

Kerentanan Tenaga Kerja dan Determinan Sosioekonomi: Pendekatan Analisis Spasial di Pulau Jawa

Vulnerable Workers and Socioeconomic Determinant: A Spatial Analysis Across Java Island

Hani Annisa Nauli Harahap^{1*}, Nurina Paramitasari², & Munawar Asikin³

¹BPS Provinsi Jawa Barat, Jalan Penghulu H. Hasan Mustapa (PHH Mustofa) Nomor 43, Bandung, 40124, Jawa Barat, Indonesia;

²Pusat Pendidikan dan Pelatihan (Pusdiklat) BPS, Jalan Raya Jagakarsa Nomor 70, RT.5/RW.1, Jagakarsa, Kecamatan Jagakarsa, Kota Jakarta Selatan, Daerah Khusus Ibukota Jakarta 12620, Indonesia;

³Sekolah Pascasarjana Universitas Negeri Jakarta, Kampus A UNJ, Jalan Rawamangun Muka Raya Nomor 11, RT.11/RW.14, Rawamangun, Kecamatan Pulo Gadung, Kota Jakarta Timur, Daerah Khusus Jakarta 13220, Indonesia. *Penulis Korespondensi. *e-mail*: hani.nauli@bps.go.id

(Diterima: 16 Desember 2025; Perbaikan: 4 Mei 2026; Disetujui: 22 Juni 2026)

ABSTRACT

Workforce equality, rather than merely workforce size, plays a crucial role in supporting sustainable economic development. Within the framework of Sustainable Development Goal 8, reducing the proportion of vulnerable workers is an important indicator of decent work and inclusive economic growth. As Indonesia's most populous region and largest contributor to the national labor force, Java Island holds a strategic position in efforts to reduce labor vulnerability. This study examines the effects of socioeconomic determinants, namely the percentage of workers in the agricultural sector, the percentage of workers in the industrial sector, the Labor Force Participation Rate (LFPR), and the Human Development Index (HDI), on the proportion of vulnerable workers across districts and municipalities in Java Island in 2024. Data were obtained from the 2024 National Labor Force Survey (Sakernas) conducted by Statistics Indonesia (BPS). The study employed Ordinary Least Squares (OLS), Spatial Error Model (SEM), and Geographically Weighted Regression (GWR) to identify the most appropriate model. The findings indicate significant spatial autocorrelation and spatial dependence in the distribution of vulnerable workers. Among the estimated models, GWR provides the best fit, with an adjusted R^2 of 0.9156 and an AICc value of 647.16. Globally, agricultural employment and LFPR are positively associated with labor vulnerability, whereas industrial employment and HDI are negatively associated with it. Local estimation further reveals that agricultural employment and HDI significantly affect most regions, while HDI is the only significant determinant in several areas. These findings highlight the need for region-specific policies to reduce labor vulnerability across Java Island.

Keywords: geographically weighted regression, spatial analysis, socioeconomic, spatial error model, vulnerable worker

ABSTRAK

Kualitas angkatan kerja, bukan sekadar kuantitasnya, berperan penting dalam mendukung pertumbuhan ekonomi yang berkelanjutan. Dalam kerangka SDGs Tujuan 8, penurunan proporsi pekerja rentan merupakan salah satu indikator penting pencapaian pekerjaan layak. Sebagai wilayah terpadat di Indonesia dan penyumbang terbesar bagi angkatan kerja nasional, Pulau Jawa memegang posisi strategis dalam upaya mengurangi pekerja rentan. Penelitian ini menganalisis determinan

sosioekonomi, yaitu persentase pekerja di sektor pertanian, persentase pekerja di sektor industri, Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK), dan Indeks Pembangunan Manusia (IPM), terhadap persentase pekerja rentan di kabupaten/kota di Pulau Jawa tahun 2024. Data bersumber dari Survei Angkatan Kerja Nasional (Sakernas) 2024 BPS. Metode yang digunakan meliputi *Ordinary Least Squares* (OLS), *Spatial Error Model* (SEM), dan *Geographically Weighted Regression* (GWR) untuk mengidentifikasi model yang paling tepat. Hasil penelitian menunjukkan adanya autokorelasi spasial dan dependensi spasial yang signifikan. Model GWR merupakan model terbaik karena mampu menangkap heterogenitas spasial dengan *adjusted R²* sebesar 0.9156 dan AICc sebesar 647.16. Secara global, persentase pekerja di sektor pertanian dan TPAK berpengaruh positif terhadap tenaga kerja rentan, sedangkan pekerja di sektor industri dan IPM berpengaruh negatif. Analisis lokal menunjukkan bahwa pekerja di sektor pertanian dan IPM berpengaruh signifikan di sebagian besar wilayah, sementara di beberapa wilayah hanya dipengaruhi oleh IPM. Temuan ini menegaskan pentingnya kebijakan ketenagakerjaan berbasis karakteristik lokal untuk mengurangi kerentanan tenaga kerja di Pulau Jawa.

Kata kunci: analisis spasial, *geographically weighted regression*, pekerja rentan, sosioekonomi, *spatial error model*

PENDAHULUAN

Perkembangan ekonomi suatu daerah tidak hanya dapat diukur dari pertumbuhan Produk Domestik Regional Bruto (PDRB), tetapi juga dari peningkatan ketersediaan lapangan kerja dan kualitas tenaga kerja yang terlibat dalam proses pembangunan. salah satu aspek penting adalah tersedianya pekerjaan layak bagi seluruh tenaga kerja, karena lapangan kerja yang berkualitas dan kondisi pekerjaan yang layak dapat membantu mengurangi ketimpangan dan kemiskinan, sekaligus memberdayakan berbagai lapisan masyarakat, termasuk perempuan, generasi muda, dan kelompok paling rentan seperti penyandang disabilitas (Chigbu & Nekhwevha, 2023; Irwansyah *et al.*, 2024).

Salah satu tantangan utama di Indonesia terkait ketenagakerjaan adalah tingginya jumlah pekerja yang menghadapi risiko kerentanan ekonomi (*high economic risk*) (Dartanto *et al.*, 2023). Pekerja rentan mencakup individu yang tidak memiliki perlindungan kerja yang memadai, menerima upah yang tidak teratur, atau berisiko jatuh ke dalam kemiskinan. Berdasarkan *Key Indicators of the Labour Market International Labour Organization* (KILM-ILO), konsep pekerja rentan (*vulnerable employment*) mencakup pada pekerja mandiri,

pekerja dengan kontrak tidak tetap, pekerja bebas, serta anggota keluarga yang bekerja tanpa upah (Chen *et al.*, 2023). Pekerja rentan bukan hanya ditandai oleh ketidakstabilan kontrak atau ketiadaan upah tetap, melainkan juga oleh keterbatasan akses pada perlindungan sosial dan layanan kesehatan dasar, kondisi yang secara struktural meningkatkan risiko kemiskinan jangka panjang dan memperlemah ketahanan sosial-ekonomi rumah tangga.

Isu pekerja rentan menjadi perhatian utama dalam agenda pembangunan berkelanjutan. Dalam kerangka Tujuan Pembangunan Berkelanjutan (*Sustainable Development Goals/SDGs*) 2030, khususnya Tujuan 8: Pekerjaan Layak dan Pertumbuhan Ekonomi, pengurangan proporsi pekerja rentan menjadi salah satu indikator keberhasilan. Meskipun seseorang sudah bekerja, apabila status pekerjaannya termasuk rentan, maka individu tersebut belum dapat dikategorikan memiliki pekerjaan layak (*decent work*). Isu ini menunjukkan bahwa pemahaman tentang ketenagakerjaan tidak hanya terkait dengan ketersediaan lapangan kerja, tetapi juga kualitas pekerjaan yang disediakan (ILO, 2023; Sehnbruch *et al.*, 2020).

Sejalan dengan Tujuan 8 SDGs, Pulau Jawa memiliki peran strategis dalam perekonomian Indonesia. Pulau ini

menyumbang 57.02% dari total PDRB nasional (BPS, 2025) dan memiliki jumlah penduduk usia 15 tahun ke atas tertinggi di Indonesia, yaitu sebanyak 122.35 juta jiwa (BPS, 2025). Kondisi ini menempatkan Pulau Jawa sebagai wilayah yang sangat menentukan dalam hal ketenagakerjaan dan pertumbuhan ekonomi nasional. Perbaikan kualitas tenaga kerja dan percepatan pertumbuhan ekonomi di Pulau Jawa menjadi faktor krusial untuk mendukung tercapainya target dan indikator Tujuan 8 SDGs. Tingginya proporsi pekerja rentan di wilayah ini dapat menjadi penghambat utama dalam mencapai tujuan target tersebut pada tahun 2030.

Sebagai wilayah dengan jumlah penduduk terbesar dan terpadat, Pulau Jawa menghadapi tantangan pekerjaan yang kompleks. Selain memiliki Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK) yang tinggi, beberapa provinsi dan kabupaten/kota di Pulau Jawa juga mencatat Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) yang relatif tinggi dibandingkan rata-rata nasional (BPS, 2025). Peningkatan TPAK seharusnya diiringi dengan kualitas tenaga kerja yang baik, yaitu tersedianya pekerjaan yang layak bagi semua orang. Jika hal ini tidak tercapai, pekerja akan terjebak dalam kondisi pekerjaan rentan, seperti upah rendah, tanpa jaminan kerja, dan mudah kehilangan pekerjaannya (Komnas HAM, 2022; Buana *et al.*, 2025). Kenaikan TPAK yang tidak diimbangi penciptaan pekerjaan formal menunjukkan ekspansi partisipasi angkatan kerja yang bersifat ‘*push factor*’, di mana individu, termasuk ibu rumah tangga dan pekerja muda, masuk ke pasar kerja sebagai respons tekanan ekonomi, sehingga meningkatkan probabilitas terjebak pada pekerjaan berisiko tinggi, tidak terlindungi, dan tidak produktif.

Variasi karakteristik sosioekonomi di Pulau Jawa menyebabkan adanya perbedaan tingkat kerentanan tenaga kerja. Daerah dengan basis ekonomi pertanian cenderung memiliki proporsi pekerja rentan yang lebih tinggi dibandingkan daerah yang basis ekonominya industri atau jasa (Ngadi *et al.*, 2023; Sobirin &

Santoso, 2025). Penelitian sebelumnya menunjukkan bahwa faktor-faktor seperti urbanisasi, struktur lapangan pekerjaan informal, *Gross Domestic Product* (GDP) per kapita, dan tingkat industrialisasi memiliki korelasi kuat dengan tingkat pekerja rentan (Chen *et al.*, 2023; Majumder *et al.*, 2023). Urbanisasi, meskipun meningkatkan lapangan pekerjaan, juga dapat menambah pekerja rentan di sektor informal.

Peningkatan Indeks Pembangunan Manusia (IPM) mencerminkan perbaikan kesehatan, pendidikan, dan standar hidup yang secara langsung memperbesar kemampuan adaptif tenaga kerja untuk memasuki pasar kerja formal. IPM mencakup tiga dimensi, yaitu (1) kesehatan, diukur melalui Umur Harapan Hidup (UHH); (2) pendidikan, melalui Harapan Lama Sekolah (HLS) dan Rata-rata Lama Sekolah (RLS); dan (3) standar hidup layak, melalui pendapatan per kapita yang disesuaikan. Daerah dengan IPM rendah menghadapi lingkaran kerentanan, di mana keterbatasan kesehatan, rendahnya kualitas pendidikan, dan pendapatan yang tidak memadai membatasi mobilitas pekerja menuju pekerjaan dengan perlindungan dan upah layak sehingga cenderung memiliki proporsi pekerja rentan yang lebih tinggi (UNDP, 2021; ILO, 2020; World Bank, 2023; IMF, 2024).

Fenomena pekerja rentan juga memiliki dimensi spasial. Morales *et al.* (2025) menunjukkan bahwa karakteristik ketenagakerjaan suatu wilayah dapat memengaruhi daerah sekitarnya melalui efek *spillover* spasial. Dalam konteks pekerja rentan, kerentanan kerja tidak hanya ditentukan oleh kondisi internal suatu wilayah, tetapi juga oleh dinamika pasar tenaga kerja di wilayah sekitar. Oleh karena itu, pemetaan spasial menjadi penting untuk memahami pola penyebaran pekerja rentan secara lebih komprehensif.

