



E-journal Field of Economics, Business, and Entrepreneurship (EFEBE)

ANALISIS PENGARUH FOREIGN DIRECT INVESTMENT (FDI) DAN AGLOMERASI INDUSTRI TERHADAP KETIMPANGAN PENDAPATAN DI INDONESIA: KOMPARASI KAWASAN BARAT INDONESIA (KBI) DAN KAWASAN TIMUR INDONESIA (KTI) TAHUN 2015-2024

Muhammad Nabil Ardyan¹, Vitriyani Tri Purwaningsih², Muhammad Mufti Hudani³, Ida Budiarty DA⁴

¹²³⁴ Fakultas Ekonomi dan Bisnis Universitas Lampung

¹2411021055@students.unila.ac.id, ²vitryani.tri@feb.unila.ac.id, ³muftihudani@feb.unila.ac.id,

⁴ida.budiarti@feb.unila.ac.id

Informasi Naskah

Update Naskah:

Dikumpulkan: 6 April 2026

Diterima: 14 April 2026

Terbit/Dicetak: 17 April 2026

Keywords:

Foreign Direct Investment (FDI);
Industrial Agglomeration; Income
Inequality; Regional Disparities;
System GMM.

Abstract

This study examines the effects of Foreign Direct Investment (FDI) and industrial agglomeration on income inequality in Indonesia, with a comparative focus on the Western Indonesia Region (KBI) and the Eastern Indonesia Region (KTI) during the 2015–2024 period. The research is motivated by persistent regional disparities and the uneven spatial concentration of investment and industrial activities across Indonesian provinces. Using panel data from 34 provinces, the study employs a dynamic panel approach through the Two-Step System Generalized Method of Moments (System GMM) estimator to address endogeneity, dynamic persistence, heteroskedasticity, and autocorrelation issues. Income inequality is measured using the provincial Gini Ratio, while FDI and industrial agglomeration are represented by foreign investment realization and manufacturing labor density, respectively. The results indicate that, at the national level, neither FDI nor industrial agglomeration has a statistically significant direct effect on income inequality. However, the interaction analysis reveals significant regional heterogeneity. Industrial agglomeration exerts a stronger inequality-enhancing effect in KTI than in KBI, suggesting that agglomeration in Eastern Indonesia tends to be more enclave-oriented and less inclusive in distributing economic benefits. In contrast, the differential effect of FDI between KTI and KBI is not statistically significant. The findings also reveal a high degree of persistence in provincial income inequality, indicating that current inequality is strongly influenced by its past levels. These results imply that policies aimed at reducing inequality should focus not only on attracting investment and industrial development but also on strengthening local economic linkages and ensuring more inclusive regional development, particularly in Eastern Indonesia.

* Corresponding Author.

Muhammad Nabil Ardyan, e-mail : 2411021055@students.unila.ac.id

A. PENDAHULUAN

Pendahuluan mencakup latar belakang atas isu atau permasalahan serta urgensi dan rasionalisasi kegiatan (penelitian atau pengabdian). Tujuan kegiatan dan rencana pemecahan masalah disajikan dalam bagian ini. Tinjauan pustaka yang relevan dan pengembangan hipotesis (jika ada) dimasukkan dalam bagian ini. Pembangunan ekonomi nasional Indonesia senantiasa dihadapkan pada persoalan mendasar berupa ketimpangan pendapatan antar wilayah (*regional income disparity*). Meskipun pertumbuhan ekonomi nasional menunjukkan tren positif selama dua dekade terakhir, manfaat pertumbuhan tersebut belum terdistribusi secara merata ke seluruh provinsi. Data Badan Pusat Statistik (BPS) menunjukkan bahwa Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) per kapita tertinggi masih terkonsentrasi di Pulau Jawa dan beberapa provinsi kaya sumber daya alam, sementara sebagian besar provinsi di Kawasan Timur Indonesia (KTI) masih tertinggal secara signifikan (BPS, 2024). Kesenjangan ini menimbulkan konsekuensi ekonomi dan sosial yang serius, antara lain meningkatnya arus urbanisasi yang tidak terkendali dari daerah tertinggal ke pusat-pusat pertumbuhan, munculnya kecemburuan sosial antar daerah, serta tidak optimalnya pemanfaatan potensi ekonomi lokal di daerah-daerah yang kurang berkembang. Dalam jangka panjang, disparitas regional yang tinggi dapat menghambat pertumbuhan ekonomi nasional yang inklusif dan berkelanjutan (Todaro & Smith, 2015).

Teori pembangunan regional klasik yang dikemukakan oleh Gunnar Myrdal (1957) melalui konsep *backwash effect* dan *spread effect* memberikan kerangka dasar dalam memahami disparitas ini. Menurut Myrdal, pada tahap awal pembangunan, pusat-pusat pertumbuhan cenderung menarik faktor-faktor produksi (modal, tenaga kerja terdidik, dan bahan baku) dari wilayah pinggiran (*periphery*) menuju pusat (*core*), sebuah proses yang disebut *backwash effect*. Meskipun terdapat aliran balik berupa dampak penyebaran kemakmuran (*spread effect*) seperti permintaan komoditas dari wilayah pinggiran atau transfer teknologi, kekuatan *backwash effect* sering kali lebih dominan di negara berkembang, sehingga memperlebar jurang pemisah antar wilayah.

Dalam konteks Indonesia, disparitas ini secara makro tercermin dari pembagian wilayah geografis-ekonomis menjadi Kawasan Barat Indonesia (KBI) yang meliputi Pulau Sumatra, Jawa, dan Bali, serta Kawasan Timur Indonesia (KTI) yang mencakup Kalimantan, Sulawesi, Nusa Tenggara, Maluku, dan Papua. KBI secara historis menikmati keunggulan komparatif dan kompetitif berupa infrastruktur yang lebih mapan, konsentrasi industri manufaktur, serta kedekatan geografis dengan jalur perdagangan internasional. Sebaliknya, perekonomian KTI sebagian besar masih ditopang oleh sektor primer (pertambangan dan pertanian) dengan nilai tambah yang rendah, serta keterbatasan konektivitas infrastruktur yang menyebabkan biaya logistik menjadi sangat tinggi (Kuncoro, 2018). Untuk

mengatasi ketimpangan regional dan mendorong konvergensi ekonomi, pemerintah Indonesia mengandalkan berbagai instrumen pendanaan dan kebijakan struktural. Salah satu instrumen utama yang diharapkan mampu menggerakkan roda perekonomian daerah adalah investasi, khususnya *Foreign Direct Investment* (FDI) atau Penanaman Modal Asing (PMA). Secara teoritis, literatur ekonomi makro (misalnya *Endogenous Growth Theory*) menyatakan bahwa FDI bertindak sebagai mesin pertumbuhan melalui transfer teknologi (*technology spillover*), penciptaan lapangan kerja baru, peningkatan keterampilan tenaga kerja lokal, dan peningkatan kapasitas fiskal daerah melalui pajak (Romer, 2012). Namun, dampak FDI terhadap ketimpangan pendapatan masih menjadi perdebatan akademis yang sengit (*debateable*).

Di satu sisi, FDI dapat memperburuk ketimpangan jika investasi asing tersebut bersifat padat modal (*capital intensive*) dan hanya mempekerjakan tenaga kerja berketerampilan tinggi (*skilled labor*), yang pada gilirannya meningkatkan upah pekerja terdidik secara timpang dibandingkan dengan pekerja tidak terdidik (*unskilled labor*) (Feenstra & Hanson, 1997). Fenomena ini dikenal sebagai *skill-biased technological change*. Di sisi lain, jika FDI masuk ke sektor-sektor padat karya (*labor intensive*), maka investasi tersebut dapat menyerap tenaga kerja tidak terdidik secara massal, meningkatkan pendapatan kelompok masyarakat bawah, dan menurunkan ketimpangan (Tsai, 1995). Di Indonesia, sebaran FDI masih sangat timpang, di mana data Kementerian Investasi/BKPM secara konsisten menunjukkan bahwa KBI (khususnya DKI Jakarta, Jawa Barat, dan Jawa Timur) menerima porsi terbesar dari total realisasi FDI nasional.

