah,



Gambar 3. Peta koefisien lokal UMP (β3)

Gambar 3 menunjukkan koefisien lokal UMP berkisar dari $-6,90\times10^{-6}$ (Gorontalo) hingga $6,24\times10^{-6}$ (Papua Barat Daya), dan signifikan pada 20 dari 38 provinsi ($|t| \geq 1,96$). Koefisien negatif signifikan (17 provinsi) terkuat di Sulawesi dan Nusa Tenggara ($-4,1$ hingga $-6,9\times10^{-6}$), lebih lemah di Kalimantan dan Bali ($-2,1$ hingga $-3,5\times10^{-6}$), dan terlemah di Jawa Tengah, DI Yogyakarta, dan Jawa Timur ($-1,8$ hingga $-2,2\times10^{-6}$). Koefisien positif signifikan (3 provinsi) hanya ditemukan di Maluku, Papua Barat, dan Papua Barat Daya ($5,2$ hingga $6,2\times10^{-6}$), sedangkan Sumatera, DKI Jakarta, Jawa Barat, dan Banten tidak signifikan. Pola ini sejalan dengan *Geographical Variability Test* (Tabel 6) yang menunjukkan bahwa hubungan UMP dengan kemiskinan berbeda antarwilayah. Karena uji dilakukan tanpa koreksi uji berganda dan UMP hampir seragam antarprovinsi Papua, temuan di Indonesia timur perlu ditafsirkan hati-hati.



Gambar 4. Peta signifikansi koefisien lokal (nilai-*t* lokal) untuk inflasi, TPT, dan UMP

Gambar 4 menunjukkan bahwa tidak ada provinsi yang koefisien lokal inflasi maupun TPT-nya signifikan *(|t|<1,96),* sedangkan koefisien lokal UMP signifikan pada 20 dari 38 provinsi. Koefisien UMP yang signifikan dan negatif membentuk sabuk yang meliputi Kalimantan, Sulawesi, Bali, Nusa Tenggara, serta Jawa Tengah, DI Yogyakarta, dan Jawa Timur, sedangkan koefisien positif yang signifikan hanya ditemukan di Maluku, Papua Barat, dan Papua Barat Daya. Sumatera, DKI Jakarta, Jawa Barat, Banten, dan Papua daratan tidak signifikan. Dengan demikian, variasi spasial yang bermakna dalam model ini terbatas pada hubungan UMP dan kemiskinan, sejalan dengan hasil Geographical Variability Test (Tabel 6), sementara hubungan inflasi dan TPT dengan kemiskinan tidak terbukti, baik secara global maupun lokal.

Karena inflasi dan TPT tidak menunjukkan variasi spasial yang signifikan (Tabel 6), variasi koefisien lokal keduanya pada peta sebaiknya dibaca sebagai fluktuasi estimasi, bukan sebagai pola kewilayahan yang bermakna. Sebaliknya, pola pada peta UMP dan intersep merupakan hasil utama yang mendukung perumusan kebijakan berbasis wilayah.

4. KESIMPULAN DAN SARAN

4.1 Kesimpulan

Melalui serangkaian analisis pemodelan dan pembahasan yang telah dipaparkan mengenai faktor-faktor penentu kemiskinan pada 38 provinsi di Indonesia tahun 2025, kesimpulan akhir yang dapat ditarik adalah sebagai berikut: 1) Terdapat disparitas spasial (kewilayahan) yang sangat tinggi pada tingkat kemiskinan antarprovinsi di Indonesia, dengan rentang ekstrem dari yang terendah sebesar 3,57% hingga yang tertinggi mencapai 29,18%. Kondisi ini mengindikasikan adanya perbedaan karakteristik sosial-ekonomi regional; 2) Pemodelan regresi global *Ordinary Least Squares* (OLS) menghasilkan parameter tunggal yang tidak signifikan untuk seluruh wilayah dan kecocokan yang sangat rendah, yang sejalan dengan kemungkinan tidak terpenuhinya asumsi *spatial homogeneity*. Sebaliknya, model *Geographically Weighted Regression* (GWR) memberikan kecocokan yang jauh lebih baik dalam menjelaskan variasi kemiskinan regional. Hal ini ditunjukkan oleh lonjakan nilai koefisien determinasi (R^2) dari 4,07% pada model OLS menjadi 84,26% pada model GWR, disertai penurunan drastis nilai *Residual Sum of Squares* (RSS), AIC, AICc, dan *Cross Validation* (CV); 3) Hasil Uji Variabilitas Spasial (*Geographical Variability Test*) menunjukkan bahwa variabel upah minimum (UMP) memiliki hubungan yang bervariasi secara spasial (*site-specific*) dengan nilai ΔAICc negatif (−28,989), yang mengindikasikan bahwa respons kemiskinan terhadap kebijakan upah minimum berbeda antarprovinsi, dengan koefisien negatif di sebagian provinsi dan positif di provinsi lain. Sebaliknya, tidak ditemukan bukti variasi spasial pada hubungan inflasi dan pengangguran (TPT) dengan kemiskinan, sehingga keduanya diperlakukan seragam di seluruh wilayah Indonesia (ΔAICc bernilai positif).

