

Ketimpangan Pendapatan di Demak dan Sekitarnya: Peran Pendidikan dan Kesehatan

Paramitha Hanifia ^{1) a)*}

¹⁾ Badan Pusat Statistik Kabupaten Demak

^{a)} Demak

*Email: paramitha@bps.go.id

ABSTRAK

Ketimpangan pendapatan di Demak dan sekitarnya (tujuh kabupaten/kota di Jawa Tengah) tetap menjadi tantangan pembangunan regional. Penelitian ini menguji pengaruh indeks pendidikan dan kesehatan terhadap posisi kelompok 40 persen terbawah relatif terhadap 20 persen teratas, dengan pengangguran sebagai variabel kontrol. Menggunakan data panel sekunder BPS tahun 2010 sampai 2024 ($N = 7$, $T = 15$), estimasi dilakukan dengan model panel dinamis Fixed Effects Instrumental Variable (FE-IV) Anderson-Hsiao; arah temuan diperiksa ulang melalui uji robustness antar estimator. Hasil utama menunjukkan bahwa peningkatan indeks pendidikan berkorelasi signifikan dengan pelebaran jurang pangsa pengeluaran kelompok bawah, arah yang konsisten pada seluruh estimator dan selaras dengan mekanisme reproduksi sosial serta inequality loop pada fase akses perguruan tinggi yang eksklusif. Indeks kesehatan hanya memberi indikasi awal pengaruh positif pada model utama, namun belum stabil antar estimator. Pengangguran dan ketimpangan masa lalu tidak signifikan. Kebaruan penelitian terletak pada pengujian terpisah komponen IPM dengan proksi ketimpangan kelompok bawah pada panel dinamis skala aglomerasi. Keterbatasan utama meliputi sampel wilayah sempit, kapasitas penjelasan model rendah, dan instrumen lemah untuk lag ketimpangan, sehingga temuan bersifat kontekstual dan eksploratif. Implikasi kebijakan mengutamakan afirmasi akses pendidikan tinggi bagi kelompok 40 persen terbawah, sementara rekomendasi kesehatan disertai verifikasi lanjutan.

Kata kunci : Ketimpangan Pendapatan, Indeks Pendidikan, Indeks Kesehatan

Naskah Masuk : 06 Mei 2026

Naskah Revisi : 07 Mei 2026

Naskah Diterima: 27 Juni 2026

PENDAHULUAN

Distribusi pendapatan yang merata merupakan pilar pembangunan ekonomi berkelanjutan. Tanpa pemerataan, pertumbuhan ekonomi justru dapat memicu ketidakstabilan sosial dan menghambat kesejahteraan jangka panjang (Taresh et al., 2021), sementara ketimpangan antar wilayah di Indonesia masih menjadi persoalan yang berlangsung lama. Kawasan aglomerasi Demak dan sekitarnya, yang meliputi Grobogan, Kudus, Jepara, Demak, Kabupaten Semarang, Kota Salatiga, dan Kota Semarang, menjadi unit analisis yang strategis karena tiga alasan. Pertama, kawasan ini termasuk subaglomerasi Kedungsepur yang menyumbang seperempat PDRB Jawa Tengah dan sedang mengalami perubahan tata ruang yang cepat (Indrayati et al., 2024; Pravitasari et al., 2024). Di dalamnya berdampingan wilayah agraris, wilayah industri, dan wilayah jasa (Solafide & Fafurida, 2026; Soekarno et al., 2024). Kedua, dalam satu kawasan yang sama, akses layanan kesehatan dan kualitas pekerjaan antar wilayah sangat berbeda (Reza & Sugiri, 2022), sementara manfaat pertumbuhan di kota pusat belum tentu dirasakan oleh wilayah di sekitarnya (Indrayati et al., 2024; Chrisetyoningrum, 2022). Ketiga, temuan di kawasan ini penting bagi upaya pemerataan pembangunan Jawa Tengah dan pencapaian Tujuan Pembangunan Berkelanjutan (SDG) 10.1, karena meskipun berada dalam satu wilayah kebijakan, tiap kabupaten/kota menunjukkan pola ketimpangan yang berbeda (Soekarno et al., 2024; Pravitasari et al., 2024).

Kondisi ketimpangan di kawasan tersebut tampak jelas dari perbedaan pangsa pengeluaran kelompok 40 persen terbawah antarkabupaten/kota. Data BPS tahun 2010 sampai 2024 menunjukkan polarisasi yang nyata, sebagaimana dirinci pada Tabel 1. Kota Semarang dan Kota Salatiga mengalami penurunan porsi pengeluaran kelompok 40 persen terbawah secara konsisten, yaitu masing-masing dari 21,68 persen menjadi 15,34 persen dan dari 19,64 persen menjadi 15,89 persen pada tahun 2024, sehingga berada di bawah ambang 20 persen menurut kriteria Bank Dunia. Sebaliknya, Demak dan Jepara relatif mempertahankan porsi di atas 20

persen (21,70% dan 23,49%). Kontras ini menandakan bahwa pemerataan pengeluaran kelompok bawah belum terjadi meskipun wilayah-wilayah tersebut berada dalam satu kawasan terintegrasi. Di tengah variasi tersebut, pertanyaan riset menjadi penting: apakah peningkatan indeks pendidikan dan kesehatan berkontribusi meratakan atau justru memperlebar ketimpangan distribusi pengeluaran? Pertanyaan ini tidak dapat dijawab hanya dengan data agregat provinsi.

Tabel 1. Distribusi Pengeluaran 40 Persen Bawah

Tahun	Wilayah						
	Grobogan	Kudus	Jepara	Demak	Kab. Semarang	Kota Salatiga	Kota Semarang
2010	23,46	26,64	26,67	25,18	23,24	19,64	21,68
2011	21,84	20,00	21,75	20,07	24,46	17,92	18,15
2012	18,91	20,50	18,63	19,54	19,70	15,67	18,24
2013	21,38	21,11	21,56	21,96	20,81	16,94	16,08
2014	21,34	18,59	23,15	22,34	20,47	15,87	17,45
2015	22,64	19,78	20,27	22,19	19,91	15,21	16,04
2016	19,33	18,23	20,63	22,81	18,46	18,16	18,71
2017	19,24	17,10	20,74	23,28	18,88	16,89	17,47
2018	19,47	18,16	20,11	22,30	18,74	17,13	16,65
2019	20,89	21,06	20,49	22,35	19,02	18,72	16,38
2020	19,30	20,55	19,89	22,86	19,18	16,94	17,17
2021	19,29	20,16	20,01	22,79	18,33	15,57	15,71
2022	20,58	18,11	20,23	21,52	19,49	14,30	15,12
2023	20,48	19,44	20,58	21,69	17,65	15,61	16,49
2024	19,85	21,32	23,49	21,70	18,78	15,89	15,34

Sumber: BPS

Literatur menempatkan modal manusia, khususnya pendidikan dan kesehatan, sebagai determinan ketimpangan pendapatan, namun arah pengaruhnya masih diperdebatkan dan sangat sensitif terhadap konteks regional (Becker, 1975; rincian teoretis diuraikan pada bagian Tinjauan Pustaka).