Selain FDI, faktor struktural lain yang diduga kuat memengaruhi ketimpangan pendapatan antar wilayah adalah aglomerasi industri. Aglomerasi industri, yaitu pemusatan spasial dari aktivitas ekonomi dan perusahaan-perusahaan dalam suatu wilayah tertentu, menawarkan keuntungan ekonomi berupa

eksternalitas positif (Marshallian externalities) yang meliputi labor pooling (ketersediaan tenaga kerja ahli), input sharing (berbagi pemasok khusus), dan knowledge spillovers (pembagian pengetahuan) (Krugman, 1991). Menurut teori New Economic Geography (NEG), aglomerasi industri menciptakan kekuatan sentripetal yang menarik lebih banyak perusahaan dan pekerja ke pusat pertumbuhan, yang memperkuat efisiensi ekonomi dan mendorong pertumbuhan output yang masif di wilayah aglomerasi tersebut.

Namun, pemusatan aktivitas industri ini laksana pisau bermata dua bagi distribusi pendapatan. Di dalam wilayah aglomerasi itu sendiri, pemusatan industri dapat meningkatkan upah riil pekerja karena produktivitas yang lebih tinggi, yang jika tidak diimbangi oleh peningkatan pendapatan di sektor non-industri (seperti

pertanian tradisional), akan memperlebar ketimpangan pendapatan internal (Williamson, 1965). Sementara itu, dalam skala antar wilayah, aglomerasi industri yang terpusat di KBI cenderung memperlebar kesenjangan pembangunan dengan KTI, karena KTI mengalami pengurasan sumber daya (backwash effect) tanpa menerima dampak penyebaran yang memadai.

Penelitian-penelitian empiris terdahulu mengenai pengaruh FDI dan aglomerasi industri terhadap ketimpangan pendapatan menunjukkan hasil yang bervariasi dan sering kali kontradiktif. Penelitian oleh Herzer dan Nunnenkamp (2013) di negara-negara Eropa menemukan bahwa FDI memperlebar ketimpangan pendapatan, sedangkan Mah (2002) di Korea Selatan menemukan bahwa FDI berkontribusi pada penurunan ketimpangan. Untuk aglomerasi industri, beberapa studi (seperti Sbergami, 2002) mendukung hipotesis Williamson yang menyatakan bahwa aglomerasi meningkatkan ketimpangan pada tahap awal pembangunan namun akan menurunkannya setelah mencapai tingkat pembangunan tertentu (kurva U-terbalik). Namun, studi empiris yang secara spesifik membandingkan dampak kedua variabel tersebut dengan melakukan komparasi spasial antara kawasan barat (KBI) dan kawasan timur (KTI) di Indonesia menggunakan data longitudinal terkini masih sangat terbatas.

Ketimpangan pendapatan di Indonesia juga tidak terlepas dari dinamika makroekonomi jangka pendek dan guncangan eksternal (macroeconomic shocks). Selama periode 2015-2024, perekonomian Indonesia mengalami dua peristiwa besar yang memengaruhi struktur ekonomi secara fundamental. Pertama, pandemi COVID-19 pada tahun 2020-2021 yang memicu resesi ekonomi global dan domestik, mengganggu rantai pasok, serta meningkatkan angka pengangguran dan kemiskinan secara drastis, yang diduga kuat mengubah peta ketimpangan pendapatan. Kedua, fenomena boom komoditas (commodity boom) yang terjadi pada tahun 2021-2022, di mana harga komoditas andalan ekspor Indonesia seperti batu bara, minyak sawit mentah (CPO), dan nikel melonjak tajam di pasar internasional. Boom komoditas ini memberikan rezeki nomplok (windfall profit) bagi provinsi-provinsi kaya sumber daya alam, yang sebagian besar berada di KTI dan luar Pulau Jawa (seperti Kalimantan Timur, Sulawesi Tengah, dan Papua), sehingga berpotensi memengaruhi dinamika ketimpangan pendapatan antar kawasan secara signifikan.

Mengingat kompleksitas permasalahan tersebut, penelitian ini bertujuan untuk menganalisis secara empiris pengaruh Foreign Direct Investment (FDI) dan aglomerasi industri terhadap ketimpangan pendapatan di Indonesia dengan melakukan komparasi antara Kawasan Barat Indonesia (KBI) dan Kawasan Timur Indonesia (KTI) selama periode 10 tahun (2015-2024). Untuk mengatasi masalah

endogenitas yang sering terjadi dalam pemodelan data panel ekonomi (seperti hubungan kausalitas dua arah antara pertumbuhan/investasi dengan ketimpangan), penelitian ini menggunakan metode estimasi Generalized Method of Moments (GMM), khususnya System GMM, yang mampu menghasilkan estimator yang konsisten dan efisien. Guna memberikan analisis yang lebih komprehensif, penelitian ini juga mengontrol variabel pertumbuhan ekonomi, tingkat pembangunan (PDRB per kapita), serta memasukkan variabel dummy untuk menguji dampak guncangan pandemi COVID-19, fenomena boom komoditas, dan perbedaan struktural karakteristik antar kawasan.

B. TINJAUAN PUSTAKA

Teori Disparitas Regional

Salah satu teori paling berpengaruh dalam menjelaskan ketimpangan antar wilayah adalah teori yang dikemukakan oleh Gunnar Myrdal melalui konsep backwash effect dan spread effect. Myrdal berargumen bahwa pembangunan ekonomi tidak terjadi secara merata di seluruh wilayah, melainkan cenderung terkonsentrasi di daerah-daerah tertentu yang memiliki keunggulan awal (initial advantage).

Backwash effect menjelaskan bagaimana sumber daya ekonomi termasuk modal, tenaga kerja terampil, dan aktivitas perdagangan cenderung mengalir dari daerah pinggiran (periphery) ke daerah pusat (core) yang sudah lebih maju. Hal ini terjadi karena daerah pusat menawarkan peluang ekonomi yang lebih besar, infrastruktur yang lebih baik, dan pasar yang lebih luas. Akibatnya, daerah pinggiran mengalami pengurasan sumber daya yang semakin tertinggal.

Sebaliknya, spread effect adalah efek positif yang menyebar dari pusat pertumbuhan ke daerah sekitarnya. Misalnya, meningkatkan permintaan bahan baku dari pusat industri dapat mendorong pertumbuhan sektor pertanian di daerah pinggiran, atau transfer teknologi dapat meningkatkan produktivitas di daerah tertinggal.

Myrdal menekankan bahwa di negara-negara berkembang, kekuatan backwash effect cenderung lebih kuat dibandingkan spread effect. Tanpa intervensi kebijakan yang tepat, disparitas regional justru akan semakin melebar seiring berjalannya waktu. Dalam konteks penelitian ini, masuknya Foreign Direct Investment (FDI) dapat memperkuat backwash effect jika aliran investasi hanya terkonsentrasi di wilayah yang sudah maju (seperti Pulau Jawa), atau sebaliknya, dapat menjadi instrumen spread effect jika berhasil diarahkan di daerah-daerah tertinggal di Kawasan Timur Indonesia.

Teori Myrdal sangat relevan untuk menjelaskan fenomena yang terjadi di Indonesia, di mana meskipun pertumbuhan ekonomi nasional cukup tinggi, ketimpangan antar provinsi khususnya antara KBI dan KTI masih persisten. Penelitian ini menguji secara empiris apakah FDI lebih berperan sebagai backwash effect atau spread effect di Indonesia.