Purnomo (2024) menelaah penyebaran pekerja rentan di Indonesia menggunakan *descriptive spatial mapping* dan *cluster detection*, dan menemukan bahwa baha pekerja rentan membentuk klaster-klaster tertentu yang terkait dengan kondisi ekonomi daerah, kualitas

pembangunan manusia, dan karakteristik pasar kerja lokal. Temuan ini menegaskan bahwa kebijakan pengentasan pekerja rentan tidak dapat bersifat seragam, melainkan perlu disesuaikan dengan konteks spasial dan karakteristik masing-masing wilayah. Namun, penelitian tersebut terbatas pada tingkat nasional dengan data agregat, sehingga penggunaan data pada level yang lebih kecil disarankan untuk memperoleh pemahaman lebih mendalam (Purnomo, 2024).

Berdasarkan latar belakang tersebut, penelitian ini bertujuan untuk mengidentifikasi determinan sosioekonomi yang memengaruhi kerentanan tenaga kerja di Pulau Jawa serta menganalisis pola spasial penyebarannya, sehingga dapat menjadi dasar rekomendasi kebijakan yang efektif dalam meningkatkan kualitas pekerjaan dan menurunkan risiko kerentanan tenaga kerja secara lebih tepat sasaran.

METODOLOGI

Penelitian ini berfokus pada data kabupaten dan kota di Pulau Jawa pada tahun 2024. Terdapat 119 kabupaten/kota di Pulau Jawa yang menjadi unit observasi pada penelitian ini, yang tersebar dalam enam provinsi, yaitu DKI Jakarta, Jawa Barat, Jawa Tengah, Jawa Timur, Daerah Istimewa Yogyakarta, dan Banten. Data yang digunakan merupakan data sekunder yang bersumber dari Badan Pusat Statistik. Variabel yang digunakan sebagai variabel tak bebas adalah persentase pekerja rentan (y) pada setiap kabupaten kota (i) yang bersumber dari rilis publikasi BPS hasil pendataan Survei Angkatan Kerja Nasional (Sakernas) tahun 2024. Sedangkan variabel bebas dalam penelitian ini adalah persentase pekerja pada lapangan usaha pertanian (X_1), persentase pekerja pada lapangan usaha industri (X_2), tingkat partisipasi angkatan kerja/TPAK (X_3), dan indeks pembangunan manusia/IPM (X_4). Variabel X_1, X_2, X_3 dalam penelitian ini bersumber dari hasil pendataan Sakernas 2024, sementara data IPM didapatkan dari publikasi tabel dinamis BPS pada *website*. Variabel lainnya yang digunakan dalam analisis spasial

adalah informasi titik tengah koordinat *longitude* dan *latitude* setiap wilayah kabupaten/kota.

Metode analisis yang digunakan dalam melihat pengaruh dari variabel bebas terhadap variabel tak bebas menggunakan analisis spasial dengan aplikasi Geoda dan GWR. Langkah pertama yang dilakukan adalah eksplorasi data untuk melihat sebaran variabel menurut wilayah kabupaten/kota. Sebagai langkah awal, dilakukan analisis regresi klasik seperti *Ordinary Least Squares* (OLS) yang berfungsi sebagai model dasar untuk mengidentifikasi pola hubungan linear sebelum mempertimbangkan efek spasial. Tahap ini penting untuk memisahkan pengaruh variabel individual dari pengaruh geografis, sehingga memudahkan penilaian apakah ketergantungan spasial perlu dimasukkan ke dalam model lanjutan. Persamaan regresi linier berganda adalah sebagai berikut.

$$Y = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k$$

dengan Y adalah variabel tak bebas, α adalah konstanta/intersep, β adalah koefisien regresi dari variabel bebas (X), dan k adalah jumlah variabel tak bebas. Dalam penelitian ini, jumlah variabel tak bebas adalah 4. Dalam hasil analisis OLS juga dapat dilakukan diagnosa kenormalan data dengan uji *Jarque-Bera*.

Dalam pembahasan analisis spasial, dibutuhkan pembobot untuk dimasukkan dalam model. Pembobot yang digunakan adalah *queen contiguity* karena dapat membantu menangkap efek autokorelasi spasial yang lebih luas, serta menghasilkan model yang lebih sensitif dan representatif (Anselin, 2014). Pemilihan pembobot *queen contiguity* didasarkan pada asumsi bahwa kedekatan wilayah tidak hanya ditentukan oleh sisi berbatasan tetapi juga titik sudut yang bersinggungan. Struktur pembobot ini lebih sensitif terhadap interaksi pasar kerja nyata antarwilayah, sehingga mampu menangkap pola kerentanan tenaga kerja yang menyebar lintas batas administratif. Dengan pembobot yang telah dihitung, langkah berikutnya adalah melihat autokorelasi spasial dengan menggunakan *scatter plot* Indeks Moran

dan pemetaan dengan *Local Indicators of Spatial Association* (LISA). Uji autokorelasi spasial dilakukan untuk mengidentifikasi apakah terdapat keterkaitan spasial antarwilayah. *Scatter plot* indeks moran juga dapat melihat apakah distribusi pekerja rentan (variabel y) bersifat mengelompok (*clustered*), acak (*random*), atau menyebar (*dispersed*). Pemeriksaan dependensi spasial juga dilakukan untuk mengetahui metode spasial yang akan digunakan, yaitu dengan melihat probabilitas *Lagrange Multiplier* dan *Robust Lagrange Multiplier*, baik dari lag maupun error yang dihasilkan. Apabila pengujian *LM-lag* signifikan, maka model yang digunakan adalah *Spatial Lag Model* (SLM) atau *Spatial Autoregressive Model* (SAR). Jika pengujian *LM-error* yang signifikan, maka model yang digunakan adalah *Spatial Error Model* (SEM). Sementara jika uji *lag* dan *error* keduanya signifikan, maka model yang tepat adalah *Spatial Autoregressive Moving Average* (SARMA). Namun jika keduanya tidak signifikan, maka dilanjutkan dengan pengujian *Robust Lagrange Multiplier* (RLM). Model yang dihasilkan dari pengujian tersebut merupakan parameter global yang berlaku untuk setiap wilayah kabupaten/kota secara umum.

Untuk mendapatkan parameter lokal secara khusus untuk setiap kabupaten/kota amatan, dilakukan penghitungan model dengan *Geographically Weighted Regression* (GWR). Model ini memungkinkan setiap wilayah memiliki parameter regresi yang berbeda-beda (Fotheringham, 2002), dengan persamaan sebagai berikut.

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

dengan y_i adalah variabel tak bebas pada lokasi i , $\beta_0(u_i, v_i)$ adalah intersep di lokasi i yang merupakan fungsi dari koordinat geografis (u_i, v_i) , $\beta_k(u_i, v_i)$ merupakan koefisien regresi untuk variabel bebas ke- k di lokasi i , x_{ik} adalah variabel bebas ke- k di lokasi i , dan ε_i adalah error yang dihasilkan di lokasi i .

Model regresi spasial sensitif terhadap pemilihan *bandwidth* untuk fungsi pembobot

tertentu, sehingga penentuan *bandwidth* optimum dibutuhkan dalam model GWR. Nilai *bandwidth* yang terlalu besar akan membuat nilai pembobot menjadi seragam pada semua wilayah penelitian, sehingga estimasi parameter regresi spasial akan mendekati estimasi parameter OLS dan menimbulkan bias. Sementara nilai *bandwidth* yang terlalu kecil akan membuat estimasi parameter semakin bervariasi di setiap wilayah, sehingga berdampak pada varians yang semakin besar. Pemilihan *bandwidth* optimum dapat dilakukan dengan meminimumkan nilai Akaike Information Criterion (AIC) atau nilai AIC yang terkoreksi (AICc) (Fotheringham *et al.*, 2002). Nilai AIC atau AICc ini juga dapat digunakan dalam mengevaluasi model terbaik yang dihasilkan.

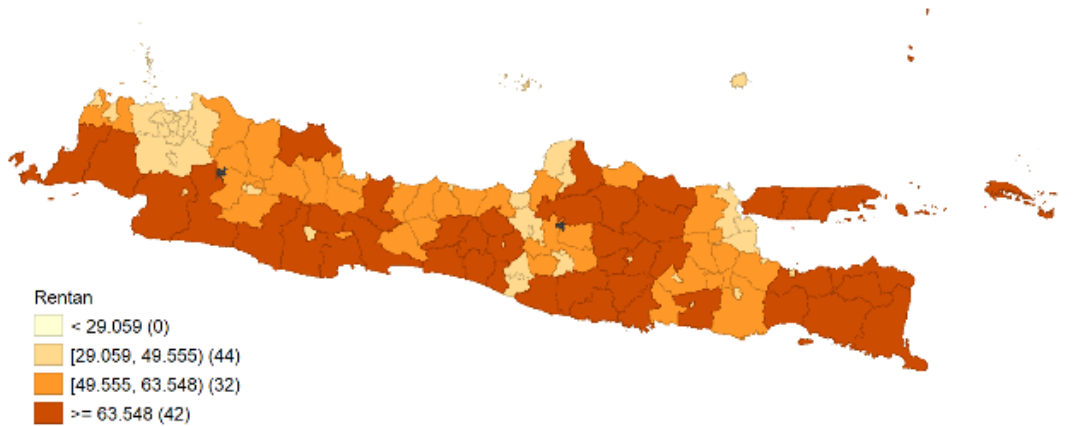
HASIL DAN PEMBAHASAN

Eksplorasi Data

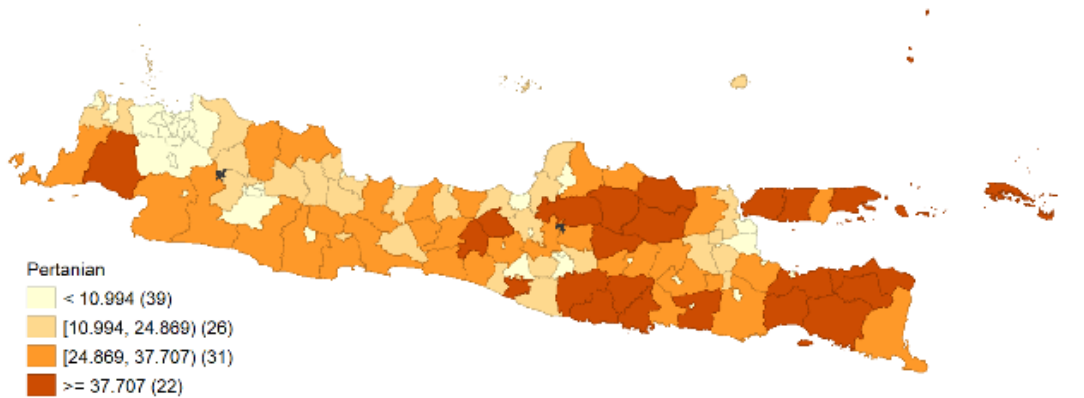
Persentase pekerja rentan tahun 2024, yang dalam penelitian ini sebagai variabel tak bebas, tersebar di seluruh kabupaten/kota di Pulau Jawa pada rentang 29.06% di Kota Tangerang Selatan sebagai yang terendah hingga yang tertinggi di Kabupaten Pacitan sebesar 78.14% [Gambar 1a]. Pengelompokan berdasarkan *natural breaks* pada aplikasi Geoda menghasilkan 3 kelompok wilayah yang dapat diklasifikasikan menjadi kelompok dengan persentase pekerja rentan rendah (29.06% - 49.56%), sedang (49.56% - 63.55%), dan tinggi (di atas 63.55%). Terdapat 44 kabupaten/kota yang termasuk dalam kelompok rendah, terpusat di ibu kota provinsi, seperti wilayah Jabodetabek (Jakarta, Bogor, Depok, Tangerang, Bekasi) dan sekitarnya, Kota dan Kabupaten Bandung, Kota Semarang dan sekitarnya, Kota Yogyakarta, Kota Surakarta, Kota Surabaya dan sekitarnya, serta beberapa wilayah lain yang berwarna lebih terang. Persentase pekerja rentan yang termasuk dalam kelompok sedang tersebar di wilayah dengan warna oranye, seperti kabupaten/kota di bagian utara dan tengah Jawa Barat dan Jawa Timur, beberapa kabupaten/kota di bagian tengah Jawa Tengah, serta bagian tengah Jawa

Timur. Sementara wilayah dengan persentase pekerja rentan tinggi terlihat pada warna yang lebih gelap, seperti bagian selatan Banten, Jawa

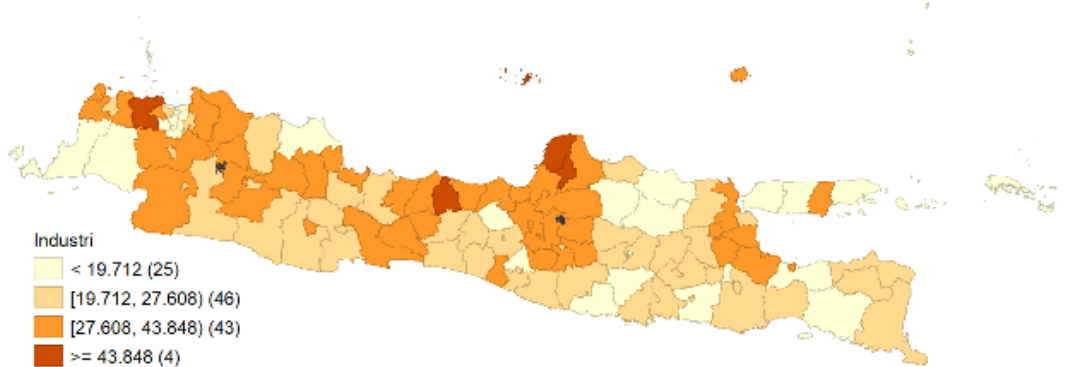
Barat, dan Jawa Tengah, bagian timur Jawa Tengah, serta bagian timur Jawa Timur dan Pulau Madura.