Penelitian ini menguji pengaruh indeks pendidikan dan kesehatan terhadap ketimpangan distribusi pengeluaran, dengan tingkat pengangguran terbuka sebagai variabel kontrol struktur pasar kerja. Karena arah pengaruh modal manusia sangat sensitif terhadap unit analisis, celah penelitian yang melandasi studi ini dirumuskan secara sistematis pada subbab Sintesis Empiris dan Kesenjangan Penelitian.

Secara spesifik, tujuan penelitian ini meliputi: (1) menganalisis pengaruh indeks pendidikan dan kesehatan terhadap ketimpangan pendapatan di tujuh kabupaten/kota di kawasan Demak dan sekitarnya; (2) memverifikasi konsistensi arah dan signifikansi koefisien melalui uji *robustness* antar estimator; dan (3) menginterpretasikan mekanisme substantif *inequality loop* pendidikan melalui temuan empiris dan bukti deskriptif disparitas akses pendidikan tinggi antar wilayah. Kontribusi substantif dan metodologis penelitian dirumuskan pada subbab Sintesis Empiris dan Kesenjangan Penelitian.

Penelitian ini dibatasi pada tujuh kabupaten/kota di aglomerasi Demak (N=7), data sekunder BPS periode 2010 sampai 2024, serta variabel penjelas indeks pendidikan, indeks kesehatan, dan pengangguran terbuka tanpa variabel mediasi akses pendidikan tinggi.

TINJAUAN PUSTAKA

Ketimpangan distribusi pendapatan dalam literatur ekonomi pembangunan klasik berakar pada postulat Kurva Kuznets (1955): pada fase awal pertumbuhan, jurang pendapatan cenderung melebar seiring transisi tenaga kerja dari sektor tradisional ke modern, dan baru menyempit setelah ekonomi mencapai tingkat kematangan tertentu. Namun, bukti dari berbagai negara menunjukkan bahwa asumsi pemerataan otomatis itu tidak selalu terjadi. Kenaikan pendapatan rata-rata suatu negara belum tentu diikuti peningkatan pendapatan kelompok masyarakat yang lebih miskin, terutama 40 persen populasi terbawah.

Dalam kajian modal manusia, literatur berbicara dalam dua pandangan yang saling bertentangan. Pandangan pertama, yang berlandaskan pada Becker (1975), meyakini bahwa pendidikan dan kesehatan meningkatkan kemampuan kerja sehingga pendapatan pada akhirnya dapat lebih merata. Pandangan kedua menolak keyakinan itu secara otomatis. Di negara berkembang dan kawasan aglomerasi, perguruan tinggi kerap berfungsi seperti pintu seleksi yang membuka akses ke pekerjaan berupa tinggi hanya bagi kelompok tertentu (*social allocator*) (Marginson, 2018; Hui, 2020). Demikian pula, peningkatan capaian kesehatan belum tentu menguntungkan semua lapisan masyarakat apabila layanan kesehatan tidak tersebar merata (Zhou, 2025; Naufal & Santoso, 2024).

Pendidikan sebagai Penyeimbang atau Reproduksi Ketimpangan?

Becker (1975) memberi fondasi historis bahwa pendidikan meningkatkan produktivitas yang kemudian meratakan pendapatan. Namun literatur mutakhir menunjukkan prediksi tersebut tidak universal. Di Uni Eropa, belanja pemerintah pendidikan dan kesehatan signifikan menekan Gini (Jianu, 2018); pada negara berpenghasilan menengah bawah, belanja pendidikan dapat memperlebar Gini akibat tangkapan elit (*elite capture*) pada pendidikan tinggi (Zerihun, 2025; Malla & Pathranarakul, 2022), mekanisme yang sejalan dengan temuan Hui (2020) dan Marginson (2018). Hossain (2022) menambahkan nuansa bahwa Indeks Modal Manusia (*Human Capital Index*) signifikan menekan Gini di negara berpenghasilan menengah bawah, termasuk Indonesia, khususnya bila dikombinasikan dengan tata kelola yang baik, namun tidak di negara berpenghasilan menengah atas; artinya, efek redistributif modal manusia agregat sangat heterogen menurut tingkat pendapatan dan kapasitas institusional, sehingga indeks agregat nasional dapat menyembunyikan reproduksi ketimpangan pada skala aglomerasi regional.

Pada aglomerasi berkembang dengan akses perguruan tinggi yang masih timpang, mekanisme *inequality loop* dapat dioperasionalkan sebagai rantai kausal. Pemicu strukturalnya adalah peningkatan indeks pendidikan agregat (HLS dan RLS) tanpa perluasan akses merata ke perguruan tinggi (Hui, 2020; Marginson, 2018). Kelompok 20 persen teratas memonopoli kualifikasi akademik dan pekerjaan formal berupa tinggi, sementara kelompok 40 persen terbawah terhalang kendala finansial dan terkunci pada pendidikan menengah serta sektor informal (Hui, 2020). Transmisinya berjalan dari *premium* pendidikan tinggi yang eksklusif, melalui akumulasi kekayaan kelompok atas berkat gelar (*efek Matthew*), hingga pelebaran jurang pangsa pengeluaran (Marginson, 2018; Prawoto & Cahyani, 2020). Pada fase awal kurva U terbalik antara pendidikan tinggi dan Gini, ketika partisipasi perguruan tinggi belum luas, ekspansi agregat cenderung memperlebar ketimpangan (Hui, 2020). Rantai kausal ini mengarah pada dugaan empiris bahwa peningkatan Indeks Pendidikan memperlebar jurang pangsa pengeluaran kelompok 40 persen terbawah (H1; dirinci pada Tabel 3).

Bukti empiris Indonesia memperkuat posisi kubu reproduksi pada konteks aglomerasi. Prawoto dan Cahyani (2020) menemukan IPM agregat signifikan memperlebar Gini di enam provinsi Jawa karena capaian terkonsentrasi di pusat industri. Luthfi dan Pudjihardjo (2025) melaporkan rata-rata lama sekolah tidak signifikan memengaruhi PDRB per kapita di DIY meski penetrasi internet tertinggi di Pulau Jawa, mengindikasikan distribusi dan kualitas akses lebih krusial daripada kuantitas tahun sekolah. Fatihudin dan Mauliddah (2019) menambahkan nuansa bahwa belanja pendidikan pemerintah meratakan Gini di 38 kabupaten/kota Jawa

Timur, tetapi PDRB per kapita memperlebarnya; artinya, pertumbuhan dan investasi fiskal tidak otomatis memutus *inequality loop* apabila capaian indeks pendidikan agregat mereproduksi eksklusivitas akses perguruan tinggi. Sebaliknya, Yenti et al. (2025) pada panel Sumatera Barat menemukan pendidikan menekan Gini, bukti bahwa efek pendidikan sangat sensitif terhadap struktur regional.