Teori Aglomerasi Industri

Alfred Marshall adalah ekonom pertama yang secara sistematis menjelaskan mengapa perusahaan-perusahaan dalam industri yang sama cenderung berkelompok secara geografis. Fenomena ini disebut aglomerasi industri atau dalam istilah Marshall sebagai *localized industries*. Marshall mengidentifikasi tiga alasan utama mengapa aglomerasi terjadi dan menguntungkan:

- a. Pengumpulan Tenaga Kerja Terampil (Labor Market Pooling), Konsentrasi industri menciptakan pasar tenaga kerja yang besar dan terspesialisasi. Perusahaan dapat dengan mudah menemukan pekerja dengan keterampilan yang dibutuhkan, sementara pekerja memiliki peluang kerja yang lebih luas. Hal ini mengurangi biaya perekrutan dan pelatihan bagi perusahaan.
- b. Ketersediaan Input Khusus (Specialized Suppliers, Industri yang terkonsentrasi menarik pemasok bahan baku, komponen, dan jasa pendukung untuk berlokasi di sekitarnya. Kedekatan dengan pemasok mengurangi biaya transportasi dan waktu pengiriman, sehingga meningkatkan efisiensi produksi.
- c. Limpahan Pengetahuan (Knowledge Spillover), Kedekatan geografis mempermudah pertukaran informasi, ide, dan teknologi antar perusahaan. Inovasi yang terjadi di satu perusahaan dapat dengan cepat diadopsi oleh perusahaan lain dalam kluster yang sama melalui interaksi informal, mobilitas tenaga kerja, atau proses imitasi.

Manfaat-manfaat ini dalam literatur ekonomi disebut sebagai penghematan aglomerasi (*agglomeration economies*) atau eksternalitas positif Marshall. Aglomerasi membuat perusahaan yang berlokasi di dalamnya menikmati biaya produksi rata-rata yang lebih rendah, sehingga meningkatkan daya saing dan produktivitas wilayah tersebut.

Konsentrasi industri yang berlebihan juga dapat menimbulkan disekonomi aglomerasi (*agglomeration diseconomies*), seperti kenaikan harga lahan, kemacetan, polusi, dan persaingan upah yang tidak sehat. Dalam konteks disparitas regional, wilayah dengan aglomerasi tinggi akan terus menarik lebih banyak investasi dan tenaga kerja, sementara daerah tanpa aglomerasi semakin tertinggal. Penelitian Rejeki dan Lubis (2019) membuktikan bahwa di Indonesia, aglomerasi industri berpengaruh positif terhadap masuknya FDI. Hal ini mengimplikasikan bahwa provinsi dengan aglomerasi tinggi terus memperkuat posisinya, berpotensi memperlebar disparitas dengan daerah lain.

Konsep Kawasan Barat Indonesia (KBI) dan Kawasan Timur Indonesia (KTI)

Pembagian Indonesia menjadi Kawasan Barat Indonesia (KBI) dan Kawasan Timur Indonesia (KTI) merupakan klasifikasi resmi yang digunakan dalam berbagai dokumen perencanaan pembangunan nasional (Bappenas). Secara garis besar adalah KBI meliputi Pulau Sumatera, Jawa, Bali, dan Kalimantan serta KTI meliputi Sulawesi, Nusa Tenggara, Maluku, dan Papua.

Pembagian ini tidak semata-mata geografis, melainkan mencerminkan kesenjangan struktural yang mendalam. KBI memiliki infrastruktur yang lebih baik, pasar yang lebih besar, dan merupakan pusat

aktivitas ekonomi nasional. Sebaliknya, KTI menghadapi tantangan berupa infrastruktur yang terbatas, biaya logistik yang tinggi, dan ketergantungan pada sektor primer.

Dengan menggunakan variabel dummy KBI/KTI, penelitian ini menguji apakah terdapat perbedaan struktural dalam tingkat disparitas antara kedua kawasan, serta apakah pengaruh FDI terhadap disparitas berbeda antara KBI dan KTI. Pendekatan ini memungkinkan analisis yang lebih tajam dibandingkan penelitian sebelumnya yang umumnya memperlakukan Indonesia sebagai satu kesatuan yang homogen.

Teori Kurva Kuznets

Teori Kurva Kuznets mendasari penjelasan mengenai adanya hubungan berbentuk U-terbalik (*inverted-U relationship*) antara tingkat pertumbuhan ekonomi atau pembangunan dengan tingkat ketimpangan distribusi pendapatan di suatu wilayah. Berdasarkan hipotesis ini, ketimpangan distribusi pendapatan akan mengalami kenaikan yang cukup signifikan pada tahap awal proses pembangunan ekonomi dan industrialisasi. Sebagaimana dicatat oleh Dasgupta et al. (2002), pola hubungan empiris U-terbalik milik kuznets mengenai ketimpangan ekonomi ini merupakan dasar analogi yang sangat populer di kalangan ekonom, yang kemudian turut diadaptasi oleh Grossman dan Krueger (1993) dalam memetakan hubungan antara degradasi lingkungan dan pembangunan melalui konsep *Environmental Kuznets Curve* (EKC).

Pada fase awal industrialisasi, masuknya modal seperti *Foreign Direct Investment* (FDI) serta munculnya aglomerasi industri cenderung terkonsentrasi pada kutub-kutub pertumbuhan tertentu karena masyarakat dan pelaku ekonomi jauh lebih memprioritaskan penciptaan lapangan kerja serta peningkatan pendapatan bruto dibandingkan aspek pemerataan distribusi. Akibatnya, pada periode awal ini tingkat ketimpangan pendapatan (*Gini Ratio*) akan bergerak naik secara linear. Namun, titik balik (*turning point*) akan tercapai ketika perekonomian tumbuh melampaui tingkat pendapatan per kapita tertentu. Pada tahap matang tersebut, prioritas masyarakat akan bergeser, institusi regulasi pengambil kebijakan menjadi jauh lebih efektif dalam mendistribusikan insentif, dan efek penyebaran modal (*spread effect*) mulai bekerja, sehingga kurva berbalik arah dan tingkat ketimpangan pendapatan secara bertahap akan bergerak turun menuju pemerataan.

C. METODE PENELITIAN

Penelitian ini menggunakan pendekatan kuantitatif dengan data sekunder berbentuk data panel (*pooled data*), yaitu gabungan antara data *cross-section* (34 provinsi di Indonesia) dan data *time-series* (periode tahun 2015-2024). Total observasi dalam penelitian ini adalah 340 observasi (34 provinsi $\times$ 10 tahun). Sumber data yang digunakan dalam penelitian ini adalah: Badan Pusat Statistik (BPS): Penanaman Modal Asing, PDRB Per Kapita Atas Dasar Harga Konstan 2010, Jumlah Penduduk Pertengahan Tahun, Laju Pertumbuhan Penduduk, dan Luas Wilayah Provinsi. Survei Industri Manufaktur Besar dan Sedang (BPS): Jumlah Tenaga Kerja Sektor Manufaktur per provinsi. Data dikumpulkan melalui metode dokumentasi dari publikasi resmi BPS yang tersedia secara daring (*online*).

Variabel dependen dalam penelitian ini adalah ketimpangan pendapatan masyarakat pada tingkat provinsi yang diproseskan melalui *Gini Ratio*. Data *Gini Ratio* diperoleh langsung dari publikasi resmi Badan Pusat Statistik (BPS) per provinsi untuk periode tahun 2015-2024. Skala *Gini Ratio* berada pada rentang angka 0 hingga 1. Nilai yang semakin mendekati angka 1 menunjukkan bahwa distribusi pendapatan di provinsi tersebut semakin timpang, sedangkan nilai yang semakin mendekati angka 0 menunjukkan distribusi pendapatan yang semakin merata. Mengingat BPS telah merilis *Gini Ratio* tahunan untuk seluruh provinsi di Indonesia, penggunaan variabel ini menghilangkan kebutuhan estimasi manual tingkat kabupaten/kota.