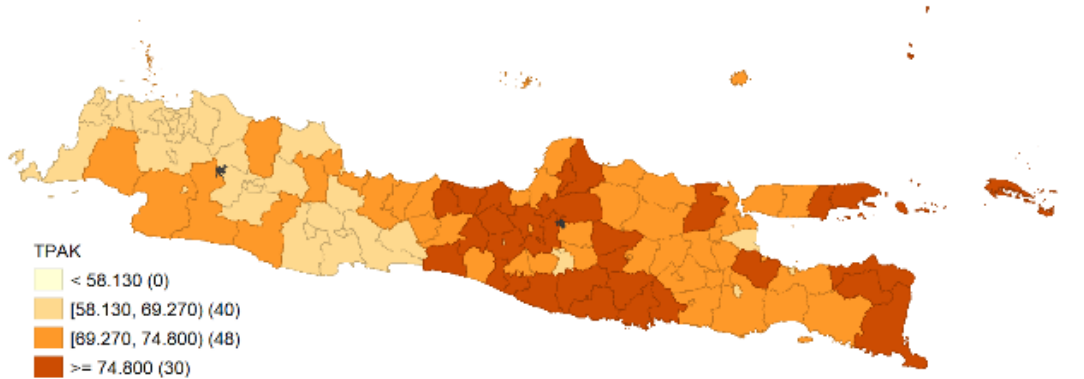
(a)



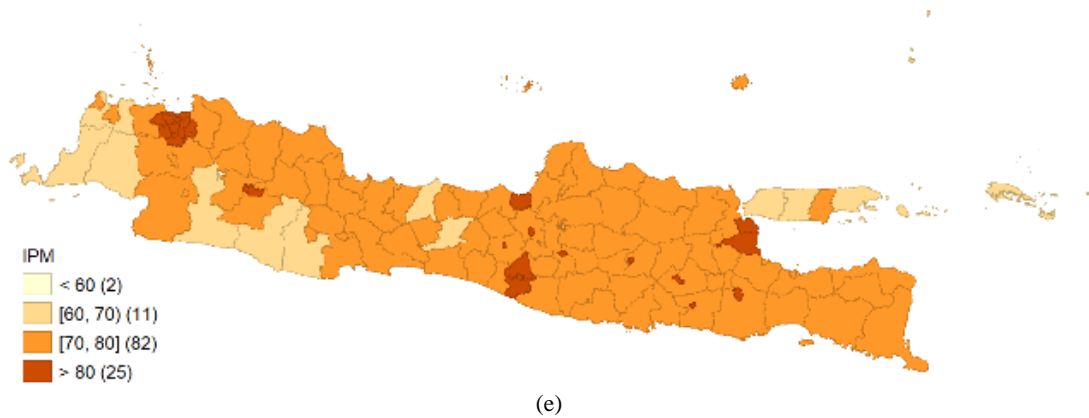
(b)



(c)



(d)



Gambar 1. Sebaran (a) Persentase Pekerja Rentan; (b) Persentase Pekerja di Pertanian; (c) Persentase Pekerja di Industri; (d) TPAK; (e) IPM Menurut Kabupaten/Kota di Pulau Jawa Tahun 2024

Sumber: *Output Geoda*

Eksplorasi data pada variabel tak bebas terlihat pada Gambar 1b hingga 1e. Sebaran persentase pekerja di pertanian memperlihatkan sebaran yang lebih tinggi pada 22 kabupaten kota yang terletak di beberapa wilayah seperti Kabupaten Lebak di Banten, bagian selatan dan utara Jawa Tengah, serta wilayah timur dan utara Jawa Tengah [Gambar 1b].

Sebaran persentase pekerja di lapangan usaha industri terlihat pada Gambar 1c. wilayah dengan warna yang lebih cerah menunjukkan persentase yang lebih rendah, tersebar pada wilayah-wilayah industri manufaktur sebanyak 25 kabupaten/kota, mencakup wilayah yang memiliki Kawasan Industri (KI) atau Kawasan Ekonomi Khusus (KEK). Sebaran Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK) pada Gambar 1d menunjukkan wilayah barat Pulau Jawa memiliki TPAK yang lebih rendah dibandingkan wilayah tengah dan timur Pulau Jawa yang semakin tinggi. Sementara sebaran IPM yang ditunjukkan oleh Gambar 1e menggambarkan wilayah dengan IPM sangat tinggi (dengan nilai 80 ke atas) tersebar di wilayah perkotaan dengan pusat ibukota provinsi.

Ordinary Least Squares

Pengujian regresi klasik dengan OLS dilakukan untuk melihat seberapa besar keempat

variabel bebas berpengaruh terhadap variabel tak bebas di dalam model. Nilai *adjusted R-squared* yang dihasilkan sebesar 0.8516 yang artinya variabel bebas dapat menjelaskan 85.16% dari model. Model ini menghasilkan nilai AIC sebesar 765.563. Pada hasil regresi OLS juga dapat diketahui asumsi normalitas residual, dengan nilai probabilitas sebesar 0.47 (>0.05) yang artinya residual berdistribusi normal. Dari keempat variabel bebas, variabel X_1 (persentase pekerja di pertanian), X_3 (TPAK), dan X_4 (IPM) berpengaruh secara signifikan terhadap pekerja rentan, ditunjukkan dengan nilai *probability* di bawah 0,05. Hasil regresi OLS yang ditampilkan pada Tabel 1 mendapatkan model sebagai berikut.

$$y = 6.96 + 0.50X_1 - 0.09X_2 + 0.91X_3 - 0.33X_4$$

Koefisien pada variabel X_1 dan X_3 menunjukkan tanda positif, sementara pada X_2 dan X_4 bertanda negatif. Artinya, kenaikan pada variabel persentase pekerja di pertanian memberikan dampak positif terhadap kenaikan persentase pekerja rentan. Dalam analisis negara-negara berkembang, sektor pertanian secara signifikan terkait dengan peningkatan pekerja rentan (Baskak, 2024). Laporan FAO juga menegaskan bahwa di banyak kawasan, persentase rentan sangat tinggi dalam pertanian (FAO, 2009).

Tabel 1. Hasil Regresi OLS

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Probability
CONSTANT (α)	6.96365	3.94008	1.76739	0.07982
Pertanian (X_1)	0.50070	0.06977	7.17649	0.00000
Industri (X_2)	-0.09488	0.07937	-1.19544	0.23437
TPAK (X_3)	0.91268	0.15214	5.99889	0.00000
IPM (X_4)	-0.32582	0.11823	-2.75577	0.00681
Test of Normality of Errors	Test	DF	Value	Probability
	Jarque-Bera	2	1.4877	0.47529

Sumber: Output Geoda

Kenaikan pada TPAK juga berdampak positif terhadap kenaikan persentase pekerja rentan, artinya orang-orang yang termasuk dalam angkatan kerja akan cenderung menjadi pekerja rentan. Hal ini dapat disebabkan karena mereka belum mempunyai pengalaman kerja dan baru terjun dalam dunia kerja, seperti yang baru lulus pendidikan atau sebelumnya merupakan ibu rumah tangga yang terjun dalam dunia kerja untuk menambah penghasilan dalam rumah tangga. Sejak pandemi, banyak media massa yang memberitakan gelombang PHK terjadi di berbagai wilayah, dan ketika ada anggota rumah tangga yang mengalami PHK, peran perempuan atau pasangannya menjadi lebih aktif di pasar tenaga kerja, serta mengeksplorasi pekerjaan informal sebagai respon terhadap kehilangan pendapatan keluarga (Ciaschi, 2022; Taheri, 2021). Sementara itu, kenaikan pada persentase pekerja pada sektor industri menurunkan persentase pekerja rentan. Pada bagian awal telah dijelaskan, bahwa pekerja rentan di sektor industri tersebar di berbagai wilayah yang memiliki Kawasan Industri (KI) maupun Kawasan Ekonomi Khusus (KEK), yang mana terdapat berbagai pabrik maupun perusahaan industri yang pekerjanya merupakan pekerja formal dengan jam kerja tetap dan gaji cenderung di atas upah minimum regional (UMR), sehingga persentase pekerja rentan menurun. Sejalan dengan kenaikan pada IPM yang berpengaruh negatif terhadap persentase pekerja rentan. Kualitas pembangunan manusia yang semakin tinggi, yang di dalamnya terkandung dimensi kesehatan dari umur harapan hidup, dimensi pengetahuan dari HLS dan RLS, serta dimensi standar hidup layak dari

pengeluaran per kapita yang disesuaikan, dapat meningkatkan derajat pekerja sehingga menurunkan persentase pekerja rentan.

Model OLS yang dihasilkan ini mengasumsikan bahwa hubungan antara variabel bersifat konstan (*spatially stationary*) di seluruh wilayah pengamatan sehingga tidak mampu menangkap variasi hubungan yang berbeda antar lokasi (Wooldrige, 2013; Gurajati & Porter, 2009; Anselin, 1988). Dalam konteks data spasial, asumsi *spatially stationary* tersebut seringkali tidak terpenuhi karena adanya ketergantungan spasial (*spatial autocorrelation*) serta variasi hubungan antar wilayah (*spatial heterogeneity*) yang dapat menyebabkan estimasi menjadi bias dan tidak efisien (Anselin, 1988; 2002), sehingga pengujian autokorelasi dan dependensi spasial perlu dilakukan dan dibahas pada bagian selanjutnya.