Kesehatan sebagai Kanal Redistributif bagi Kelompok 40 Persen Terbawah

Jika pendidikan pada konteks aglomerasi berkembang cenderung mereproduksi ketimpangan melalui akses perguruan tinggi yang eksklusif, kesehatan menawarkan logika kausal berlawanan. Bagi pekerja sektor informal dan agrikultur yang mendominasi wilayah penyangga, kesehatan fisik adalah aset produktif utama untuk mempertahankan hari kerja dan pendapatan harian (Bakkeli, 2016). Peningkatan AHH atau indeks kesehatan melindungi kapasitas kerja kelompok 40 persen terbawah, berbeda dari pendidikan yang lebih menguntungkan mereka yang memiliki ijazah formal. Tanpa layanan primer dan jaminan kesehatan yang memadai, satu episode sakit dapat menggerus tabungan rumah tangga miskin dan menurunkan pangsa pengeluaran kelompok bawah. Xu et al. (2003) mendemonstrasikan di 59 negara, termasuk Indonesia, bahwa beban biaya berobat yang sangat memberatkan keuangan rumah tangga kerap dipicu oleh ketersediaan layanan berbayar, kemampuan bayar yang rendah, dan tidak adanya prapembayaran; bahkan tagihan berobat yang relatif kecil pun dapat menguras pendapatan rumah tangga miskin hingga berat secara finansial. Wagstaff (2018) memperkuat argumen ini dengan menunjukkan bahwa biaya berobat yang dibayar langsung oleh rumah tangga sering datang tanpa diduga dan memaksa keluarga mengurangi pengeluaran untuk kebutuhan sehari-hari. Artinya, capaian kesehatan masyarakat yang terlihat baik belum tentu berarti rumah tangga miskin terlindungi secara finansial.

Zerihun (2025) menunjukkan belanja kesehatan agregat memperlebar ketimpangan apabila akses tidak merata, tetapi berperan meratakan pada negara berpenghasilan menengah bawah dengan orientasi layanan primer. Zhou (2025) menemukan ketimpangan belanja kesehatan antarkota dalam provinsi masih tinggi (indeks Gini di atas 0,373), dan 45 hingga 68 persen perbedaan itu terjadi antar wilayah. Kondisi serupa terlihat pada perbedaan akses kesehatan antarkabupaten/kota di Jawa Tengah (Reza & Sugiri, 2022). Fatihudin dan Mauliddah (2019) melaporkan belanja kesehatan pemerintah signifikan memperlebar Gini di Jawa Timur, mengindikasikan bahwa volume belanja dan distribusi manfaat dapat bergerak berlawanan; redistribusi efektif membutuhkan akses layanan dasar yang merata, bukan konsentrasi pelayanan medis lanjutan di pusat urban (Zhou, 2025; Reza & Sugiri, 2022). Kotschy (2022) memberikan perbandingan, di Amerika Serikat sebagai negara maju, peningkatan kesehatan jangka panjang justru memperlebar ketimpangan pendapatan karena manfaatnya lebih banyak dinikmati melalui pendidikan tinggi dan teknologi yang menguntungkan pekerja terampil. Di aglomerasi berkembang, akses layanan kesehatan dasar dan kemampuan tetap produktif bekerja lebih berarti bagi kelompok berpendapatan rendah.

Apabila layanan kesehatan dasar merata dan melindungi produktivitas serta pendapatan kelompok 40 persen terbawah, peningkatan Indeks Kesehatan diperkirakan meratakan ketimpangan. Sabir dan Aziz (2018) serta Taresh et al. (2021) memberi dukungan empiris arah ini pada panel provinsi dan negara berkembang, meski Naufal dan Santoso (2024) mengingatkan bahwa indeks kesehatan agregat di Jawa Timur dapat memperlebar Gini bila manfaat terkonsentrasi pada kelompok berpendapatan tinggi.

Pengangguran dan Struktur Pasar Kerja

Selain modal manusia, pengangguran menjadi kanal penting dalam literatur ketimpangan. Muryani et al. (2021) pada panel 34 provinsi Indonesia menemukan pengangguran signifikan memengaruhi dinamika Gini melalui model GMM, sementara Taresh et al. (2021) melaporkan hubungan dua arah antara pengangguran dan ketimpangan di tingkat provinsi. Namun, pada skala kabupaten/kota, temuan berkonvergensi berbeda: Yenti et al. (2025), Febriyan dan Hasmarini (2025), serta Andrianto dan Setyowati (2025) secara konsisten melaporkan

pengangguran agregat tidak signifikan memengaruhi Gini di Sumatera Barat maupun Jawa Tengah.

Perbedaan ini mengindikasikan bahwa pada aglomerasi regional, polarisasi pendapatan lebih didorong oleh kualitas pekerjaan, yakni disparitas upah antara sektor formal bermodal tinggi dan sektor informal, daripada fluktuasi kuantitas pengangguran semata (Muryani et al., 2021; Bekhtiar, 2025). Suparman dan Muzakir (2023) pada 32 provinsi Indonesia memperkuat argumen ini: pada model simultan, pertumbuhan PDRB berkorelasi positif dengan pengangguran, artinya ketika ekonomi tumbuh, pengangguran cenderung ikut naik, bukan turun. Hal ini menunjukkan bahwa pertumbuhan belum cukup menciptakan lapangan kerja bagi tenaga kerja yang ada.

Sintesis Empiris dan Kesenjangan Penelitian

Tabel 2 membandingkan studi empiris ketimpangan regional di Pulau Jawa menurut unit analisis, proksi ketimpangan, temuan pendidikan, kesehatan, dan pengangguran, metode estimasi, serta keterbatasan masing-masing studi.

Tabel 2. Sintesis Empiris Ketimpangan Regional

Studi	Unit	Proksi ketimpangan	Pendidikan	Kesehatan	Pengangguran	Metode	Keterbatasan studi terdahulu
Naufal & Santoso (2024)	38 kab/kota Jatim	Gini	Indeks IPM meningkatkan PDRB dan memperlebar Gini	AHH memperlebar Gini	Tidak diuji	3SLS statis	Tanpa lag ketimpangan; tidak mengukur pangsa pengeluaran kelompok 40% terbawah
Fatihudin & Mauliddah (2019)	38 kab/kota Jatim	Gini	Belanja meratakan	Belanja memperlebar	Tidak diuji	REM statis	Input fiskal, bukan outcome IPM
Febriyan & Hasmarini (2025)	35 kab/kota Jateng	Gini	RLS tidak signifikan	Tidak diuji	Tidak signifikan	REM	Tanpa disaggregasi IPM; tanpa fokus pangsa kelompok 40% terbawah
Kuniawan & Hasmarini (2026)	35 kab/kota Jateng	Gini	RLS tidak signifikan	Tidak diuji	Tidak signifikan	FEM	Tanpa disaggregasi IPM; tanpa fokus pangsa kelompok 40% terbawah
Andrianto & Setyowati (2025)	35 kab/kota Jateng	Gini	Tidak signifikan	Tidak diuji	Tidak signifikan	REM	Tanpa disaggregasi IPM; tanpa fokus pangsa kelompok 40% terbawah
Luthfi & Pudjihardjo (2025)	5 kab/kota DIY	Gini	RLS tidak signifikan pada PDRB	AHH positif pada PDRB	Tidak diuji	FEM + 2SLS	Bukan mekanisme inequality loop
Penelitian ini	7 kab/kota aglomerasi Demak	Rasio logaritma pangsa pengeluaran kelompok 40% terbawah terhadap 20% teratas	Diduga indeks pendidikan memperlebar jurang kelompok bawah	Diduga indeks kesehatan marjinal meratakan posisi kelompok bawah	Diduga tidak signifikan (variabel kontrol)	FE-IV dinamis + robustness	Tidak ada