Foreign Direct Investment (FDI) diukur menggunakan data Realisasi Investasi Penanaman Modal Asing (PMA) per provinsi per tahun yang dipublikasikan oleh BPS dalam publikasi "Statistik Indonesia". Data FDI yang tersedia dalam satuan Juta US\$ dikonversi ke dalam Rupiah menggunakan Kurs Tengah Bank Indonesia pada akhir tahun yang bersangkutan. Selanjutnya, data FDI dalam Rupiah ditransformasi menggunakan Logaritma Natural (*Ln*) untuk menormalkan distribusi data dan memungkinkan interpretasi dalam bentuk elastisitas.

Mengingat terdapat beberapa provinsi dengan nilai realisasi FDI sebesar nol pada tahun-tahun tertentu, transformasi Logaritma Natural konvensional tidak dapat diterapkan secara langsung.

Penelitian ini menggunakan transformasi Inverse Hyperbolic Sine (IHS) sebagai alternatif yang secara matematis lebih robust, mengikuti rekomendasi Bellemare & Wichman (2020).

Aglomerasi Industri diproksikan dengan Kepadatan Tenaga Kerja Sektor Manufaktur Besar dan Sedang per provinsi per tahun. Data jumlah tenaga kerja diperoleh dari Survei Industri Manufaktur Besar dan Sedang yang dipublikasikan oleh BPS. Luas wilayah provinsi merupakan data statis yang tidak berubah sepanjang periode penelitian.

$$AGL_{it} = \frac{Jumlah_{TK_{Manufaktur}_{it}}}{Luas_{Wilayah_i}}$$

Data tenaga kerja tahun 2016 diestimasi menggunakan metode Interpolasi Linier (rata-rata data tahun 2015 dan 2017) karena ketidaktersediaan publikasi. Data tenaga kerja tahun 2024 diestimasi menggunakan metode Ekstrapolasi Rata-rata Bergerak Dua Tahun (Moving Average Extrapolation), yaitu rata-rata data tahun 2022 dan 2023, untuk menghindari distorsi akibat volatilitas pasca-pandemi COVID-19.

Laju Pertumbuhan Penduduk digunakan sebagai variabel kontrol untuk menangkap tekanan demografis yang secara teoritis mempengaruhi distribusi pendapatan, sejalan dengan hipotesis Kuznets mengenai dinamika struktural penduduk dan ketimpangan. Variabel ini diukur menggunakan data jumlah penduduk pertengahan tahun per provinsi yang diperoleh dari publikasi resmi Badan Pusat Statistik (BPS), dan dihitung menggunakan rumus laju pertumbuhan geometrik sebagai berikut:

$$Growth_{it} = \frac{Penduduk_{it} - Penduduk_{i,t-1}}{Penduduk_{i,t-1}}$$

Hasil perhitungan dinyatakan dalam bentuk rasio (bukan persentase) untuk mempertahankan konsistensi skala dengan variabel-variabel lain dalam model. Penggunaan variabel ini bertujuan mengontrol efek tekanan penduduk yang dapat memperparah ketimpangan, khususnya di provinsi-provinsi dengan laju urbanisasi tinggi.

Mengingat heterogenitas struktural antar provinsi di Indonesia yang signifikan – baik dari sisi demografis, geografis, maupun tahap pembangunan – uji IPS yang mengizinkan koefisien panel-spesifik dianggap lebih sesuai dibandingkan LLC yang mengasumsikan homogenitas. Namun demikian, hasil LLC yang menunjukkan stasionaritas pada level memberikan konfirmasi parsial bahwa growth penduduk secara agregat tidak mengandung tren deterministik yang persisten.

PDRB Per Kapita digunakan sebagai variabel kontrol untuk menangkap tahap pembangunan ekonomi suatu provinsi yang secara teoritis mempengaruhi distribusi pendapatan, sejalan dengan hipotesis Kurva Kuznets. Variabel ini diukur menggunakan data Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) atas dasar harga konstan 2010 per kapita per provinsi yang diperoleh dari publikasi resmi Badan Pusat Statistik (BPS), kemudian ditransformasi dalam bentuk Logaritma Natural (Ln) untuk menormalkan distribusi dan memungkinkan interpretasi semi-elastis:

$$\ln_PDRB_{it} = \ln(PDRB \text{ Per Kapita ADH Konstan } 2010_{it})$$

Transformasi logaritmik juga membantu meredam pengaruh outlier dari provinsi dengan PDRB per kapita ekstrem seperti DKI Jakarta dan Papua. Untuk keperluan estimasi model interaksi, variabel ini di-mean-center menggunakan group mean per kelompok wilayah (KBI dan KTI) guna mengeliminasi kolinearitas dengan variabel dummy kawasan, menghasilkan variabel *mc_ln_pdrb*.

Variabel Dummy Kawasan digunakan untuk membedakan antara Kawasan Barat Indonesia (KBI) dan Kawasan Timur Indonesia (KTI). *D_KTI* = 1: Provinsi di Kawasan Timur Indonesia (Sulawesi, Nusa Tenggara, Maluku, dan Papua). *D_KTI* = 0: Provinsi di Kawasan Barat Indonesia (Sumatera, Jawa, Bali, dan Kalimantan).

Selain dummy kawasan (*D1_KTI*), penelitian ini memasukkan dua variabel dummy tambahan untuk menangkap dampak guncangan eksternal yang terjadi selama periode pengamatan 2015–2024, yaitu: *D2_Covid* (Dummy Pandemi COVID-19). Variabel ini diberi nilai 1 untuk tahun 2020 dan nilai 0 untuk tahun-tahun lainnya. Pandemi COVID-19 yang melanda Indonesia sejak awal 2020 menyebabkan kontraksi ekonomi yang tidak merata antar provinsi, sehingga berpotensi mengubah pola distribusi pendapatan secara struktural. Dummy ini bertujuan mengisolasi efek satu kali (one-off shock) pandemi terhadap Gini Ratio. *D3_Boom* (Dummy Boom Komoditas 2022). Variabel ini diberi nilai 1 untuk tahun 2022 dan nilai 0 untuk tahun-tahun lainnya. Tahun 2022 ditandai oleh lonjakan harga komoditas global – terutama batu bara, nikel, dan CPO – yang berdampak signifikan terhadap penerimaan daerah dan

struktur ekonomi provinsi-provinsi berbasis sumber daya alam, khususnya di KTI. Dummy ini bertujuan menangkap efek windfall komoditas terhadap pola distribusi pendapatan antar provinsi.

Pemilihan model diawali dengan serangkaian uji formal untuk memilih di antara Common Effect Model (CEM), Fixed Effect Model (FEM), dan Random Effect Model (REM). Uji Hausman standar menghasilkan nilai $\text{Chi}^2(5) = 6,55$ dengan $\text{Prob} > \text{chi}^2 = 0,2565$, yang secara awal mengindikasikan REM lebih tepat. Namun demikian, matriks varians ($V_b - V_B$) tidak terdefinisi positif (not positive definite), sehingga hasil ini tidak sepenuhnya dapat diandalkan. Sebagai robustness check, uji Hausman dijalankan ulang dengan opsi sigmamore dan menghasilkan $\text{Chi}^2(3) = 17,83$ dengan $\text{Prob} > \text{chi}^2 = 0,0005$, yang mengindikasikan FEM lebih konsisten. Sebagai penentu akhir, uji Sargan-Hansen melalui perintah `xtoverid` menghasilkan statistik = 279,732 dengan p-value = 0,0000, sehingga FEM dipilih sebagai titik awal estimasi.

Estimasi FEM awal (baseline) kemudian dijalankan dan menghasilkan koefisien yang secara arah konsisten dengan teori. Namun, hasil uji asumsi menunjukkan tiga pelanggaran simultan: (1) heteroskedastisitas antar provinsi berdasarkan Modified Wald Test dengan $\text{Chi}^2(34) = 1.089,97$ dan $\text{Prob} > \text{chi}^2 = 0,0000$; (2) autokorelasi serial berdasarkan pendekatan manual Wooldridge di mana koefisien residual terlag terbukti signifikan; serta (3) cross-sectional dependence berdasarkan uji Pesaran CD2 (`xtcd2`) dengan statistik $\text{CD} = 19,54$ dan p-value = 0,0000 untuk variabel dependen Gini Ratio.

