JIEP: Jurnal Ilmu Ekonomi dan Pembangunan
Vol. 9 No.1, 2026, hal.57-79 ISSN 2746-3249

Pola Spasial dan Determinan Ketimpangan Pendapatan di Indonesia

Dian Novita Ramadani*, Endang Rostiana, Gugum Mukdas Sudarjah
Program Studi Ekonomi Pembangunan, Fakultas Ekonomi dan Bisnis, Universitas Pasundan
**dian.224030028@mail.unpas.ac.id*

Abstract
This study comparatively analyzes the spatial patterns and determinants of inter-provincial income inequality in Indonesia using the Theil Index for the years 2016 and 2023. Based on the Theil Index calculations, the level of inequality increased in 2023 compared to 2016. The Global Moran's I test results reveal a significant positive spatial autocorrelation in both observation periods, confirming the existence of spatial dependence. The analysis proceeds with the Local Indicator of Spatial Association (LISA) and the Spatial Error Model (SEM). Specifically, the LISA mapping identifies regional polarization, wherein provinces with high inequality cluster together (High-High cluster) and are concentrated in Eastern Indonesia. Furthermore, the SEM estimations indicate that per capita GRDP and economic structure have a positive and significant effect on widening inequality. Conversely, formal labor exhibits a negative and significant effect in reducing inequality, while the Human Development Index (HDI) shows a negative but insignificant effect. Additionally, the significant spatial error coefficient (λ) *confirms the presence of spatial dependence within the error component, indicating that unobserved shocks in one province generate spatial spillover effects on the inequality levels of its neighboring regions.*
Keywords*: Income Inequality; Theil Index; Spatial Econometrics; Regional Disparities; Indonesia*

Abstrak
Penelitian ini menganalisis secara komparatif pola spasial dan determinan ketimpangan pendapatan antarprovinsi di Indonesia menggunakan Indeks Theil untuk tahun 2016 dan 2023. Berdasarkan perhitungan Indeks Theil, tingkat ketimpangan mengalami peningkatan pada tahun 2023 dibandingkan tahun 2016. Hasil uji Global Moran's I menunjukkan autokorelasi spasial positif yang signifikan pada kedua periode pengamatan yang mengonfirmasi adanya ketergantungan spasial. Analisis dilanjutkan dengan *Local Indicator of Spatial Association* (LISA) dan *Spatial Error Model* (SEM). Pemetaan LISA secara spesifik menemukan adanya polarisasi wilayah, di mana provinsi-provinsi dengan ketimpangan tinggi saling mengelompok (klaster *High-High*) dan terpusat di kawasan Indonesia Timur. Estimasi SEM mengindikasikan bahwa PDRB per kapita dan struktur ekonomi positif signifikan memperlebar ketimpangan. Sebaliknya, proporsi tenaga kerja formal berpengaruh negatif dan signifikan dalam menurunkan ketimpangan, sementara Indeks Pembangunan Manusia (IPM) menunjukkan pengaruh negatif namun tidak signifikan. Dan terdapat efek limpahan spasial antarprovinsi. Selain itu, signifikansi koefisien spasial *error* (λ) mengonfirmasi adanya ketergantungan pada komponen *error*, di mana guncangan tidak teramati *(unobserved shocks)* di satu provinsi memberikan efek limpahan *(spatial spillovers)* spasial terhadap ketimpangan di wilayah tetangganya.
Kata Kunci: Ketimpangan Pendapatan; Indeks Theil; Ekonometrika Spasial; Disparitas Wilayah; Indonesia

PENDAHULUAN

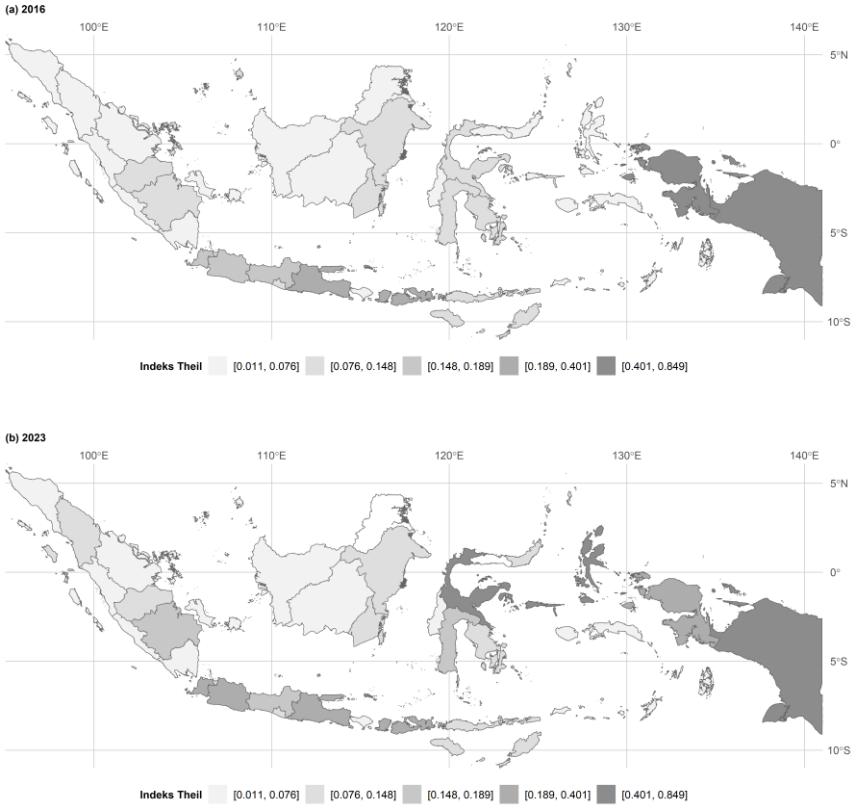
Pengurangan ketimpangan merupakan salah satu agenda utama dalam Tujuan Pembangunan Berkelanjutan (SDGs), khususnya pada Tujuan 10 yang menekankan pentingnya penurunan kesenjangan antar individu dan antarwilayah secara inklusif (UNDP, 2023). Namun, realitas empiris di Indonesia justru memperlihatkan kecenderungan yang kontradiktif terhadap prinsip inklusivitas tersebut. Meskipun Indonesia berhasil menurunkan angka kemiskinan secara signifikan, ketimpangan peluang dan akses antarwilayah tetap menjadi hambatan struktural yang persisten dalam mencapai status negara berpendapatan menengah atas *(upper-middle income)* (World Bank, 2023).

Kondisi ini menampilkan ketidaknormalan di mana pertumbuhan makroekonomi tidak serta-merta mendorong konvergensi regional. Sebaliknya, struktur ekonomi Indonesia justru terindikasi mengalami fenomena *club convergence*, di mana wilayah-wilayah maju semakin terkonsolidasi pada kutub pertumbuhan inti *(core)*, sementara provinsi-provinsi tertinggal cenderung terperangkap pada jebakan pendapatan rendah (Aginta dkk., 2020). Hal ini mempertegas bahwa akselerasi pembangunan berjalan secara asimetris, sehingga memperlebar dualisme spasial dan menghambat aliran efek kesejahteraan ke wilayah periferal (Akita & Alisjahbana, 2023).

Fenomena ini menjadi isu yang krusial, di mana proses pertumbuhan sering kali diikuti oleh peningkatan disparitas akibat perbedaan akses terhadap sumber daya ekonomi, kesempatan kerja, serta tingkat produktivitas (Basu & Stiglitz, 2016; Bourguignon, 2017; Stiglitz, 2019). Dalam konteks pembangunan kontemporer, ketimpangan pendapatan tidak lagi dipandang semata-mata sebagai persoalan ekonomi, melainkan telah berkembang menjadi tantangan multidimensional yang berdampak pada stabilitas sosial (Lakner dkk., 2022; Nadim Haddad dkk., 2024). Lebih dari itu, tingginya disparitas ini secara terstruktur terbukti menghambat mobilitas ekonomi masyarakat dan mereduksi efektivitas kebijakan pengentasan kemiskinan (World Bank, 2016). Lebih lanjut, tingginya ketimpangan terbukti memperlambat laju penurunan kemiskinan dan mengurangi dampak positif pertumbuhan ekonomi terhadap kesejahteraan masyarakat (Bergstrom, 2022; Ravallion, 2001).

Ketimpangan pendapatan antarwilayah merupakan fenomena yang banyak ditemukan di negara berkembang (Fan & Casetti, 1994). Hal ini dipicu oleh perbedaan distribusi investasi dan akses infrastruktur yang menyebabkan aktivitas ekonomi terkonsentrasi di wilayah tertentu (Cuadrado-Roura dkk., 1999; Y. Li & Wei, 2010). Akibatnya, disparitas pendapatan ini memperlebar kesenjangan kesejahteraan masyarakat secara luas (Artelaris & Petrakos, 2016). Fenomena serupa juga terjadi di Indonesia, di mana ketimpangan pendapatan antarwilayah masih menjadi masalah yang persisten.

Sebagai negara kepulauan yang terdiri dari lebih dari 17.000 pulau, Indonesia memiliki kondisi geografis dan karakteristik wilayah yang sangat beragam, baik dari sisi sumber daya, jumlah penduduk maupun tingkat pertumbuhan ekonomi (Harry B Harmadi & Adji, 2020). Akan tetapi, keberagaman ini tidak diiringi pemerataan, di mana aktivitas ekonomi nasional masih terkonsentrasi di beberapa wilayah tertentu, khususnya Pulau Jawa yang menjadi pusat kegiatan industri, jasa, dan pemerintahan. Konsentrasi ekonomi inilah yang pada akhirnya memicu kesenjangan kesejahteraan antar kawasan maju dan kawasan yang relatif tertinggal (Hill & Vidyattama, 2016). Kondisi ini dapat dilihat melalui distribusi Indeks Theil yang mencerminkan tingkat ketimpangan antarwilayah di Indonesia.



Gambar 1. Peta Distribusi Ketimpangan Pendapatan di Indonesia Tahun 2016 & 2023
Sumber: Hasil Olah Data dengan RStudio, 2026

Berdasarkan Gambar 1, terlihat bahwa ketimpangan pendapatan antarprovinsi di Indonesia masih menunjukkan pola yang tidak merata pada kedua periode pengamatan. Provinsi di kawasan Indonesia Timur, khususnya Papua, secara konsisten menunjukkan tingkat ketimpangan yang lebih tinggi dibandingkan dengan wilayah lainnya. Selain Papua, beberapa wilayah seperti Nusa Tenggara Timur dan Papua Barat juga menunjukkan tingkat ketimpangan yang relatif lebih tinggi dibandingkan dengan provinsi di kawasan Indonesia Barat, seperti Jawa Tengah, Jawa Barat, dan Sumatera Barat yang cenderung berada pada kategori ketimpangan lebih rendah.

Perbandingan antara tahun 2016 dan 2023 juga mengindikasikan adanya perubahan distribusi ketimpangan di sejumlah wilayah, yang mencerminkan perubahan perkembangan ekonomi antarprovinsi. Pada tahun 2023, terlihat adanya peningkatan intensitas ketimpangan di beberapa wilayah Indonesia Timur, seperti Sulawesi Tengah, serta beberapa wilayah di Maluku dan Papua Barat yang juga mengalami perubahan distribusi ketimpangan.

