Analisis Regresi Spasial Determinan Ketimpangan Pendapatan di Pulau Sumatera

M Rafly Darmawan[1], Arivina Ratih Yuliahar Taher[2], Vitriyani Tri Purwaningsih[3]
Program Studi Ekonomi Pembangunan, Fakultas Ekonomi dan Bisnis, Universitas Lampung, Bandar Lampung[1,2,3]
raflydarmawan04@gmail.com[1], arivina.ratih@feb.unila.ac.id[2], vitriyani.tri@feb.unila.ac.id[3]

Abstract
Purpose: This study examines the spatial dependence of income inequality across 154 regencies and cities in Sumatra in 2023 and analyses the association of the open unemployment rate, mean years of schooling, and the special allocation fund with the Gini ratio.
Methodology/approach: The study uses cross-sectional secondary data from Statistics Indonesia and the Directorate General of Fiscal Balance. Estimation is conducted in GeoDa using a row-standardised queen contiguity weights matrix at the 10 percent significance level. The best spatial regression model, based on the results of the Lagrange Multiplier (LM) tests, LM-Lag and LM-Error, is the Spatial Error Model (SEM).
Results/findings: The Moran's I test shows positive spatial autocorrelation, and the LM tests indicate spatial error dependence, so SEM is applied. Under SEM, the open unemployment rate, mean years of schooling, and the special allocation fund all have positive and significant coefficients, although the special allocation fund is significant only at the 10 percent level.
Limitations: The analysis uses a single year and one spatial weights matrix; the results indicate associations rather than causal effects.
Contribution: The study provides regency and city-level evidence for Sumatra, where earlier studies mostly use provincial data, and highlights the importance of accounting for spatial error dependence in explaining income inequality.

Keywords: *Gini ratio, income inequality, spatial error model, spatial regression, Sumatra*

1. Pendahuluan

Ketimpangan pendapatan di Pulau Sumatera pada 2023 berbeda cukup lebar antarkabupaten/kota. Dari 154 daerah yang diamati, Gini ratio (Y) berkisar antara 0,194 dan 0,392, dengan rata-rata 0,283 dan simpangan baku 0,042. Nilai tertinggi sekitar dua kali lipat nilai terendah, padahal keduanya berada di pulau yang sama. Pada tingkat nasional, Badan Pusat Statistik (BPS, 2023a) mencatat kenaikan Gini ratio dari 0,384 pada Maret 2022 menjadi 0,388 pada Maret 2023. Angka nasional itu tidak memperlihatkan variasi antardaerah. Analisis determinan ketimpangan karena itu memerlukan unit yang lebih rinci, yaitu kabupaten/kota.

Ketimpangan itu muncul bersama persoalan kemiskinan. Menurut BPS (2023b), persentase penduduk miskin di Pulau Sumatera pada Maret 2023 mencapai 9,27 persen, atau sekitar 5,67 juta jiwa. Pemerataan hasil pembangunan dengan demikian masih menjadi pekerjaan rumah di pulau ini. Pemahaman tentang faktor yang berkaitan dengan ketimpangan membantu pemerintah daerah merumuskan kebijakan yang tepat sasaran.

Kajian ketimpangan di Sumatera sebagian besar memakai provinsi sebagai unit analisis. Yolanda, Syaparuddin, dan Syamsurijal (2024) menerapkan model panel *fixed effect* dan melaporkan bahwa IPM dan TIK menurunkan ketimpangan secara signifikan. Putri, Saefurrohman, dan Pratomo (2025) memakai panel 10 provinsi tahun 2015–2024 dan melaporkan pengaruh positif aglomerasi industri, pendidikan, jumlah penduduk, dan tenaga kerja. Rahman et al. (2024) sudah memasukkan unsur spasial dalam panel 10 provinsi tahun 2015–2022, tetapi analisisnya tetap berada di level provinsi. Agregasi ke level provinsi menyatukan daerah yang berbeda menjadi satu nilai, sehingga perbedaan antarkabupaten/kota tidak teramati. Keterbatasan ini mengurangi informasi bagi pemerintah kabupaten/kota yang merumuskan kebijakan di wilayahnya.

Penelitian pada level kabupaten/kota memang sudah ada, tetapi cakupannya seluruh Indonesia dan ukuran disparitasnya bukan Gini ratio. Mursalin dan Irawan (2025), misalnya, memakai indeks Theil dan Williamson, dan Aritenang dan Chandramidi (2023) memakai disparitas pendapatan daerah. Sepengetahuan penulis, belum ada studi yang menganalisis Gini ratio kabupaten/kota di seluruh Sumatera dengan regresi spasial. Artikel ini mengisi celah tersebut.

Gagasan analisis spasial muncul dari sifat wilayah yang diamati. Kabupaten/kota yang berbatasan langsung berpotensi memiliki keterkaitan ekonomi, seperti pasar tenaga kerja, hubungan perdagangan, dan penggunaan fasilitas bersama. Keterkaitan itu dapat membuat galat regresi pada daerah yang berdekatan saling berkorelasi. Anselin dan Bera (1998) menjelaskan bahwa autokorelasi spasial pada galat memengaruhi ketepatan estimasi galat baku OLS, sehingga uji signifikansi koefisien perlu ditafsirkan dengan hati-hati. Temuan di Indonesia menunjukkan pola serupa. Ramadani, Rostiana, dan Sudarjah (2026) serta Abubakar, Arifin, dan Fadillah (2026) melaporkan bahwa ketimpangan antardaerah berkorelasi searah secara spasial. Keterkaitan spasial juga tampak di Lampung. Ambya dan Ciptawaty (2022) menemukan pola mengelompok pada proporsi penduduk miskin di tujuh kecamatan Kabupaten Mesuji pada 2017. Artikel ini tetap tidak mengasumsikan ketergantungan spasial. Keberadaannya diuji lebih dahulu pada residual OLS melalui Moran's I dan uji *Lagrange Multiplier* (LM), dan pemilihan model mengikuti hasil uji tersebut.

Dari sisi determinan, penelitian ini memusatkan perhatian pada tiga faktor yang sudah dikaji dalam penelitian terdahulu, yaitu pasar kerja, pendidikan, dan transfer fiskal. Ketiganya diwakili oleh tingkat pengangguran terbuka (X_1), rata-rata lama sekolah (X_2), dan Dana Alokasi Khusus (DAK) (X_3). Bukti empiris tentang ketiga faktor utama belum seragam. Muryani, Esquivias, Sethi, dan Iswanti (2021) menemukan keterkaitan antara pengangguran dan ketimpangan di Indonesia, tetapi arahnya tidak selalu sesuai teori, sedangkan Yolanda et al. (2024) memperoleh koefisien pengangguran yang positif namun tidak signifikan. Pada variabel pendidikan, Putri, Saefurrohman, et al. (2025) serta Oktaviani, Basuki, dan Anggara (2025) melaporkan hubungan positif dengan ketimpangan. Pada variabel DAK, Khusaini, Sentosa, dan Putro (2023) serta Sari (2025) melaporkan penurunan ketimpangan, sedangkan Ridho dan Wijayanti (2022) tidak menemukan pengaruh yang signifikan.

Perbedaan temuan itu dapat berkaitan dengan perbedaan periode pengamatan, unit analisis, dan perlakuan terhadap keterkaitan antardaerah. Studi panel di Sumatera yang dirujuk tidak memeriksa ketergantungan antardaerah, sedangkan studi spasial yang dirujuk hanya mencakup tingkat provinsi. Penelitian ini mengisi celah tersebut dengan data *cross-section* tahun 2023 dari 154 kabupaten/kota.
Penelitian ini memberi tiga kontribusi. Pertama, analisis mencakup seluruh kabupaten dan kota di Sumatera, bukan hanya provinsi. Kedua, dari sisi metode, ketergantungan spasial diuji secara formal sebelum model dipilih, dan hasil OLS dibandingkan dengan model spasial pada data yang sama. Ketiga, dari sisi substansi, ketiga faktor diuji bersamaan dalam satu model untuk mengetahui apakah kesimpulan masing-masing faktor berubah ketika keterkaitan antardaerah diperhitungkan. Salah satu temuan utamanya ialah tingkat pengangguran baru signifikan setelah ketergantungan spasial dimodelkan.