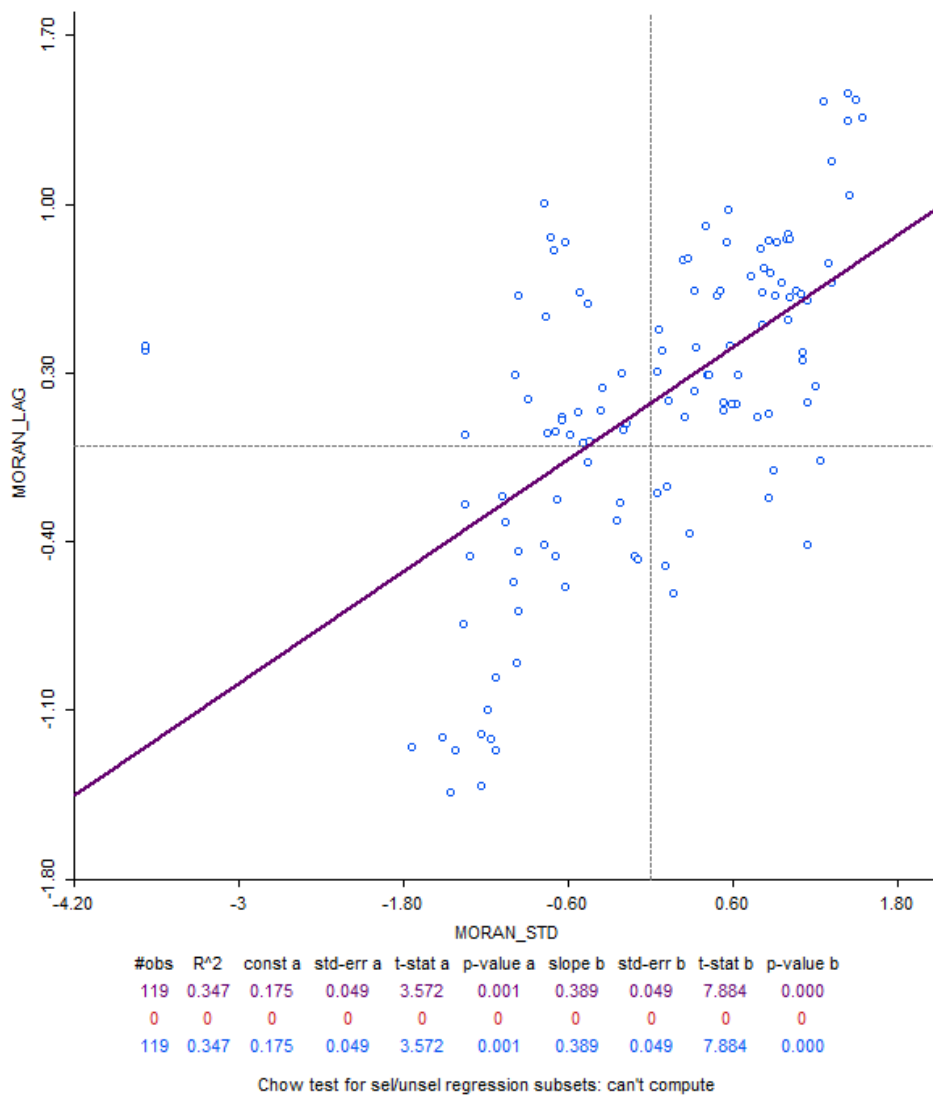
Autokorelasi dan Dependensi Spasial

Hasil *scatter plot* Indeks Moran pada Gambar 2 menjelaskan bahwa titik-titik amatan tersebar di setiap kuadran, di mana amatan pada kuadran 1 (*high-high*) dan kuadran 3 (*low-low*) adalah yang terbanyak. Nilai indeks moran yang dihasilkan sebesar 0,389 dengan *p-value* sebesar 0,000 menunjukkan bahwa terdapat autokorelasi spasial yang signifikan. Hal ini mengindikasikan bahwa asumsi independensi residual dalam model OLS tidak terpenuhi. Nilai Moran's I yang signifikan dan positif ini menunjukkan bahwa kerentanan pekerja tidak tersebar secara acak, melainkan membentuk pola pengelompokan (*clustered*). Temuan ini menegaskan bahwa kondisi pasar tenaga kerja di suatu wilayah sangat dipengaruhi oleh wilayah sekitarnya, menciptakan pola spasial yang

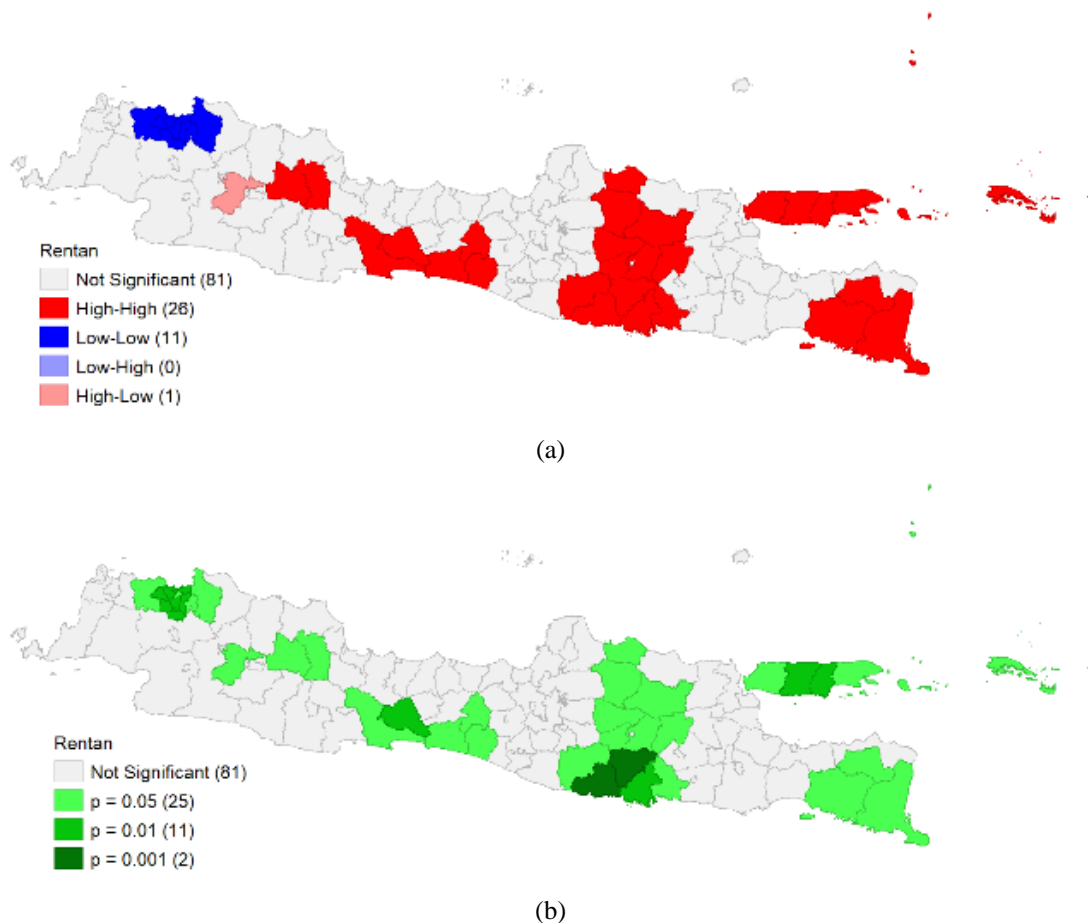
konsisten dengan konsep *spatial spillover* dalam ekonomi regional.

Penelaahan lebih lanjut menggunakan LISA *cluster map* dan LISA *significance map* untuk mengetahui pola spasial yang signifikan dengan memetakan tipe kluster spasial, seperti kluster tinggi (*high-high*), kluster rendah (*low-low*), atau outlier (*high-low* atau *low-high*). Gambar 3a memberikan gambaran lebih jelas mengenai wilayah kabupaten/kota mana saja yang termasuk dalam kluster *high-high* yang ditandai dengan warna merah terang sebanyak

26 wilayah, dan kluster *low-low* yang berwarna biru terang sebanyak 11 wilayah, serta kluster *high-low* sebanyak 1 wilayah. Kluster tinggi menggambarkan bahwa kabupaten/kota dengan persentase pekerja rentan tinggi akan berdekatan dengan kabupaten/kota lain yang juga memiliki persentase pekerja rentan tinggi. Sebaliknya, kluster rendah menggambarkan wilayah dengan persentase pekerja rentan rendah akan berdekatan dan memengaruhi signifikan dengan kabupaten/ kota dengan persentase pekerja rentan rendah.



Gambar 2. *Scatter Plot* Indeks Moran pada Persentase Pekerja Rentan di Pulau Jawa Tahun 2024
 Sumber: *Output* Geoda



Gambar 3. LISA (a) *cluster map* dan (b) *significance map* pada Persentase Pekerja Rentan di Pulau Jawa Tahun 2024
Sumber: *Output Geoda*

Keberadaan kluster *high-high* pada wilayah tertentu menunjukkan bahwa kantong kerentanan tenaga kerja memiliki karakteristik struktural yang mirip, seperti ketergantungan pada sektor informal atau keterbatasan peluang kerja formal. Sebaliknya, kluster *low-low* menandakan wilayah yang relatif stabil dengan kapasitas ekonomi lebih baik. Pola ini mempertegas perlunya intervensi berbasis kawasan, bukan hanya kebijakan sektoral. Terdapat 5 titik kluster tinggi, pertama di Jawa Barat pada Kabupaten Sumedang dan Majalengka, kedua di bagian selatan Jawa Tengah sekitar Kabupaten Kebumen, ketiga bagian barat Jawa Timur dari ujung selatan di Kabupaten Pacitan hingga ujung utara di Kabupaten Rembang, keempat pada wilayah timur Jawa Timur sekitar Kabupaten Banyuwangi, serta kelima di wilayah Pulau Madura. Sementara kluster rendah berada di sekitar Jabodetabek. Pada Gambar 3b

menunjukkan LISA *significance map* dengan wilayah berwarna hijau yang artinya wilayah tersebut memiliki hubungan spasial yang signifikan. Semakin gelap warna hijau, semakin terdapat autokorelasi spasial yang semakin tinggi pada tingkat signifikansi yang lebih detail (dengan *p-value* 0.001).

Hasil dependensi spasial menentukan bentuk ketergantungan spasial yang paling sesuai, apakah berupa *spatial lag* atau *spatial error*, ditunjukkan pada Tabel 2. Uji *Lagrange Multiplier* (LM) untuk *spatial lag* menghasilkan nilai statistik sebesar 7.4623 dengan *p-value* 0.0063. Koefisien ρ yang signifikan mengindikasikan bahwa peningkatan kerentanan tenaga kerja di satu wilayah akan meningkatkan kerentanan di wilayah terdekat. Mekanisme ini memperlihatkan bahwa pasar tenaga kerja bersifat saling terhubung, sehingga kebijakan formalitas kerja, peningkatan upah minimum, maupun pelatihan vokasional perlu

dirancang dalam skala regional, bukan lokal semata. Namun, setelah mempertimbangkan efek potensial dari komponen error melalui uji *Robust LM (lag)*, diperoleh nilai *p-value* 0.88274 yang artinya tidak signifikan. Hal ini

menunjukkan bahwa efek *lag* tidak dominan setelah memperhitungkan pengaruh spasial lainnya, sehingga *Spatial Lag Model (SLM)* tidak dapat digunakan.

Tabel 2. Hasil Diagnosa untuk Dependensi Spasial

<i>Test</i>	<i>MI/DF</i>	<i>Value</i>	<i>Probability</i>
<i>Lagrange Multiplier (lag)</i>	1	7.4623	0.00630
<i>Robust LM (lag)</i>	1	0.0218	0.88274
<i>Lagrange Multiplier (error)</i>	1	36.7165	0.00000
<i>Robust LM (error)</i>	1	29.2760	0.00000
<i>Lagrange Multiplier (SARMA)</i>	2	36.7383	0.00000

Sumber: *Output* Geoda

Sebaliknya, uji *Lagrange Multiplier (error)* menghasilkan nilai sebesar 36.7165 dengan *p-value* 0.00000, yang sangat signifikan. Hasil ini diperkuat oleh *Robust LM (error)* dengan nilai statistik 29.2760 dan *p-value* 0.00000, yang juga signifikan secara statistik. Dengan demikian, dapat disimpulkan bahwa dependensi spasial yang terjadi terutama muncul pada komponen residual (*error*), bukan pada variabel dependen antar lokasi. Signifikansi parameter error ini menunjukkan bahwa ada faktor-faktor struktural yang tidak dimasukkan ke dalam model tetapi tersebar secara spasial, seperti kualitas infrastruktur, aksesibilitas transportasi, dan konektivitas pasar kerja. Pengaruh ini menegaskan pentingnya memasukkan variabel-variabel kapasitas wilayah pada studi lanjutan. Pada hasil uji *Lagrange Multiplier (SARMA)* sebesar 36.7383 dengan *p-value* 0.00000 juga menunjukkan adanya ketergantungan spasial yang kuat secara umum, baik dalam bentuk *lag* maupun *error*. Namun, berdasarkan hasil uji *Robust LM*, model yang paling tepat digunakan adalah *Spatial Error Model (SEM)*, karena efek spasial pada *error* lebih dominan dibandingkan efek pada *lag*.