Lebih lanjut, pola ketimpangan tersebut mengindikasikan bahwa disparitas antarwilayah tidak terjadi secara acak, melainkan membentuk pola keruangan tertentu *(spatial pattern)*. Konsentrasi ketimpangan di kawasan Indonesia Timur serta relatif rendahnya ketimpangan di kawasan Barat menunjukkan adanya pengelompokan geografis yang mencerminkan keterkaitan antarwilayah. Temuan ini sejalan dengan literatur ekonomi pembangunan yang menyatakan bahwa ketimpangan pendapatan dan disparitas regional merupakan konsekuensi dari proses pembangunan yang tidak merata (Andreano dkk., 2021; Williamson, 1965). Proses industrialisasi dan integrasi ekonomi diketahui dapat memperkuat konsentrasi aktivitas ekonomi di wilayah tertentu, sehingga mendorong peningkatan ketimpangan antarwilayah (Beckfield, 2019; Brakman dkk., 2015). Selain itu, perkembangan ekonomi suatu wilayah sangat dipengaruhi oleh faktor geografis serta keterkaitan antarwilayah (Barca dkk., 2012).

Temuan ini memberikan indikasi awal bahwa analisis ketimpangan pendapatan antarwilayah perlu mempertimbangkan dimensi keruangan untuk menangkap keterkaitan antarprovinsi secara lebih akurat.

Secara empiris dalam lingkup domestik, fluktuasi ketimpangan pendapatan antarwilayah dipicu oleh interaksi kompleks antara variabel ekonomi, sosial, dan demografis. Merujuk pada berbagai studi ekonomi wilayah, perbedaan tingkat pendapatan antarwilayah sering dikaitkan dengan variasi pendapatan, kualitas sumber daya manusia *(human capital)*, serta heterogenitas struktur ekonomi daerah (Barro, 2000; Ferreira & Gignoux, 2014). Selain itu, transformasi struktural yang ditandai dengan pergeseran basis ekonomi dari sektor primer menuju sektor manufaktur dan jasa juga dapat memengaruhi distribusi pendapatan regional (Cuadrado-Roura dkk., 1999).

Lebih lanjut, perbedaan akses terhadap infrastruktur dasar, seperti pendidikan berkualitas dan layanan kesehatan antarwilayah, sering kali menciptakan fenomena ketimpangan kesempatan *(inequality of opportunity)*. Kondisi ini tidak hanya memperlebar disparitas pendapatan kontemporer, tetapi juga berisiko mengukuhkan jebakan kemiskinan antar generasi (Kanbur & Wagstaff, 2014; Stiglitz, 2015). Selain itu, karakteristik pasar tenaga kerja juga memainkan peran fundamental, di mana wilayah dengan dominasi sektor formal cenderung memiliki stabilitas pendapatan yang lebih tinggi. Sebaliknya, wilayah yang bertumpu pada sektor informal menghadapi volatilitas pendapatan yang lebih besar serta keterbatasan akses terhadap perlindungan sosial, yang pada akhirnya berkontribusi menyebabkan pelebaran kesenjangan ekonomi antarwilayah (World Bank, 2016; Yusuf & Sumner, 2015).

Fenomena ketimpangan yang dipengaruhi oleh berbagai faktor tersebut pada kenyataannya tidak hanya bersifat parsial pada masing-masing wilayah, tetapi juga saling terkait antarwilayah. Secara spasial, ketimpangan tidak dapat dianalisis secara individual, karena suatu wilayah tidak berdiri sendiri dalam sistem ekonomi yang saling terhubung. Dalam perspektif ekonometrika spasial, ketimpangan pendapatan antarwilayah tidak bersifat independen, melainkan dipengaruhi oleh efek spasial atau *neighbourhood effects* (Anselin, 1988; Márquez & Lasarte, 2014). Aktivitas ekonomi suatu daerah dapat memengaruhi wilayah lain melalui berbagai mekanisme seperti mobilitas tenaga kerja, perdagangan antardaerah, dan aliran investasi (Rey, 2001). Oleh karena itu, dimensi spasial menjadi aspek penting dalam memahami pola dan keterkaitan ketimpangan wilayah (Azam & Bhatt, 2018). Sejumlah penelitian empiris juga menunjukkan bahwa ketimpangan pendapatan memiliki ketergantungan spasial, di mana wilayah yang berdekatan cenderung memiliki ketimpangan yang saling berkaitan dan membentuk pola pengelompokan *(spatial clustering)* (Salar Khan & Bakkar Siddique, 2015).

Meskipun penelitian mengenai ketimpangan pendapatan telah banyak dilakukan dan berkembang pesat, sebagian besar studi terdahulu masih menggunakan pendekatan agregat dan spasial-agnostik (mengabaikan aspek keruangan), sehingga gagal menangkap kompleksitas struktural dan fenomena tersebut. Keterbatasan empiris ini bersumber dari tiga hal utama.

Pertama, dominasi penggunaan Indeks Gini sebagai variabel pengukuran utama dalam berbagai studi empiris terdahulu (Barro, 2000; Ferreira & Gignoux, 2014; Panggabean, 2025; Rahman, Tanjung, dkk., 2023) membatasi kedalaman analisis terhadap akar permasalahan dan sumber ketimpangan. Indeks Gini hanya menangkap ketimpangan secara agregat tanpa mampu mengidentifikasi apakah kesenjangan tersebut berasal dari perbedaan antarwilayah atau dari distribusi di dalam wilayah itu sendiri. Oleh karena itu, kontribusi penelitian ini tidak hanya terletak pada penggunaan ukuran alternatif, tetapi pada kemampuannya mengidentifikasi struktur ketimpangan secara lebih detail. Dengan memanfaatkan sifat *additively decomposable* dari Indeks Theil (Nadim Haddad dkk., 2024; A. F. Shorrocks, 1980), penelitian ini menunjukkan bahwa ketimpangan di Indonesia tidak bersifat homogen, melainkan membentuk pola polarisasi spasial yang jelas antar kawasan, khususnya antara wilayah Barat dan Timur.

Temuan ini memberikan kontribusi empiris dengan mengungkap dimensi ketimpangan yang sebelumnya tidak terlihat dalam pendekatan agregat.

Kedua, sebagian besar studi terdahulu umumnya menganalisis determinan ketimpangan menggunakan pendekatan regresi konvensional *Ordinary Least Squares* (OLS) yang mengasumsikan setiap wilayah sebagai entitas independen yang terisolasi (Syaifudin dkk., 2025; Yunitasari dkk., 2023). Asumsi ini kurang sesuai dengan realitas ekonomi regional yang ditandai oleh keterkaitan antarwilayah melalui arus perdagangan, mobilitas tenaga kerja, dan aliran investasi (LeSage & Pace, 2009; Rey, 2001). Mengabaikan efek limpahan spasial *(spatial spillovers)* ini tidak hanya mengurangi aspek realitas, tetapi juga berisiko menghasilkan estimasi kebijakan yang bias (Anselin, 1988). Melihat keterbatasan tersebut, penelitian ini mengintegrasikan pendekatan ekonometrika spasial untuk menunjukkan bahwa ketimpangan suatu provinsi berkaitan dengan kondisi wilayah di sekitarnya. Dibandingkan dengan pendekatan OLS, model spasial memungkinkan pengukuran yang lebih akurat dengan mengakomodasi ketergantungan antarwilayah, sehingga mampu mengungkap pola interaksi dan struktur ketimpangan yang tidak terdeteksi dalam model konvensional. Oleh karena itu, penelitian ini bertujuan untuk menguji keberadaan ketergantungan spasial dalam ketimpangan antarprovinsi serta mengidentifikasi sejauh mana interaksi antarwilayah memengaruhi pola ketimpangan tersebut.

Ketiga, studi yang secara khusus membandingkan determinan ketimpangan antarwilayah dalam dua periode dengan karakteristik ekonomi yang berbeda, khususnya sebelum dan setelah perubahan kondisi ekonomi besar seperti pandemi, masih relatif terbatas, khususnya di Indonesia. Berbagai literatur terdahulu umumnya memisahkan aspek-aspek tersebut. Beberapa studi menganalisis dampak guncangan ekonomi besar terhadap ketimpangan wilayah, namun lebih berfokus pada konteks global pasca-*Great Recession* (Eva dkk., 2022) atau pada dampak pandemi di negara lain seperti Tiongkok (J. Li, 2024). Di sisi lain, studi yang berfokus pada determinan ketimpangan spasial di Indonesia masih cenderung menggunakan analisis pada periode waktu yang linear tanpa membandingkan efek disrupsi dari sebuah krisis ekonomi besar (Hamrullah dkk., 2026). Oleh karena itu, penelitian yang mengintegrasikan determinan ketimpangan wilayah di Indonesia dengan membandingkan periode sebelum dan sesudah pandemi masih menyisakan celah yang perlu diisi.

Berdasarkan pada ketiga celah penelitian tersebut, studi ini bertujuan untuk mengelaborasi perubahan ketimpangan pendapatan antarprovinsi di Indonesia serta mengidentifikasi faktor-faktor determinannya melalui pendekatan ekonometrika spasial. Analisis komparatif antar periode dilakukan antara tahun 2016 dan 2023 untuk menangkap pergeseran struktur ketimpangan secara temporal. Tahun 2016 dipilih sebagai representasi fase akselerasi pembangunan infrastruktur masif dalam kerangka agenda strategis Nawacita (Bappenas, 2014), sementara tahun 2023 mencerminkan periode pemulihan ekonomi pasca pandemi COVID-19 yang secara simultan dibarengi dengan penguatan kebijakan hilirisasi industri. Perbedaan karakteristik makroekonomi pada kedua periode ini diprediksi memengaruhi konfigurasi dan struktur ketimpangan pendapatan regional secara signifikan.

Sejalan dengan tujuan tersebut, penelitian ini diarahkan untuk menjawab tiga problematika utama, yaitu: (1) mengelaborasi transformasi disparitas pendapatan antarprovinsi di Indonesia dalam dimensi temporal antara tahun 2016 dan 2023; (2) menguji eksistensi autokorelasi spasial guna membuktikan ketergantungan antarwilayah dalam distribusi pendapatan; serta (3) mengestimasi pengaruh deterministik dari PDRB per kapita, proporsi tenaga kerja formal, Indeks Pembangunan Manusia (IPM), dan struktur ekonomi terhadap fluktuasi ketimpangan regional.

Secara metodologis, pengukuran ketimpangan dioperasionalkan melalui Indeks Theil yang memiliki keunggulan dalam dekomposisi wilayah. Untuk mengidentifikasi keterkaitan antarwilayah, analisis dilakukan menggunakan statistik Global Moran's I dan *Local Indicators*

of Spatial Association (LISA) guna mendeteksi adanya pengelompokan spasial (*spatial clustering)*. Selanjutnya, pengaruh variabel independen terhadap ketimpangan diestimasi menggunakan pendekatan ekonometrika spasial, khususnya melalui model *Spatial Autoregressive* (SAR) dan *Spatial Error Model* (SEM). Pemilihan model terbaik dilakukan melalui serangkaian pengujian, termasuk uji Lagrange Multiplier (LM) guna memastikan ketepatan dan validitas hasil estimasi. Hasil penelitian ini diharapkan dapat memberikan kontribusi empiris dalam memahami interaksi spasial ketimpangan di Indonesia serta menjadi rujukan dalam perumusan kebijakan pembangunan regional yang lebih inklusif.

KAJIAN PUSTAKA

Transformasi Struktural dan Ketimpangan Regional

Secara teoretis, perubahan ketimpangan pendapatan pada fase awal pembangunan makroekonomi sering kali dianalisis melalui landasan Hipotesis Kurva Kuznets *(Kuznets Curve)*, yang mengasumsikan bahwa peningkatan pendapatan secara inheren cenderung memperlebar disparitas sebelum akhirnya mencapai titik keseimbangan baru yang konvergen (Kuznets, 1955). Di Indonesia, melebarnya jurang ketimpangan ini sangat erat kaitannya dengan proses transformasi struktural yang berjalan asimetris.