Berdasarkan uraian itu, artikel ini memiliki tiga tujuan. Pertama, menguji melalui Moran's I residual dan uji LM apakah ketimpangan di Sumatera memiliki pola spasial. Kedua, menentukan model spasial yang paling sesuai. Ketiga, menilai arah dan signifikansi pengaruh X_1, X_2, dan X_3 terhadap Gini ratio, baik pada OLS maupun pada model spasial terpilih. Hasilnya diharapkan menjadi bahan pertimbangan bagi pemerintah daerah dalam merancang kebijakan pemerataan. Sistematika artikel adalah sebagai berikut: Bagian 2 mengulas penelitian terdahulu dan merumuskan hipotesis, Bagian 3 menguraikan metode, Bagian 4 menyajikan hasil dan pembahasan, dan Bagian 5 memuat kesimpulan.

2. Tinjauan pustaka dan pengembangan hipotesis

Bagian ini merumuskan hipotesis berdasarkan sepuluh penelitian terdahulu. Subbagian 2.1 meringkas teori yang digunakan dalam artikel ini, Subbagian 2.2 merangkum penelitian tersebut dalam satu tabel, dan Subbagian 2.3 merumuskan hipotesis berdasarkan hasil tinjauan itu.

2.1 Tinjauan teoritis

Hipotesis Kuznets (Kuznets, 1955) memandang ketimpangan sebagai bagian dari perjalanan pembangunan. Ketika ekonomi bergeser dari sektor tradisional ke sektor modern, tidak semua orang langsung menikmati hasilnya. Pekerja dan daerah yang lebih dulu masuk ke sektor modern memperoleh penghasilan lebih cepat, sehingga jarak pendapatan melebar. Jarak itu menyempit pada tahap berikutnya, ketika produktivitas dan peluang kerja menyebar lebih luas. Hubungan ini lazim digambarkan sebagai kurva berbentuk U terbalik (Sugiharti, Esquivias, Aditina, & Sukma, 2026). Nisa et al. (2025) menganalisis ketimpangan pembangunan di 34 provinsi pada periode 2014–2023, sehingga ketimpangan antardaerah tetap lazim dikaji di Indonesia. Di Indonesia, perpindahan tenaga kerja antarsektor terbukti berkaitan dengan perubahan ketimpangan antardaerah (Yusuf & Halim, 2021). Penelitian ini memakai hipotesis Kuznets sebagai kerangka umum, bukan sebagai hipotesis yang diuji. Data *cross-section* satu tahun tidak memungkinkan pembuktian bentuk kurva U terbalik. Kerangka itu tetap menjelaskan mengapa kabupaten/kota di Sumatera yang berada pada tahap pembangunan berbeda memiliki Gini ratio berbeda.

Teori ekonomi regional memandang wilayah sebagai bagian dari sistem yang saling terhubung. Tobler (1970) merumuskan gagasan ini sebagai hukum pertama geografi: semua hal saling berhubungan, tetapi hal yang berdekatan berhubungan lebih kuat daripada hal yang berjauhan. Kondisi satu daerah berkaitan dengan kondisi daerah lain melalui mobilitas tenaga kerja, perdagangan, infrastruktur, aktivitas ekonomi, dan kedekatan geografis. Kabupaten/kota yang berbatasan langsung berbagi pasar tenaga kerja dan fasilitas umum, sehingga perkembangan satu daerah dapat merambat ke daerah sekitarnya. Dalam ekonometrika, keterkaitan ini muncul sebagai ketergantungan spasial, yang dapat berbentuk *lag* pada variabel terikat atau korelasi pada galat (Anselin, 1988). Di Indonesia, Ramadani et al. (2026) menemukan autokorelasi spasial positif pada ketimpangan pendapatan antardaerah, dan Abubakar et al. (2026) juga menemukan ketergantungan spasial positif pada Gini ratio. Keterkaitan antardaerah juga terlihat di Sumatera. Ciptawaty (2021) memeriksa pola spasial PDRB di 60 kabupaten/kota pada lima provinsi Sumatera bagian selatan dengan Moran's I dan LISA, dan hasilnya memperlihatkan keterkaitan spasial antardaerah.

Pada variabel pasar kerja, pengangguran menurunkan penghasilan rumah tangga yang kehilangan pekerjaan, sedangkan rumah tangga yang bekerja tetap menerima penghasilan. Perbedaan itu melebarkan jarak pengeluaran antarrumah tangga. Daerah dengan tingkat pengangguran lebih tinggi karena itu diduga memiliki Gini ratio lebih tinggi. Muryani et al. (2021) menemukan keterkaitan antara pengangguran dan ketimpangan di Indonesia, meskipun arahnya tidak selalu sesuai teori.

Pada variabel pendidikan, teori modal manusia (Becker, 1964) memandang pendidikan sebagai investasi yang meningkatkan produktivitas dan penghasilan. Bila akses pendidikan menyebar merata, pendidikan menaikkan penghasilan kelompok berpenghasilan rendah dan mempersempit ketimpangan. Hubungan itu dapat berbalik bila imbal hasil pendidikan tinggi hanya dinikmati sebagian kelompok atau bila kesempatan kerja bagi lulusan terbatas. Sulistyaningrum dan Tjahjadi (2022) menunjukkan bahwa pekerja berpendidikan dasar menanggung ketimpangan lebih tinggi, sedangkan Oktaviani et al. (2025) dan Putri, Saefurrohman, et al. (2025) melaporkan hubungan positif antara pendidikan dan ketimpangan.

Pada variabel transfer fiskal, DAK ialah transfer bertujuan khusus dari pemerintah pusat, baik fisik maupun nonfisik. Teori federalisme fiskal (Oates, 1972) menempatkan transfer antarpemerintah sebagai salah satu alat untuk menyelaraskan kemampuan fiskal dan penyediaan layanan publik antardaerah. Bila DAK mengalir ke daerah yang layanan dasarnya tertinggal, pemerataan pembangunan dapat meningkat dan ketimpangan menurun. Khusaini et al. (2023) melaporkan hasil seperti ini. Efek transfer tetap bergantung pada kondisi fiskal tiap daerah (Akita, Riadi, & Rizal, 2021), dan alokasinya tidak selalu acak.

2.2 Penelitian terdahulu

Kesepuluh penelitian dipilih karena membahas ketimpangan atau disparitas pendapatan di Indonesia dan menyentuh sekurang-kurangnya salah satu dari empat aspek yang diuji di sini, yaitu ketergantungan

spasial, pasar kerja, pendidikan, dan transfer fiskal. Tabel 1 merangkum variabel, metode, dan temuan utama masing-masing penelitian.