Kinerja SEM yang lebih baik dibandingkan SLM mengindikasikan bahwa kerentanan tenaga kerja lebih banyak dipengaruhi oleh faktor-faktor laten yang terstruktur secara spasial daripada oleh proses interaksi langsung antarwilayah. Hal ini menekankan peran determinan struktural

wilayah, termasuk kualitas layanan dasar dan kondisi sosial ekonomi lokal.

Spatial Error Model (SEM)

Pemodelan spasial dengan SEM memberikan hasil estimasi yang lebih baik dibandingkan dengan model regresi OLS. SEM mampu meningkatkan akurasi estimasi dengan menangkap determinan yang tidak terobservasi namun memiliki pola spasial, sehingga memberikan hasil yang lebih reliabel dibandingkan OLS dalam kondisi terdapat autokorelasi spasial (LeSage & Pace, 2009; Elhorst, 2014).

Hal ini ditunjukkan dengan adanya variabel spasial LAMBDA (λ) dengan probabilitas signifikan di bawah *p-value* 0.05. Penambahan variabel ini berpengaruh signifikan dalam model SEM. Selain itu, nilai *R-squared* pada SEM lebih tinggi, yaitu sebesar 0.899, dibandingkan regresi OLS dengan nilai 0.852. Nilai AIC pada SEM yang sebesar 733.228 ini juga lebih rendah dibandingkan dengan model regresi OLS yang sebesar 765.563. Selain itu, hasil diagnosis untuk dependensi spasial menggunakan uji *Likelihood Ratio Test* menunjukkan nilai *probability* yang signifikan, artinya SEM memberikan penjelasan yang lebih baik dibandingkan regresi OLS. Perbandingan antara model OLS dan model spasial menunjukkan bahwa mengabaikan ketergantungan spasial dapat mengarah pada estimasi koefisien yang bias dan ketidaktepatan dalam mengidentifikasi determinan kerentanan

tenaga kerja. Dengan demikian, model spasial memberikan kerangka analitis yang lebih sesuai untuk memotret kondisi antar wilayah yang saling terhubung. Model regresi SEM yang dihasilkan adalah sebagai berikut:

$$y_i = 1,77 + 0,43X_{1i} - 0,13X_{2i} + 1,04X_{3i} - 0,34X_{4i} + u_i$$

$$u_i = 0,55 \sum_{j=1, i \neq 1}^n w_{ij} \varepsilon_j$$

Nilai koefien regresi yang dihasilkan dari regresi SEM dan OLS berbeda, namun

tanda pada koefisien regresi pada variabelnya sama. Tanda pada nilai koefisien regresi untuk variabel X_1 dan X_3 adalah positif, artinya kenaikan pada persentase pekerja di pertanian dan kenaikan pada TPAK akan berpengaruh dalam meningkatkan persentase pekerja rentan, tidak hanya pada wilayah tersebut, namun juga berpengaruh di wilayah kabupaten/kota sekitarnya. Peningkatan pada persentase pekerja di pertanian akan meningkatkan persentase pekerja rentan sebesar 0.43 kali lipat, dan peningkatan pada TPAK akan meningkatkan persentase pekerja rentan sebesar 1.04 kali lipat.

Tabel 3. Hasil Regresi *Spatial Error Model*

Variable	Coefficient	Std.Error	z-value	Probability
CONSTANT (α)	1.76748	3.35894	0.52620	0.59875
Pertanian (X_1)	0.42956	0.05866	7.32302	0.00000
Industri (X_2)	-0.13456	0.06879	-1.95599	0.05047
TPAK (X_3)	1.03631	0.13155	7.87793	0.00000
IPM (X_4)	-0.34366	0.10532	-3.26312	0.00110
LAMBDA (u_i)	0.54913	0.08668	6.33512	0.00000
Diagnostics for Spatial Dependence	Test	DF	Value	Probability
	Likelihood Ratio Test	1	32.3355	0.00000

Sumber: *Output* Geoda

Sementara itu, tanda pada koefisien regresi X_2 dan X_4 adalah negatif, artinya kenaikan pada persentase pekerja di industri dan kenaikan IPM di setiap kabupaten/kota akan menurunkan persentase pekerja rentan di wilayahnya dan wilayah sekitarnya masing-masing sebesar 13% dan 34%. Namun demikian, koefisien *intercept* dan variabel X_2 tidak berpengaruh signifikan dalam menjelaskan variabel bebas dalam regresi SEM. Dengan kata lain, kenaikan pada persentase pekerja di industri tidak signifikan dalam menurunkan persentase pekerja rentan pada semua wilayah. Sementara variabel lainnya memberikan pengaruh yang signifikan terhadap persentase pekerja rentan di dalam model.

Nilai λ sebesar 0.55 menunjukkan bahwa sebagian besar variasi yang tidak dijelaskan oleh variabel model berasal dari kondisi yang dipengaruhi wilayah sekitar, sehingga kerentanan pekerja memiliki karakter '*spatially transmitted risk*'. Temuan ini

mengimplikasikan bahwa kebijakan ketenagakerjaan tidak dapat berhenti pada batas administratif karena dinamika pasar tenaga kerja bersifat lintas wilayah. Pendekatan kolaboratif antarwilayah, terutama yang berdekatan, dengan integrasi perencanaan pembangunan menjadi hal yang penting untuk menghasilkan kebijakan yang efektif.

Spatial Error Model digunakan ketika pola spasial muncul pada komponen *error*, sehingga ketergantungan spasial berasal dari faktor-faktor yang tidak terobservasi. Temuan dari model spasial global menegaskan bahwa kerentanan tenaga kerja merupakan fenomena yang dipengaruhi baik oleh karakteristik individual wilayah maupun interaksi spasialnya. Namun, model global belum mampu menangkap variasi lokal secara rinci, sehingga pendekatan *Geographically Weighted Regression* (GWR) diperlukan untuk memetakan keragaman pengaruh antarwilayah.

Geographically Weighted Regression (GWR)

Geographically Weighted Regression digunakan untuk menangkap heterogenitas spasial, yakni ketika hubungan antara variabel tak bebas dan variabel bebas berbeda antar lokasi. GWR menghasilkan koefisien lokal pada setiap wilayah sehingga mampu menunjukkan variasi pengaruh variabel secara spasial (Forteringham *et al.*, 2002; Brunson *et al.*, 1996; Lu *et al.*, 2014). Secara empiris, pendekatan GWR telah terbukti lebih efektif dalam menganalisis kerentanan berbasis sosioekonomi karena mampu mengidentifikasi variasi lokal antar wilayah yang tidak dapat ditangkap oleh model global (Islam *et al.*, 2024; Sung & Liaw, 2021).

Langkah awal pada pemodelan dengan GWR adalah menentukan pembobot *kernel* untuk mendapatkan *bandwidth* optimum dan hasil model yang paling efisien dengan nilai AICc terkecil. Tabel 4 menunjukkan bahwa pembobot *kernel fixed gaussian* menghasilkan *bandwidth* optimum sebesar 1.171, dengan nilai AICc sebesar 674.1572 dan *adjusted R-squared* sebesar 0.9156. Artinya, *kernel fixed gaussian* akan menghasilkan model terbaik yang dapat menjelaskan pengaruh variabel bebas sebesar 91.56% terhadap model.

Hasil regresi global pada aplikasi GWR didapatkan bahwa semua variabel signifikan dalam model pada $\alpha = 0.05$ atau *t* hitung 1.96.

Arah pengaruh dari variabel bebas sejalan dengan regresi OLS dan SEM, di mana variabel X_1 dan X_3 berpengaruh positif, sementara variabel X_2 dan X_4 berpengaruh negatif. Model yang dihasilkan adalah sebagai berikut:

$$y_i = 109.67 + 0.33X_{1i} - 0.28X_{2i} + 0.53X_{3i} - 1.21X_{4i}$$

Koefisien regresi pada model tersebut merupakan representasi untuk suatu wilayah kabupaten/kota dengan nilai rata-rata dari keseluruhan perhitungan GWR. Sementara hasil GWR untuk koefisien lokal masing-masing wilayah berada pada rentang pada Tabel 6. Koefisien regresi untuk intercept, X_1 (pertanian), dan X_3 (TPAK) bertanda positif untuk semua wilayah kabupaten/kota. Koefisien regresi untuk X_2 (industri) berada pada range -0.51 hingga 0, artinya koefisien regresi ini bertanda negatif untuk semua kabupaten kota. Pada variabel X_4 (IPM), koefisien regresi pada semua wilayah juga bertanda negatif. Pada persamaan regresi tersebut, hubungan antara variabel bebas dan tak bebas diasumsikan seragam pada semua wilayah kabupaten/kota. Model ini menggabungkan seluruh informasi spasial dengan jumlah observasi yang besar, sehingga menghasilkan nilai *t-statistic* yang besar dan membuat semua variabel tampak signifikan secara global.

Tabel 4. Perbandingan Kernel

Kernel	Adj R-Squared	AICc	Best Bandwidth Size
Fixed gaussian	0.9156	674.1572	1.171
Fixed bi-square	0.9152	675.0214	2.903
Adaptive bi-square	0.9140	675.1248	73.000
Adaptive gaussian	0.9016	685.9333	50.000

Sumber: Output GWR

Tabel 5. Hasil Regresi Global

Variabel	Estimate	Standard Error	t(Est/SE)	p-value
Intercept	109.6663	12.1772	9.0058	< 0.000001*
Pertanian (X_1)	0.3292	0.0571	5.7611	< 0.000001*
Industri (X_2)	-0.2820	0.0649	-4.3421	< 0.00003*
TPAK (X_3)	0.5283	0.1246	4.2406	< 0.00005*
IPM (X_4)	-1.2063	0.1350	-8.9344	< 0.000001*

Sumber: Output GWR (diolah)

* Signifikansi pada *p-value* 0,05

Pada model tersebut, dapat diketahui bahwa peningkatan pada persentase pekerja di

pertanian dapat meningkatkan persentase pekerja rentan sebesar 33%. Besarnya kontribusi

sektor pertanian terhadap pekerja rentan terutama dipengaruhi struktur usaha yang berskala kecil, minim modal, bergantung pada musim, serta rendahnya perlindungan kerja dan akses kesehatan. Tanpa modernisasi pertanian dan penguatan perlindungan sosial, peningkatan pekerja di sektor ini cenderung memperbesar kerentanan tenaga kerja secara antarwilayah. Program-program seperti penggunaan teknologi pertanian, kemudahan akses kredit usaha, memperlancar saluran irigasi, penyaluran bantuan bibit maupun pupuk dapat meningkatkan produktivitas petani sehingga dapat memperbesar pendapatannya. Perluasan wawasan terhadap jaminan pekerjaan pada sektor pertanian juga perlu menjadi perhatian agar para pekerjanya tidak terjebak pada kondisi yang rentan.

Selanjutnya, kenaikan persentase pekerja di sektor industri dapat menurunkan persentase pekerja rentan sebesar 28%. Sektor industri yang merupakan penopang perekonomian di Pulau Jawa memegang peran penting dalam mengurangi pekerjaan rentan, utamanya pada industri besar dan sedang. Perusahaan di sektor industri ini cenderung memberikan balas jasa upah gaji pekerjanya dengan standar Upah Minimum Regional (UMR) dan memberikan jaminan pekerjaan, serta terdapat serikat pekerja pada lokasi pekerjaannya. Meningkatnya pekerja pada sektor ini dapat membantu mengurangi pekerja rentan di berbagai wilayah di Pulau Jawa. Meskipun demikian, perlu perhatian yang lebih detail pada pelaku industri kecil maupun mikro, utamanya pada industri yang baru mulai berjalan.

Untuk variabel TPAK, peningkatan angkatan kerja dapat meningkatkan persentase pekerja rentan hingga 53%. Artinya, penduduk yang baru masuk dalam angkatan kerja memiliki kecenderungan untuk menjadi pekerja rentan. Pemerintah perlu membuat kebijakan yang berpihak pada kualitas pekerja, seperti memastikan lapangan pekerjaan yang tersedia memiliki kualitas yang baik, seperti menyediakan lapangan kerja dengan upah/gaji

minimal UMR, penyediaan jaminan kerja pada berbagai jenis pekerjaan yang tersedia, serta memastikan lapangan pekerjaan yang tersedia memberikan hak-hak dasar kepada calon pekerja. Peningkatan TPAK merupakan salah satu kesempatan baik dalam strategi pembangunan ekonomi, karena semakin besar jumlah penduduk yang aktif dalam perekonomian, suplai tenaga kerja meningkat, sehingga mendukung penambahan *output* dan produktivitas dalam ekonomi.