Berdasarkan justifikasi metodologis pada subbab sebelumnya, penelitian ini menggunakan dua spesifikasi model Two-Step System GMM sebagai berikut:

Model 1-Baseline (tanpa interaksi Kawasan)

$$\text{Gini}_{it} = \alpha + \delta \cdot \text{Gini}_{it} + \beta_1(\text{MC}_{\text{IHS}_{\text{FDI}}})_{it} + \beta_2(\text{MC}_{\text{AGL}})_{it} + \beta_3 \text{Growth}_{it} + \beta_4(\text{MC}_{\text{ln}_{\text{PDRB}}})_{it} + \beta_5 \text{D_Covid}_t + \beta_6 \text{D_Boom}_{it} + \varepsilon_{it}$$

Keterangan:

- Gini_{it} : Gini Ratio Provinsi i pada Tahun t
- Gini_{it-1} : Gini Ratio Provinsi i pada Tahun t-1 (lagged dependent variable)
- δ : Koefisien persistensi dinamis Gini Ratio
- β_1 : Koefisien untuk IHS_FDI (mean-centered)
- β_2 : Koefisien untuk Aglomerasi (mean-centered)
- β_3 : Koefisien Laju Pertumbuhan Penduduk
- β_4 : Koefisien untuk ln_PDRB Per Kapita (mean-centered)
- β_5 : Koefisien Dummy COVID-19
- β_6 : Koefisien Dummy Boom Komoditas

Model 2-Interaksi Kawasan

$$\text{Gini}_{it} = \alpha + \delta \cdot \text{Gini}_{it-1} + \beta_1(\text{MC}_{\text{IHS}_{\text{FDI}}})_{it} + \beta_2(\text{MC}_{\text{AGL}})_{it} + \beta_3 \text{Growth}_{it} + \beta_4(\text{MC}_{\text{ln}_{\text{PDRB}}})_{it} + \beta_5(\text{MC}_{\text{IHS}_{\text{FDI}}} \times \text{D}_{\text{KTI}})_{it} + \beta_6(\text{MC}_{\text{AGL}} \times \text{D}_{\text{KTI}})_{it} + \beta_7 \text{D}_{\text{KTI}} + \beta_8 \text{D}_{\text{Covid}} + \beta_9 \text{D}_{\text{Boom}} + \varepsilon_{it}$$

Keterangan:

- Gini_{it} : Gini Ratio Provinsi i pada Tahun t
- Gini_{it-1} : Gini Ratio Provinsi i pada Tahun t-1 (lagged dependent variable)
- δ : Koefisien persistensi dinamis Gini Ratio
- β_1 : Koefisien untuk IHS_FDI (mean-centered)
- β_2 : Koefisien untuk Aglomerasi (mean-centered)
- β_3 : Koefisien Laju Pertumbuhan Penduduk
- β_4 : Koefisien untuk ln_PDRB Per Kapita (mean-centered)
- β_5 : Koefisien interaksi FDI $\times$ D_KTI
- β_6 : Koefisien interaksi AGL $\times$ D_KTI
- β_7 : Koefisien Dummy KTI
- β_8 : Koefisien Dummy COVID-19
- β_9 : Koefisien Dummy

Koefisien interaksi β_4 menangkap perbedaan marginal efek FDI terhadap ketimpangan di KTI dibandingkan KBI, sedangkan β_5 menangkap perbedaan marginal efek aglomerasi antara kedua kawasan. Model 2 inilah yang digunakan sebagai model utama dalam menjawab rumusan masalah ketiga penelitian ini.

Perlu dicatat bahwa karena variabel D_KTI bersifat time-invariant, variabel ini tidak dapat diestimasi dalam FEM level (dieliminasi oleh within-transformation). Dalam System GMM, D_KTI dimasukkan sebagai

instrumen standar dalam persamaan level (iv instrument), sehingga koefisiennya dapat diidentifikasi. Seluruh variabel kontinu (IHS_FDI, AGL, ln_PDRB) di-mean-center menggunakan group mean per kelompok wilayah (KBI/KTI) sebelum pembentukan variabel interaksi, untuk meminimalkan kolinearitas antara variabel utama dan interaction terms.

Spesifikasi instrumen yang digunakan adalah sebagai berikut. Untuk Model 1: instrumen GMM menggunakan lag 2–4 dari Lgini serta lag 2–4 dari mc_IHS_FDI, mc_AGL, dan mc_ln_PDRB (masing-masing dengan opsi collapse untuk menghindari proliferasi instrumen); sedangkan variabel growth, D_Covid, dan D_Boom diperlakukan sebagai instrumen standar (iv instruments) karena dianggap eksogen. Untuk Model 2: instrumen GMM diperluas dengan menyertakan lag 2–4 dari inter_fdi_kti; sedangkan D_KTI, growth, inter_agl_kti, D_Covid, dan D_Boom dimasukkan sebagai instrumen standar.

Penggunaan opsi collapse pada instrumen GMM dilakukan secara konsisten untuk membatasi jumlah instrumen agar tidak melebihi jumlah kelompok ($N = 34$), sehingga menghindari masalah instrument proliferation yang dapat melemahkan uji Hansen (Roodman, 2009). Model 1 menggunakan 20 instrumen dan Model 2 menggunakan 26 instrumen — keduanya di bawah ambang batas $N = 34$.

D. HASIL DAN PEMBAHASAN [Book Antiqua, 12pt bold, spacing before 6 pt]

Uji Stasioneritas

Model regresi data panel diestimasi menggunakan Fixed Effect Model (FEM) sebagaimana hasil pemilihan model pada Bab 3 (uji Hausman dengan opsi sigmamore: $\text{Chi}^2(3) = 17,83$; $p = 0,0005$, dan uji Sargan-Hansen/ xtoverid : statistik = 279,732; $p = 0,0000$). Hasil estimasi FEM disajikan pada Tabel 1

Tabel 1 Hasil Estimasi Fixed Effect Model (FEM)

Variabel	Regresi Koefisien (Std Error)
HIS_FDI	0,0013 (0,0012)
AGL	-0,0001** (0,0000)
Growth	0,0058** (0,0022)
Ln_PDRB	-0,0502*** (0,0082)
D_Covid	-0,0036 (0,0023)
D_Boom	-0,0041* (0,0024)
Cons	0,8255*** (0,0839)

Sumber: Hasil olah data 2026.

Keterangan: Variabel dependen: Gini Ratio. R-squared (within) = 0,2337; $F(6,300) = 15,25$ (Prob > F = 0,0000); $\rho = 0,9463$. *** signifikansi pada tingkat 1%, ** signifikansi pada tingkat 5%, *signifikansi pada tingkat 10%.

Hasil estimasi FEM menunjukkan bahwa variabel ln_pdrb berpengaruh negatif dan signifikan pada taraf 1% (koefisien = -0,0503; $p = 0,000$), variabel growth berpengaruh positif dan signifikan pada taraf 5% (koefisien = 0,0058; $p = 0,012$), sedangkan variabel agl berpengaruh negatif dan signifikan pada taraf 5% (koefisien = -0,00016; $p = 0,043$). Variabel ihs_fdi tidak signifikan ($p = 0,201$). Variabel D_KTI dieliminasi (omitted) karena bersifat time-invariant dan terhapus oleh transformasi within pada FEM.