Tabel 1. Ringkasan penelitian terdahulu tentang ketimpangan pendapatan di Indonesia

No	Penulis (tahun)	Variabel utama	Metode dan data	Hasil penelitian
1	Abubakar et al. (2026)	Gini ratio dan infrastruktur dasar	Ekonometrika panel spasial (SAR dengan *random effect*)	Ketimpangan antardaerah bergantung secara spasial dan searah. Infrastruktur dasar dibaca bersama efek spasial itu.
2	Yolanda et al. (2024)	Gini ratio, IPM, TPT, pertumbuhan ekonomi, infrastruktur, dan TIK	Panel *fixed effect*, provinsi di Sumatera	IPM dan TIK menurunkan ketimpangan secara signifikan. TPT bertanda positif, tetapi tidak signifikan.
3	Putri, Saefurrohman, et al. (2025)	Gini ratio, aglomerasi industri, pendidikan, jumlah penduduk, dan tenaga kerja	Panel *random effect*, 10 provinsi Sumatera, 2015–2024	Keempat faktor berasosiasi positif dan signifikan dengan ketimpangan.
4	Khusaini et al. (2023)	Gini ratio, DAK, kebijakan fiskal, dan infrastruktur jalan	Panel *fixed effect* GLS, 34 provinsi, 2012–2021	DAK menurunkan ketimpangan secara signifikan, termasuk pada perbandingan perkotaan dan perdesaan.
5	Aritenang dan Chandramidi (2023)	Disparitas pendapatan daerah, konvergensi, dan dana perimbangan	Indeks distribusi, klaster spasial, GMM, dan ekonometrika spasial; panel kabupaten/kota, 2003–2013	Kesenjangan antarwilayah bertahan. Dana perimbangan tidak efektif menekan ketimpangan, kecuali Dana Bagi Hasil yang mendorong pertumbuhan. Aglomerasi kota, kedekatan lokasi, dan tenaga kerja terampil menaikkan kinerja ekonomi.
6	Mursalin dan Irawan (2025)	Disparitas pendapatan per kapita (Theil dan Williamson) dan transfer fiskal	Panel konvensional serta SEM, SAR, SAC, dan SDM; 509 kabupaten/kota, 2015–2022	Disparitas bertahan, terutama di Jawa dan Kalimantan. Dana Bagi Hasil paling berpengaruh: menaikkan pendapatan daerah penerima, tetapi berdampak negatif pada daerah tetangga.
7	Rahman et al. (2026)	Gini ratio, PDRB riil per kapita, pekerja berpendidikan tinggi, kepadatan penduduk, dan belanja daerah	Pusat gravitasi, panel spasial SAR (KNN-4), dan analisis mediasi; tujuh provinsi Jawa–Bali, 2015–2022	PDRB per kapita menurunkan Gini ratio, sedangkan porsi pekerja berpendidikan tinggi dan kepadatan penduduk menaikkannya. Belanja daerah tidak signifikan, dan efek limpahan lemah.

No	Penulis (tahun)	Variabel utama	Metode dan data	Hasil penelitian
8	Gunawan, Ahmad, dan Gunawan (2025)	Gini ratio provinsi, 2019 dan 2024	Sistem informasi geografis dan indeks Moran	Indeks Moran positif dan signifikan pada kedua tahun, sehingga terbentuk klaster. Provinsi paling timpang pada 2019 belum tentu paling timpang pada 2024.
9	Sulistyaningrum dan Tjahjadi (2022)	Pendidikan, wilayah perkotaan dan perdesaan, serta gender	Dekomposisi Theil dan regresi kuantil	Pekerja berpendidikan dasar menanggung ketimpangan lebih tinggi. Lama pendidikan dan gender tetap berperan dalam ketimpangan.
10	Hornok dan Raeskyesa (2024)	Zona ekonomi dan ketimpangan pendapatan dalam provinsi	Panel *fixed effect* provinsi se-Indonesia dan *synthetic control* pada tiga zona	Hubungan positif secara keseluruhan, dengan kenaikan kecil dan mungkin sementara. Dampaknya berbeda antardaerah, dan penduduk tidak terampil menikmati manfaat lebih kecil.

Berdasarkan Tabel 1, terdapat tiga pola. Pola pertama, penelitian yang melibatkan dimensi ruang umumnya menemukan keterkaitan antardaerah. Ketimpangan antarprovinsi mengelompok secara searah pada Abubakar et al. (2026) dan Gunawan et al. (2025), sedangkan Rahman et al. (2026) memakai model SAR dan melaporkan efek limpahan yang lemah. Pada level kabupaten/kota, Aritenang dan Chandramidi (2023) serta Mursalin dan Irawan (2025) menunjukkan bahwa kedekatan lokasi memengaruhi kinerja ekonomi dan efek dana perimbangan. Pola kedua, arah pengaruh pasar kerja dan pendidikan masih beragam. Koefisien pengangguran bertanda positif tetapi tidak signifikan di Sumatera (Yolanda et al., 2024), sedangkan pendidikan berasosiasi dengan ketimpangan yang lebih tinggi pada Putri, Saefurrohman, et al. (2025) dan Rahman et al. (2026). Pola ketiga, hasil untuk transfer fiskal bervariasi. DAK menurunkan ketimpangan pada Khusaini et al. (2023), dana perimbangan secara umum tidak efektif pada Aritenang dan Chandramidi (2023), dan Dana Bagi Hasil berdampak negatif pada daerah tetangga pada Mursalin dan Irawan (2025).

Dari kesepuluh penelitian itu, tidak ada yang menguji X_1, X_2, dan X_3 secara bersamaan terhadap Gini ratio di setiap kabupaten atau kota Sumatera dengan regresi spasial. Studi di Sumatera memakai data provinsi (Putri, Saefurrohman, et al., 2025; Yolanda et al., 2024), sedangkan studi tingkat kabupaten/kota mencakup seluruh Indonesia dengan ukuran disparitas yang berbeda (Aritenang & Chandramidi, 2023; Mursalin & Irawan, 2025). Artikel ini mengisi celah tersebut.

2.3 Pengembangan hipotesis

Hipotesis penelitian dirumuskan berdasarkan tujuan penelitian dan temuan penelitian terdahulu, yaitu sebagai berikut:

1. Diduga terdapat ketergantungan spasial (autokorelasi spasial) pada galat model regresi Gini ratio antarkabupaten/kota di Pulau Sumatera pada tahun 2023.
2. Diduga faktor ekonomi dan sosial memengaruhi Gini ratio kabupaten/kota di Pulau Sumatera pada tahun 2023, baik pada model nonspasial maupun model spasial, dengan rincian sebagai berikut:
   a. Tingkat pengangguran terbuka (X_1) berpengaruh positif dan signifikan terhadap Gini ratio (Y).
   b. Rata-rata lama sekolah (X_2) berpengaruh negatif dan signifikan terhadap Y.
   c. Dana Alokasi Khusus (X_3) berpengaruh negatif dan signifikan terhadap Y.

Hipotesis pertama diuji pada residual OLS, bukan pada Gini ratio mentah. Pengujian pada residual menjawab pertanyaan yang relevan bagi pemilihan model, yaitu apakah setelah pengaruh X_1 sampai X_3 diperhitungkan masih tersisa keterkaitan antardaerah yang membuat estimasi OLS tidak efisien dan galat bakunya tidak tepat (Anselin, 1988; Anselin & Bera, 1998). Moran's I pada Gini ratio mentah dapat bernilai positif hanya karena daerah bertetangga memiliki nilai variabel bebas yang mirip. Gejala itu tidak otomatis berarti model OLS bermasalah.

3. Metodologi penelitian

3.1 Alur analisis

Penelitian ini bersifat kuantitatif asosiatif dengan data *cross-section* untuk satu tahun, yakni 2023. Analisis disusun mengikuti tiga pertanyaan yang berurutan. Pertanyaan pertama menyangkut arah dan besarnya hubungan ketiga variabel bebas dengan Y apabila keterkaitan antardaerah diabaikan, yang dijawab melalui OLS. Pertanyaan kedua menyangkut kelayakan pengabaian itu, dan Moran's I serta uji *Lagrange Multiplier* (LM) pada residual OLS menjawabnya sekaligus mengungkap bentuk ketergantungan yang ada. Pertanyaan ketiga menyangkut hasil estimasi setelah ketergantungan tersebut dimodelkan, yang dijawab dengan mengestimasi model spasial terpilih dan membandingkannya dengan OLS. Seluruh pengolahan data dilakukan dengan GeoDa pada tingkat signifikansi 10 persen, dan urutan kerjanya mengacu pada Anselin (2005).