Variabel IPM, dengan koefisien regresi terbesar di antara variabel bebas lainnya, mengindikasikan pengaruh yang kuat terhadap pekerja rentan. Peningkatan IPM di suatu wilayah dapat menurunkan persentase pekerja rentan hingga 1.21 kali lipat. Kualitas sumber daya manusia yang baik dapat menjadi motor perekonomian yang dapat mengurangi kerentanan tenaga kerja dalam berbagai sektor pekerjaannya. Kualitas ini mencakup kondisi yang sehat, pendidikan yang baik, serta pendapatan yang mencukupi untuk memenuhi kebutuhannya, yang tercermin dalam indikator yang terkandung pada IPM.

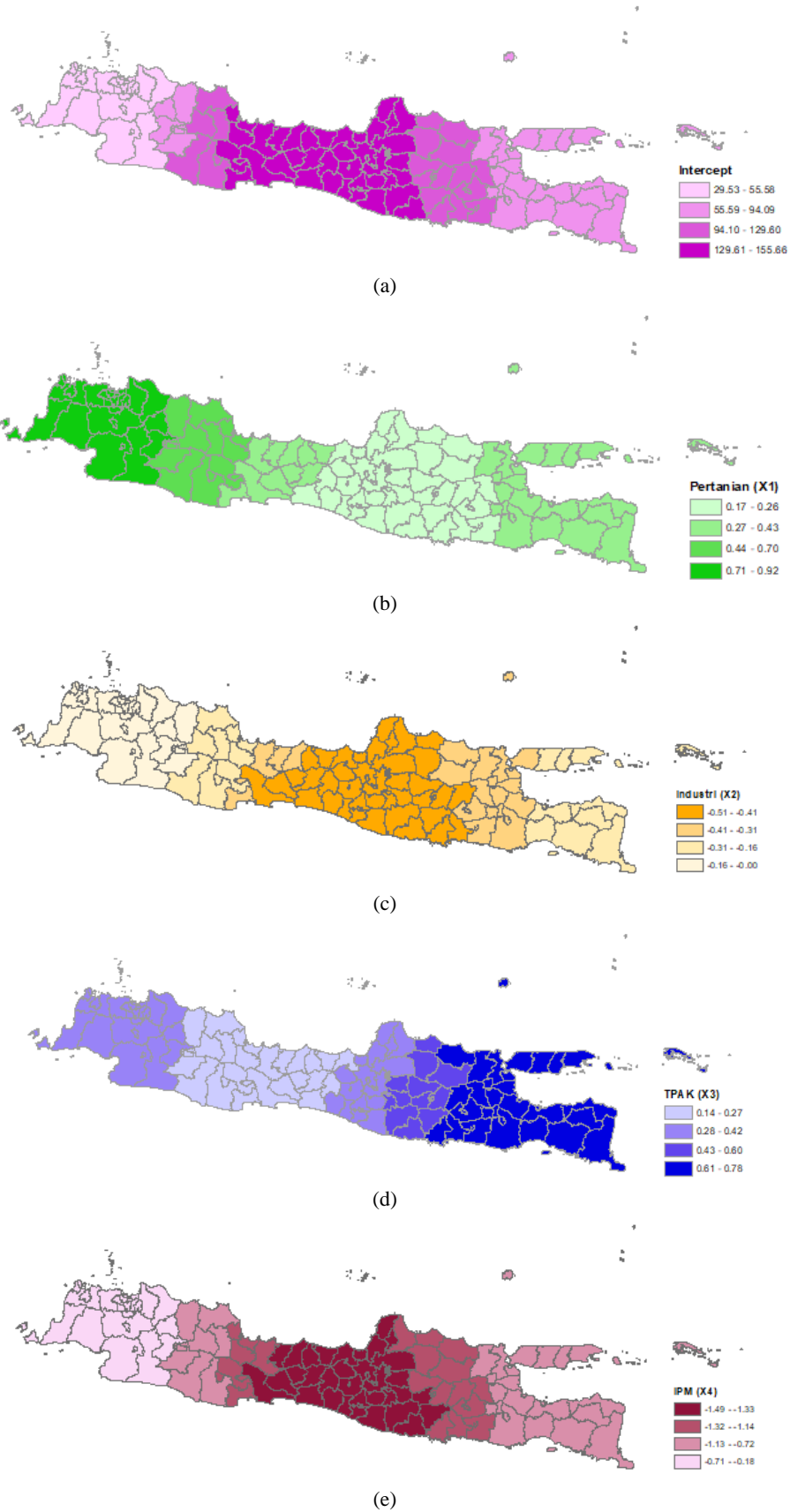
Pemaknaan hasil koefisien regresi tersebut berlaku secara global. Sementara, hasil koefisien regresi untuk model GWR berbeda-beda antar wilayah kabupaten/kota, dengan rentang besaran koefisien tertera pada Tabel 6.

Tabel 6. Koefisien Lokal GWR

Variabel	Min	Max	Range
<i>Intercept</i>	29.53	155.66	126.13
Pertanian (X_1)	0.17	0.92	0.75
Industri (X_2)	-0.51	0.00	0.51
TPAK (X_3)	0.14	0.78	0.64
IPM (X_4)	-1.49	-0.18	1.30

Sumber: *Output* GWR

Sebaran koefisien regresi untuk setiap variabel bebas dan *intercept* dapat dilihat pada Gambar 4. Secara umum, terjadi pengelompokan nilai koefisien regresi pada semua variabel, di mana hubungan yang lebih kuat, dengan koefisien regresi lebih tinggi pada hubungan positif dan koefisien regresi lebih rendah pada hubungan negatif, ditandai dengan warna yang lebih gelap.



Gambar 4. Sebaran Koefisien Regresi pada (a) *Intercept*, (b) Persentase Pekerja di Pertanian, (c) Persentase Pekerja di Industri, (d) TPAK, (e) IPM Menurut Kabupaten/Kota di Pulau Jawa Tahun 2024
Sumber: *Output GWR* (diolah)

Intercept yang semakin tinggi terlihat pada wilayah bagian tengah Pulau Jawa, dengan warna yang lebih gelap. Tanpa mempertimbangkan variabel bebas dalam model, nilai dasar (*baseline*) persentase pekerja rentan di wilayah ini sudah lebih tinggi dibandingkan wilayah lainnya. Sebaliknya, bagian barat Pulau Jawa memiliki *intercept* yang lebih rendah, ditandai warna yang lebih terang, menunjukkan bahwa persentase pekerja rentan di wilayah ini lebih rendah, terlepas dari pengaruh variabel bebas. *Intercept* dalam model GWR ini mencerminkan karakteristik lokal tertentu yang tidak tercakup dalam variabel bebas (Fortheringham *et al.*, 2002; Brunson *et al.*, 1996; Harris *et al.*, 2010), misalnya kondisi sosial ekonomi secara umum, infrastruktur, budaya kerja, dan sebagainya. Wilayah di bagian tengah Pulau Jawa membutuhkan intervensi yang lebih kuat, karena nilai awal indikator pekerja rentan di daerah ini sudah lebih tinggi sebelum pengaruh variabel lainnya dipertimbangkan.

Pada persentase pekerja di pertanian, nilainya semakin tinggi pada wilayah Jawa bagian barat, seperti Provinsi Banten, DKI Jakarta, dan sebagian Jawa Barat. Koefisien pertanian yang lebih tinggi di wilayah barat Pulau Jawa menandakan bahwa kerentanan tenaga kerja pada sektor ini tidak hanya terkait struktur ekonomi lokal, tetapi juga ketidakmerataan transformasi pertanian menuju sistem yang lebih mekanis dan terlindungi. Ini menunjukkan adanya '*development lag*' yang menjadikan pekerja pertanian lebih terpapar risiko ketidakstabilan pendapatan. Sementara bagian tengah Pulau Jawa seperti kabupaten/kota di Jawa Tengah dan sebagian Jawa Timur memiliki koefisien regresi yang lebih rendah. Artinya kenaikan pekerja di sektor pertanian memberikan pengaruh yang lebih kecil terhadap peningkatan pekerja rentan di wilayah tersebut. Ini menunjukkan adanya struktur pertanian yang cenderung lebih stabil, misalnya kepemilikan lahan yang lebih baik atau program kelembagaan pertanian yang sudah berjalan dengan baik. Fokus penguatan sektor pertanian di wilayah bagian barat Pulau Jawa

menjadi faktor yang krusial, dapat dilakukan dengan beberapa kebijakan seperti peningkatan produktivitas pertanian melalui mekanisasi, adopsi teknologi, serta pelatihan tenaga kerja, serta penciptaan diversifikasi pendapatan petani dengan agrowisata. Program lainnya seperti perlindungan sosial bagi pekerja pertanian, penguatan koperasi tani, serta kemudahan akses pembiayaan dan perbaikan rantai distribusi hasil pertanian merupakan strategi dalam penurunan pekerja rentan di wilayah Banten, DKI Jakarta, serta sebagian Jawa Barat. Sementara untuk wilayah Jawa Tengah, DIY, dan Jawa Timur, penguatan model pertanian yang telah ada saat ini bisa dipertahankan dan ditingkatkan lebih baik lagi.

Sebaran koefisien regresi variabel persentase pekerja di industri menunjukkan koefisien regresi bertanda negatif yang lebih dalam pada warna yang lebih gelap, tersebar di sebagian besar wilayah Jawa Tengah dan sebagian Jawa Timur. Artinya, semakin dalam penurunan persentase pekerja di sektor industri berpengaruh pada peningkatan persentase pekerja rentan di wilayah ini. Dominannya pengaruh negatif sektor industri di Jawa Tengah dan Jawa Timur menunjukkan bahwa daerah dengan basis manufaktur kuat memiliki kapasitas lebih besar dalam menyerap tenaga kerja ke dalam pekerjaan formal. Hal ini sejalan dengan teori dualisme ekonomi, di mana sektor industri modern berperan sebagai kanal utama mobilitas dari pekerjaan berisiko menuju pekerjaan terlindungi (Lewis, 1954). Pekerja industri di wilayah ini berperan penting sebagai penyangga kerentanan tenaga kerja, apabila sektor industri melemah, pengaruhnya terhadap tenaga kerja yang berpindah menjadi pekerja rentan akan lebih tinggi. Perlindungan pekerja di sektor industri dibutuhkan untuk menjaga kelayakan pekerjaannya, seperti program jaminan ketenagakerjaan atau jaminan sosial, penguatan hubungan industrial, serta pengembangan ekonomi kreatif, Usaha Menengah, Kecil, Mikro (UMKM) formal, dan jasa modern untuk menampung tenaga kerja yang keluar dari sektor industri.

Pada koefisien regresi variabel TPAK, wilayah kabupaten/kota di Jawa Timur cenderung memiliki koefisien regresi yang lebih tinggi dibandingkan sebagian wilayah di Jawa Barat dan Jawa Tengah, ditandai dengan warna yang lebih gelap pada Gambar 4d. Kenaikan TPAK di kabupaten/kota di Jawa Timur ini harus diwaspadai karena dapat meningkatkan persentase pekerja rentan di wilayah tersebut. Hal ini mengindikasikan masuknya angkatan kerja baru dengan keterampilan rendah atau tidak memiliki akses terhadap pekerjaan formal. Kondisi ini memperbesar kerentanan tenaga kerja karena *mismatch* kompetensi, lemahnya akses pelatihan, dan keterbatasan pasar kerja lokal dalam menyediakan pekerjaan dengan perlindungan. Akibatnya, proporsi pekerja rentan meningkat lebih cepat dibandingkan wilayah lainnya. Kebijakan ketenagakerjaan perlu difokuskan pada penyediaan lapangan pekerjaan formal, ekspansi pada sektor jasa modern, perluasan kepesertaan pada jaminan ketenagakerjaan dan sosial, serta peningkatan kualitas tenaga kerja seperti sertifikasi kompetensi dan kolaborasi program pendidikan vokasi berbasis kebutuhan industri lokal.