Berbagai studi mengonfirmasi bahwa pergeseran basis ekonomi wilayah dari sektor pertanian tradisional padat karya menuju sektor industri dan jasa modern yang berpusat di kawasan aglomerasi dapat memicu disparitas pendapatan antarprovinsi yang eskalatif (Yusuf dkk., 2021). Apabila pergeseran struktur ekonomi ini tidak diimbangi dengan pemerataan infrastruktur dasar yang memadai, akumulasi modal hanya akan dinikmati oleh wilayah inti (Susilowati dkk., 2020). Akibatnya, alih-alih meratakan kesejahteraan, transformasi yang bias lokasi ini justru semakin memperdalam kesenjangan antara wilayah pusat dan daerah pinggiran (Silveira-Neto & Azzoni, 2006).

Segmentasi Pasar Kerja dan Kapasitas Modal Manusia

Dampak asimetris dari transformasi struktural ini semakin terasa akibat adanya segmentasi pasar kerja atau *dual economy* (Boeke, 1953). Penyerapan tenaga kerja ke sektor formal merupakan instrumen penyeimbang *(equalizer)* yang cukup tangguh untuk menekan ketimpangan pendapatan, karena sektor formal memberikan perlindungan yang lebih baik seperti jaminan sosial dan kepastian upah (Hohberg & Lay, 2015). Idealnya, mobilitas vertikal menuju sektor formal ini dijembatani melalui peningkatan kualitas modal manusia.

Namun, temuan empiris secara kritis membuktikan bahwa investasi pada Indeks Pembangunan Manusia (IPM) sering kali tidak memberikan dampak instan, atau secara statistik terbukti tidak signifikan dalam menurunkan rasio ketimpangan pada jangka pendek (Abdullah & Wibowo, 2024). Fenomena ini dijelaskan oleh keberadaan jeda waktu *(lag effect)* dalam pembangunan manusia, di mana intervensi di sektor pendidikan dan kesehatan membutuhkan waktu inkubasi jangka menengah hingga panjang sebelum hasil nyatanya benar-benar terserap oleh pasar kerja (Pasaribu dkk., 2025). Selain itu, peningkatan kualitas sumber daya manusia sering kali justru memicu migrasi massal tenaga kerja terdidik *(brain drain)* ke wilayah yang lebih maju, sehingga tidak serta-merta mendorong terjadinya konvergensi pendapatan lokal.

Dependensi Spasial dan Pendekatan Ekonometrika

Mengingat betapa kompleksnya faktor yang memengaruhi ketimpangan wilayah, pemodelan kausalitas membutuhkan transisi metodologis yang tidak lagi mengasumsikan suatu provinsi berdiri sendiri. Berdasarkan Geografi Ekonomi Baru *(New Economic Geography)*, berbagai studi empiris terkini mengonfirmasi bahwa tingkat ketimpangan di suatu daerah sangat bergantung pada kondisi spasial di sekitarnya (Pasaribu dkk., 2025). Keterkaitan spasial ini dipicu oleh besarnya efek limpahan *(spillover effects)*, baik berupa transmisi kemajuan ekonomi *(spread effects)* maupun efek pengurasan *(backwash effects)* sumber daya produktif

dari daerah pinggiran ke wilayah aglomerasi utama di sekitarnya (Rahman, Sirojuzilam, dkk., 2023). Selain itu, terdapat pula transmisi guncangan tidak teramati *(unobserved shocks)* yang dampaknya bertransmisi melintasi batas-batas administratif provinsi (Febriyana & Badriah, 2025).

Oleh karena itu, sintesis kajian metodologis menegaskan bahwa mengabaikan interaksi spasial ini dengan hanya mengandalkan regresi OLS konvensional berisiko menghasilkan estimasi parameter yang bias, inefisien, dan terdistorsi (Baumont dkk., 2001). Hal ini membenarkan pentingnya penggunaan model ekonometrika spasial yang lebih *robust,* seperti SEM untuk meredam bias dari *unobserved shocks*, maupun SAR untuk memodelkan efek limpahan secara langsung (Putera, 2020).

METODE

Penelitian ini menggunakan pendekatan kuantitatif dengan analisis deskriptif dan ekonometrika spasial dengan tujuan menganalisis ketimpangan pendapatan antarprovinsi di Indonesia serta mengidentifikasi faktor-faktor yang memengaruhinya. Data yang digunakan merupakan data sekunder yang direpresentasikan dalam bentuk *comparative cross-section*. Pendekatan ini mengestimasi observasi tahun 2016 dan 2023 secara terpisah guna memberikan gambaran komparatif terhadap lanskap ketimpangan antarprovinsi. Data diperoleh dari publikasi Badan Pusat Statistik (BPS). Sementara itu, data spasial berupa poligon batas administrasi tingkat provinsi di Indonesia dalam format *shapefile* (shp) diperoleh dari LAPAK GIS, yang digunakan untuk mengekstraksi koordinat titik pusat *(centroid)* pada masing-masing wilayah.

Pengukuran Variabel dan Indeks Ketimpangan

Ketimpangan pendapatan antarprovinsi diukur menggunakan Indeks Theil sebagai ukuran distribusi pendapatan yang bersifat aditif dan sensitif terhadap variasi antarwilayah. Secara matematis dirumuskan sebagai berikut:

$$T = \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{y_i}{\bar{y}} ln \frac{y_i}{\bar{y}} \right) \quad (1)$$

dengan T adalah indeks ketimpangan, yi adalah PDRB per kapita pada provinsi ke-i, $\bar{y}$ adalah rata-rata pendapatan seluruh provinsi, dan n adalah jumlah provinsi. Indeks ini bersifat sensitif terhadap distribusi pendapatan dan mampu menangkap ketimpangan antarwilayah (Theil, 1967). Selanjutnya, untuk menganalisis determinan ketimpangan pendapatan, digunakan beberapa variabel independen yang dioperasionalkan secara empiris sebagaimana disajikan pada tabel berikut.

Tabel 1
Operasionalisasi Variabel

Variabel	Simbol	Satuan	Definisi Variabel
Ketimpangan Pendapatan (Indeks Theil)	IT	Indeks	Rasio entropi distribusi PDRB per kapita terhadap rata-rata nasional.
PDRB per Kapita	PDRBkap	Rupiah	Produk Domestik Regional Bruto harga konstan dibagi jumlah penduduk pertengahan tahun.
Tenaga Kerja Formal	TKform	Persentase (%)	Persentase tenaga kerja yang bekerja pada sektor formal terhadap total tenaga kerja
Indeks Pembangunan Manusia	IPM	Indeks (0-100)	Indeks komposit yang mencerminkan dimensi kesehatan, pendidikan, dan standar hidup
Struktur Ekonomi	SE	Persentase (%)	Persentase kontribusi sektor industri dan jasa terhadap total PDRB

Variabel-variabel tersebut dipilih untuk merepresentasikan aspek ekonomi, ketenagakerjaan, dan pembangunan manusia yang diduga memengaruhi ketimpangan

pendapatan antarprovinsi. Berdasarkan variabel yang telah didefinisikan, analisis selanjutnya mempertimbangkan dimensi spasial melalui pembentukan matriks pembobot spasial.

Matriks Pembobot Spasial dan Penentuan *Bandwidth*

Matriks bobot spasial (W) dibangun untuk merepresentasikan keterkaitan antarwilayah atau struktur interaksi antarprovinsi (Anselin, 1988). Dalam penelitian ini, matriks bobot spasial disusun menggunakan pendekatan berbasis jarak *(distance-based spatial weight)*, yang dihitung berdasarkan koordinat geografis berupa garis lintang (*latitude*) dan garis bujur *(longitude)* dari masing-masing provinsi. Koordinat tersebut digunakan untuk menghitung jarak antarwilayah secara objektif, sehingga dapat membentuk struktur ketetanggaan yang lebih fleksibel dibandingkan dengan pendekatan kontiguitas atau persinggungan batas wilayah (LeSage & Pace, 2009).

Mengingat data koordinat merepresentasikan titik di atas permukaan bumi yang melengkung, pengukuran jarak antarwilayah menggunakan jarak lingkar besar (*great-circle distance*). Pendekatan ini lebih akurat untuk data geografis karena menghitung jarak terpendek antara dua titik pada permukaan sferis. Perhitungan jarak d_{ij} antara provinsi i dan j dilakukan menggunakan formula *Haversine*:

$$\mathrm{d_{ij}} = 2\mathrm{R} \cdot \arcsin\left(\sqrt{\sin^2\left(\frac{\phi_\mathrm{i} - \phi_\mathrm{j}}{2}\right) + \cos(\phi_\mathrm{i})\cos(\phi_\mathrm{j})\sin^2\left(\frac{\lambda_\mathrm{i} - \lambda_\mathrm{j}}{2}\right)}\right) \tag{2}$$

di mana ϕ mewakili garis lintang *(latitude)*, λ mewakili garis bujur *(longitude)*, dan R adalah rata-rata jari-jari bumi.

Selanjutnya, untuk mengonversi matriks jarak tersebut menjadi matriks pembobot spasial, penelitian ini menggunakan fungsi *fixed kernel* dengan bentuk Gaussian, di mana bandwidth yang digunakan bersifat konstan untuk seluruh wilayah. Bobot spasial w_{ij} dihitung dengan persamaan berikut:

$$w_{ij} = exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{d_{ij}}{h}\right)^2\right) \tag{3}$$

dengan w_{ij} adalah bobot spasial antara provinsi ke-i dan ke-j, d_{ij} adalah jarak *great-circle* antar *centroid* wilayah yang diperoleh dari data spasial batas administrasi provinsi (format shapefile), dan h adalah parameter *bandwidth*. Penentuan *bandwidth* optimal dilakukan dengan metode *Cross-Validation (CV):*

$$CV(h) = \sum_{i=1}^{n}[y_i - \widehat{y_{\neq i}}(h)]^2) \tag{4}$$

di mana $\widehat{y_{-i}}(h)$ adalah nilai prediksi pada provinsi ke-i tanpa memasukkan observasi tersebut dalam estimasi. Nilai h optimal diperoleh dengan meminimalkan fungsi CV (Fotheringham dkk., 2002). Matriks pembobot spasial ini menjadi dasar dalam seluruh analisis spasial yang dilakukan.

Global Spatial Autocorrelation

Pengujian autokorelasi spasial global dilakukan menggunakan statistik Morans's I. Moran's I digunakan untuk mengukur derajat autokorelasi spasial secara menyeluruh, guna menentukan apakah distribusi ketimpangan pendapatan memiliki pola mengelompok *(clustered)*, menyebar *(dispersed)*, atau acak *(random)*. Secara matematis, Moran's I dirumuskan sebagai (Anselin, 1988):

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}} \cdot \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_{ij}(x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2} \tag{5}$$

di mana n adalah jumlah provinsi, x_i merupakan nilai Indeks Theil pada provinsi i, dan $\bar{y}$ adalah rata-rata Indeks Theil, w_{ij} adalah elemen matriks bobot.

Rentang nilai I adalah [−1, 1]; nilai Moran's I > 0 menunjukkan korelasi spasial positif (berkelompok), dan semakin besar nilainya, semakin jelas korelasi spasial tersebut; Moran's I < 0 menunjukkan korelasi spasial negatif (tersebar), dan semakin kecil nilainya, semakin besar perbedaan spasialnya; Moran's I = 0 menunjukkan distribusi acak (Qu dkk., 2023).