3.2 Data dan variabel

Populasi penelitian terdiri atas 154 kabupaten/kota di sepuluh provinsi, yaitu Aceh, Sumatera Utara, Sumatera Barat, Riau, Kepulauan Riau, Jambi, Bengkulu, Sumatera Selatan, Kepulauan Bangka Belitung, dan Lampung. Seluruh daerah dianalisis sehingga tidak diperlukan penarikan sampel. Data bersifat sekunder dan dihimpun melalui dokumentasi. BPS menyediakan Y, tingkat pengangguran terbuka, dan rata-rata lama sekolah, sedangkan Direktorat Jenderal Perimbangan Keuangan Kementerian Keuangan (DJPK) menyediakan data DAK. Data batas administrasi dipakai untuk menyusun matriks bobot spasial. Tabel 2 merangkum definisi variabel penelitian.

Tabel 2. Definisi operasional dan sumber data variabel

Variabel	Peran	Definisi operasional	Satuan	Sumber
Y	Terikat	Gini ratio, yaitu ukuran ketimpangan distribusi pengeluaran penduduk, bernilai 0 sampai 1	Rasio	BPS
X_1	Bebas	Tingkat pengangguran terbuka, yaitu persentase pengangguran terhadap angkatan kerja	Persen	BPS
X_2	Bebas	Rata-rata lama sekolah, yaitu rata-rata lama pendidikan formal penduduk usia 25 tahun ke atas	Tahun	BPS
X_3	Bebas	Logaritma natural total DAK fisik dan nonfisik dari APBN	ln (miliar rupiah)	DJPK

Sumber: BPS dan DJPK (2023), diolah

BPS menghitung Gini ratio dari data pengeluaran Susenas dengan prosedur yang sama untuk semua daerah, sehingga nilainya dapat dibandingkan antarkabupaten/kota. Karena data dasarnya pengeluaran, Y mengukur ketimpangan distribusi pengeluaran, yang dalam artikel ini dipakai sebagai pendekatan ketimpangan pendapatan (lihat Bagian 1). X_1 dan X_2 digunakan dalam satuan aslinya.

DAK diukur sebagai total DAK fisik dan nonfisik yang diterima setiap daerah dari APBN, dalam miliar rupiah. Hasilnya ditransformasi ke logaritma natural sebelum diestimasi dan dinotasikan sebagai X_3. Pengukuran dengan nilai total dipilih karena tiga alasan. Pertama, penelitian ini menguji kaitan transfer bertujuan khusus secara keseluruhan dengan ketimpangan, sehingga seluruh dana yang mengalir ke anggaran daerah dihitung, baik untuk belanja sarana (fisik) maupun pembiayaan layanan (nonfisik).

Memisahkan keduanya menambah variabel dan mengurangi derajat bebas tanpa landasan teori yang menuntut pemisahan itu. Kedua, nilai total mencerminkan besar sumber daya fiskal yang benar-benar diterima daerah. Ukuran relatif, misalnya per kapita atau terhadap pendapatan daerah, mengubah makna variabel dari besarnya transfer menjadi kecukupan fiskal, dan itu berbeda dari pertanyaan penelitian ini. Ketiga, transformasi logaritma natural meredam pengaruh nilai ekstrem dan membuat koefisien terbaca sebagai perubahan Y akibat perubahan DAK dalam persentase. Karena besar alokasi DAK dapat dipengaruhi ukuran dan karakteristik daerah, hal ini dicatat sebagai keterbatasan pada bagian akhir artikel.

3.3 Spesifikasi model

Model dasar berupa regresi linier berganda yang diestimasi dengan OLS. Y adalah Gini ratio, dan X_1, X_2, serta X_3 berturut-turut adalah tingkat pengangguran terbuka, rata-rata lama sekolah, dan logaritma natural DAK. Persamaan (1) menyatakan model tersebut.

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \varepsilon_i \quad (1)$$

Pada persamaan (1), Y adalah Gini ratio, X_1 sampai X_3 adalah variabel bebas sebagaimana didefinisikan pada Tabel 2, *i* menunjukkan kabupaten/kota, β_0 konstanta, β_1 sampai β_3 koefisien variabel bebas, dan ε_i galat. Dua kandidat model spasial dikembangkan dari persamaan tersebut. Persamaan (2) memuat *lag* pada variabel terikat (SAR), dan persamaan (3) memuat autokorelasi pada galat (SEM).

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon \quad (2)$$
$$Y = X\beta + u, \quad u = \lambda Wu + \varepsilon \quad (3)$$

Pada persamaan (2), ρ ialah koefisien *lag* spasial dan W ialah matriks bobot spasial yang dijelaskan pada paragraf berikut. Pada persamaan (3), λ ialah koefisien autokorelasi galat spasial dan *u* ialah galat yang berkorelasi secara spasial. SEM diestimasi dengan *maximum likelihood*, dan kelayakannya terhadap OLS dinilai melalui uji *likelihood ratio*, *log likelihood*, *Akaike Information Criterion* (AIC), serta *Schwarz Criterion* (SC). Model dengan *log likelihood* lebih besar serta AIC dan SC lebih kecil dinilai lebih baik. Karena SEM tidak memuat *lag* pada variabel terikat, koefisiennya dibaca langsung seperti pada OLS, dan model ini tidak menghasilkan efek tidak langsung (LeSage & Pace, 2009).

Matriks bobot spasial W pada persamaan (2) dan (3) mendefinisikan siapa yang dianggap tetangga. W disusun dengan kriteria *queen contiguity* dan distandarkan per baris (*row-standardised*), sesuai prosedur yang dicontohkan Anselin (2005) untuk data poligon administratif. Pilihan ini memiliki empat alasan. Pertama, batas administratif kabupaten/kota berbentuk tidak beraturan. Kriteria *queen* menghitung dua daerah sebagai tetangga bila berbagi sisi atau titik sudut batas, sedangkan kriteria *rook* hanya menghitung sisi. Dengan *queen*, daerah yang bertemu pada satu titik batas tetap terhitung sebagai tetangga. Kedua, kriteria ini sesuai dengan dasar teori pada Subbagian 2.1, yaitu pasar tenaga kerja, perdagangan, dan fasilitas bersama menghubungkan daerah yang berbatasan langsung. Ketiga, ukuran kabupaten/kota di Sumatera sangat beragam, dari kota kecil hingga kabupaten yang luas. Matriks berbasis jarak dengan ambang tetap akan memberi kabupaten luas terlalu sedikit tetangga dan kota kecil terlalu banyak. Matriks *k-nearest neighbours* memaksa setiap daerah memiliki jumlah tetangga yang sama, termasuk daerah yang berbatasan dengan laut. Batas administratif mengikuti definisi yang dapat diamati dan tidak bergantung pada ambang yang dipilih peneliti. Keempat, kriteria ini mengoperasikan gagasan Tobler (1970) secara langsung, yaitu kedekatan menentukan kekuatan hubungan, tanpa tambahan asumsi tentang bentuk peluruhan jarak yang tidak dapat diuji dengan satu tahun data. Selain itu, standardisasi baris membuat *lag* spasial sama dengan rata-rata tertimbang nilai tetangga, sehingga λ dapat ditafsirkan sebagai kekuatan korelasi dengan rata-rata tetangga dan tidak dipengaruhi jumlah tetangga masing-masing daerah.

Kriteria *queen* menyisakan daerah kepulauan tanpa tetangga darat, misalnya Kepulauan Mentawai. Dari 154 daerah, terdapat 7 daerah tidak memiliki tetangga. GeoDa memperlakukan daerah itu sebagai *isolate*. Baris bobotnya bernilai nol, sehingga komponen spasialnya nol, dan daerah tersebut tetap

masuk estimasi sebagai bagian dari 154 pengamatan. Koefisien ketergantungan spasial karena itu diidentifikasi dari daerah yang memiliki tetangga.