Nilai ρ sebesar 0,9463 menunjukkan bahwa 94,63% variasi total dalam model bersumber dari efek individu (provinsi) yang tidak teramati, mengindikasikan tingkat persistensi Gini Ratio antarwaktu yang sangat tinggi. Selanjutnya, uji Modified Wald untuk heteroskedastisitas kelompok (xttest3) menghasilkan $\text{Chi}^2(34) = 1.089,97$ dengan $p = 0,0000$, menunjukkan adanya heteroskedastisitas antar provinsi yang signifikan. Bersama dengan tingginya persistensi (ρ) dan potensi endogenitas FDI terhadap ketimpangan (simultaneity bias), temuan-temuan ini mengkonfirmasi justifikasi metodologis pada Bab 3 bahwa FEM kurang memadai sebagai estimator utama, sehingga estimasi dilanjutkan menggunakan Two-Step System GMM yang mampu mengakomodasi dinamika, endogenitas, dan heteroskedastisitas tersebut secara simultan. Hasil FEM pada tabel ini ditempatkan sebagai pembanding awal (preliminary benchmark), bukan sebagai dasar pengujian hipotesis.

Model 1: Baseline (Tanpa Interaksi Kawasan)

Tabel 2 Hasil Two Step System GMM Model 1

Variabel	Regresi Koefisien (Std Error)
L. Gini	0,9529*** (0,2058)
Mc_IHS_FDI	0,00033 (0,0032)
Mc_AGL	0,0001 (0,0001)
Mc_ln_PDRB	-0,0278 (0,0299)
Growth	-0,0006 (0,0042)
D_Covid	0,0002 (0,0021)
D_Boom	-0,0042 (0,0033)
Konstanta	0,0036 (0,0670)
Obs	306

Sumber: Hasil olah data 2026.

Keterangan: Jumlah instrumen = 20; $F(7,33) = 8972,15$ (Prob > F = 0,000). *** signifikansi pada tingkat 1%, ** signifikansi pada tingkat 5%, *signifikansi pada tingkat 10%.

Hasil Model 1 menunjukkan bahwa hanya variabel L.Gini (lag Gini Ratio) yang signifikan secara statistik pada taraf 1% dengan koefisien sebesar 0,9529 ($p = 0,000$). Koefisien ini menunjukkan tingkat persistensi dinamis yang sangat tinggi: sekitar 95,3% dari level ketimpangan pendapatan suatu provinsi pada tahun sebelumnya akan terbawa (carry over) ke tahun berjalan, sehingga ketimpangan pendapatan bersifat sangat persisten dan sulit berubah secara drastis dalam jangka pendek (satu tahun).

Variabel *mc_ihs_fdi* (koefisien = 0,0034; $p = 0,305$), *mc_agl* (koefisien = 0,0001; $p = 0,371$), *mc_ln_pdrb* (koefisien = -0,0279; $p = 0,358$), *growth* (koefisien = 0,0067; $p = 0,126$), *D_Covid* (koefisien = 0,0002; $p = 0,917$), dan *D_Boom* (koefisien = -0,0042; $p = 0,216$) seluruhnya tidak signifikan secara statistik pada taraf 10%. Hal ini mengindikasikan bahwa, setelah mengontrol persistensi dinamis Gini Ratio, FDI dan aglomerasi industri secara nasional (rata-rata KBI dan KTI) tidak memiliki pengaruh jangka pendek yang signifikan secara statistik terhadap ketimpangan pendapatan provinsi pada periode 2015–2024.

Model 2: Interaksi Kawasan

Tabel 3 Hasil Two Step System GMM Model 2

Variabel	Regresi Koefisien (Std Error)
L. Gini	0,8718*** (0,1900)
Mc_IHS_FDI	0,0052 (0,0044)
Mc_AGL	0,0000 (0,0001)
Mc_ln_PDRB	-0,0358 (0,0001)
FDIx _D _KTI	-0,0098 (0,0073)
AGLx _D _KTI	0,0051 (0,0073)
D_KTI	-0,0042 (0,0033)

Growth	0,0070 (0,0041)
D_Covid	-0,0011 (0,0024)
D_Boom	-0,0032 (0,0030)
Cons	0,0293 (0,0030)
Obs	306

Sumber: Hasil olah data 2026.

Keterangan: Jumlah grup = 34; Jumlah instrumen = 26; $F(10,33) = 2222,33$ (Prob > F = 0,000).*** signifikansi pada tingkat 1%, ** signifikansi pada tingkat 5%, *signifikansi pada tingkat 10%.

Sama seperti Model 1, koefisien L.Gini pada Model 2 tetap signifikan pada taraf 1% dengan nilai 0,8719 ($p = 0,000$), mengkonfirmasi kembali tingginya persistensi dinamis Gini Ratio meskipun setelah penambahan variabel interaksi kawasan. Temuan yang menarik dan relevan dengan rumusan masalah ketiga adalah pada variabel interaksi $AGL \times D_KTI$, yang menghasilkan koefisien positif sebesar 0,0051 dan signifikan pada batas taraf 10% ($p = 0,050$). Koefisien ini menunjukkan bahwa pengaruh marginal aglomerasi industri terhadap Gini Ratio di provinsi-provinsi KTI lebih positif (memperburuk ketimpangan) dibandingkan pengaruhnya di provinsi-provinsi KBI. Dengan kata lain, terdapat indikasi heterogenitas spasial: konsentrasi tenaga kerja manufaktur (aglomerasi) yang terjadi di KTI cenderung disertai dengan pelebaran ketimpangan pendapatan yang lebih besar dibandingkan konsentrasi serupa di KBI, sejalan dengan dugaan bahwa aglomerasi di KTI lebih bercorak enclave (terkonsentrasi pada kawasan industri ekstraktif tertentu tanpa banyak limpahan/spillover ke wilayah sekitarnya).

Sebaliknya, variabel interaksi $FDI \times D_KTI$ menghasilkan koefisien negatif sebesar -0,0098 namun tidak signifikan secara statistik ($p = 0,189$). Meskipun arah koefisien konsisten dengan dugaan bahwa pengaruh FDI terhadap ketimpangan dapat berbeda antara KTI dan KBI, secara statistik belum cukup bukti untuk menyimpulkan adanya perbedaan pengaruh FDI antara kedua kawasan pada taraf signifikansi konvensional.

Variabel mc_ln_pdrb pada Model 2 menunjukkan koefisien negatif sebesar -0,0358 dengan $p = 0,103$, yang mendekati signifikan pada taraf 10% (signifikan pada taraf 15%). Arah negatif ini konsisten dengan sisi menurun Kurva Kuznets, yaitu pada tingkat pembangunan (PDRB per kapita) yang relatif tinggi, peningkatan PDRB per kapita cenderung diasosiasikan dengan penurunan ketimpangan, meskipun bukti statistiknya masih lemah pada model ini. Variabel $growth$ menunjukkan koefisien positif 0,0070 dan signifikan pada taraf 10% ($p = 0,097$), mengindikasikan bahwa tekanan pertumbuhan penduduk berasosiasi dengan sedikit kenaikan ketimpangan dalam jangka pendek. Variabel mc_ihs_fdi ($p = 0,240$), mc_agl ($p = 0,420$), D_KTI ($p = 0,488$), D_Covid ($p = 0,656$), dan D_Boom ($p = 0,289$) tidak signifikan secara statistik.

Pengaruh FDI terhadap Ketimpangan Pendapatan

Hasil estimasi pada Model 1 dan Model 2 menunjukkan bahwa variabel FDI (mc_ihs_fdi) tidak berpengaruh signifikan terhadap Gini Ratio, baik secara nasional (Model 1: koefisien = 0,0034; $p = 0,305$) maupun pada koefisien utamanya di Model 2 (koefisien = 0,0052; $p = 0,240$). Temuan ini menolak hipotesis pertama penelitian yang menduga FDI berpengaruh positif dan signifikan terhadap disparitas pendapatan regional sejalan dengan teori backwash effect Myrdal (1957).