***Local Indicators of Spatial Association* (LISA)**

Untuk melengkapi analisis global, digunakan LISA untuk mengidentifikasi pola keterkaitan spasial pada tingkat lokal. LISA memungkinkan identifikasi *spatial clusters* serta *spatial outliers* yang tidak dapat ditangkap oleh Moran's I (Anselin, 1995). Analisis ini digunakan untuk mengidentifikasi klaster spasial lokal yang diklasifikasikan ke dalam empat kategori, yaitu *High-High* (HH), *Low-Low* (LL), *High-Low* (HL), dan *Low-High* (LH), sebagai dasar interpretasi pola spasial pada bagian hasil. Secara matematis Indeks LISA untuk provinsi i dirumuskan sebagai:

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{m_2} \sum_j w_{ij} \left(x_j - \bar{x}\right) \tag{6}$$

di mana x_i adalah nilai variabel pada provinsi ke-i, $\bar{x}$ adalah nilai rata-rata variabel, w_{ij} merupakan elemen matriks bobot spasial antara provinsi i dan provinsi j, serta n adalah jumlah provinsi. Nilai I_i menunjukkan tingkat keterkaitan spasial lokal pada masing-masing provinsi. Parameter m_2 merupakan varians terskala dari variabel yang diamati. Di mana:

$$m_2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2}{n} \tag{7}$$

Formulasi ini memungkinkan interpretasi LISA dalam bentuk yang telah dinormalisasi, sehingga hasil analisis lebih stabil dan dapat dibandingkan antarprovinsi (Anselin, 1995).

Estimasi Model dan Pengujian Spasial

Pada tahap ini, analisis diawali dengan estimasi model regresi linier klasik OLS sebagai *benchmark* untuk mengidentifikasi determinan ketimpangan pendapatan tanpa mempertimbangkan efek ruang. Spesifikasi model OLS adalah:

$$ln(Theil_i) = \beta_0 + \beta_1 ln(PDRBkap_i) + \beta_2 ln(TKForm_i) + \beta_3 ln(IPM_i) + \beta_4 ln(SE) + \epsilon_i \tag{8}$$

Lalu, guna memenuhi kriteria *Best Linear Unbiased Estimator* (BLUE), dilakukan serangkaian uji asumsi klasik yang mencakup uji normalitas *Jarque-Bera* dan uji heteroskedastisitas *Breusch-Pagan* (Gujarati & Porter, 2009).

Selanjutnya, untuk mendeteksi adanya ketergantungan dilakukan uji Lagrange Multiplier, yaitu uji LM lag dan uji LM error (Anselin, 1988). Statistik uji dirumuskan sebagai:

Uji LM Lag

$$LM_{lag} = \left(\frac{\varepsilon' W y}{\varepsilon' \varepsilon / n}\right)^2 / D \tag{9}$$

Uji LM Error

$$LM_{error} = \left(\frac{\varepsilon' W \varepsilon}{\varepsilon' \varepsilon / n}\right)^2 / \mathrm{tr}(W^2 + W'W) \tag{10}$$

di mana ε merupakan residual dari estimasi OLS dan W adalah matriks bobot spasial yang telah ditentukan sebelumnya. Hipotesis nol (H_0) yang diuji menyatakan tidak adanya efek spasial lag $(\rho = 0)$ maupun efek spasial *error* $(\lambda = 0)$. Penolakan terhadap (H_0) mengindikasikan bahwa model OLS tidak lagi efisien, sehingga analisis harus dilanjutkan menggunakan pendekatan ekonometrika spasial.

Apabila interaksi antarwilayah terdeteksi, penelitian ini mempertimbangkan dua spesifikasi model utama, yaitu SAR dan SEM. Model SAR mengakomodasi adanya efek spillover pada variabel dependen, dengan rumusan:

$$y = \rho W y + X\beta + \epsilon \quad (11)$$

atau dalam model:

$$\ln(Theil_i) = \rho \sum_{j=1}^{n} w_{ij} \ln(Theil_j) + \beta_0 + \beta_1 \ln(PDRBkap_i) + \beta_2 TKForm_i + \beta_3 IPM_i + \beta_4 SE + \varepsilon_i \quad (12)$$

di mana Wy adalah lag spasial (rata-rata tertimbang dari nilai y tetangga), ρ koefisien autoregresif spasial, X adalah matriks variabel penjelas, β adalah vektor koefisien variabel independen, dan ε merupakan *error term*.

Karena ρ merupakan koefisien autoregresif spasial yang menunjukkan kekuatan dan arah pengaruh spasial dari variabel dependen. Selanjutnya, Model SEM digunakan apabila ketergantungan spasial tidak ditemukan pada variabel dependen, melainkan pada komponen *error* akibat adanya variabel relevan yang tidak terobservasi namun memiliki korelasi spasial. Spesifikasi model SEM adalah:

$$y = X\beta + u,\ u = \lambda W u + \varepsilon \quad (13)$$

atau dalam model:

$$\ln(Theil_i) = \beta_0 + \beta_1 \ln(PDRBkap_i) + \beta_2 TKForm_i + \beta_3 IPM_i + \beta_4 SE_i + u_i \quad (14)$$

$$u_i = \lambda \sum_{j=1}^{n} w_{ij} u_j + \varepsilon_i$$

di mana y adalah tingkat ketimpangan pendapatan X adalah matriks variabel independen, dan β merupakan vektor koefisien regresi. Ketergantungan spasial dalam model ini diakomodasi melalui komponen *error* u, dengan λ sebagai parameter koefisien galat spasial yang menangkap *neighborhood effect*, W adalah matriks pembobot spasial antarprovinsi, dan ε mewakili *error* murni.

Pemilihan model terbaik antara OLS, SAR, dan SEM dilakukan secara ketat berdasarkan hasil uji LM (termasuk uji Robust LM) serta kriteria *goodness of fit*. Indikator evaluasi yang digunakan meliputi nilai *Akaike Information Criterion* (AIC) terendah dan *Log-Likelihood* tertinggi. Model dengan nilai AIC terkecil dipilih sebagai spesifikasi akhir yang paling efisien dalam menjelaskan ketimpangan pendapatan antarprovinsi di Indonesia pada tahun 2016 dan 2023 (LeSage & Pace, 2009).

HASIL DAN ANALISIS

Perubahan Ketimpangan Pendapatan Antar Periode 2016 dan 2023

Ketimpangan pendapatan antarprovinsi di Indonesia dalam rentang observasi ini diukur menggunakan Indeks Theil.

Tabel 2
Hasil Indeks Theil Indonesia Tahun 2016 dan 2023

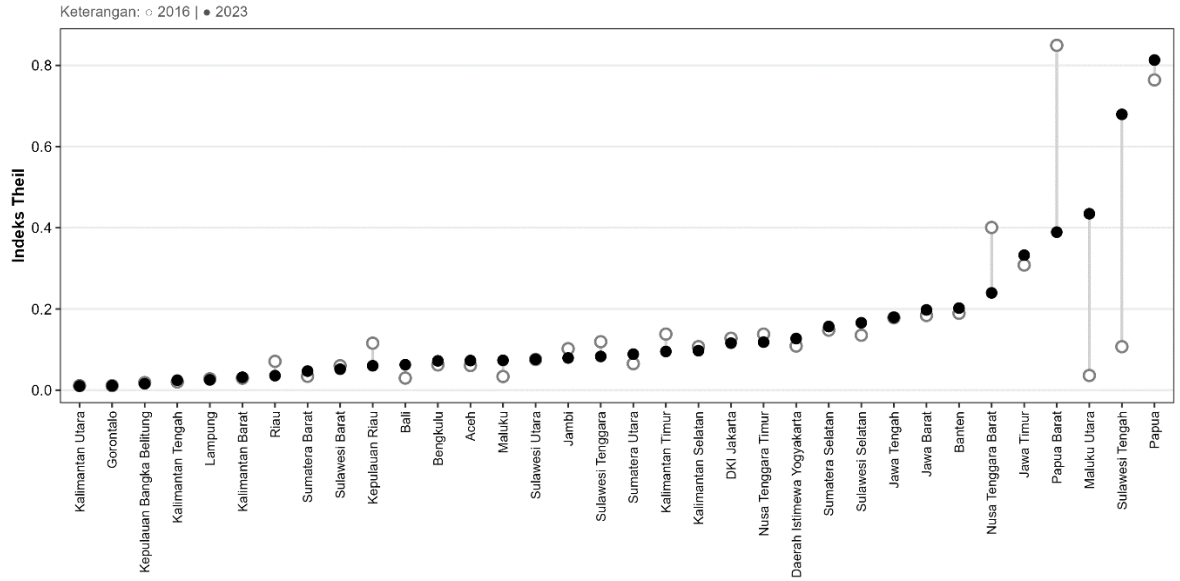
Tahun	Indeks Theil
2016	0,35606161
2023	0,36926584

Sumber: Hasil Olah Data dengan RStudio, 2026

Berdasarkan Tabel 2, nilai Indeks Theil mengalami peningkatan dari 0,356 pada tahun 2016 menjadi 0,369 pada tahun 2023, yang mengindikasikan pelebaran kesenjangan pendapatan secara agregat (Novianti & Panjaitan, 2022; Rachmawati dkk., 2025). Secara numerik, peningkatan absolut sebesar 0,013 ini mungkin tampak moderat, namun secara ekonomi hal ini mengindikasikan divergensi spasial yang signifikan. Dalam literatur ekonomi regional, struktur ketimpangan wilayah dikenal sangat kaku *(rigid)* dan cenderung inelastis terhadap waktu, sehingga perubahan desimal sekecil apa pun merepresentasikan pergeseran triliunan rupiah nilai tambah ekonomi yang terkonsentrasi hanya pada segelintir wilayah (Lessmann, 2014; A. Shorrocks & Wan, 2005).

Lebih lanjut, signifikansi dari pergeseran angka ketimpangan ini dapat dijelaskan melalui pendekatan normatif terkait fungsi dan kapabilitas kesejahteraan sosial. Setiap pengukuran ketimpangan tidak boleh hanya dilihat sebagai perhitungan statistik matematis, melainkan harus merepresentasikan fungsi kesejahteraan sosial secara utuh (Atkinson, 1970). Melebarnya kesenjangan sekecil apa pun secara numerik merupakan representasi dari kegagalan distribusi yang secara langsung mereduksi kapabilitas kesejahteraan *(capabilities approach)* masyarakat di wilayah yang tertinggal (Sen, 1997). Hal ini membuktikan bahwa disrupsi ekonomi akibat pandemi COVID-19 menciptakan polarisasi yang lebih agresif, yang secara efektif mengeliminasi dampak pemerataan dari agenda pembangunan infrastruktur masif yang telah dijalankan sejak 2016 (Hill & Negara, 2019; M. Tadjoeddin, 2020).

Untuk memahami lebih lanjut perbedaan ketimpangan tersebut, perubahan ketimpangan pada tingkat provinsi divisualisasikan melalui *Dumbbell Plot* pada Grafik 1. Visualisasi ini menunjukkan bahwa pola ketimpangan antarprovinsi bersifat heterogen dan tidak merata. Secara teknis, panjang garis horizontal pada grafik mencerminkan besaran transformasi, di mana semakin panjang garis, semakin drastis perubahan distribusi pendapatan di provinsi tersebut (Elhorst, 2014).