3.4 Pemilihan model spasial

Pemilihan model mengikuti alur Anselin (2005). Moran's I pada residual OLS lebih dulu menunjukkan ada atau tidaknya ketergantungan spasial. Uji LM dan *Robust* LM kemudian menentukan bentuknya. SAR dipilih apabila hanya LM-*lag* yang signifikan, dan SEM apabila hanya LM-*error* yang signifikan. Jika keduanya signifikan, dipilih bentuk dengan statistik *robust* yang lebih besar, dan OLS dipertahankan apabila tidak ada yang signifikan. SAR dan SEM dipakai sebagai dua kandidat karena keduanya mewakili dua jenis ketergantungan spasial yang paling mendasar. SAR menggambarkan ketergantungan substantif, yaitu Gini ratio suatu daerah dipengaruhi langsung oleh Gini ratio daerah tetangga. SEM menggambarkan ketergantungan pada galat, yaitu faktor yang tidak masuk model dan dimiliki bersama oleh daerah bertetangga membuat galat mereka berkorelasi (Anselin, 1988). Alur Anselin (2005) memang disusun di sekitar kedua bentuk ini, dan GeoDa menyediakan estimasi *maximum likelihood* untuk keduanya. Pemilihan model dengan demikian didasarkan pada uji statistik, bukan pada dugaan awal mengenai bentuk ketergantungan.

Model yang lebih umum, yaitu *Spatial Durbin Model* (SDM) dan *Spatial Autoregressive Combined* (SAC), tidak dihitung. SDM menambahkan *lag* pada variabel bebas, dan SAC menggabungkan *lag* pada variabel terikat dengan autokorelasi galat (LeSage & Pace, 2009; Elhorst, 2014). Keduanya menambah parameter yang harus diestimasi dari 154 pengamatan. Tujuan artikel ini juga bukan mengestimasi efek limpahan. Tujuannya menguji apakah ketergantungan spasial ada dan apakah arah serta signifikansi koefisien bertahan setelah ketergantungan itu dimodelkan. SDM dan SAC karena itu diposisikan sebagai pengembangan pada studi lanjutan.

4. Hasil dan pembahasan

4.1 Estimasi OLS

OLS dijalankan pada 154 pengamatan. Y memiliki rata-rata 0,2834 dan simpangan baku 0,0418, dan Tabel 3 menyajikan hasil estimasinya. Ketiga koefisien bertanda positif, tetapi hanya X_2 dan X_3 yang signifikan pada tingkat 10 persen. Nilai R^2 sebesar 0,1033 (R^2 disesuaikan 0,0853) menunjukkan bahwa ketiga variabel menjelaskan sekitar 10,3 persen variasi Y.

Tabel 3. Hasil estimasi model OLS

Variabel	Koefisien	Galat baku	t-statistik	Prob.
Konstanta	0,14390	0,04251	3,3852	0,0009
X_1	0,00098	0,00194	0,5039	0,6151
X_2	0,00981	0,00303	3,2335	0,0015
X_3	0,00951	0,00566	1,6804	0,0950

Sumber: Data diolah menggunakan GeoDa (2026)

Koefisien X_2 signifikan ($p = 0,0015$) tetapi bertanda positif, sehingga berlawanan dengan arah hipotesis. Koefisien X_3 signifikan pada tingkat 10 persen ($p = 0,0950$) dan juga bertanda positif, yang berlawanan dengan arah hipotesis. Koefisien X_1 tidak signifikan ($p = 0,6151$). Inferensi OLS mensyaratkan galat yang saling bebas antardaerah, sehingga asumsi itu diperiksa pada subbagian berikutnya.

4.2 Diagnostik spasial dan pemilihan mode

Tabel 4 merangkum hasil Moran's I dan uji LM pada residual OLS.

Tabel 4. Hasil uji diagnostik ketergantungan spasial

Uji	MI/Db	Nilai	Prob.
Moran's I (error)	0,4662	7,9153	0,00000
Lagrange Multiplier (lag)	1	2,3868	0,12236
Robust LM (lag)	1	4,7746	0,02888

Uji	MI/Db	Nilai	Prob.
Lagrange Multiplier (error)	1	57,8088	0,00000
Robust LM (error)	1	60,1966	0,00000
Lagrange Multiplier (SARMA)	2	62,5834	0,00000

Sumber: Data diolah menggunakan GeoDa (2026)

Moran's I residual bernilai 0,4662 (z = 7,9153) dengan probabilitas mendekati nol, sehingga residual menunjukkan autokorelasi spasial positif. Residual yang tinggi cenderung berdekatan dengan residual yang tinggi, dan residual yang rendah dengan residual yang rendah. Pola ini mengindikasikan bahwa faktor yang tidak masuk model berkorelasi secara spasial, sejalan dengan konsep ketergantungan spasial pada Anselin (2005). Galat baku dan uji signifikansi OLS pada Subbagian 4.1 karena itu perlu ditafsirkan dengan hati-hati (Anselin & Bera, 1998). Uji LM menunjukkan bentuk ketergantungan itu. LM-*lag* sebesar 2,3868 tidak signifikan (p = 0,12236), sedangkan LM-*error* sebesar 57,8088 sangat signifikan (p < 0,001). LM-SARMA sebesar 62,5834 juga signifikan, tetapi uji ini menguji kedua bentuk sekaligus dan tidak dipakai untuk membedakan SAR dari SEM. Di antara uji nonrobust, hanya LM-*error* yang signifikan, sehingga alur pada Subbagian 3.4 mengarah ke SEM. Uji *robust* mendukung arah itu. *Robust* LM-*lag* memang signifikan (4,7746; p = 0,02888), tetapi nilainya sekitar 12,6 kali lebih kecil daripada *Robust* LM-*error* (60,1966). Aturan Anselin (2005) untuk kasus seperti ini memilih bentuk dengan statistik *robust* terbesar. Ketergantungan spasial pada data ini dengan demikian lebih sesuai dengan ketergantungan galat daripada *lag* variabel terikat, dan *Spatial Error Model* dipilih.

4.3 Estimasi Spatial Error Model

Tabel 5 menyajikan hasil SEM. Koefisien λ bernilai 0,7092 (z = 13,0611) dengan probabilitas mendekati nol, sehingga H_0: λ = 0 ditolak. Galat suatu daerah berkorelasi kuat dengan rata-rata tertimbang galat daerah tetangganya. Uji *likelihood ratio* sebesar 72,4152 (p < 0,001) juga menunjukkan bahwa SEM lebih sesuai daripada OLS.

Tabel 5. Hasil estimasi *Spatial Error Model* (SEM)

Variabel	Koefisien	Galat baku	z-statistik	Prob.
λ (lambda)	0,70920	0,05430	13,0611	0,0000
Konstanta	0,08993	0,03380	2,6604	0,0078
X_1	0,00451	0,00151	2,9938	0,0028
X_2	0,01646	0,00231	7,1172	0,0000
X_3	0,00738	0,00413	1,7860	0,0741

Sumber: Data diolah menggunakan GeoDa (2026)

Pada tingkat signifikansi 10 persen, X_1 berkoefisien 0,00451 (p = 0,0028), signifikan, dan searah dengan hipotesis pengaruh positif. X_2 berkoefisien 0,01646 (p < 0,001), sangat signifikan, tetapi berlawanan arah dengan hipotesis pengaruh negatif. X_3 berkoefisien 0,00738 (p = 0,0741), signifikan pada tingkat 10 persen, dan berlawanan arah dengan hipotesis pengaruh negatif.

SAR sudah dipertimbangkan sebagai alternatif, tetapi hasil diagnostik tidak mendukungnya. Ada empat alasan. Pertama, LM-*lag* tidak signifikan, sedangkan LM-*error* sangat signifikan. Kedua, pada uji *robust*, statistik *error* sekitar 12,6 kali statistik *lag*. Ketiga, SEM sesuai dengan sifat data. Gini ratio diduga dipengaruhi faktor yang dimiliki bersama daerah bertetangga, seperti pasar tenaga kerja, struktur sektor, dan konektivitas, dan faktor itu tidak masuk model sehingga mengendap pada galat. Nilai λ sebesar 0,7092 menunjukkan bahwa pengaruh faktor tak teramati ini kuat. SAR akan lebih sesuai bila Gini ratio suatu daerah langsung menggerakkan Gini ratio tetangganya, dan uji LM tidak menunjukkan bukti itu. Keempat, SEM mengungguli OLS pada seluruh kriteria kecocokan (Subbagian 4.4). Pilihan SEM didasarkan pada prosedur diagnostik, dan dapat direplikasi dengan data dan matriks bobot yang sama.