Berdasarkan Tabel 2, penelitian empiris tentang ketimpangan di Pulau Jawa pada umumnya menunjukkan pola yang sama. Ketimpangan antarkabupaten/kota dalam satu kawasan masih berbeda jauh (Prawoto & Cahyani, 2020; Chrisetyoningrum, 2022). Indikator pembangunan manusia secara keseluruhan, seperti IPM, justru dapat memperlebar Gini apabila manfaatnya lebih banyak dinikmati wilayah tertentu (Slamet et al., 2025; Naufal & Santoso, 2024). Studi terbaru di kabupaten/kota Jawa Tengah umumnya memakai Gini dan rata-rata lama sekolah pada model statis. Dari pendekatan itu, pendidikan belum terbukti secara signifikan meratakan pendapatan, dan pengangguran juga kerap tidak berpengaruh (Febriyan & Hasmarini, 2025; Kuniawan & Hasmarini, 2026; Andrianto & Setyowati, 2025). Dengan demikian, literatur yang ada menunjukkan bahwa ketimpangan di Jawa masih tinggi, manfaat pembangunan manusia belum selalu merata, dan bukti pemerataan dari pendidikan agregat di Jawa Tengah masih terbatas.

Yang belum terjawab adalah apakah indeks pendidikan dan indeks kesehatan, bila diuji secara terpisah, memengaruhi pangsa pengeluaran kelompok 40 persen terbawah dengan arah yang berbeda, khususnya pada kawasan kecil yang secara internal sangat berbeda seperti aglomerasi Demak. Belum jelas pula apakah mekanisme siklus ketimpangan pendidikan (*inequality loop*) dapat diuji dalam model panel dinamis pada skala semacam itu. Penelitian ini menjawab celah tersebut dengan menguji bersamaan pengaruh indeks pendidikan (diduga memperlebar jurang pendapatan), indeks kesehatan (diduga cenderung meratakan), dan pengangguran (sebagai variabel kontrol) terhadap posisi kelompok 40 persen terbawah dibandingkan 20 persen teratas pada data 7 kabupaten/kota tahun 2010 sampai 2024. Metode yang digunakan adalah panel dinamis *FE-IV Anderson-Hsiao* dengan uji *robustness* antar estimator. Pendekatan ini belum umum dilakukan pada literatur Jawa Tengah karena memisahkan komponen IPM, memakai ukuran ketimpangan yang lebih fokus pada kelompok bawah, serta menangkap dinamika ketimpangan dari waktu ke waktu.

Kerangka Teori

Kerangka teori penelitian ini menjawab pertanyaan mengapa teori klasik modal manusia dan teori reproduksi sosial dapat memberi prediksi yang berbeda. Penelitian ini berfokus pada kelompok 40 persen terbawah sesuai ukuran kemakmuran bersama (Dollar et al., 2014; Oldiges & Nayyar, 2022). Ketimpangan diukur melalui variabel *Low*, yaitu logaritma natural perbandingan pangsa pengeluaran kelompok 40 persen terbawah dengan 20 persen teratas. Semakin tinggi nilai *Low*, semakin baik posisi kelompok bawah (Dargel & Thomas-Agnan, 2024). Menurut Becker (1975), pendidikan pada prinsipnya dapat meratakan pendapatan apabila akses pendidikan merata. Namun di aglomerasi Demak dan sekitarnya, teori reproduksi sosial (Hui, 2020; Marginson, 2018) dianggap lebih relevan karena tiga kondisi. Pertama, dalam satu kawasan masih berdampingan wilayah kota (Kota Semarang dan Kota Salatiga) dengan wilayah penyangga agraris dan industri (Grobogan, Jepara, Demak, Kudus) sehingga ketimpangan antar wilayah tetap tajam (Indrayati et al., 2024). Kedua, perbedaan Harapan Lama Sekolah menunjukkan bahwa akses perguruan tinggi masih lebih mudah diperoleh kelompok atas, bukan sekadar naiknya nilai rata-rata indeks pendidikan agregat. Ketiga, studi terbaru di Jawa Tengah belum menemukan bukti bahwa pendidikan agregat secara signifikan meratakan Gini (Febriyan & Hasmarini, 2025; Kuniawan & Hasmarini, 2026). Karena itu, dugaan bahwa pendidikan memperlebar jurang pendapatan kelompok bawah bukan dipaksakan, melainkan mengikuti kondisi wilayah penelitian.

Berbeda dengan pendidikan, kesehatan dipandang sebagai jalur yang lebih langsung melindungi kelompok 40 persen terbawah, terutama pekerja sektor informal (Bakkeli, 2016). Di negara maju, perbaikan kesehatan jangka panjang dapat memperlebar ketimpangan karena terkait dengan pendidikan tinggi (Kotschy, 2022), tetapi di kawasan berkembang seperti Demak dan sekitarnya, layanan kesehatan dasar lebih berperan menjaga daya kerja dan pendapatan kelompok bawah. Penelitian ini juga memasukkan pengangguran terbuka sebagai variabel kontrol karena pada tingkat kabupaten/kota ketimpangan lebih dipengaruhi oleh kualitas dan perbedaan upah antarsektor daripada perubahan angka pengangguran semata (Muryani et al.,