Hasil estimasi koefisien regresi pada variabel IPM, seperti terlihat pada Gambar 4e, bahwa wilayah Jawa Tengah dan DIY cenderung memiliki koefisien regresi bertanda negatif yang lebih dalam dibandingkan dengan wilayah barat Pulau Jawa seperti Provinsi Banten, DKI Jakarta, dan sebagian Jawa Barat, yang menunjukkan koefisien regresi bernilai negatif namun relatif lebih kecil. Peningkatan IPM di wilayah Jawa Tengah dan DIY memiliki dampak yang lebih kuat dan efektif dalam menurunkan persentase pekerja rentan dibandingkan wilayah lainnya. Pengaruh negatif yang konsisten pada variabel IPM menggambarkan bahwa ketika kualitas hidup meningkat melalui kesehatan yang lebih baik, pendidikan yang lebih tinggi, dan pendapatan yang layak, kemampuan individu untuk memilih pekerjaan non-rentan meningkat secara signifikan. IPM berperan sebagai indikator komprehensif yang tidak hanya mencerminkan kemampuan kerja, tetapi juga daya tawar tenaga

kerja di pasar kerja formal. Hasil ini menegaskan pentingnya prioritas intervensi peningkatan kualitas sumber daya manusia di wilayah Jawa Tengah dan DIY melalui penguatan pendidikan vokasi, sertifikasi kompetensi, serta peningkatan akses layanan kesehatan tenaga kerja sebagai instrumen efektif penurunan pekerja rentan. Sebaliknya, untuk wilayah barat Pulau Jawa, strategi kebijakan perlu difokuskan pada reformasi pasar kerja, penyediaan pekerjaan formal, dan penguatan perlindungan tenaga kerja informal, mengingat peningkatan IPM sendiri tidak cukup untuk menekan kerentanan kerja.

Variasi spasial yang dihasilkan dari koefisien regresi lokal tersebut menunjukkan bahwa hubungan antara variabel bebas dan persentase pekerja rentan tidak bersifat homogen di seluruh wilayah, melainkan dipengaruhi oleh kondisi sosioekonomi dan struktur pasar kerja yang berbeda antar wilayah kabupaten/kota. Pola perbedaan pengaruh variabel-variabel tersebut pada wilayah tertentu menegaskan bahwa kemampuan model dalam menjelaskan variasi pekerja rentan juga bervariasi secara spasial. Dengan demikian, penting untuk melihat sejauh mana model GWR mampu menjelaskan keragaman tersebut melalui nilai *Local R-squared* pada masing-masing wilayah. Analisis *Local R-squared* memberikan informasi mengenai tingkat kecocokan model secara lokal, sehingga dapat mengidentifikasi wilayah yang memiliki tingkat penjelasan tinggi maupun rendah terhadap fenomena pekerja rentan berdasarkan variabel bebas yang digunakan dalam penelitian ini.

Variasi nilai *Local R-squared* memperlihatkan bahwa sensitivitas model terhadap struktur sosial-ekonomi sangat berbeda antarwilayah. Hal ini menunjukkan tingkat kompleksitas yang tidak dapat dijelaskan oleh model global, sehingga penggunaan GWR menjadi esensial untuk memetakan '*spatial differentiation of vulnerability*' secara lebih akurat. Nilai *Local R-squared* yang dihasilkan dari GWR menunjukkan adanya pengelompokan seperti pada Gambar 5, berkisar antara 0.8783 di Kabupaten Kebumen

Provinsi Jawa Tengah hingga 0.9519 di Kabupaten Banyuwangi Provinsi Jawa Timur. Wilayah Jawa Tengah dan DIY memiliki nilai *Local R-squared* yang cenderung lebih rendah, ditandai dengan warna yang lebih terang. Sementara pada Banten, DKI Jakarta, dan sebagian Jawa Barat serta sebagian barat Jawa Timur memiliki nilai *Local R-squared* yang lebih tinggi, berkisar antara 0.9219 hingga

0.9392. Sementara itu, nilai *R-squared* tertinggi terletak pada wilayah kabupaten/kota bagian timur Jawa Timur, termasuk Pulau Madura, dengan nilai *Local R-squared* sebesar 0.9393 hingga 0.9510. Artinya, keempat variabel bebas dapat menjelaskan model yang lebih baik pada kabupaten/kota di wilayah timur Jawa Timur sebesar 93.93% hingga 95.10%.



Gambar 5. Sebaran Nilai *Local R-squared*
Sumber: *Output GWR* (diolah)

Hasil pengolahan GWR untuk variabel lokal yang berpengaruh signifikan pada model terdapat dua kelompok. Kelompok pertama dengan variabel *intercept* dan variabel IPM (X_4) yang signifikan pada model, ditandai dengan wilayah berwarna merah muda, tersebar pada ujung timur dan ujung barat Pulau Jawa. Terdapat 24 kabupaten/kota pada kelompok ini, meliputi semua wilayah di Provinsi Banten, DKI Jakarta, 7 kabupaten/kota di Jawa Barat, dan 3 kabupaten/kota di Jawa Timur. Sementara wilayah lainnya memiliki variabel signifikan dalam model pada kelompok kedua, yaitu variabel *intercept*, persentase pekerja di

pertanian (X_1), dan IPM (X_4). Kelompok kedua ini yang ditandai dengan wilayah berwarna hijau muda tersebar di seluruh kabupaten/kota di Jawa Tengah dan DIY, serta sebagian wilayah Jawa Barat dan Jawa Timur. Model lokal yang dihasilkan ini menunjukkan bahwa *intercept* dan IPM (X_4) berpengaruh signifikan di setiap wilayah kabupaten/kota. Sementara variabel persentase pekerja di industri (X_2) dan TPAK (X_3) tidak signifikan pada model lokal di semua wilayah. Variabel persentase pekerja di pertanian (X_2) hanya signifikan di beberapa wilayah yang termasuk dalam kelompok 1.



Gambar 6. Sebaran Signifikansi Variabel Bebas
Sumber: *Output GWR* (diolah)

Hasil penelitian menunjukkan bahwa meskipun seluruh variabel pada model global signifikan, terdapat dua variabel dalam model lokal GWR yang tidak signifikan di semua wilayah penelitian. Perbedaan signifikansi ini merupakan karakteristik umum dari model lokal yang menangkap heterogenitas spasial antardaerah. Dalam model global, satu set parameter model digunakan untuk seluruh wilayah sehingga estimasi cenderung stabil dan mendapatkan hasil yang signifikan. Namun, pada GWR setiap lokasi memiliki koefisien yang berbeda-beda, sehingga pengaruh variabel dapat bervariasi secara substansial dari satu daerah ke daerah lain. Heterogenitas geografis dalam determinan pekerja rentan menunjukkan bahwa faktor sosioekonomi tidak bekerja secara seragam. Kondisi demografi, struktur ekonomi lokal, dan kualitas layanan publik menciptakan sensitivitas yang berbeda-beda, memperkuat argumen bahwa intervensi kebijakan harus mempertimbangkan ‘*spatial heterogeneity*’ secara eksplisit.

Temuan ini sejalan dengan literatur yang menunjukkan bahwa variabel yang signifikan secara global dapat kehilangan signifikansi pada level lokal karena perbedaan kondisi struktural, ekonomi, maupun demografis (Fotheringham *et al.*, 2017; Comber *et al.*, 2022). Studi empiris terbaru juga mendukung pola tersebut, misalnya pada analisis pekerja formal di Tiongkok, di mana beberapa variabel signifikan dalam model global ternyata tidak signifikan di berbagai kota ketika dianalisis menggunakan GWR (Ma *et al.*, 2023). Ketidaksignifikan lokal dalam model GWR dianggap sebagai bukti kuat adanya variasi spasial dalam mekanisme ekonomi antar wilayah (Lewandowska, 2018; Stege *et al.*, 2021). Hasil GWR memberikan pemahaman lebih mendalam tentang bagaimana variabel ekonomi seperti TPAK, IPM, dan struktur sektor memengaruhi kerentanan tenaga kerja secara berbeda di setiap wilayah. Temuan ini menjadi dasar penting bagi formulasi kebijakan yang lebih presisi, berbasis bukti lokal, dan adaptif terhadap kondisi spasial.

Model Terbaik

Pemilihan model terbaik dapat dilihat dari nilai *R-squared* atau *adjusted R-squared* yang tinggi untuk menunjukkan seberapa besar pengaruh variabel bebas dalam model, serta dengan melihat nilai AICc yang terkecil untuk melihat efisiensi dari model yang dihasilkan (Gurajati & Porter, 2009; Burnham & Anderson, 2002; Fotheringham *et al.*, 2002). Tabel 7 menunjukkan ringkasan hasil dari berbagai model regresi yang digunakan pada penelitian ini.

Hasil regresi klasik dengan OLS menghasilkan nilai *adjusted R-squared* sebesar 0.8516 yang artinya variabel bebas dapat menjelaskan pengaruh terhadap variabel tak bebas dalam model sebesar 85.16%. Meskipun nilai ini relatif tinggi, interpretasi terhadap kualitas model spasial perlu mempertimbangkan ukuran lain seperti AICc. Nilai AICc sebesar 765.563 merupakan yang tertinggi dibandingkan model lainnya, artinya model regresi OLS yang dihasilkan kurang efisien dibandingkan dengan SEM dan GWR. Hal ini mengindikasikan bahwa model OLS tidak sepenuhnya menangkap pola spasial dalam data, sehingga menghasilkan model yang kurang optimal.

Tabel 7. Ringkasan Model

Model	<i>Adj R-Squared</i>	AICc
OLS	0.851566	765.563
SEM	0.898932	733.228
GWR	0.915584	674.157

Sumber: *Output* Geoda dan GWR (diolah)

Model regresi spasial menghasilkan nilai *adjusted R-squared* yang lebih tinggi dan AICc lebih rendah dibandingkan dengan model OLS. Regresi SEM menghasilkan nilai AICc yang lebih rendah dari OLS, yaitu sebesar 733.228, menandakan bahwa SEM memberikan model yang lebih efisien ketika terdapat autokorelasi spasial dalam error. Nilai *adjusted R-squared* juga meningkat menjadi 0.8989. Kemampuan model SEM dalam menjelaskan variasi data lebih tinggi setelah mempertimbangkan dependensi spasial dan komponen error.

Namun demikian, model GWR menunjukkan performa terbaik dibandingkan lainnya. Dengan *adjusted R-squared* tertinggi, yaitu sebesar 0.9156, model ini dapat menangkap heterogenitas spasial yang memberikan koefisien regresi yang berbeda pada setiap wilayah kabupaten/kota. Nilai AICc terkecil, yaitu 674.157 menunjukkan bahwa model GWR adalah model yang paling efisien dan paling sesuai untuk data yang memiliki variasi pengaruh antarwilayah. Performa GWR yang unggul menegaskan bahwa kerentanan pekerja bukan fenomena homogen, melainkan dipengaruhi faktor geospasial yang bervariasi. Dengan demikian, pendekatan berbasis GWR memberikan landasan metodologis yang lebih *robust* untuk merumuskan kebijakan yang adaptif terhadap karakteristik masing-masing wilayah.

KESIMPULAN

Analisis faktor sosial-ekonomi yang memengaruhi persentase pekerja rentan di kabupaten/kota di Pulau Jawa menunjukkan bahwa metode *Geographically Weighted Regression* (GWR) merupakan pendekatan yang paling tepat. Hal ini ditunjukkan oleh nilai AICc terkecil sebesar 674.157 dan *adjusted R-squared* tertinggi sebesar 0.9156, yang sekaligus memungkinkan penjelasan heterogenitas spasial melalui koefisien regresi yang berbeda di setiap wilayah.

Secara umum, variabel yang berpengaruh positif terhadap peningkatan persentase pekerja rentan adalah persentase pekerja di sektor pertanian dan Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK). Sementara variabel yang berpengaruh negatif adalah persentase pekerja di industri dan Indeks Pembangunan Manusia (IPM).

Secara lokal, variabel persentase pekerja di sektor pertanian memberikan pengaruh positif yang signifikan, sedangkan IPM memberikan pengaruh negatif yang signifikan terhadap persentase pekerja rentan di sebagian besar wilayah kabupaten/kota di Pulau Jawa. Beberapa wilayah bahkan menunjukkan

bahwa IPM saja menjadi variabel yang signifikan dalam menurunkan persentase pekerja rentan. Temuan ini menegaskan bahwa peningkatan kualitas hidup manusia memiliki peran penting dalam pengurangan kerentanan tenaga kerja di berbagai wilayah.