4.4 Perbandingan model OLS dan SEM

Tabel 6 membandingkan kedua model. *Log likelihood* meningkat dari 278,915 menjadi 315,123, AIC menurun dari -549,830 menjadi -622,245, dan SC menurun dari -537,682 menjadi -610,097. Varians galat juga menurun dari 0,001606 menjadi 0,000828. Seluruh indikator menunjukkan bahwa SEM lebih sesuai dengan data. R^2 OLS (0,1033) dan pseudo-R^2 SEM (0,5254) tidak dibandingkan secara langsung karena dasar perhitungannya berbeda (Anselin, 1988). Perbandingan kecocokan karena itu bertumpu pada *log likelihood*, AIC, dan SC.

Tabel 6. Perbandingan kecocokan model OLS dan SEM

Kriteria	OLS	SEM
Log likelihood	278,915	315,123
Akaike Information Criterion (AIC)	-549,830	-622,245
Schwarz Criterion (SC)	-537,682	-610,097
Varians galat (sigma-square)	0,001606	0,000828
Galat baku regresi	0,04008	0,02878

Sumber: Data diolah menggunakan GeoDa (2026)

4.5 Pembahasan per variabel

4.5.1 Variabel X_1 (Tingkat Pengangguran Terbuka)

Pada SEM, X_1 berasosiasi positif dan signifikan dengan Y ($p = 0,0028$), sehingga hipotesis pengaruh positif didukung. Kenaikan satu poin persentase X_1 berkaitan dengan Y yang lebih tinggi sekitar 0,0045, atau sekitar 0,11 simpangan baku, dengan variabel lain dianggap tetap. Sebagai ilustrasi, dua kabupaten yang X_1-nya berselisih lima poin persentase diperkirakan berbeda sekitar 0,023 pada Y. Hasil ini sejalan dengan dugaan bahwa daerah dengan tingkat pengangguran lebih tinggi memiliki distribusi pengeluaran yang lebih timpang. Model ini tidak menguji mekanisme yang melatarinya.

Status signifikansi X_1 berbeda antarmodel. Pada OLS, koefisiennya tidak signifikan ($p = 0,6151$), seperti temuan Yolanda et al. (2024) di Sumatera. Pada SEM, koefisiennya naik sekitar 4,6 kali lipat, dari 0,00098 menjadi 0,00451, sementara galat baku turun dari 0,00194 menjadi 0,00151. Koefisien itu bahkan signifikan pada tingkat 1 persen. Anselin dan Bera (1998) menjelaskan bahwa autokorelasi spasial pada galat memengaruhi ketepatan galat baku OLS. Perubahan status signifikansi X_1 sejalan dengan penjelasan itu, tetapi penelitian ini tidak menyelidiki sumbernya secara langsung. Kesimpulan tentang pengangguran karena itu dapat berbeda antara model spasial dan nonspasial.

4.5.2 Variabel X_2 (rata-rata lama sekolah)

Variabel X_2 berasosiasi positif dan sangat signifikan dengan Y pada SEM ($p < 0,001$), sehingga hipotesis pengaruh negatif tidak didukung. Koefisien 0,01646 berarti selisih satu tahun X_2 berkaitan dengan selisih Y sekitar 0,0165, atau sekitar 0,39 simpangan baku. Dua kabupaten yang X_2-nya berselisih tiga tahun, misalnya, diperkirakan berbeda sekitar 0,049 pada Y. Arah ini berlawanan dengan hipotesis, tetapi sejalan dengan Putri, Saefurrohman, et al. (2025) di Sumatera dan Oktaviani et al. (2025) di Nusa Tenggara Barat. X_2 signifikan pada OLS maupun SEM, sehingga hasil ini tidak bergantung pada pemodelan spasial. Pada tingkat rumah tangga, Murwiati (2023) memakai data IFLS tahun 2007 dan 2014 untuk menelusuri sumber ketimpangan di Indonesia. Hasilnya menempatkan ketimpangan pendidikan sebagai persoalan penting yang memerlukan kebijakan efektif.

Penelitian ini tidak menguji penyebab arah positif tersebut, dan literatur menawarkan beberapa kemungkinan. Pertama, imbal hasil pendidikan tidak merata. Oktaviani et al. (2025) menyatakan bahwa akses pendidikan tinggi dapat memperlebar kesenjangan pendapatan bila hanya kelompok tertentu yang menikmatinya, dan Rahman et al. (2026) menemukan bahwa porsi pekerja berpendidikan tinggi berkorelasi dengan ketimpangan yang lebih tinggi di Jawa–Bali. Sulistyaningrum dan Tjahjadi (2022) juga menunjukkan bahwa kesenjangan antartingkat pendidikan ikut membentuk ketimpangan. Kedua, karakteristik kota dan kabupaten berbeda. Daerah dengan rata-rata lama sekolah tinggi umumnya berupa kota dengan struktur ekonomi yang lebih beragam, sehingga jarak penghasilan antarkelompok

pekerja dapat lebih lebar. Ketiga, kesempatan kerja bagi lulusan dapat tertinggal dari kenaikan lama sekolah, sehingga pendidikan belum berubah menjadi penghasilan yang merata. Siburian (2023) mengkaji hubungan pendidikan dan ketimpangan dalam konteks Indonesia yang terdesentralisasi.

Artikel ini tidak dapat membedakan penjelasan-penjelasan tersebut. X_2 hanya mengukur lama sekolah rata-rata dan tidak mencakup sebaran maupun kualitas pendidikan, dan data tidak memuat status kota/kabupaten, struktur sektor, atau kesempatan kerja menurut tingkat pendidikan. Penjelasan di atas karena itu berstatus kemungkinan, bukan penyebab yang terbukti.

4.5.3 Variabel X_3 (Dana Alokasi Khusus)

Koefisien X_3 bernilai positif (0,00738) dan signifikan pada tingkat 10 persen ($p = 0,0741$), sehingga hipotesis pengaruh negatif tidak didukung. Karena X_3 berbentuk logaritma natural DAK, kenaikan DAK sebesar 1 persen berkaitan dengan kenaikan Y sekitar 0,00007, dan penggandaan DAK berkaitan dengan kenaikan sekitar 0,005. Besaran asosiasi ini kecil secara praktis. Signifikansinya juga lemah karena probabilitasnya masih di atas 0,05, dan OLS menunjukkan pola yang sama ($p = 0,0950$). Hasil ini berbeda dari Khusaini et al. (2023) dan Sari (2025) yang melaporkan penurunan ketimpangan, serta dari Ridho dan Wijayanti (2022) yang tidak menemukan pengaruh signifikan.

Beberapa hal dapat menjelaskan perbedaan itu. Pertama, desain studi berbeda. Artikel ini memakai data kabupaten/kota selama satu tahun, sedangkan Khusaini et al. (2023) memakai panel 34 provinsi tahun 2012–2021. Kedua, alokasi DAK tidak acak. Karena alokasi DAK mempertimbangkan kebutuhan dan prioritas pembangunan, daerah dengan kebutuhan atau ketimpangan lebih besar dapat menerima DAK lebih tinggi. Arah positif karena itu bisa mencerminkan sasaran alokasi, bukan dampak DAK terhadap ketimpangan. Ketiga, dampak belanja DAK terhadap pendapatan rumah tangga mungkin membutuhkan waktu, dan data satu tahun tidak dapat menangkapnya. Akita et al. (2021) menunjukkan bahwa penilaian efek transfer harus memperhitungkan disparitas fiskal antardaerah, meskipun penelitian mereka berfokus pada Dana Alokasi Umum. Hasil ini belum cukup untuk menyimpulkan bahwa DAK menurunkan atau menaikkan ketimpangan.