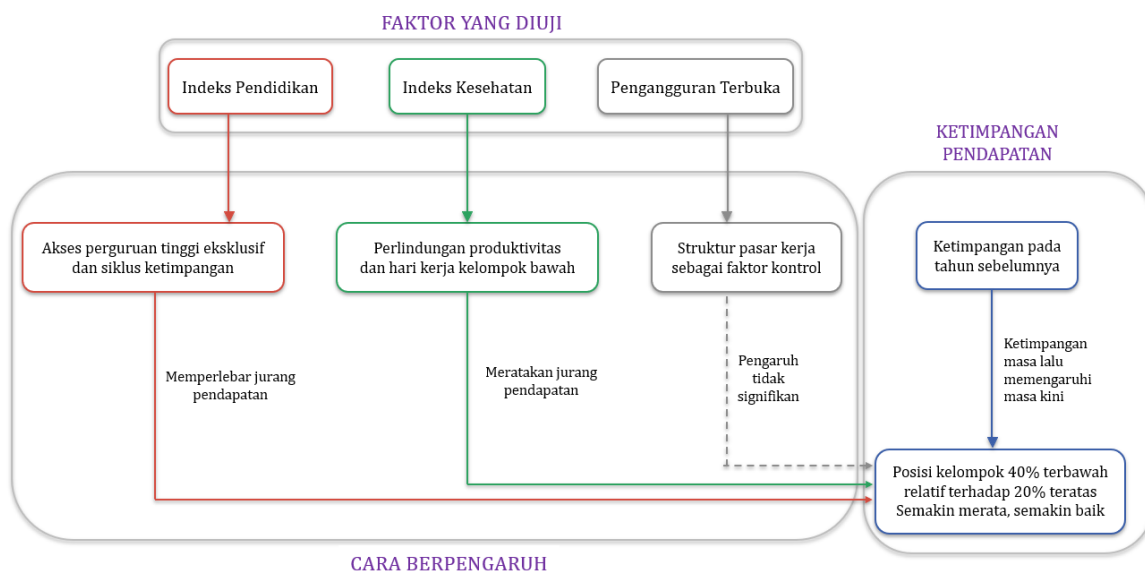
2021). Selain itu, model memasukkan ketimpangan pada periode sebelumnya untuk menangkap kemungkinan bahwa ketimpangan masa lalu memengaruhi kondisi kini (Baltagi, 2005). Rangkuman landasan teori, mekanisme, dan arah dugaan setiap variabel disajikan pada Tabel 3 sebagai peta hipotesis sebelum diestimasi dengan model panel dinamis.

Tabel 3. Ringkasan Kerangka Teori dan Arah Hipotesis

Variabel	Landasan Teori	Mekanisme	Dugaan Pengaruh terhadap <i>Low</i>
Indeks Pendidikan	Hui (2020); Marginson (2018); Zerihun (2025) vs Becker (1975) sebagai kontras klasik	Akses perguruan tinggi terbatas memperkuat ketimpangan kelas, kelompok kaya semakin kaya (efek Matthew), lalu terjadi siklus ketimpangan yang berulang (<i>inequality loop</i>)	Negatif (memperlebar ketimpangan)
Indeks Kesehatan	Bakkeli (2016); Sabir & Aziz (2018); Zhou (2025); Kotschy (2022) sebagai batas kontras	(a) produktivitas kerja informal; (b) pencegahan pengeluaran katastropik; (c) akses layanan primer merata	Positif (meratakan ketimpangan)
Pengangguran	Muryani et al. (2021)	Kontrol struktur pasar kerja	Tidak signifikan
Low_{t-1}	Baltagi (2005)	Inersia ketimpangan masa lalu	Positif (jika ada persistensi)

Tabel 3 menegaskan asimetri prediksi: pendidikan dan kesehatan tidak diasumsikan sejalan. Pada konteks Demak, jalur reproduksi pendidikan diperkirakan dominan ($H1: \beta_{\text{Pendidikan}} < 0$), sedangkan kanal redistributif kesehatan primer diperkirakan mengangkat pangsa kelompok bawah ($H2: \beta_{\text{Kesehatan}} > 0$). Pengangguran ($H3$) dan persistensi ($H4$) diposisikan lemah/tentatif mengingat temuan literatur kabupaten/kota dan keterbatasan instrumen dinamis.

Kerangka Konseptual



Gambar 1

Kerangka Konseptual Pengaruh Indeks Pendidikan, Kesehatan, dan Pengangguran terhadap Ketimpangan Pendapatan

Gambar 1 menjelaskan isi Tabel 3 melalui empat jalur hubungan antarvariabel. Jalur pendidikan menunjukkan bahwa peningkatan indeks pendidikan berpotensi memperlebar ketimpangan karena akses perguruan tinggi masih eksklusif (*social allocator*), sehingga kelompok atas semakin menguasai pekerjaan formal berupa tinggi dan pangsa pengeluaran kelompok 40 persen terbawah cenderung menurun (H1). Jalur kesehatan menunjukkan arah yang berlawanan: peningkatan indeks kesehatan diperkirakan melindungi daya kerja kelompok bawah, mencegah beban biaya berobat yang memberatkan, lalu meningkatkan pangsa pengeluaran kelompok bawah sehingga ketimpangan cenderung menyempit (H2). Jalur pengangguran memperkirakan bahwa perubahan angka pengangguran tidak banyak memengaruhi ketimpangan setelah pendidikan dan kesehatan dikontrol (H3). Jalur persistensi menguji apakah ketimpangan pada periode sebelumnya memengaruhi ketimpangan pada periode berikutnya, namun pengaruh ini diperkirakan lemah pada kawasan penelitian yang sempit (H4). Secara keseluruhan, diagram disusun dalam tiga bagian, yaitu variabel yang diuji di sisi kiri, cara berpengaruh di bagian tengah, dan ketimpangan pendapatan sebagai hasil di sisi kanan.

METODE PENELITIAN

Pendekatan kuantitatif dengan struktur data panel yang mencakup 7 kabupaten/kota Demak dan sekitarnya (Demak, Grobogan, Kudus, Jepara, Kabupaten Semarang, Kota Salatiga, dan Kota Semarang) diaplikasikan dalam penelitian ini. Data sekunder yang digunakan bersumber dari Badan Pusat Statistik (BPS) selama 15 periode pengamatan ($N = 7$, $T = 15$, total observasi = 105).

Tabel 4. Definisi Operasional Variabel

Variabel	Simbol	Definisi Operasional	Satuan	Sumber
Ketimpangan Pendapatan	Low	Logaritma natural rasio pangsa pengeluaran kelompok 40% terbawah terhadap 20% teratas (<i>pairwise share ratio</i>); semakin tinggi nilai Low, semakin baik posisi kelompok bawah (Dargel & Thomas-Agnan, 2024).	Angka	BPS
Indeks Pendidikan	Pendidikan	Komponen Indeks Pembangunan Manusia (IPM) BPS; dirinci pada Tabel 5.	Indeks (0-100)	BPS
Indeks Kesehatan	Kesehatan	Komponen IPM BPS; dirinci pada Tabel 5.	Indeks (0-100)	BPS
Tingkat Pengangguran	Pengangguran	Persentase jumlah pengangguran terhadap angkatan kerja. Pengangguran meliputi penduduk yang tidak bekerja dan sedang mencari pekerjaan, atau mempersiapkan suatu usaha baru, atau merasa tidak mungkin mendapat pekerjaan (<i>putus asa</i>), atau sudah diterima bekerja tetapi belum mulai bekerja.	Persen (%)	BPS