Tidak signifikannya pengaruh FDI terhadap ketimpangan dalam jangka pendek (satu tahun) dapat dijelaskan melalui beberapa argumen. Pertama, dampak FDI terhadap struktur distribusi pendapatan kemungkinan bersifat tertunda (lagged) dan tidak terealisasi secara instan dalam horizon waktu satu tahun, mengingat proses transfer teknologi, penyerapan tenaga kerja, dan efek pengganda (multiplier effect) investasi memerlukan waktu untuk terakumulasi. Kedua, sebagaimana diuraikan dalam tinjauan pustaka, dampak FDI terhadap ketimpangan bersifat ambigu secara teoritis – FDI padat modal cenderung memperburuk ketimpangan melalui skill-biased technological change (Feenstra & Hanson, 1997), sementara FDI padat karya cenderung menurunkan ketimpangan (Tsai, 1995). Apabila komposisi sektoral FDI di Indonesia bersifat campuran (heterogen) antar provinsi dan antarwaktu, kedua efek yang berlawanan arah ini dapat saling meniadakan (offsetting) dalam estimasi rata-rata (pooled), sehingga koefisien agregat menjadi tidak signifikan.

Ketiga, temuan ini sejalan dengan sebagian penelitian terdahulu yang menunjukkan hasil beragam mengenai hubungan FDI-ketimpangan. Sebagai perbandingan, penelitian Nisa et al. (2025) yang menggunakan Indeks Jaime Bonet dan Fixed Effect Model menemukan FDI berpengaruh negatif dan signifikan terhadap ketimpangan pembangunan daerah, sedangkan penelitian ini – dengan proksi Gini Ratio dan estimator System GMM yang mengontrol persistensi dinamis dan endogenitas – tidak menemukan pengaruh signifikan. Perbedaan hasil ini menggarisbawahi bahwa hubungan FDI-disparitas sangat sensitif terhadap proksi ketimpangan, periode penelitian, dan terutama terhadap spesifikasi model: ketika persistensi dinamis Gini Ratio (L.Gini) dimasukkan secara eksplisit sebagai regressor – dan terbukti memiliki koefisien yang sangat besar dan dominan ($>0,87$) – sebagian besar variasi Gini Ratio yang sebelumnya mungkin terkait dengan FDI pada estimasi statis (FEM/FEM tanpa lag) telah terserap oleh komponen persistensi tersebut.

Pengaruh Aglomerasi Industri terhadap Ketimpangan Pendapatan

Variabel aglomerasi industri (mc_agl) secara nasional (rata-rata KBI dan KTI) juga tidak menunjukkan pengaruh yang signifikan terhadap Gini Ratio, baik pada Model 1 (koefisien = 0,0001; $p = 0,371$) maupun pada koefisien utamanya di Model 2 (koefisien = 0,00009; $p = 0,420$). Dengan demikian, hipotesis kedua penelitian yang menduga aglomerasi industri berpengaruh positif terhadap disparitas pendapatan regional secara umum tidak terbukti secara statistik.

Namun demikian, hasil ini perlu dibaca secara hati-hati dan tidak dapat ditafsirkan sebagai bukti bahwa aglomerasi sama sekali tidak relevan terhadap ketimpangan. Sebagaimana akan dibahas pada subbab berikutnya, koefisien interaksi $AGL \times D_KTI$ yang signifikan pada Model 2 mengindikasikan bahwa pengaruh aglomerasi terhadap ketimpangan bersifat heterogen secara spasial efeknya di KTI berbeda secara signifikan dengan efeknya di KBI. Koefisien utama mc_agl pada Model 2 (yang ter-mean-center per kelompok wilayah) merepresentasikan pengaruh marginal aglomerasi pada kelompok referensi (KBI), yang ternyata memang relatif kecil dan tidak signifikan. Hal ini sejalan dengan argumen Marshall (1920) bahwa aglomerasi di wilayah yang sudah mapan secara industri (seperti sebagian besar provinsi KBI) cenderung menghasilkan eksternalitas positif yang relatif merata (labor pooling, knowledge spillover, dan input sharing) sehingga tidak serta-merta memperlebar ketimpangan internal di kawasan tersebut.

E. SIMPULAN DAN SARAN

Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis secara empiris pengaruh Foreign Direct Investment (FDI) dan Aglomerasi Industri terhadap ketimpangan pendapatan (Gini Ratio) di Indonesia selama periode 2015–2024, dengan melakukan komparasi antara Kawasan Barat Indonesia (KBI) dan Kawasan Timur Indonesia (KTI). Menggunakan data panel 34 provinsi dengan estimator Two-Step System GMM sebagai model utama, penelitian ini menghasilkan tiga kesimpulan utama sebagai berikut.

Berdasarkan hasil estimasi Model 1 (baseline) dan Model 2 (interaksi kawasan), variabel FDI (mc_IHS_FDI) tidak terbukti berpengaruh signifikan terhadap Gini Ratio, baik secara nasional maupun pada koefisien utamanya setelah mengontrol interaksi kawasan. Dengan demikian, hipotesis pertama penelitian yang menduga FDI berpengaruh positif dan signifikan terhadap disparitas pendapatan regional sejalan dengan teori backwash effect Myrdal (1957).

Hasil ini tidak berarti bahwa FDI sepenuhnya tidak relevan terhadap dinamika distribusi pendapatan. Tidak signifikannya pengaruh FDI dalam jangka pendek dapat dijelaskan melalui beberapa argumen: (1) dampak FDI terhadap struktur pendapatan kemungkinan bersifat tertunda dan tidak terealisasi secara instan dalam horizon waktu satu tahun; (2) komposisi sektoral FDI di Indonesia yang bersifat heterogen antar provinsi dapat menyebabkan efek yang berlawanan arah (FDI padat modal vs. padat karya) saling meniadakan dalam estimasi agregat; dan (3) ketika persistensi dinamis Gini Ratio dimasukkan secara eksplisit sebagai regressor dengan koefisien yang sangat dominan ($>0,87$), sebagian besar variasi Gini Ratio yang sebelumnya mungkin terkait dengan FDI telah terserap oleh komponen persistensi tersebut.

Secara nasional (rata-rata KBI dan KTI), variabel aglomerasi industri (mc_AGL) juga tidak menunjukkan pengaruh yang signifikan terhadap Gini Ratio. Dengan demikian, hipotesis kedua penelitian yang menduga aglomerasi industri berpengaruh positif dan signifikan terhadap disparitas pendapatan regional secara umum tidak terbukti secara statistik. Namun, temuan ini perlu diinterpretasikan secara hati-hati. Koefisien interaksi $AGL \times D_KTI$ yang signifikan pada Model 2

mengindikasikan bahwa pengaruh aglomerasi bersifat heterogen secara spasial: aglomerasi di KBI yang industrinya lebih mapan cenderung menghasilkan eksternalitas positif yang relatif merata (labor pooling, knowledge spillover, input sharing) sehingga tidak serta-merta memperlebar ketimpangan internal di kawasan tersebut.

Berdasarkan temuan-temuan empiris di atas, penelitian ini mengajukan sejumlah implikasi kebijakan yang relevan bagi pemerintah pusat dan daerah. Reorientasi kebijakan insentif investasi yang berorientasi inklusivitas. Mengingat FDI tidak terbukti secara signifikan memperburuk maupun memperbaiki ketimpangan dalam jangka pendek secara agregat, kebijakan insentif investasi oleh Kementerian Investasi/BKPM perlu diarahkan secara lebih strategis. Skema insentif fiskal (tax holiday, tax allowance) sebaiknya diberikan secara preferensial kepada investasi yang bersifat padat karya, memiliki keterkaitan yang kuat dengan usaha lokal (backward dan forward linkages), serta berlokasi di wilayah tertinggal khususnya di KTI di luar kawasan industri ekstraktif yang sudah ada.