4.5.4 Koefisien Spasial dan Implikasinya

Koefisien λ sebesar 0,709 menunjukkan korelasi spasial yang kuat pada galat model. Faktor yang tidak dimasukkan ke dalam model dan dimiliki bersama oleh daerah bertetangga dengan demikian berkaitan dengan Gini ratio. Penelitian ini tidak mengidentifikasi faktor tersebut. Struktur sektor unggulan, konektivitas infrastruktur, atau karakter sosial budaya hanya merupakan kemungkinan yang dapat diuji pada penelitian lanjutan. Gunawan et al. (2024) membahas sektor unggulan dalam kaitannya dengan kinerja ekonomi dan serapan tenaga kerja di lima kabupaten/kota Lampung. Struktur sektor karena itu layak diuji sebagai faktor bersama antardaerah bertetangga. Besarnya λ juga menunjukkan bahwa model dengan tiga variabel bebas belum mencakup seluruh determinan ketimpangan. Temuan keterkaitan spasial ini sejalan dengan Ramadani et al. (2026) dan Abubakar et al. (2026).

Ketiga koefisien sama-sama positif pada OLS maupun SEM, sehingga arah hubungan relatif stabil. Besaran koefisien dan galat baku berubah antarmodel, terutama pada X_2. Koefisiennya naik dari 0,00981 menjadi 0,01646, dan galat bakunya turun dari 0,00303 menjadi 0,00231. Hanya X_1 yang mengalami perubahan status signifikansi. Satu batasan perlu diperhatikan. Model ini tidak menghasilkan efek limpahan (*spillover*) dari X_1, X_2, atau X_3 ke daerah yang berdekatan, karena SEM menempatkan ketergantungan spasial pada galat. Penelitian ini karena itu tidak menyimpulkan bahwa variabel bebas di suatu daerah memengaruhi Y daerah lain. Kesimpulan seperti itu memerlukan model dengan *lag* spasial, misalnya SAR atau SDM. Kesimpulan yang dapat ditarik dari SEM ialah bahwa Gini ratio daerah tertentu berkorelasi secara spasial dengan daerah sekitarnya melalui faktor yang tidak teramati.

4.6 Implikasi kebijakan

Penelitian ini membawa empat implikasi kebijakan. Pertama, pengangguran berasosiasi positif dengan ketimpangan pada SEM. Agenda pemerataan di tingkat kabupaten/kota karena itu perlu mempertimbangkan perluasan kesempatan kerja, termasuk kerja sama antardaerah bertetangga yang

berbagi pasar tenaga kerja. Kedua, rata-rata lama sekolah berasosiasi positif dengan ketimpangan. Rekomendasi untuk pendidikan sebaiknya diarahkan pada pemerataan akses dan kualitas pendidikan serta keterkaitannya dengan kesempatan kerja, agar kenaikan lama sekolah diikuti kenaikan penghasilan yang merata. Ketiga, DAK berasosiasi positif lemah dengan ketimpangan. Evaluasi sasaran dan efektivitas DAK tetap perlu dilakukan, terutama untuk memastikan alokasinya menjangkau daerah yang tertinggal. Keempat, nilai λ yang tinggi menunjukkan perlunya koordinasi antardaerah bertetangga, misalnya oleh pemerintah provinsi, dalam merancang program pemerataan. Status signifikansi X_1 berubah dari tidak signifikan pada OLS menjadi signifikan pada SEM. Kesimpulan inferensial dapat dipengaruhi oleh galat baku yang tidak tepat. Penelitian dengan data kabupaten atau kota karena itu perlu melakukan diagnostik spasial sebelum menafsirkan signifikansi koefisien OLS.

5. Kesimpulan

Penelitian ini menguji determinan ketimpangan pendapatan pada 154 kabupaten/kota di Sumatera tahun 2023 dengan memperlakukan ketimpangan sebagai fenomena spasial. Pada OLS, hanya X_2 dan X_3 yang signifikan pada tingkat 10 persen, sedangkan X_1 tidak signifikan. Moran's I residual (0,4662) menunjukkan autokorelasi spasial yang kuat, dan uji LM mengarah pada ketergantungan galat, sehingga *Spatial Error Model* dipilih. SEM lebih baik daripada OLS berdasarkan *log likelihood*, AIC, dan SC, dan koefisien galat spasialnya (0,709) signifikan. Pada SEM, X_1 positif dan signifikan sesuai hipotesis. X_2 dan X_3 positif dan signifikan tetapi berlawanan dengan hipotesis, dengan signifikansi X_3 yang lemah. Hipotesis pengaruh positif X_1 dengan demikian didukung, sedangkan hipotesis pengaruh negatif X_2 dan X_3 tidak didukung dari sisi arah.

Seluruh hasil menggambarkan asosiasi statistik, bukan hubungan sebab-akibat. Temuan ini menunjukkan bahwa analisis ketimpangan antardaerah perlu memperhitungkan keterkaitan spasial, dan bahwa pendidikan serta transfer fiskal tidak otomatis berasosiasi dengan ketimpangan yang lebih rendah.

Limitasi dan studi lanjutan

Penelitian ini memiliki sejumlah keterbatasan. Data hanya mencakup satu tahun, sehingga hasilnya menggambarkan asosiasi pada satu titik waktu dan bukan hubungan sebab-akibat. Model memuat tiga variabel bebas, dan nilai λ yang besar menunjukkan masih ada faktor spasial yang tidak teramati. Variabel kontrol, seperti struktur sektor ekonomi, status kota atau kabupaten, dan perbedaan antarprovinsi, belum dimasukkan. Tingkat signifikansi 10 persen lebih longgar daripada 5 persen, sehingga hasil X_3 perlu ditafsirkan dengan hati-hati. Gini ratio dihitung dari pengeluaran, sehingga tidak sepenuhnya mencerminkan ketimpangan pendapatan. DAK diukur dengan nilai total fisik dan nonfisik, dan alokasinya dapat mengikuti kebutuhan daerah, sehingga arah hubungannya tidak boleh dibaca sebagai dampak. Matriks *queen contiguity* menyisakan kabupaten kepulauan, misalnya Kepulauan Mentawai, tanpa tetangga darat, dan hasil pada matriks bobot lain belum diuji. Model SDM dan SAC juga belum diestimasi.

Studi lanjutan dapat menambahkan variabel kontrol seperti struktur sektor dan urbanisasi, memakai data panel, mencoba matriks bobot jarak atau *k-nearest neighbours*, menyajikan peta sebaran Gini ratio dan peta LISA, serta menjajaki model dengan *lag* spasial pada variabel bebas (SDM) agar efek limpahan dapat diestimasi secara eksplisit.

Ucapan terima kasih

Penulis berterima kasih kepada Program Studi Ekonomi Pembangunan, Fakultas Ekonomi dan Bisnis, Universitas Lampung, atas dukungan akademik, dan kepada pihak yang membantu penyediaan data.

Referensi

Abubakar, A., Arifin, A., & Fadillah, M. (2026). Basic infrastructure and income inequality in Indonesia: A spatial econometrics approach. *Jurnal Perspektif Pembiayaan dan Pembangunan Daerah, 14*(1), 1–13. https://doi.org/10.22437/ppd.v14i1.54246

Akita, T., Riadi, A. A., & Rizal, A. (2021). Fiscal disparities in Indonesia in the decentralization era: Does general allocation fund equalize fiscal revenues? *Regional Science Policy & Practice, 13*(6), 1842–1865. https://doi.org/10.1111/rsp3.12326

Ambya, A., & Ciptawaty, U. (2022). Spatial relationship between low income population and regional development index in Mesuji District. *Jurnal Ekonomi Pembangunan: Kajian Masalah Ekonomi dan Pembangunan, 23*(1), 146–154. https://doi.org/10.23917/jep.v23i1.16907

Anselin, L. (1988). *Spatial econometrics: Methods and models*. Kluwer Academic Publishers.