Gambar 2. Perubahan Indeks Theil 34 Provinsi di Indonesia Periode 2016 vs 2023
Sumber: Hasil Olah Data dengan RStudio, 2026

Fenomena yang kontras terlihat pada regangan garis horizontal yang sangat panjang ke arah kanan di Provinsi Sulawesi Tengah dan Maluku Utara. Kedua provinsi ini mencatat lonjakan Indeks Theil yang ekstrem dibandingkan dengan provinsi lainnya. Temuan ini mengindikasikan adanya perubahan signifikan dalam distribusi pendapatan di kedua wilayah tersebut selama periode pengamatan. Peningkatan ketimpangan ini mencerminkan adanya perubahan kondisi ekonomi yang belum sepenuhnya diikuti oleh pemerataan distribusi pendapatan, sehingga menghasilkan disparitas yang lebih besar antar kelompok wilayah.

Merujuk pada literatur terdahulu, fenomena ketimpangan di wilayah tersebut sejalan dengan karakteristik pergeseran struktur ekonomi yang didominasi oleh sektor padat modal (Nursaliyawati & Oktora, 2022; Tope, 2019). Karakteristik struktural semacam ini umumnya memiliki keterkaitan ke belakang *(backward linkage)* yang terbatas. Akibatnya, distribusi manfaat dari pertumbuhan ekonomi berisiko hanya terserap oleh segelintir kelompok, sehingga belum cukup kuat untuk memicu efek *trickle-down* secara merata kepada masyarakat luas (Hasyim dkk., 2024; M. Z. Tadjoeddin & Chowdhury, 2018).

Di sisi lain, Papua dan Papua Barat secara persisten tetap berada pada zona ketimpangan tertinggi. Meskipun terjadi injeksi fiskal yang masif melalui Dana Otonomi Khusus (Otsus), efektivitasnya dalam menekan ketimpangan internal terhambat secara struktural oleh isolasi geografis dan rendahnya infrastruktur pendukung konektivitas. Berbagai kajian empiris mengonfirmasi bahwa karakteristik topografi yang ekstrem di wilayah tersebut memicu tingginya friksi spasial, yang secara langsung melipatgandakan biaya logistik dan membatasi mobilitas ekonomi antarwilayah (Saktina & Khoirunnurrofik, 2022).

Bukti empiris lain menunjukkan bahwa dampak alokasi Dana Otsus terhadap pemerataan kesejahteraan menjadi tidak optimal karena keterisolasian wilayah menghambat terjadinya efek rambatan ekonomi ke daerah pedalaman (Wahyuni dkk., 2022). Kondisi ini membuktikan bahwa tanpa adanya penetrasi infrastruktur jalan yang mampu menembus isolasi geografis ekstrem tersebut, masifnya alokasi dana transfer pemerintah belum cukup untuk mengurai persistensi ketimpangan yang terjadi.

Sebaliknya, transformasi di wilayah Barat Indonesia cenderung bergerak menuju konvergensi yang lebih stabil. Provinsi-provinsi di Sumatera Barat dan Kalimantan menunjukkan garis horizontal yang pendek, bahkan Provinsi Riau dan Kalimantan Timur mengalami kontraksi ketimpangan. Hal ini merefleksikan kematangan struktur ekonomi di wilayah Barat yang telah melampaui fase polarisasi awal (Hill & Vidyattama, 2016). Perbedaan kontras antara panjang garis di Timur dan Barat pada Grafik 1 memberikan indikasi awal adanya ketergantungan antarwilayah *(spatial dependence)* yang akan dibuktikan melalui uji autokorelasi pada pembahasan berikutnya

Matriks Pembobot Spasial dan Penentuan *Bandwidth*

Setelah mengidentifikasi transformasi temporal ketimpangan pendapatan antarprovinsi di Indonesia, analisis dilanjutkan dengan menguji keberadaan autokorelasi spasial untuk membuktikan adanya *spatial dependence* dalam distribusi pendapatan. Pengujian ini krusial untuk memastikan apakah pola ketimpangan yang terbentuk bersifat acak atau dipengaruhi oleh *neighborhood effect.*

Sebagai prasyarat utama sebelum melakukan pengujian autokorelasi spasial, matriks pembobot spasial berbasis jarak lingkar besar *(great-circle distance)* dibentuk terlebih dahulu. Berdasarkan hasil optimasi menggunakan metode *Cross-Validation* (CV) dengan pendekatan fungsi *fixed kernel Gaussian*, diperoleh nilai *bandwidth* optimal yang berbeda untuk kedua periode observasi. Pada tahun 2016, nilai *bandwidth* optimal yaitu sebesar 510,9 km, sedangkan pada tahun 2023, nilai tersebut mengalami peningkatan menjadi 687,7 km.

Untuk memastikan ketangguhan *(robustness)* dari spesifikasi pembobot spasial ini, dilakukan uji sensitivitas dengan memvariasikan jarak *bandwidth* sebesar $0{,}8h$ dan $1{,}2h$ dari nilai optimalnya. Hasil uji sensitivitas mengonfirmasi stabilitas model secara meyakinkan. Pada tahun 2016, modifikasi penyempitan *bandwidth* menjadi 408,78 km $(0{,}8h)$ maupun pelebaran menjadi 613,16 km $(1{,}2h)$ secara konsisten menghasilkan nilai Moran's I yang positif (0,327 dan 0,232) dengan tingkat signifikansi yang sangat tinggi ($pvalue < 0{,}01$). Pola ketangguhan yang identik juga terkonfirmasi pada pengujian tahun 2023, di mana variasi jarak 550,17 km dan 825,26 km tetap mendeteksi autokorelasi spasial positif yang signifikan secara statistik.

Lebih lanjut, fenomena penurunan nilai Moran's I yang teramati seiring dengan pelebaran jarak *bandwidth* merupakan justifikasi empiris yang sejalan dengan Hukum Geografi Pertama Tobler *(Tobler's First Law of Geography)*, di mana intensitas efek rambatan spasial akan terdepresiasi *(spatial decay)* seiring dengan bertambahnya jarak fisik antarwilayah (Tobler, 1970). Dengan demikian, penggunaan nilai *bandwidth* optimal hasil *Cross-Validation* terbukti paling representatif, karena mampu menangkap struktur *neighborhood effect* secara presisi tanpa mengalami *oversmoothing* yang berisiko mereduksi variasi heterogenitas spasial lokal (Fotheringham dkk., 2002).

Peningkatan rentang *bandwidth* optimal ini mengindikasikan adanya perluasan jangkauan interaksi spasial yang relevan antarprovinsi. Meluasnya jangkauan ketetanggaan secara ekonomi ini diduga sejalan dengan masifnya pembangunan infrastruktur konektivitas dan transportasi di Indonesia selama periode 2016 hingga 2023, yang memfasilitasi limpahan efek spasial *(spatial spillovers)* melampaui batas geografis yang sebelumnya lebih sempit.

Analisis Autokorelasi dan Pola Pengelompokan Spasial Ketimpangan

Selanjutnya, dengan menggunakan matriks pembobot spasial berdasarkan *bandwidth* optimal pada masing-masing tahun tersebut, pengujian Indeks Moran's I dan LISA dilakukan untuk melihat secara spesifik bagaimana pola pengelompokan *(clustering)* ketimpangan tersebut terjadi di antarprovinsi di Indonesia.

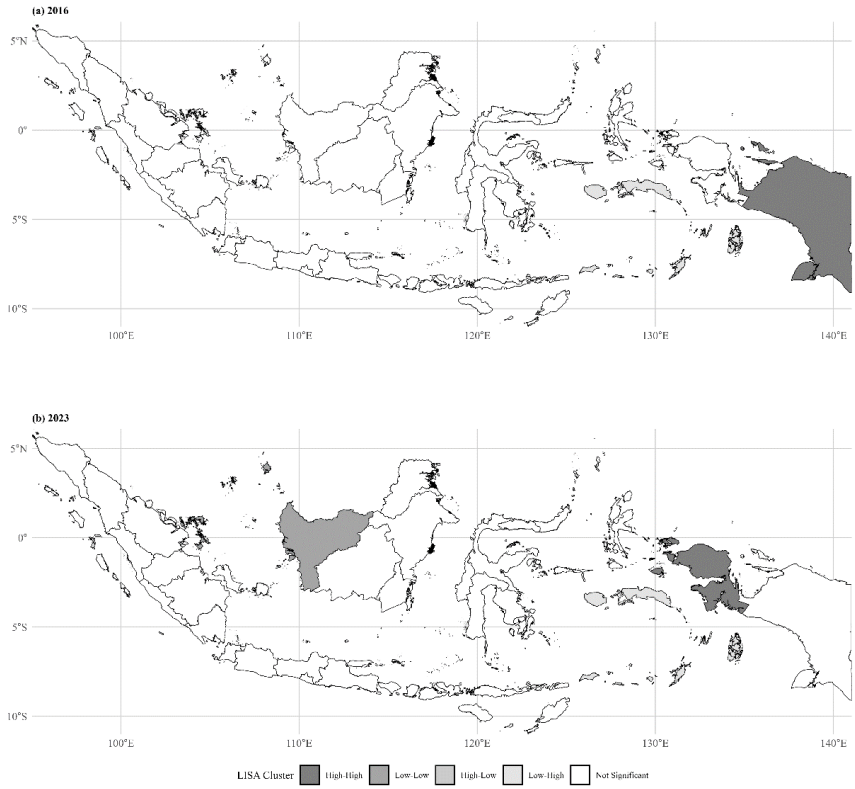
Tabel 3
Hasil Uji Moran's I Tahun 2016 dan 2023

Tahun	Moran's I	Expected Value	Variance	z-score	p-value	Keterangan
2016	0,2842***	-0,0303	0,0033	5,52	<0,001	Signifikansi spasial
2023	0,1248***	-0,0303	0,0020	3,51	<0,001	Signifikansi spasial

Keterangan: *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,10.
Matriks bobot spasial dibentuk menggunakan fungsi kernel Gaussian tetap *(fixed Gaussian kernel)*
Sumber: Hasil Olah Data dengan RStudio, 2026

Berdasarkan Tabel 3, nilai Moran's I secara konsisten menunjukkan angka positif dan signifikan pada tingkat kepercayaan 99% $p < 0{,}01$. Pada tahun 2016, nilai indeks Moran tercatat sebesar 0,2842 $(Z = 5{,}52; p - value < 0{,}001)$. Meskipun angka ini menurun menjadi 0,1248 pada tahun 2023 $(Z = 3{,}52; p - value < 0{,}001)$. Efek spasial tersebut tetap signifikan secara statistik. Penurunan nilai indeks ini tidak bermakna hilangnya keterkaitan antarwilayah, melainkan menunjukkan pergeseran struktur aglomerasi menuju awal dari proses difusi spasial.

Untuk mengidentifikasi pola pengelompokan secara spesifik, analisis dilanjutkan dengan LISA.



Gambar 3. Peta Klaster Spasial (LISA) Ketimpangan Pendapatan Antarprovinsi di Indonesia Tahun 2016 dan 2023
Sumber: Hasil Olah Data dengan RStudio, 2026

Hasil analisis LISA mengungkapkan pola klaster yang sangat menarik. Pada tahun 2016, Provinsi Papua merupakan episentrum klaster HH *(High-High)* dengan Indeks Theil tertinggi 0,72. Namun, pada tahun 2023, titik pusat ketimpangan ini mengalami pergeseran spasial ke Papua Barat 0,65. Secara geografis, kondisi ini sangat masuk akal mengingat kedua provinsi tersebut berbatasan langsung. Keterikatan spasial tersebut menunjukkan adanya *spillover effect*, di mana tingginya ketimpangan di Papua memengaruhi Papua Barat dan berpotensi menimbulkan kondisi *spatial inequality trap*.