Variabel dependen dalam penelitian ini adalah ketimpangan pendapatan disimbolkan dengan "Low". Ketimpangan pendapatan diproses melalui kalkulasi *pairwise share ratio* (rasio pangsa berpasangan), yakni dengan membandingkan distribusi pengeluaran 40 persen kelompok penduduk terbawah terhadap 20 persen kelompok teratas kemudian diubah ke bentuk logaritma natural. Secara metodologis, penggunaan rasio berpasangan pada data

komposisional seperti distribusi pendapatan sangat dianjurkan karena mampu mengatasi keterbatasan estimasi elastisitas standar yang sering kali bias dan bergantung pada unit observasi. Pendekatan ini dijustifikasi oleh Dargel dan Thomas-Agnan (2024), yang membuktikan bahwa variasi relatif antar kelompok melalui *pairwise share ratio* bersifat independen dan memungkinkan interpretasi model secara linier serta lebih konsisten. Dengan spesifikasi ini, kenaikan nilai dependen mengindikasikan perbaikan pemerataan (ketimpangan menurun), sementara penurunan nilai mengindikasikan pelebaran jurang pendapatan (ketimpangan meningkat).

Variabel independen utama yaitu Indeks Pendidikan disimbolkan dengan “Pendidikan” dan tingkat Kesehatan melalui Indeks Kesehatan disimbolkan “Kesehatan”. Terdapat tambahan variabel kontrol yaitu tingkat Pengangguran Terbuka disimbolkan “Pengangguran”.

Tabel 5. Rumus Indeks Pendidikan dan Indeks Kesehatan (Komponen IPM)

Indeks	Rumus	Keterangan
Indeks Pendidikan	Indeks Pendidikan = $\frac{I\text{ HLS} + I\text{ RLS}}{2}$	I HLS = (HLS/18) I RLS = (RLS/15). HLS = Harapan Lama Sekolah (tahun) RLS = Rata-rata Lama Sekolah (tahun).
Indeks Kesehatan	Indeks Kesehatan = $(AHH - 20)/65$	AHH = Angka Harapan Hidup (tahun).

Penanganan Data Hilang (Imputasi Pengangguran 2016)

Data tingkat Pengangguran Terbuka tahun 2016 tidak tersedia di BPS sehingga diimputasi dengan interpolasi linier sederhana, yaitu nilai tengah antara data 2015 dan 2017 untuk masing-masing kabupaten/kota. Metode ini dipilih karena hanya satu titik observasi yang hilang dalam rangkaian 15 tahun, tren pengangguran antarkabupaten/kota relatif gradual, dan variabel Pengangguran berposisi sebagai variabel kontrol, bukan variabel penjelas utama hipotesis. Praktik serupa digunakan Bekhtiar (2025) pada data panel regional Austria. Meski demikian, imputasi dapat menundakan fluktuasi tahunan yang sebenarnya; oleh karena itu, koefisien Pengangguran perlu dibaca dengan kehati-hatian dan keterbatasan ini dicantumkan eksplisit pada bagian Keterbatasan Penelitian.

Spesifikasi Model Panel Dinamis

Model utama dirumuskan sebagai panel dinamis dengan efek tetap (*fixed effects*) untuk menangkap heterogenitas struktural antarkabupaten/kota yang tidak teramati:

$$Low_{it} = \alpha + \beta_1 Low_{i,t-1} + \beta_2 Pendidikan_{it} + \beta_3 Kesehatan_{it} + \beta_4 Pengangguran_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

dimana $i = 1, \dots, 7$ (unit *cross-section*), $t = 2010, \dots, 2024$ (periode waktu), μ_i = efek tetap kabupaten/kota, dan $\varepsilon_{i,t}$ = error. Variabel $Low_{i,t-1}$ dimasukkan untuk menangkap inersia ketimpangan (*path dependence*) sebagaimana lazim pada model distribusi pendapatan (Baltagi, 2005). Karena lag dependen berpotensi endogen, $Low_{i,t-1}$ diinstrumenkan dengan $Low_{i,t-2}$ melalui pendekatan *Fixed Effects Instrumental Variable (FE-IV) Anderson-Hsiao*. Estimasi dilakukan dengan perangkat lunak R (paket *plm*; Croissant & Millo, 2008).

Justifikasi Pemilihan Estimator

Pemilihan *FE-IV Anderson-Hsiao* sebagai estimator primer didasarkan pada karakteristik struktur data N kecil ($N = 7$) dan T relatif panjang ($T = 15$), sehingga $N > T$. Pada konfigurasi ini, estimator dinamis alternatif memiliki kelemahan:

1. *Difference GMM / System GMM (Arellano-Bond, Blundell-Bond)*: jumlah instrumen tumbuh seiring T (*instrument proliferation*), berisiko singularitas matriks dan bias standard error apabila instrumen melebihi N (Elhorst, 2014; Baltagi, 2005). Pada N = 7, GMM penuh kurang andal sebagai estimator utama.
2. *Panel OLS (pooled)* dan *Random Effects (RE)*: mengabaikan atau mengasumsikan efek individu tidak berkorelasi dengan penjelas, kurang tepat apabila tujuh kabupaten/kota merupakan seluruh populasi aglomerasi, bukan sampel acak (Elhorst, 2014).
3. *Fixed Effects (FE)* statis: mengontrol heterogenitas antar wilayah, tetapi tidak menangkap endogenitas lag dependen dan inersia ketimpangan.
4. *FE-IV Anderson-Hsiao*: membatasi instrumen pada lag orde kedua ($Low_{i,t-2}$), sehingga jumlah instrumen tetap parsimonius, derajat kebebasan terjaga, dan bias endogenitas lag dependen dapat dimitigasi pada panel N kecil dan T panjang.

Dengan demikian, *FE-IV Anderson-Hsiao* diposisikan sebagai estimasi primer, sementara *pooled*, *RE*, dan *FE* statis dijadikan uji *robustness* (bukan pengganti model dinamis).

Strategi Validasi Model

Validasi model disusun dalam dua tahap berurutan. Tahap 1 yaitu uji model utama *FE-IV* (hasil pada Tabel 7): (a) *Variance Inflation Factor (VIF)* menguji *multikolinearitas* antar penjelas; (b) uji independensi residual menguji *autokorelasi*; (c) uji *homoskedastisitas* menguji konstansi *varians error*; (d) uji Shapiro-Wilk menguji normalitas residual. Keempat uji ini memastikan inferensi statistik koefisien β_1 sampai β_4 tidak bias oleh pelanggaran asumsi klasik. Tahap 2 yaitu uji *robustness check* (hasil pada Tabel 9): membandingkan arah dan signifikansi β_2 , β_3 , dan β_4 antar estimator alternatif.