Anselin, L. (2005). *Exploring spatial data with GeoDa: A workbook*. Spatial Analysis Laboratory, University of Illinois, Urbana-Champaign.

Anselin, L., & Bera, A. K. (1998). Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. In A. Ullah (Ed.), *Handbook of applied economic statistics* (pp. 237–290). CRC Press. https://doi.org/10.1201/9781482269901-36

Aritenang, A. F., & Chandramidi, A. N. (2023). The spatial effects of fiscal decentralization on regional convergence: The case of regions in Indonesia. *GeoJournal, 88*, 2011–2030. https://doi.org/10.1007/s10708-022-10724-2

Badan Pusat Statistik. (2023a, 17 Juli). *Gini Ratio Maret 2023 tercatat sebesar 0,388*. https://www.bps.go.id/id/pressrelease/2023/07/17/2035/gini-ratio-maret-2023-tercatat-sebesar-0-388-.html

Badan Pusat Statistik. (2023b, 17 Juli). *Profil kemiskinan di Indonesia Maret 2023* [Berita Resmi Statistik]. Badan Pusat Statistik.

Becker, G. S. (1964). *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. National Bureau of Economic Research.

Ciptawaty, U. (2021). Analisis spasial pada model perekonomian Sumatera bagian selatan. *Jurnal Ekonomi Pembangunan, 10*(2), 113–122. https://doi.org/10.23960/jep.v10i2.297

Elhorst, J. P. (2014). *Spatial econometrics: From cross-sectional data to spatial panels*. Springer.

Gunawan, D. S., Ahmad, A. A., & Gunawan, R. S. (2025). Spatial analysis of income inequality in Indonesia. *Jurnal REP (Riset Ekonomi Pembangunan), 10*(2), 209–225. https://doi.org/10.31002/rep.v10i2.2938

Gunawan, M. C., Alamin, F., Mariska, M., Purwaningsih, V. T., & Malia, R. (2024). Optimalisasi sektor unggulan untuk meningkatkan kinerja ekonomi dan serapan tenaga kerja di Provinsi Lampung. *Jurnal Ekonomi dan Bisnis (EK dan BI), 7*(2). https://doi.org/10.37600/ekbi.v7i2.1645

Hornok, C., & Raeskyesa, D. G. S. (2024). Economic zones and local income inequality: Evidence from Indonesia. *The Journal of Economic Inequality, 22*(1), 69–100. https://doi.org/10.1007/s10888-023-09581-x

Khusaini, K., Sentosa, B. M., & Putro, T. R. (2023). Fiscal transfer policies and road infrastructure reduce income inequality in rural-urban areas. *Etikonomi, 22*(2), 333–356. https://doi.org/10.15408/etk.v22i2.28618

Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review, 45*(1), 1–28.

LeSage, J., & Pace, R. K. (2009). *Introduction to spatial econometrics*. Chapman & Hall/CRC.

Mursalin, D., & Irawan, T. (2025). Balancing regional growth, equity, and spatial: The dilemma of decentralization in Indonesia's development. *Jurnal Ekonomi dan Kebijakan Pembangunan, 14*(1), 58–82. https://doi.org/10.29244/jekp.14.1.2025.58-82

Murwiati, A. (2023). *Esai tentang dekomposisi kemiskinan dan ketimpangan, deprivasi multidimensi pada anak-anak dan kemiskinan ekstrem* [Disertasi doktoral, Universitas Gadjah Mada]. https://etd.repository.ugm.ac.id/penelitian/detail/227711

Muryani, Esquivias, M. A., Sethi, N., & Iswanti, H. (2021). Dynamics of income inequality, investment, and unemployment in Indonesia. *Journal of Population and Social Studies, 29*, 660–678. https://doi.org/10.25133/JPSSv292021.040

Nisa, C. F., Taher, A. R. Y., Ananta, P., & Suparta, I. W. (2025). Analisis ketimpangan pembangunan daerah di 34 provinsi Indonesia. *E-journal Field of Economics, Business and Entrepreneurship, 3*(2), 454–466. https://doi.org/10.23960/efebe.v3i2.254

Oates, W. E. (1972). *Fiscal federalism*. Harcourt Brace Jovanovich.

Oktaviani, L. K., Basuki, P., & Anggara, J. (2025). Analisis faktor-faktor yang mempengaruhi ketimpangan pendapatan kabupaten/kota di Nusa Tenggara Barat tahun 2014–2023. *Jurnal Konstanta, 4*(1), 256–272. https://doi.org/10.29303/konstanta.v4i1.1902

Putri, E. L., Saefurrohman, G. U., & Pratomo, D. (2025). The effect of industrial agglomeration, education level, population and labor on regional income inequality in Sumatera Island (panel data analysis 2015–2024) from the perspective of Islamic economics. *Al-Kharaj: Jurnal Ekonomi, Keuangan & Bisnis Syariah, 7*(7), 2403–2427. https://doi.org/10.47467/alkharaj.v7i7.8260

Rahman, A., Nasution, I. G. S., Sari, R. L., Lubis, I., Sirojuzilam, & Pratomo, W. A. (2024). Spatial analysis of income inequality: The case of Sumatra Island, Indonesia. *Jurnal Ekonomi Malaysia, 58*(3). http://dx.doi.org/10.17576/JEM-2024-5803-3

Rahman, A., Sirojuzilam, Pratomo, W. A., Lubis, I., Hakim, S. H., & Fitri, N. (2026). Gravity of income inequality and spatial model in Java-Bali, Indonesia. *Jurnal Ekonomi Malaysia, 60*(1), 71–88. http://dx.doi.org/10.17576/JEM-2026-6001-6

Ramadani, D. N., Rostiana, E., & Sudarjah, G. M. (2026). Pola spasial dan determinan ketimpangan pendapatan di Indonesia. *JIEP: Jurnal Ilmu Ekonomi dan Pembangunan, 9*(1), 57–79. https://doi.org/10.20527/jiep.v9i1.2971

Ridho, M. A. M., & Wijayanti, D. (2022). Analisis pengaruh dana alokasi umum, dana alokasi khusus, dana bagi hasil pajak, dan pertumbuhan ekonomi terhadap ketimpangan pendapatan di Indonesia. *Jurnal Kebijakan Ekonomi dan Keuangan, 1*(1), 71–81. https://doi.org/10.20885/jkek.vol1.iss1.art7

Sari, Y. P. (2025). Dapatkah Dana Alokasi Khusus, Dana Alokasi Umum, dan Dana Bagi Hasil menurunkan ketimpangan pendapatan di Indonesia? *Jurnal Ekonomi Al-Khitmah, 7*(1), 13–25. https://doi.org/10.36378/khitmah.v7i1.4061

Siburian, M. E. (2023). The impact of education on inequality in a decentralized Indonesia. *Journal of the Asia Pacific Economy, 29*(4), 1995–2006. https://doi.org/10.1080/13547860.2023.2229653

Sugiharti, L., Esquivias, M. A., Aditina, N., & Sukma, W. L. (2026). Structural transformation and regional inequality differential in Indonesia. *Regional Studies, Regional Science*. https://doi.org/10.1080/21681376.2025.2565318

Sulistyaningrum, E., & Tjahjadi, A. M. (2022). Income inequality in Indonesia: Which aspects cause the most? *Journal of Indonesian Economy and Business, 37*(3), 229–253. https://doi.org/10.22146/jieb.v37i3.2015

Tobler, W. R. (1970). A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. *Economic Geography, 46*(sup1), 234–240.

Yolanda, S. A., Syaparuddin, S., & Syamsurijal. (2024). Study of income inequality on Sumatra Island. *The Asian Journal of Professional & Business Studies, 5*(1), 263–278. https://doi.org/10.61688/ajpbs.v5i1.318

Yusuf, A. A., & Halim, P. R. (2021). Inequality and structural transformation in the changing nature of work: The case of Indonesia (UNU-WIDER Working Paper 2021/81). https://doi.org/10.35188/UNU-WIDER/2021/019-1