Di sisi lain, Maluku secara konsisten bertahan di klaster LH *(Low-High)* pada kedua periode. Kondisi ini memvalidasi bahwa meskipun ketimpangan di Maluku relatif rendah, wilayah ini terpapar tekanan *spillover* negatif yang intens dari pusat-pusat ketimpangan di sekitarnya, khususnya dari Papua dan Papua Barat. Sementara itu, tahun 2023 juga menandai munculnya klaster LL *(Low-Low)* baru di Kalimantan Barat dan Kepulauan Riau, yang mengonfirmasi terbentuknya ruang konvergensi spasial di mana ketimpangan rendah di kedua provinsi tersebut saling menguatkan melalui interaksi positif dengan wilayah tetangganya.

Keberadaan dependensi spasial yang terbukti secara signifikan ini menjadi justifikasi penting dalam tahapan pemilihan model empiris. Oleh karena itu, estimasi OLS dilakukan sebagai model dasar sekaligus instrumen diagnostik awal untuk menguji spesifikasi model spasial yang paling tepat. Mengingat OLS standar tidak mampu mengakomodasi efek *spillover* lintas batas yang telah teridentifikasi, kajian ini melanjutkan estimasi pada pendekatan model regresi spasial, yaitu SAR, dan SEM guna menghasilkan estimasi parameter determinan ketimpangan antarprovinsi yang lebih valid dan robust (Elhorst, 2014).

Estimasi Faktor Determinan Ketimpangan dalam Model Regresi

Analisis lebih lanjut dilakukan untuk memberikan bukti empiris mengenai keterkaitan spasial pada kondisi ketimpangan (Indeks Theil) antarprovinsi dengan mengestimasi model spasial ketimpangan. Kondisi awal yang telah ditunjukkan melalui analisis distribusi spasial menggunakan Moran's I dan LISA mengindikasikan adanya konsentrasi spasial pada tingkat ketimpangan, sehingga diperlukan analisis lanjutan berupa regresi spasial. Proses analisis data menggunakan regresi spasial ini dilakukan secara bertahap, dimulai dengan menguji spesifikasi data dan menyeleksi model spasial terbaik, di mana ringkasan hasil dari tahapan proses tersebut ditunjukkan pada Tabel 4.

Tabel 4
Hasil Uji Spesifikasi Model

Specification Test	2016		2023	
	Value	Prob	Value	Prob
Normalitas (Jarque-Bera)	1,411	0,4724	1,264	0,5316
Heteroskedastisitas (Breusch-Pagan)	6,025	0,1973	6,315	0,1768
Lagrange Multiplier (lag)	0,111	0,7578	0,006	0,9402
Robust LM (lag)	3,832	0,0503**	2,642	0,1086
Lagrange Multiplier (error)	0,941	0,3319	0,511	0,4894
Robust LM (error)	4,714	0,0305**	3,054	0,0809*

Keterangan: *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,10.
Sumber: Hasil Olah Data dengan RStudio, 2026

Spesifikasi model yang dilakukan sebelum estimasi adalah menguji asumsi normalitas dan heteroskedastisitas. Berdasarkan Tabel 4, hasil uji normalitas ditunjukkan oleh nilai probabilitas untuk tahun 2016 sebesar 0,4724 dan tahun 2023 sebesar 0,5316. Karena nilai probabilitas tersebut lebih besar dari 0,05, maka dapat disimpulkan bahwa data sisaan *(residual)* terdistribusi secara normal. Selanjutnya, uji heteroskedastisitas ditunjukkan oleh nilai probabilitas sebesar 0,1973 untuk tahun 2016 dan 0,768 untuk tahun 2023. Berdasarkan nilai probabilitas yang lebih besar dari 0,05 tersebut, dapat disimpulkan bahwa model terbebas dari gejala heteroskedastisitas.

Langkah selanjutnya untuk memilih model spasial terbaik dilakukan melalui pengujian uji LM dan uji Robust LM pada estimasi OLS. Tabel 3 untuk uji pemilihan model menunjukkan bahwa pada LM lag dan LM error, baik pada tahun 2016 maupun 2023, tidak ada yang signifikan secara statistik.

Oleh karena itu, pemilihan model dilanjutkan dengan melihat hasil Robust LM. Pada tahun 2016, nilai probabilitas Robust LM error tercatat sebesar 0,0305 (signifikan pada taraf 5%), menunjukkan tingkat signifikansi yang lebih tinggi dibandingkan Robust LM lag yang bernilai 0,0503. Selanjutnya, pada tahun 2023, nilai probabilitas Robust LM Error sebesar 0,0809 (signifikan pada taraf 10%), sedangkan Robust LM lag tidak signifikan dengan nilai probabilitas sebesar 0,1086. Berdasarkan hasil kedua uji tersebut, dapat disimpulkan bahwa *Spatial Error Model* (SEM) merupakan spesifikasi model terbaik untuk kedua periode penelitian.

Tabel 5
Hasil Estimasi OLS, SEM, dan SAR

Variabel	2016						2023					
	OLS	OLS	SAR	SAR	SEM	SEM	OLS	OLS	SAR	SAR	SEM	SEM
	Coeff	Prob	Coeff	Prob	Coeff	Prob	Coeff	Prob	Coeff	Prob	Coeff	Prob
Konstanta	8,757	0,5817	9,505	0,5129	10,551	0,3013	6,365	0,7444	6,604	0,7124	2,215	0,9053
Ln(PDRBkap)	1,325	0,0055***	1,353	0,0009***	1,678	< 0,001***	0,510	0,096*	0,514	0,0616*	0,443	0,0399**
ln(TKForm)	-2,944	0,0264**	-3,086	0,0078***	-4,565	< 0,001***	-1,723	0,026**	-1,742	0,0102**	-3,377	< 0,001***
ln(IPM)	-3,190	0,453	-3,388	0,3843	-2,930	0,2649	-1,696	0,7373	-1,765	0,7053	0,898	0,8525
ln(SE)	2,762	0,0218**	2,927	0,0055***	4,617	< 0,001***	2,377	0,0184**	2,399	0,0068***	2,739	< 0,001***
Parameter Spasial												
Rho (SAR)	-	-	-0,150	0,6930	-	-	-	-	-0,039	0,928	-	-
Lambda (SEM)	-	-	-	-	-1,599	< 0,001***	-	-	-	-	-2,166	< 0,001***
Kesesuaian Model												
Observation	34	34	34	34	34	34	34	34	34	34	34	34
R-Squared	0,2979	-	-	-	-	-	0,3312	-	-	-	-	-
Adj R-Squared	0,201	-	-	-	-	-	0,2389	-	-	-	-	-
Log-Likehood	-43,462		-43,113		-41,034		-43,413		-43,125		-41,621	
AIC	98,914		100,786		96,1		98,2		100,173		97,235	
Moran's I Residual	-	-	-	-	-	0,73	-	-	-	-	-	0,25

Keterangan: *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,10.
Matriks bobot spasial dibentuk menggunakan fungsi kernel Gaussian tetap (*Fixed Gaussian Kernel*)
Sumber: Hasil Olah Data dengan RStudio, 2026

Berdasarkan perbandingan hasil spesifikasi model, SEM dipilih sebagai spesifikasi paling robust dibandingkan OLS dan SAR. SEM ditetapkan sebagai model terbaik karena menghasilkan nilai *Log-Likelihood* tertinggi, yaitu -41,03 pada 2016 dan -41,62 pada 2023, dan nilai AIC terendah yang secara konsisten pada kedua tahun observasi yaitu 96,1 untuk 2016 dan 97,23 untuk 2023. Validasi pemilihan SEM diperkuat secara konklusif oleh hilangnya efek autokorelasi spasial pada model, yang dibuktikan dengan nilai Moran's I pada residual yang tidak signifikan dengan *p-value* 0,73 pada 2016 dan 0,25 pada 2023, yang menandakan tidak lagi terdapat pola spasial pada sisaan model (Anselin & Arribas-Bel, 2013; LeSage & Pace, 2009).

Merujuk pada hasil estimasi SEM, PDRBkap menunjukkan pengaruh positif dan signifikan terhadap ketimpangan, meskipun nilai elastisitasnya menurun dari 1,678 pada tahun 2016 menjadi 0,443 pada tahun 2023. Temuan ini memberikan justifikasi empiris terhadap berlakunya fase awal Hipotesis Kurva Kuznets di Indonesia (Kuznets, 1955). Pada tahap transisi ekonomi ini, akselerasi pertumbuhan cenderung terkonsentrasi pada sektor-sektor padat modal di wilayah pusat aglomerasi (Todaro & Smith, 2020). Konsentrasi pembangunan di pusat-pusat pertumbuhan ekonomi inilah yang secara alamiah memperlebar kesenjangan pendapatan antarwilayah (Santoso dkk., 2024).

Sebaliknya, variabel TKform terbukti menjadi instrumen penyeimbang yang paling kuat dengan pengaruh negatif sangat signifikan, yakni sebesar -4,565 pada 2016 dan -3,377 pada 2023. Kondisi ini sejalan dengan Teori Segmentasi Pasar Kerja yang menyatakan bahwa transisi menuju sektor formal mampu memberikan kepastian upah di atas batas minimum dan perlindungan sosial yang stabil (Fields, 2000). Ekspansi penyerapan tenaga kerja ke sektor formal ini juga terbukti memfasilitasi peningkatan produktivitas marginal pekerja (Manning & Purnagunawan, 2016). Perubahan tersebut secara sistematis mereduksi porsi pekerja rentan di sektor informal, yang pada gilirannya sangat efektif dalam menekan tingkat ketimpangan pendapatan agregat regional (Yusuf & Halim, 2021).

Selanjutnya, variabel SE yang merepresentasikan pergeseran menuju sektor sekunder dan tersier menunjukkan pengaruh positif dan signifikan terhadap ketimpangan, dengan koefisien yang cukup tinggi mencapai 4,617 pada tahun 2016. Hal ini menandakan bahwa transformasi struktural di Indonesia masih belum bersifat inklusif (Akita & Alisjahbana, 2023). Transformasi ini cenderung memicu polarisasi ekonomi karena penciptaan nilai tambah yang bias terhadap tenaga kerja berketerampilan tinggi *(skill-biased technological change)* dan terpusat di kawasan aglomerasi industri, sehingga provinsi dengan basis industri maju semakin meninggalkan provinsi agraris di sekitarnya. Menariknya, IPM justru tidak terbukti signifikan secara statistik dalam menekan ketimpangan regional pada model ini. Kegagalan modal manusia sebagai instrumen redistributif makro dapat dijelaskan oleh fenomena *mismatch* antara peningkatan kualitas pendidikan di daerah dengan kapasitas dan kebutuhan riil penyerapan pasar kerja lokal (Khoiruddin dkk., 2024; Wicaksono dkk., 2023). Selain itu, kondisi ini sangat dipengaruhi oleh adanya *lag effect* dari investasi pendidikan dan kesehatan, serta sentralisasi fasilitas publik berkualitas yang distribusinya masih sangat bias ke perkotaan (Humaira & Yanto, 2024).

Di sisi lain, temuan krusial lainnya terletak pada parameter *error* spasial (λ) yang bernilai negatif dan sangat signifikan, yaitu -1,599 pada 2016 dan -2,166 pada 2023. Signifikansi parameter ini menunjukkan adanya ketergantungan spasial pada komponen *error*, yang mengindikasikan bahwa faktor-faktor yang tidak teramati yang memengaruhi ketimpangan di suatu provinsi berkorelasi dengan wilayah sekitarnya (Anselin, 1988; LeSage & Pace, 2009). Tanda negatif pada parameter *error* spasial menunjukkan bahwa *shock* atau pengaruh tidak teramati antarwilayah cenderung bergerak secara berlawanan, yang mengindikasikan adanya mekanisme penyesuaian spasial atau efek kompensasi antarprovinsi. Dengan kata lain,

peningkatan ketimpangan di suatu wilayah dapat diimbangi oleh respons di wilayah sekitarnya melalui keterkaitan spasial yang kompleks.