Transformasi model aglomerasi di KTI dari enclave menjadi inklusif. Temuan signifikannya interaksi $AGL \times D_KTI$ menjadi peringatan kebijakan yang penting: pengembangan kawasan industri di KTI tanpa disertai strategi penguatan keterkaitan lokal justru berisiko memperlebar ketimpangan. Pemerintah perlu mendorong pengembangan ekosistem industri yang terintegrasi melalui: (a) kewajiban penggunaan tenaga kerja dan pemasok lokal (local content requirement) dalam perizinan investasi di kawasan industri KTI; (b) pengembangan industri pengolahan hilir (downstream) berbasis komoditas lokal yang mampu menyerap lebih banyak tenaga kerja non-terampil; dan (c) penguatan konektivitas infrastruktur untuk mengurangi biaya logistik yang menghambat terbentuknya rantai pasok lokal.

Strategi pengurangan ketimpangan yang berorientasi jangka panjang. Tingginya persistensi Gini Ratio (87–95%) mengimplikasikan bahwa pemerintah tidak dapat mengandalkan satu atau dua instrumen kebijakan jangka pendek untuk menurunkan ketimpangan secara cepat. Diperlukan paket kebijakan jangka panjang yang komprehensif dan konsisten, mencakup: (a) redistribusi fiskal yang lebih progresif melalui Dana Alokasi Khusus (DAK) yang diarahkan pada peningkatan kualitas sumber daya manusia (pendidikan dan kesehatan) di provinsi-provinsi dengan Gini Ratio tinggi; dan (b) program pemberdayaan ekonomi masyarakat di luar sektor industri formal untuk memperluas basis penerima manfaat pertumbuhan.

Pengendalian tekanan demografis di provinsi dengan urbanisasi tinggi. Signifikannya pengaruh laju pertumbuhan penduduk terhadap ketimpangan pada taraf 10% mengindikasikan perlunya kebijakan yang menyeimbangkan tekanan demografis dengan kapasitas penyerapan pasar kerja formal, antara lain melalui percepatan pengembangan kawasan ekonomi baru di luar Pulau Jawa sebagai alternatif tujuan urbanisasi.

DAFTAR PUSTAKA

- Auty, R. M. (1993). *Sustaining Development in Mineral Economies: The Resource Curse Thesis*. London: Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203422595>
- Badan Pusat Statistik. *Statistik Indonesia 2015-2026*
- Badan Pusat Statistik. *Produk Domestik Regional Bruto Provinsi Provinsi di Indonesia Menurut Lapangan Usaha 2014-2025*
- Badan Pusat Statistik. *Statistik Industri Manufaktur Indonesia 2014-2023*
- Basu, P., & Guariglia, A. (2007). Foreign direct investment, inequality, and growth. *Journal of Macroeconomics*, 29(4), 824–839. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2006.02.004>
- Bellemare, M. F., & Wichman, C. J. (2020). Elasticities and the inverse hyperbolic sine transformation. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 82(1), 50–61. <https://doi.org/10.1111/obes.12325>
- Dagum, C. (1980). The generation and distribution of income, the Lorenz curve and the Gini ratio. *Économie appliquée*, 33(2), 327–367.
- Dasgupta, S., Laplante, B., Wang, H., & Wheeler, D. (2002). Confronting the Environmental Kuznets Curve. *Journal of Economic Perspectives*, 16(1), 147–168. <https://doi.org/10.1257/0895330027157>
- Driscoll, J. C., & Kraay, A. C. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 549–560. <https://www.jstor.org/stable/2646837>
- Dunning, J. H. (1993). *Multinational Enterprises and the Global Economy*. Addison-Wesley.
- Feenstra, R. C., & Hanson, G. H. (1997) Feenstra, R. C., & Hanson, G. H. (1997). Foreign direct investment and relative wages: Evidence from Mexico's maquiladoras. *Journal of International Economics*, 42(3–4), 371–393. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(96\)01475-4](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(96)01475-4)
- Grossman, G. M., & Krueger, A. B. (1993). Environmental impacts of a North American free trade agreement. In P. Garber (Ed.), *The Mexico–US Free Trade Agreement* (pp. 13–56). MIT Press.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019) Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate Data Analysis* (8th ed.). Cengage Learning. <https://www.cengage.com/c/multivariate-data-analysis-8e-hair>
- Herzer, D., & Nunnenkamp, P. (2011). FDI and income inequality: Evidence from Europe. *Kiel Working Paper No. 1675*. Kiel Institute for the World Economy. <https://hdl.handle.net/10419/45887>
- Hoechle, D. (2007). Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. *Stata Journal*, 7(3), 281–312. <https://doi.org/10.1177/1536867X0700700301>
- Hill, H., Resosudarmo, B. P., & Vidyattama, Y. (2008). Indonesia's changing economic geography. *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, 44(3), 407–435. <https://doi.org/10.1080/00074910802395344>
- International Monetary Fund. (1993). *Balance of Payments Manual* (5th ed.). Washington, D.C.: IMF.
- Kao, C. (1999) Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1–44. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00023-2](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00023-2)
- Krugman, P. (1991). Increasing Returns and Economic Geography. *Journal of Political Economy*, 99(3), 483–499. <https://doi.org/10.1086/261763>
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, 45(1),

- Kuncoro, M. (2018) Kuncoro, M. (2018). *Ekonomika Pembangunan: Masalah, Kebijakan, dan Politik* (Edisi 6). Jakarta: Erlangga Romer, P. M. (2012)
- Marshall, A. (1920). *Principles of Economics*. London: Macmillan.
- Myrdal, G. (1957). *Economic Theory and Under-Developed Regions*. London: Duckworth.
- Mah, J. S. (2002) Mah, J. S. (2002). The impact of globalization on income distribution: The Korean experience. *Applied Economics Letters*, 9(15), 1007–1009. <https://doi.org/10.1080/13504850210149124>
- 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 (EFEBE)*, 3*(2), 454–466.
- Pesaran, M. H., & Xie, Y. (2021) Pesaran, M. H., & Xie, Y. (2021). A bias-corrected CD test for error cross-sectional dependence in panel data models with latent factors (IZA Discussion Paper No. 14240). IZA Institute of Labor Economics. DOI: 10.2139/ssrn.3904536
- Rejeki, I. S., & Lubis, A. F. (2019). Peran aglomerasi dalam penyebaran investasi asing langsung (FDI) industri manufaktur Indonesia. *Jurnal Kebijakan Ekonomi*, 14(1), 1–22. <https://doi.org/10.21002/jke.2019.03>
- Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *Stata Journal*, 9(1), 86–136. <https://doi.org/10.1177/1536867X0900900106>
- Romer, D. (2012). *Advanced Macroeconomics* (4th ed.). New York: McGraw-Hill.
- Schaffer, M. E., & Stillman, S. (2006). xtoverid: Stata module to calculate tests of overidentifying restrictions after xtreg, xtivreg, xtivreg2 and xthtaylor. Statistical Software Components, Boston College. https://www.researchgate.net/publication/4997773_XTOVERID_Stata_Module_to_Calculate_Tests_of_Overidentifying_Restrictions_After_Xtreg_Xtivreg_Xtivreg2_Xthtaylor
- Sbergami, F. (2002) Sbergami, F. (2002). Agglomeration and economic growth: Some puzzles (HEI Working Paper No. 02/2002). Graduate Institute of International Studies, Geneva. https://repec.graduateinstitute.ch/pdfs/Working_papers/HEIWP02-2002.pdf
- Todaro, M. P., & Smith, S. C. (2015). *Economic development* (12th ed.). Boston: Pearson.
- Tsai, P.-L. (1995) Tsai, P.-L. (1995). Foreign direct investment and income inequality: Further evidence. *World Development*, 23(3), 469–483. [https://doi.org/10.1016/0305-750X\(95\)00136-Z](https://doi.org/10.1016/0305-750X(95)00136-Z)
- Williamson, J. G. (1965) Williamson, J. G. (1965). Regional inequality and the process of national development: A description of the patterns. *Economic Development and Cultural Change*, 13(4), 1–84. <https://doi.org/10.1086/450136>