Kebijakan penurunan pekerja rentan perlu mengintegrasikan intervensi peningkatan kualitas kesehatan dan keterampilan tenaga kerja, perluasan akses perlindungan ketenagakerjaan, serta transformasi struktural sektor pertanian dan industri kecil. Pendekatan berbasis spasial menjadi kunci untuk menghindari desain kebijakan seragam yang tidak sesuai dengan kapasitas lokal dan kondisi sosial ekonomi masing-masing wilayah. Karena variabel IPM berpengaruh pada semua model dan semua wilayah kabupaten/kota, penelitian lebih lanjut dapat menelaah lebih dalam pada masing-masing indikator dari komponen IPM. Analisis lanjutan disarankan untuk mengintegrasikan model GWR Panel agar dinamika waktu dapat ditangkap secara lebih akurat, termasuk melihat transisi pekerja rentan ke pekerja formal, perubahan kompetensi, serta respons wilayah terhadap intervensi kebijakan selama beberapa tahun.

Secara keseluruhan, penelitian ini menegaskan bahwa pendekatan spasial sangat krusial dalam memahami kerentanan tenaga kerja di Pulau Jawa. Model GWR menunjukkan bahwa variasi geografis memegang peran dominan dalam menentukan pengaruh masing-masing determinan sosioekonomi. Oleh karena itu, kebijakan pembangunan ketenagakerjaan harus dirancang secara kontekstual dan berbasis kawasan, dengan mempertimbangkan kapasitas ekonomi, karakter wilayah, serta dinamika pasar kerja lokal.

Sebagai tambahan, pada kawasan dengan IPM yang tinggi namun tenaga kerjanya masih tergolong rentan, kebijakan dapat diarahkan pada penguatan program pengembangan keterampilan tenaga kerja, seperti program *upskilling* atau peningkatan keterampilan di bidang pekerjaan yang sama untuk naik ke level yang lebih tinggi, serta program *reskilling* atau memberikan pelatihan

keterampilan baru yang berbeda dari sebelumnya untuk berpindah ke jenis pekerjaan lain pada pekerjaan yang tergantikan dengan teknologi. Hal ini menjadi semakin penting saat ini, mengingat pasar kerja mengalami perubahan yang sangat cepat akibat digitalisasi, otomatisasi, dan disrupsi teknologi yang berkembang pesat.

DAFTAR PUSTAKA

- Ablaza, C., Alladi, V., & Pape, U. (2023). Indonesia's informal economy: Measurement, evidence, and a research agenda (World Bank Policy Research Working Paper No. 10608). *World Bank*.
<https://documents.worldbank.org/>
- Anselin, L. (1988). *Spatial econometrics: Methods and models*. Kluwer Academic Publishers.
- Anselin, L. (2002). Under the hood: Issues in the specification and interpretation of spatial regression models. *Agricultural Economics*, 27(3), 247–267.
<https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2002.tb00120.x>.
- Anselin, L. and Rey, S. (2014). *Modern Spatial Econometrics in Practice: A Guide to Geoda, Geodaspace and Pysal*. GeoDa Press LLC.
- Badan Pusat Statistik Provinsi Banten. (2025). Keadaan Angkatan Kerja di Provinsi Banten Agustus 2024. Badan Pusat Statistik Provinsi Banten.
- Badan Pusat Statistik Provinsi Daerah Istimewa Yogyakarta. (2025). Keadaan Angkatan Kerja di Provinsi Daerah Istimewa Yogyakarta Agustus 2024. Badan Pusat Statistik Provinsi Daerah Istimewa Yogyakarta.
- Badan Pusat Statistik Provinsi DKI Jakarta. (2025). Keadaan Angkatan Kerja di Provinsi DKI Jakarta Agustus 2024. Badan Pusat Statistik Provinsi DKI Jakarta.
- Badan Pusat Statistik Provinsi Jawa Barat. (2025). Keadaan Angkatan Kerja di Provinsi Jawa Barat Agustus 2024. Badan Pusat Statistik Provinsi Jawa Barat.
- Badan Pusat Statistik Provinsi Jawa Tengah. (2025). Keadaan Angkatan Kerja di Provinsi Jawa Tengah Agustus 2024. Badan Pusat Statistik Provinsi Jawa Tengah.
- Badan Pusat Statistik Provinsi Jawa Timur. (2025). Keadaan Angkatan Kerja di Provinsi Jawa Timur Agustus 2024. Badan Pusat Statistik Provinsi Jawa Timur.
- Badan Pusat Statistik. (2024). Tabel Dinamis (berbagai variabel ekonomi dan sosial). Badan Pusat Statistik Indonesia.
<https://www.bps.go.id>
- Brunsdon, C., Fotheringham, A. S., & Charlton, M. (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>.
- Buana, M., Budiman, R., Vikalista, E., Adawiyah, R., & Yusril, Y. (2025). Precarious Workers and Peasants in Indonesia: Human Rights and the Job Creation Law. *Australian Journal of Asian Law*, 26(2), 51–66.
- Burnham, K. P., & Anderson, D. R. (2002). Model selection and multimodel inference: A practical information-theoretic approach (2nd ed.). *Springer*.
<https://doi.org/10.1007/b97636>
- Chen, M., Chen, X., & Wang, Y. (2023). Urbanization and vulnerable employment: Empirical evidence from 163 countries (1991–2019). *Journal of Comparative Economics*, 51(4), 1184–1204.
<https://doi.org/10.1016/j.jce.2023.03.004>
- Chigbu, B. I., & Nekhwevha, F. (2023). Exploring the concepts of decent work through the lens of SDG 8: Addressing challenges and inadequacies. *Frontiers in Sociology*, 8, 1266141.
<https://doi.org/10.3389/fsoc.2023.1266141>.
- Ciaschi, M., & Neidhöfer, G. (2022). Job loss and household labor supply adjustments in developing countries: Evidence from Argentina (ZEW Discussion Paper No. 22-041). ZEW – Leibniz Centre for European Economic Research.
- Comber, A., Brunsdon, C., & Charlton, M. (2022). Geographically weighted regression: A methodological framework for local modelling. *Geographical Analysis*, 54(3), 415–438. <https://doi.org/10.1111/gean.12308>.
- Dartanto, T., Susanti, H., Augustin, E., & Fitriani, K. (2023). Reemployment during the Covid-19 pandemic in Indonesia: What kinds of skill sets are needed? *Cogent Economics & Finance*, 11(2).
<https://doi.org/10.1080/23322039.2023.2210382>.

- Elhorst, J. P. (2014). Spatial econometrics: From cross-sectional data to spatial panels. *Springer*. <https://doi.org/10.1007/978-3-642-40340-8>.
- Food and Agriculture Organization of the United Nations. (2009). *The State of Food and Agriculture 2009: Livestock in the Balance*. FAO.
- Fotheringham, A. S., Brunson, C., & Charlton, M. (2002). Geographically weighted regression: the analysis of spatially varying relationships. John Wiley & Sons.
- Fotheringham, A. S., Yang, W., & Kang, W. (2017). Multiscale Geographically Weighted Regression (MGWR). *Annals of the American Association of Geographers*, 107(6), 1247–1265. <https://doi.org/10.1080/24694452.2017.1352480>.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic econometrics* (5th ed.). McGraw-Hill.
- Harris, P., Fotheringham, A. S., & Juggins, S. (2010). Robust geographically weighted regression: A technique for quantifying spatial relationships between freshwater acidification critical loads and catchment attributes. *Annals of the Association of American Geographers*, 100(2), 286–306. <https://doi.org/10.1080/00045600903550378>.
- International Labour Organization. (2020). *Decent Work Country Programme (DWCP) for Indonesia 2020–2025*. ILO. <https://www.ilo.org/global/about-the-ilo/how-the-ilo-works/multilateral-system/country-profiles/lang--en/index.htm>.
- International Labour Organization. (2023). *World Employment and Social Outlook: Trends 2023*. ILO. <https://www.ilo.org/wesotrends>.
- International Monetary Fund. (2024). *Indonesia: Selected Issues (Country Report No. 2024/271)*. IMF. <https://doi.org/10.5089/9798400284663.002>
- Irwansyah, I., Waroyhan, M. F., Hasibuan, A. S., & Syahputra, M. I. (2024). Studi kasus perlindungan hukum penyandang disabilitas dalam mendapatkan pekerjaan yang layak. *Jurnal Studi Multidisipliner*, 8(7).
- Islam, M. T., et al. (2024). Spatial analysis of socio-economic and demographic factors influencing vulnerability using geographically weighted regression. *Spatial Information Research*, 32(2), 123–135. <https://doi.org/10.1007/s41324-024-00521-3>.
- Komnas HAM. (2022). *Kertas Kebijakan: Fleksibilitas Pasar Kerja dan Kerentanan Prekariat*. Komisi Nasional Hak Asasi Manusia.
- LeSage, J., & Pace, R. K. (2009). *Introduction to spatial econometrics*. CRC Press.
- Lewandowska-Gwarda, K. (2018). Geographically Weighted Regression in the analysis of unemployment in Poland. *ISPRS International Journal of Geo-Information*, 7(1), 17. <https://doi.org/10.3390/ijgi7010017>.
- Lewis, W. A. (1954). Economic development with unlimited supplies of labour. *The Manchester School*, 22(2), 139–191.
- 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>.
- Ma, X., Li, Y., & Shen, J. (2023). Spatial heterogeneity of informal employment and its determinants: A GWR-based approach in Chinese cities. *Cities*, 132, 103004. <https://doi.org/10.1016/j.cities.2022.103004>.
- Majumder, S., Roy, S., Bose, A., & Chowdhury, I. R. (2023). Multiscale GIS based-model to assess urban social vulnerability and associated risk: Evidence from 146 urban centers of Eastern India. *Sustainable Cities and Society*, 96, 104692. <https://doi.org/10.1016/j.scs.2023.104692>.
- Morales-Zurita, L. F., Quiñones, M., Dávalos, E., & Gaviria, L.-F. (2025). Spatial spillover effects in the labour market in a middle-income country. *Spatial Economic Analysis*, 20(1), 53–71. <https://doi.org/10.1080/17421772.2024.2378792>.
- Ngadi, N., et al. (2023). Rural youth mobility and aging workers in agriculture sector. *Sustainability*, 15(2), 922. <https://doi.org/10.3390/su15020922>.
- Purnomo, J. H. (2024). Exploring the spread of precarious employment: Drivers and spatial patterns. *Fenomena: Jurnal Penelitian*, 23(1), 1–15. <https://fenomena.uinkhas.ac.id/fenomena/article/download/156/105/1115>.

- Sehnbruch, K., Burchell, B., Agloni, N., & Piasna, A. (2020). Human development and decent work: Why some concepts succeed and others fail to make an impact. *Development and Change*, 51(2), 302–331. <https://doi.org/10.1111/dech.12544>.
- Sobirin, S., & Priyo Santoso, R. (2025). Pertumbuhan sektor pertanian dan penyerapan tenaga kerja di Jawa Tengah (2019–2023). *Jurnal Kebijakan Ekonomi dan Keuangan*, 4(1), 103–111. <https://doi.org/10.20885/JKEK.vol4.iss1.art12>.
- Stege, A. L., Raiher, A. P., & Souza do Carmos, A. S. (2021). COVID-19 and employment in Brazilian microregions: A spatial analysis. *Economía, Sociedad y Ambiente*, 39(3). <https://doi.org/10.25115/eea.v39i3.3709>.
- Sung, C. H., & Liaw, S. C. (2021). A GIS approach to analyzing the spatial pattern of vulnerability and resilience. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(11), 5634. <https://doi.org/10.3390/ijerph18115634>.
- Taheri, E., Güven Lisaniler, F., & Payaslıoğlu, C. (2021). Female labour force participation: What prevents sustainable development goals from being realised in Iran? *Sustainability*, 13(21), 11918. <https://doi.org/10.3390/su132111918>.
- UNDP. (2021). Human Development Report 2021/22 - Statistical Update & Dashboard (selected indicators: vulnerable employment). United Nations Development Programme. <https://hdr.undp.org/>
- Wooldridge, J. M. (2013). *Introductory econometrics: A modern approach* (5th ed.). Cengage Learning.