Dalam literatur ekonomi regional, λ (lambda) yang negatif merepresentasikan terjadinya *competitive spillover* atau *backwash effect* antarwilayah (Ariesta dkk., 2022). Hal ini mengimplikasikan bahwa keberadaan guncangan yang tidak teramati seperti alokasi dana transfer pusat yang spesifik, kebijakan fiskal asimetris, atau lonjakan harga komoditas lokal yang secara kebetulan mampu menekan ketimpangan di suatu provinsi, justru akan memicu friksi spasial. Friksi ini dapat berupa migrasi faktor produksi modal dan tenaga kerja terampil lintas batas administratif yang pada akhirnya memberikan efek limpahan berlawanan, yakni meningkatkan ketimpangan di provinsi tetangganya (Capello, 2015).

Jika ditarik dalam perspektif temporal, sintesis dari kedua model tersebut memperlihatkan adanya pergeseran besar yang signifikan. Elastisitas PDRB per kapita terhadap ketimpangan mengalami pelemahan tajam dari 1,678 pada tahun 2016 menjadi 0,443 pada tahun 2023, yang mengindikasikan bahwa desentralisasi fiskal mulai efektif mengerem laju ketimpangan pendapatan. Di sisi lain, daya redam sektor formal terhadap ketimpangan juga ikut menurun, dari -4,565 menjadi -3,377. Fenomena kontraksi ini diduga kuat sebagai imbas pascapandemi COVID-19 yang mendorong kembalinya pekerja ke sektor informal atau *re-informalization* (Akita & Alisjahbana, 2023). Pergeseran ini juga diikuti oleh koefisien sisaan spasial λ (lambda) yang semakin membesar secara negatif dari -1,599 ke -2,166, hal ini menegaskan bahwa guncangan antardaerah pada periode terkini memiliki efek limpahan yang lebih responsif dan intens dalam memengaruhi lanskap ketimpangan pendapatan.

PENUTUP

Penelitian ini menyimpulkan bahwa ketimpangan pendapatan antarprovinsi di Indonesia semakin meningkat, ditunjukkan dengan Indeks Theil yang semakin meningkat dari tahun 2016 ke 2023. Secara spasial, ketimpangan ini tidak tersebar secara acak. Hasil analisis autokorelasi spasial dan pemetaan LISA menunjukkan adanya pengelompokan wilayah dengan ketimpangan tinggi *(High-High cluster)*. Kelompok ini secara terus-menerus menjebak kawasan Timur Indonesia, yang menegaskan terjadinya polarisasi kesejahteraan yang menghambat proses pemerataan ekonomi antarprovinsi.

Selanjutnya, hasil estimasi SEM mengonfirmasi bahwa ketimpangan ini dipengaruhi oleh faktor ekonomi makro sekaligus efek rambatan dari guncangan tidak teramati *(spatial error spillover)*. Peningkatan PDRB per kapita dan pergeseran struktur ekonomi justru terbukti memperlebar jurang ketimpangan pendapatan, sejalan dengan fase awal dari kurva Kuznets. Sebaliknya, penyerapan tenaga kerja formal terbukti tangguh sebagai penekan ketimpangan *(equilizer)*. Di sisi lain, perlu peningkatan IPM untuk dapat mengurangi ketimpangan pendapatan, yang diiringi dengan penciptaan lapangan kerja produktif agar kualitas sumber daya manusia yang terbangun dapat terserap secara optimal oleh pasar kerja lokal.

Implikasi Kebijakan

Berdasarkan kesimpulan di atas, arah kebijakan perlu difokuskan untuk mengatasi ketimpangan secara struktural dan spasial melalui tiga langkah utama. Pertama, merespons adanya jebakan ketimpangan di klaster *High-High*, pemerintah perlu menerapkan kebijakan spasial yang khusus dan tertarget untuk kawasan Timur Indonesia. Pembangunan tidak bisa lagi disamaratakan antarwilayah, melainkan harus dibarengi dengan pembagian dana transfer daerah yang lebih berpihak pada wilayah berketimpangan tinggi serta penguatan infrastruktur untuk memutus isolasi geografis.

Kedua, karena tenaga kerja formal terbukti efektif menekan ketimpangan, pemerintah harus mendorong perluasan lapangan kerja formal yang berupah layak. Langkah ini dapat dicapai melalui percepatan formalisasi UMKM, kemudahan izin bagi investasi padat karya, serta penguatan perlindungan pekerja agar hasil pertumbuhan ekonomi dapat terdistribusi

secara langsung kepada masyarakat. Ketiga, mengingat perbaikan IPM belum signifikan menurunkan ketimpangan dan perubahan struktur ekonomi justru memicunya, pemerintah perlu memeratakan akses dan kualitas fasilitas dasar agar tidak hanya terpusat di wilayah tertentu. Di samping itu, kebijakan hilirisasi industri harus dirancang lebih inklusif agar masyarakat lokal benar-benar memiliki kapasitas dan kesempatan untuk terserap dalam transformasi ekonomi tersebut.

BIBLIOGRAPHY

Abdullah, & Wibowo, M. G. (2024). The Effect of Human Development Index (HDI), Inequality and Consumption on Poverty Levels in All Provinces in Indonesia. *Jurnal Ilmu Ekonomi Terapan*, *9*(2), 257–269. https://doi.org/10.20473/jiet.v9i2.59249

Aginta, H., Gunawan, A. B., & Mendez, C. (2020). *Regional Income Disparities and Convergence Clubs in Indonesia : New District-Level Evidence 2000-2017 Regional Income Disparities and Convergence Clubs in Indonesia : New District-Level Evidence*. *28*(1). https://doi.org/10.1080/13547860.2020.1868107.

Akita, T., & Alisjahbana, A. S. (2023). The Initial Impacts of the COVID-19 Pandemic on Regional Economies in Indonesia: Structural Changes and Regional Income Inequality. *Sustainability (Switzerland)*, *15*(18). https://doi.org/10.3390/su151813709

Andreano, M. S., Benedetti, R., Piersimoni, F., & Savio, G. (2021). Mapping Poverty of Latin American and Caribbean Countries from Heaven Through Night-Light Satellite Images. *Social Indicators Research*, *156*(2–3), 533–562. https://doi.org/10.1007/s11205-020-02267-1

Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models[M].Springer Science & Business Media : Dordrecht*. http://link.springer.com/10.1007/978-94-015-7799-1

Anselin, L. (1995). Local Indicators of Spatial Association—LISA. *Geographical Analysis*, *27*(2), 93–115. https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x

Anselin, L., & Arribas-Bel, D. (2013). Spatial fixed effects and spatial dependence in a single cross-section. *Papers in Regional Science*, *92*(1), 3–17. https://doi.org/10.1111/j.1435-5957.2012.00480.x

Ariesta, L. C. O. W., Sodik, J., & Nuryadin, D. (2022). *Determinan Ketimpangan Distribusi Pendapatan Kabupaten/Kota dan Keterkaitan Spasial (Studi Kasus: D.I. Yogyakarta Tahun 2012-2020)*. *1*(5), 737–754.

Artelaris, P., & Petrakos, G. (2016). Intraregional Spatial Inequalities and Regional Income Level in the European Union: Beyond the Inverted-U Hypothesis. *International Regional Science Review*, *39*(3), 291–317. https://doi.org/10.1177/0160017614532652

Atkinson, A. B. (1970). *On the Measurement of Inequality*. *263*, 244–263.

Azam, M., & Bhatt, V. (2018). Spatial Income Inequality in India, 1993–2011: A Decomposition Analysis. *Social Indicators Research*, *138*(2), 505–522. https://doi.org/10.1007/s11205-017-1683-4

Bappenas. (2014). Rencana Pembangunan Jangka Menengah Nasional (RPJMN) 2015-2019 (Buku I Agenda Pembangunan Nasional). In *Peraturan Presiden Republik Indonesia Nomor 2 Tahun 2015* (Vol. 114, Issue 1).

Barca, F., Mccann, P., & Rodríguez-Pose, A. (2012). The case for regional development intervention: Place-based versus place-neutral approaches. *Journal of Regional Science*, *52*(1), 134–152. https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.2011.00756.x

Barro, R. J. (2000). Inequality and growth in a panel of countries. *Journal of Economic Growth*, *5*(1), 5–32. https://doi.org/10.1023/A:1009850119329

Basu, K., & Stiglitz, J. E. (2016). Inequality and Growth: Patterns and Policy : Volume I: Concepts and Analysis. In *Inequality and Growth: Patterns and Policy : Volume I: Concepts and Analysis*. Palgrave Macmillan UK.

Baumont, C., Ertur, C., & Gallo, J. Le. (2001). A Spatial Econometric Analysis of Geographic Spillovers and Growth for European Regions , 1980-1995 A Spatial Econometric Analysis of Geographic Spillovers and Growth for European Regions , 1980-1995. *Growth (Lakeland)*, *January*, 1980–1995.

Beckfield, J. (2019). *Unequal Europe: Regional Integration and the Rise of European Inequality*. Oxford University Press.

Bergstrom, K. (2022). The Role of Income Inequality for Poverty Reduction. *The World Bank Economic Review*, *36*(3), 583–604. https://doi.org/10.1093/wber/lhab026

Boeke, J. H. (1953). *Economics and Economic Policy of Dual Societies, as Exemplified by Indonesia*. International Secretariat, Institute of Pacific Relations. https://books.google.co.id/books?id=Zw30qeX0SZsC

Bourguignon, F. (2017). *The Globalization of Inequality*. Pricenton University Press.

Brakman, S., Garretsen, H., & Van Marrewijk, C. (2015). Regional resilience across Europe: On urbanisation and the initial impact of the Great Recession. *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*, *8*(2), 225–240. https://doi.org/10.1093/cjres/rsv005

Capello, R. (2015). *Regional Economics* (2nd ed.).

Cuadrado-Roura, J. R., García-Greciano, B., & Raymond, J. L. (1999). Regional Convergence in Productivity and Productive Structure: The Spanish Case. *International Regional Science Review*, *22*(1), 35–53. https://doi.org/10.1177/016001799761012190

Elhorst, J. P. (2014). From Cross-Sectional Data to Spatial Panels. In *Spatial Econometrics: Vol. VII*.

Eva, M., Cehan, A., Corodescu-Roșca, E., & Bourdin, S. (2022). Spatial patterns of regional inequalities: Empirical evidence from a large panel of countries. *Applied Geography*, *140*, 102638. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.apgeog.2022.102638

Fan, C. C., & Casetti, E. (1994). The spatial and temporal dynamics of US regional income inequality, 1950–1989. *The Annals of Regional Science*, *28*(2), 177–196. https://doi.org/10.1007/BF01581768

Febriyana, I., & Badriah, L. S. (2025). Spatial Analysis and Spillover Effects on Economic Growth in Central Java. *Economics Development Analysis Journal*, *14*(1), 124–139. https://doi.org/10.15294/edaj.v14i1.19732

Ferreira, F. H. G., & Gignoux, J. (2014). The Measurement of educational inequality: Achievement and opportunity. *World Bank Economic Review*, *28*(2), 210–246. https://doi.org/10.1093/wber/lht004

Fields, G. S. (2000). *Distribution and Development : A Summary of the Evidence for the Developing World A background paper prepared for the World Development Report 2000 . This paper summarizes the highlights of a book entitled Distribution and Development : A New Look at the*. 1–48.

Fotheringham, A. S., Brunsdon, C., & Charlton, M. (2002). *Geographically Weighted Regression: The Analysis of Spatially Varying Relationships*. John Willey & Sons.

Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *The McGraw-Hill Series*.

Hamrullah, H., Dwiana, N., Saudi, S., Djam, F., & Hamzah, S. (2026). *Spatial Spillovers in Regional Economic Inequality : Evidence from Macro Indicators — Remote Sensing in Eastern Indonesia*.

Harry B Harmadi, S., & Adji, A. (2020). Regional inequality in Indonesia : Pre and post regional autonomy analysis. *The National Team for The Accelerationof Poverty Reduction*, *December*, 1–35.

Hasyim, H., Syafri, W., Nurdin, N., & Achmad, M. (2024). Enhancing Socio-Economic Dynamics: Assessing Regional Governance and Mining Community Benefits post Law Number 3 of 2020 in North Maluku. *Aristo*, *12*(2), 575–593. https://doi.org/10.24269/ars.v12i2.8944

Hill, H., & Negara, S. (2019). *The Indonesian Economy in Transition: Policy Challenges in the Jokowi Era and Beyond*.

Hill, H., & Vidyattama, Y. (2016). Regional development dynamics in Indonesia before and after the "Big Bang" decentralization. *Singapore Economic Review*, *61*(2). https://doi.org/10.1142/S0217590816400270

Hohberg, M., & Lay, J. (2015). The impact of minimum wages on informal and formal labor market outcomes: evidence from Indonesia. *IZA Journal of Labor and Development*, *4*(1). https://doi.org/10.1186/s40175-015-0036-4

Humaira, D., & Yanto, Y. (2024). Determinan Distribusi Pendapatan Di Indonesia: Analisis Regresi Spasial. *Badan Penelitian Dan Pengembangan Daerah Provinsi Kalimantan Timur*, *Vol 6*, *No*.

Kanbur, R., & Wagstaff, A. (2014). How Useful is Inequality of Opportunity as a Policy Construct? *How Useful Is Inequality of Opportunity as a Policy Construct?*, *August*. https://doi.org/10.1596/1813-9450-6980

Khoiruddin, M. A., Setyanti, A. M., Suman, A., & Prasetyia, F. (2024). *Exploring Determinants of Education-Job Mismatch Among Educated Workers in Indonesia*. *25*(2), 263–281. https://doi.org/10.23917/jep.v25i2.23994

Kuznets, S. (1955). Kuznets1955.pdf. In *The American Economic Review* (Vol. 1, p. 30). https://www.jstor.org/stable/1811581

Lakner, C., Yonzan, N., Mahler, D. G., Aguilar, R. A. C., & Wu, H. (2022). *Pandemic, Prices, and Poverty: World Bank Global Poverty Monitoring Report*.

LeSage, J., & Pace, R. K. (2009). *Introduction to Spatial Econome trics* (Textbooks).

Lessmann, C. (2014). Spatial inequality and development — Is there an inverted-U relationship ? ☆. *Journal of Development Economics*, *106*, 35–51. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2013.08.011

Li, J. (2024). Space – time exploration of the east – west gap in economic development and digital financial inclusion : evidence from China pre and post - COVID - 19. *GeoJournal*, *89*(3), 1–27. https://doi.org/10.1007/s10708-024-11120-8

Li, Y., & Wei, Y. H. D. (2010). The spatial-temporal hierarchy of regional inequality of China. *Applied Geography*, *30*(3), 303–316. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.apgeog.2009.11.001

Manning, C., & Purnagunawan, R. M. (2016). Has Indonesia Passed the Lewis Turning Point and Does It Matter? In H. Hill & J. Menon (Eds.), *Managing Globalization in the Asian Century: Essays in Honour of Prema-Chandra Athukorala* (pp. 457–484). ISEAS–Yusof Ishak Institute.

Márquez, M. A., & Lasarte, E. (2014). serie Decomposition of Regional Income. *Ivie*. http://dx.medra.org/10.12842/WPEC_201403

Nadim Haddad, C., Gerszon Mahler, D., Diaz-Bonilla, C., Hill, R., Lakner, C., & Lara Ibarna, G. (2024). *Policy Research Working Paper The World Bank ' s New Inequality Indicator The Number of Countries with High Inequality*. *June*.

Nursaliyawati, A. S., & Oktora, S. I. (2022). Simultaneous Relationship between Financial Inclusion, Economic Growth, and Income Inequality in Sulawesi Island, 2011-2019. *Economics and Finance in Indonesia*, *68*(1), 17–36. https://doi.org/10.47291/efi.2022.02

Panggabean, M. (2025). *Income inequality in Indonesia and its influencing factors*. *8*(3), 4069–4082. https://doi.org/10.53894/ijirss.v8i3.7444

Pasaribu, J. R. S., Manik, C. W., Silaban, K., Manurung, M. P., & Silaban, P. S. M. J. (2025). Analisis Pengaruh Investasi dan Pengeluaran Pemerintah Terhadap IPM dan Pertumbuhan Ekonomi di Provinsi Sumatera Utara. *Journal of Education Technology Information Social Sciences and Health*, *4*(1), 519–530.

https://doi.org/10.57235/jetish.v4i1.4307

Putera, M. L. S. (2020). Spatial Regression Models on Factors Influencing Regional Minimum Wages. *Numerical: Jurnal Matematika Dan Pendidikan Matematika*, *4*, 97–110. https://doi.org/10.25217/numerical.v4i2.669

Qu, R., Lee, S. H., Rhee, Z., & Bae, S. J. (2023). Analysis of Inequality Levels of Industrial Development in Rural Areas through Inequality Indices and Spatial Autocorrelation. *Sustainability (Switzerland)*, *15*(10). https://doi.org/10.3390/su15108102

Rahman, A., Sirojuzilam, Lubis, I., & Pratomo, W. A. (2023). Income Inequality between Provinces in Indonesia. *Jurnal Ekonomi Malaysia*, *57*(3). https://doi.org/10.17576/JEM-2023-5703-05

Rahman, A., Tanjung, A. A., & Arif, M. (2023). *Determinants of Income Inequality in a Time Perspective in Indonesia*. *12*(2), 231–242.

Ravallion, M. (2001). Growth, Inequality and Poverty: Looking Beyond Averages. *World Development*, *29*(11), 1803–1815. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0305-750X(01)00072-9

Rey, S. J. (2001). *Spatial Analysis of Regional Income Inequality*. https://api.semanticscholar.org/CorpusID:11234026

Saktina, R. J., & Khoirunnurrofik, K. (2022). *The Effect of Geographical Conditions on the Role of the Special Autonomy Fund for the Availability of Road Infrastructure in Papua*. *14*, 111–122.

Salar Khan, M., & Bakkar Siddique, A. (2015). Spatial Analysis of Regional and Income Inequality in The United States. *European Journal of Political Research Political Data Yearbook*, *54*(1), 309–315.

Santoso, E., Anggraini, S., Pembangunan, E., & Jember, U. (2024). *Disparitas Pembangunan Antar Wilayah di Indonesia : Model Data Panel*. *8*, 355–367.

Sen, A. (1997). *On Economic Inequality*. Clarendon Press. https://books.google.co.id/books?id=Kb03KNreUqcC

Shorrocks, A. F. (1980). *The Class of Additively Decomposable Inequality Measures*. *48*(3), 613–625.

Shorrocks, A., & Wan, G. (2005). Spatial decomposition of inequality. *Journal of Economic Geography*, *5*(1), 59–81. http://www.jstor.org/stable/26160606

Silveira-Neto, R., & Azzoni, C. R. (2006). Location and regional income disparity dynamics: The Brazilian case. *Papers in Regional Science*, *85*(4), 599–613. https://doi.org/10.1111/j.1435-5957.2006.00099.x

Stiglitz, J. E. (2015). *The Great Divide: Unequal Societies and What We Can Do About Them*. W. W. Norton & Company.

Stiglitz, J. E. (2019). *People, Power, and Profits: Progressive Capitalism for an Age of Discontent* (1st ed.). W. W. Norton & Company.

Susilowati, S. H., Suryani, E., Anugrah, I. S., Nida, F. S., & Suryana, A. (2020). Dinamika dan Struktur Pendapatan Rumah Tangga Perdesaan di Berbagai Agroekosistem di Indonesia (Dynamics and Structure of Rural Household Income in Various Agroecosystems in Indonesia). *Analisis Kebijakan Pertanian*, *18*(2), 121.

Syaifudin, R., Mangara, T. H., Desmawan, D., & Setyadi, S. (2025). *A Spatial Econometric Approach on Addressing Determinants of Regional Inequality*. *14*(2).

Tadjoeddin, M. (2020). Inequality and Exclusion in Indonesia Political Economic Developments in the Post-Soeharto Era. *Southeast Asian Economies*, *36*, 284–303. https://doi.org/10.1355/ae36-3b

Tadjoeddin, M. Z., & Chowdhury, A. (2018). *Employement and Re-Industrialisation in Post Soeharto Indonesia*.

Theil, H. (1967). *Economics and Information Theory*. North-Holland Publishing Company.

Tobler, A. W. R. (1970). *A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region*. *46*. https://doi.org/https://doi.org/10.2307/143141

Todaro, M. P. ., & Smith, S. C. . (2020). *Economic development*. Pearson.

Tope, P. (2019). Analysis of Income Growth and Evaluation of Economic Development in Central Sulawesi, Indonesia. *Russian Journal of Agricultural and Socio-Economic Sciences*, *92*(8), 260–264. https://doi.org/10.18551/rjoas.2019-08.28

UNDP. (2023). *The-Sustainable-Development-Goals-Report-2023.pdf*.

Wahyuni, R. N. T., Ikhsan, M., Damayanti, A., & Khoirunurrofik, K. (2022). *Inter-District Road Infrastructure and Spatial Inequality in Rural Indonesia*.

Wicaksono, P., Theresia, I., & Aufa, B. Al. (2023). Education – occupation mismatch and its wage penalties : Evidence from Indonesia Education – occupation mismatch and its wage penalties : Evidence from Indonesia. *Cogent Business & Management*, *10*(3). https://doi.org/10.1080/23311975.2023.2251206

Williamson, J. G. (1965). Regional Inequality and the Process of National Development, Development and Cultural Change. *Journal of Chemical Information and Modeling*, *13*(4), 1–84.

World Bank. (2016). *Poverty and Shared Prosperity 2016: Taking on Inequality*. https://openknowledge.worldbank.org/server/api/core/bitstreams/026fbdce-4e2b-595f-bd2c-cc7941541e8e/content#:~:text=But today we face a,majority of the world's population.

World Bank. (2023). *Indonesia Poverty Assesment*.

Yunitasari, D., Fauzan, A., & Prianto, F. W. (2023). *Reducing Regional Disparity in Java : A Spatial Econometrics Approach*. *24*(1), 129–140. https://doi.org/10.23917/jep.v24i1.18532

Yusuf, A. A., Anglingkusumo, R., & Sumner, A. (2021). A direct test of Kuznets in a developing economy: a cross-district analysis of structural transformation and inequality in Indonesia. *Regional Studies, Regional Science*, *8*(1), 184–206. https://doi.org/10.1080/21681376.2021.1924850

Yusuf, A. A., & Halim, P. R. (2021). *Inequality and structural transformation in the changing nature of work : The case of Indonesia WIDER Working Paper 2021 / 81 Inequality and structural transformation in the changing nature of work The case of Indonesia Arief Anshory Yusuf and Putri Riswa*.

Yusuf, A. A., & Sumner, A. (2015). Growth, Poverty and Inequality under Jokowi. *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, *51*(3), 323–348. https://doi.org/10.1080/00074918.2015.1110685