Uji *robustness check* dilakukan dengan membandingkan tiga estimator statis alternatif: (1) *Panel OLS (pooled)*, yaitu mengabaikan heterogenitas antar wilayah; (2) *Random Effects (RE)*, yaitu mengasumsikan efek individu tidak berkorelasi dengan penjelas; (3) *Fixed Effects (FE)* statis, yaitu mengontrol heterogenitas tetap melalui transformasi *within*. Ketiga estimator ini memakai spesifikasi statis tanpa lag Low_{t-1} , sehingga berfungsi memvalidasi arah dan signifikansi koefisien Pendidikan, Kesehatan, dan Pengangguran, bukan mereplikasi penuh model dinamis *FE-IV*. Apabila arah koefisien kunci konsisten di sebagian besar estimator, inferensi penelitian dianggap robust; ketidakkonsistenan menjadi dasar pembatasan interpretasi substantif.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Statistik Deskriptif

Sebelum estimasi model, karakteristik data panel 105 observasi (7 kabupaten/kota $\times$ 15 tahun) digambarkan pada Tabel 6. Pola paling menonjol terletak pada kontras spasial ketimpangan: pusat urban (Kota Semarang dan Kota Salatiga) memiliki nilai *Low* rata-rata terendah (-0,9657 dan -1,0136), artinya posisi kelompok 40 persen terbawah relatif paling lemah, sedangkan Kabupaten Demak (-0,5836) dan Jepara (-0,6879) relatif lebih baik. Indeks pendidikan meningkat secara agregat (rata-rata 57,99 pada 2010 menjadi 68,54 pada 2024), tetapi capaian tertinggi masih terkonsentrasi di kota; pada 2024, Kota Salatiga (81,21) dan Kota Semarang (80,08) jauh melampaui Kabupaten Grobogan (58,97). Indeks kesehatan lebih homogen (rata-rata 84,79) dan meningkat di semua unit, sementara pengangguran agregat menurun (6,65 persen menjadi 3,99 persen) tanpa otomatis memperbaiki posisi kelompok bawah di pusat urban.

Polanya memberi petunjuk awal bagi pengujian hipotesis. Konsentrasi capaian pendidikan di kota inti sejalan dengan dugaan H1 bahwa peningkatan indeks pendidikan agregat dapat berkorelasi dengan pelebaran jurang pangsa kelompok 40 persen terbawah apabila akses perguruan tinggi tetap timpang. Sementara itu, perbaikan kesehatan yang lebih merata di seluruh kabupaten/kota membuka kemungkinan kanal redistributif bagi pekerja

sektor informal di wilayah penyangga (H2), meskipun bukti inferensial dan uji robustness-nya perlu diuji lebih lanjut. Detail angka seluruh variabel disajikan pada Tabel 6.

Tabel 6. Statistik Deskriptif Variabel Penelitian (N = 105)

Variabel	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Pangsa Pengeluaran 40% Bawah (%)	19,66	2,53	14,30	26,67
Rasio Pangsa (Bawah/Atas)	0,4630	0,0941	0,2795	0,8173
Low (logaritma natural Bawah/Atas)	-0,7899	0,1995	-1,2749	-0,2017
Indeks Pendidikan	64,18	8,15	49,43	81,21
Indeks Kesehatan	84,79	3,43	76,34	89,65
Tingkat Pengangguran (%)	5,16	1,73	1,78	10,22

Hasil Uji Diagnostik dan Asumsi Klasik

Sebelum menginterpretasikan koefisien, validitas model dipastikan melalui serangkaian uji diagnostik. Berdasarkan hasil uji diagnostik pada Tabel 7, asumsi klasik model utama *FE-IV*, yakni multikolinearitas, autokorelasi, heteroskedastisitas, dan normalitas residual, secara umum terpenuhi. Uji multikolinearitas menunjukkan bahwa seluruh variabel independen memiliki nilai *Variance Inflation Factor* (VIF) yang relatif rendah, yaitu sebesar 1,49 untuk variabel *Low_{t-1}*, 1,70 untuk variabel pendidikan, dan 1,43 untuk variabel kesehatan. Nilai tersebut berada jauh di bawah ambang batas umum ($VIF < 5$), sehingga tidak terdapat masalah multikolinearitas serius dalam model.

Selanjutnya, uji autokorelasi menghasilkan nilai *p-value* sebesar 0,594 yang lebih besar dari tingkat signifikansi 5 persen, sehingga residual model bersifat independen. Uji heteroskedastisitas menghasilkan *p-value* 0,662 ($>0,05$), yang mengindikasikan varians error konstan (homoskedastis). Uji normalitas *Shapiro-Wilk* menghasilkan *p-value* 0,5023 ($>0,05$), sehingga residual berdistribusi normal. Meski asumsi klasik terpenuhi, evaluasi model tidak berhenti pada uji formalitas. Pertama, kapasitas penjelasan sangat terbatas: *Within R² FE-IV* hanya 0,1129 (*Adj. Within R² = 0,0020*), artinya variabel penelitian hanya menangkap sekitar 11 persen variasi ketimpangan dalam unit, dan hampir seluruhnya hilang setelah penyesuaian derajat kebebasan. Model ini lebih layak dibaca sebagai kerangka eksplorasi kontekstual, bukan penjelasan menyeluruh dinamika ketimpangan. Kedua, validitas instrumen menjadi persoalan serius: *first-stage F* = 0,735 ($p = 0,571$) jauh di bawah ambang $F \geq 10$, sehingga inferensi atas koefisien lag ketimpangan (*Low_{t-1}*) rapuh. Akibatnya, temuan substantif harus mengutamakan variabel dengan arah konsisten pada uji *robustness* (Pendidikan), membedakannya dari temuan indikatif (Kesehatan) dan temuan yang tidak dapat diinterpretasikan dengan andal (*Low_{t-1}*).

Tabel 7. Hasil Uji Diagnostik Model

No	Uji Diagnostik	<i>p-value</i> /VIF	Kesimpulan
1.	Multikolinearitas		
	<i>Low_{i,t-1}</i>	1,49	tidak ada multikolinearitas
	Pendidikan	1,70	tidak ada multikolinearitas
	Kesehatan	1,43	tidak ada multikolinearitas
2.	Autokorelasi	0,594	tidak ada autokorelasi
3.	Heteroskedastisitas	0,662	Varian galat homoskedastis
4.	Normalitas (Shapiro-Wilk normality test)	0,5023	Galat normal
5.	<i>R-Squared (Within)</i> , model utama <i>FE-IV</i>	0,1129	Kapasitas penjelasan terbatas
6.	<i>First-stage F</i> (instrumen <i>Low_{i,t-2}</i>)	0,735 ($p = 0,571$)	Instrumen lemah; inferensi lag tidak andal

Estimasi Model Panel Dinamis

Temuan estimasi *FE-IV* (Tabel 8) dibaca berlapis: (1) arah dan signifikansi koefisien pada model utama; (2) kestabilan arah pada uji *robustness* (Tabel 9); (3) kecocokan dengan bukti deskriptif lokal. Hanya temuan yang lulus ketiga lapisan ini, khususnya Pendidikan, yang dapat dijadikan argumen substantif utama. Temuan Kesehatan dan Low_{t-1} diposisikan tentatif karena signifikansi marjinal atau instrumen lemah.