4.2 Saran

Berdasarkan kesimpulan di atas, rekomendasi kebijakan dan riset selanjutnya yang dapat diajukan adalah: 1) Bagi Kebijakan Pemerintah (*Policy Implication*): Pemerintah pusat dan daerah disarankan untuk menerapkan pendekatan kebijakan berbasis wilayah (*place-based policy*) yang asimetris, khususnya dalam perumusan dan penetapan Upah Minimum Provinsi (UMP), karena dampak instrumen ini terhadap pengentasan kemiskinan sangat

bergantung pada karakteristik unik pasar kerja lokal di masing-masing provinsi. Sementara itu, regulasi pengendalian inflasi dan perluasan lapangan kerja (pengurangan TPT) tetap dapat dijalankan melalui kebijakan makro-nasional yang bersifat terpusat; 2) Bagi Penelitian Selanjutnya (*Future Research*): Berdasarkan hasil uji variabilitas spasial, ditemukan adanya kombinasi karakteristik antarvariabel, di mana Upah Minimum Provinsi (UMP) bersifat lokal, sedangkan untuk inflasi dan Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) tidak ditemukan bukti variasi spasial, peneliti selanjutnya disarankan untuk mengembangkan pemodelan menggunakan metode *Mixed Geographically Weighted Regression* (MGWR) atau Regresi Spasial GWR Campuran. Pendekatan campuran tersebut diharapkan dapat menghasilkan parameter estimasi yang jauh lebih presisi dan efisien. Penelitian lanjutan juga disarankan memakai data panel atau tingkat kabupaten/kota untuk menambah jumlah observasi serta menguji sensitivitas terhadap pilihan jarak dan bandwidth.

DAFTAR PUSTAKA

Belantika, B. T., Rohmad, B., Arandita, H. D. N., Hutasoit, D. R., & Kartiasih, F. (2023). Factors affecting poverty using a geographically weighted regression approach (case study of Java Island, 2020). *Optimum: Jurnal Ekonomi Dan Pembangunan*, *13*(2), 141–154. https://doi.org/10.12928/optimum.v13i2.7993

Brunsdon, C., Fotheringham, A. S., & Charlton, M. E. (1996). Geographically weighted regression: a method for exploring spatial nonstationarity. *Geographical Analysis*, *28*(4), 281–298. https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1996.tb00936.x

Eliezer, W. R. (2025). Analisis Spasial Kemiskinan di Pulau Jawa Tahun 2022 dengan Metode Geographically Weighted Regression (GWR). *Indonesian Journal of Applied Statistics*, *7*(2), 131. https://doi.org/10.13057/ijas.v7i2.87342

Hu, N., Zhang, Z., Duffield, N., Li, X., Dadashova, B., Wu, D., Yu, S., Ye, X., Han, D., & Zhang, Z. (2024). Geographical and temporal weighted regression: examining spatial variations of COVID-19 mortality pattern using mobility and multi-source data. *Computational Urban Science*, *4*(1), 1–13. https://doi.org/10.1007/s43762-024-00117-1

Lizarifah, L., Yulianita, A., & Bashir, A. (2022). Spatial Autocorrelation Unemployment and Poverty in the Eastern Part of Indonesia. *AFEBI Economic and Finance Review*, *7*(2), 139–150.

Lu, B., Charlton, M., Harris, P., & Fotheringham, A. S. (2014). Geographically weighted regression with a non-Euclidean distance metric: A case study using hedonic house price data. *International Journal of Geographical Information Science*, *28*(4), 660–681. https://doi.org/10.1080/13658816.2013.865739

Nashwari, I. P., Rustiadi, E., Siregar, H., & Juanda, B. (2017). Geographically weighted regression model for poverty analysis in jambi province. *Indonesian Journal of Geography*, *49*(1), 42–50. https://doi.org/10.22146/ijg.10571

Purnama Sari, P., Apprinella, I., Yanti, O., & Nurrohmah, G. (2025). Analisis Dampak Upah Minimum terhadap Penyerapan Tenaga Kerja dan Pengangguran: Studi Kasus Kabupaten Bekasi. *Jurnal Ekonomi, Manajemen, Bisnis Dan Akuntansi Review*, *5*(1), 11. https://doi.org/10.53697/emba.v5i1.2552

Ridwan, I. N., & Mar, Z. (2026). Comparison of Geographically Weighted Regression (GWR) and Mixed Geographically Weighted Regression (MGWR) Models (Case Study : Crime in South Sulawesi). *VARIANSI: Journal of Statistics and Its Application on Teaching and Research*, *8*(1), 49–62. https://doi.org/10.35580/variansiunm503

Siallagan, M. A. H., & Pusponegoro, N. H. (2024). Spatial Regression Approach To Modelling Poverty in Java Island 2022. *Barekeng*, *18*(3), 1765–1778. https://doi.org/10.30598/barekengvol18iss3pp1765-1778

Siregar, T. H. (2020). Impacts of minimum wages on employment and unemployment in Indonesia. *Journal of the Asia Pacific Economy*, *25*(1), 62–78. https://doi.org/10.1080/13547860.2019.1625585

Siswoyo, Mainita, Putra, A., & Pasla, B. N. (2025). Minimum Wage and Structural Poverty: A Mediation Analysis Based on Labor Market Theory in Jambi Province. *Jurnal Prajaiswara*, *6*(2), 554–561. https://doi.org/10.55351/prajaiswara.v6i2.204

Sulistiyowati, A., Masjkur, M., & Budi Susetyo. (2025). Application of the Spatial Durbin Panel Model and Geographically Weighted Panel Regression on Poverty Data in West Java Province. *Indonesian Journal of Statistics and Its Applications*, *9*(2), 240–260. https://doi.org/10.29244/ijsa.v9i2p240-260

Susanto, J., & Windyastuti, W. (2023). Increasing the Minimum Wage As a Means of Poverty Alleviation. *Jurnal Litbang Sukowati : Media Penelitian Dan Pengembangan*, *7*(2), 72–87. https://doi.org/10.32630/sukowati.v7i2.400

Yang, R., Shen, T., & Yin, W. (2026). Geographically Weighted Regression : A Scoping Review of Methods , Development , and Applications. *MDPI Land*, *15*(915), 1–21.