Tabel 8. Hasil Estimasi Model Panel Dinamis

No	Variabel	Koefisien	p-value	Keterangan
1.	$Low_{i,t-1}$	0,119306	0,90464	Tidak Signifikan
2.	Pendidikan	-1,267936	0,04118	Signifikan pada 5%
3.	Kesehatan	1,986253	0,08165	Signifikan pada 10%
4.	Pengangguran	-0,010288	0,38921	Tidak Signifikan

Karena variabel dependen *Low* merupakan logaritma natural rasio pangsa pengeluaran kelompok 40 persen terbawah terhadap 20 persen teratas, koefisien regresi dibaca sebagai perubahan nilai *Low* (skala log rasio) akibat perubahan satu satuan variabel independen, dengan mengendalikan variabel lain dalam model (Dargel & Thomas-Agnan, 2024). Berdasarkan estimasi *FE-IV* pada Tabel 8, interpretasi diawali dari arah dan signifikansi statistik, bukan langsung dari magnitudo persentase yang diperbesar. Pertama, Indeks Pendidikan berpengaruh negatif dan signifikan pada $\alpha = 5\%$ ($\beta = -1,2679$; $p = 0,0412$), artinya peningkatan indeks pendidikan berkorelasi dengan pelebaran jurang pangsa kelompok 40 persen terbawah terhadap 20 persen teratas. Magnitudo koefisien relatif besar, sehingga dampak numeriknya: kenaikan 1 poin indeks pendidikan dikaitkan dengan penurunan nilai *Low* sekitar 1,27 poin, dengan catatan angka proporsional hasil transformasi $\exp(\beta)-1$ sensitif terhadap spesifikasi model log linier. Kedua, Indeks Kesehatan berpengaruh positif namun hanya signifikan marjinal ($\beta = 1,9863$; $p = 0,0817$), sehingga arahnya mendukung H2 tetapi kekuatan statistiknya lemah. Ketiga, Pengangguran tidak signifikan ($\beta = -0,0103$; $p = 0,389$), konsisten dengan H3. Keempat, Low_{t-1} tidak signifikan ($\beta = 0,1193$; $p = 0,905$), namun pembacaan koefisien ini terbatas karena instrumen lemah (*first-stage F* = 0,735) sehingga tidak cukup untuk menyimpulkan ada atau tidaknya persistensi ketimpangan. Pembahasan substantif masing-masing variabel diuraikan berikut.

Koefisien negatif Pendidikan ($\beta = -1,2679$; $p < 0,05$) menunjukkan bahwa, di tujuh kabupaten/kota aglomerasi Demak dan sekitarnya, peningkatan indeks pendidikan agregat berkorelasi dengan pelebaran jurang pangsa pengeluaran kelompok 40 persen terbawah. Temuan ini konsisten dengan arah negatif pada seluruh estimator *robustness* (Tabel 9), sehingga relatif lebih andal dibanding variabel lain. Interpretasi mekanisme mengacu pada reproduksi sosial dan siklus ketimpangan pada fase akses perguruan tinggi yang masih eksklusif (Hui, 2020; Marginson, 2018), namun bukan klaim universal bahwa pendidikan di semua konteks bersifat regresif. Ekspansi pendidikan, khususnya pada jenjang pendidikan tinggi, mensyaratkan biaya investasi dan pemeliharaan yang sangat besar. Akibatnya, akses terhadap pendidikan tinggi cenderung bersifat eksklusif dan hanya mampu dijangkau oleh kelompok masyarakat kelas atas (Hui, 2020). Kelompok 20 persen teratas menggunakan kualifikasi akademik mereka untuk memonopoli sektor pekerjaan formal berupah tinggi. Pada saat yang sama, kelompok 40 persen terbawah terhalang oleh kendala finansial yang ketat, terkunci pada pendidikan dasar hingga menengah, dan terjebak pada siklus upah minimum. Fenomena ini menciptakan *Matthew Effect*, di mana kelompok kaya semakin kaya melalui akumulasi modal manusia, sementara kelompok miskin semakin tertinggal (Hui, 2020). Dalam konteks ini, institusi pendidikan tidak lagi berfungsi sebagai pendorong mobilitas sosial, melainkan bertindak sebagai instrumen yang mereproduksi dan melanggengkan ketimpangan kelas yang sudah ada (Marginson, 2018).

Hipotesis mengenai siklus ketimpangan ini diperkuat oleh disparitas data Harapan Lama Sekolah (HLS) di wilayah Demak dan sekitarnya. Berdasarkan data tahun 2024, wilayah inti seperti Kota Semarang dan Kota Salatiga mencatatkan angka HLS tertinggi, masing-masing sebesar 15,57 dan 15,46 tahun, menembus tingkat pendidikan tinggi yang merepresentasikan dominasi kelompok menengah atas di pusat urban. Sebaliknya, kawasan penyangga yang menjadi kantong pekerja kelas bawah menunjukkan capaian yang jauh tertinggal: Kabupaten Grobogan (12,48 tahun), Jepara (12,86 tahun), Kudus (13,28 tahun), dan Demak (13,36 tahun). Mayoritas penduduk di wilayah penyangga hanya memiliki ekspektasi pendidikan hingga sekolah menengah atas dan gagal menembus akses perguruan tinggi. Ketimpangan akses ini mengubah struktur manfaat pendidikan: alih-alih meratakan kesejahteraan, pendidikan tinggi menjadi sarana elite urban mengamankan *privilege* ekonomi generasi berikutnya (Marginson, 2018). Disparitas HLS 2024 memperkuat pembacaan kontekstual: selisih capaian antara pusat urban dan wilayah penyangga menunjukkan bahwa kelompok atas di kota inti lebih mampu mengakses perguruan tinggi, sedangkan penduduk penyangga, yang sebagian besar masuk kelompok 40 persen terbawah, terkunci pada sektor informal berupah rendah. Pola distribusi akses inilah yang relevan bagi ketimpangan pengeluaran, sejalan temuan Hui (2020) tentang fase awal kurva U terbalik ketika partisipasi perguruan tinggi belum luas.

Berbeda dengan pendidikan, kesehatan pada model utama *FE-IV* menunjukkan koefisien positif ($\beta = 1,9863$) dan signifikansi marjinal ($p < 0,10$). Arah positif ini memberi indikasi awal bahwa peningkatan indeks kesehatan berpotensi mengangkat pangsa pengeluaran kelompok 40 persen terbawah, selaras dengan hipotesis redistributif (H2), namun kekuatan statistiknya lemah dan belum menjadi temuan mapan. Kerangka teoretis menempatkan kesehatan sebagai instrumen perlindungan produktivitas kelompok berpendapatan rendah (Bakkeli, 2016; Sabir & Aziz, 2018; Kotschy, 2022). Bagi penduduk di sektor informal dan agrikultur yang mendominasi kawasan penyangga, kesehatan fisik bukan sekadar indikator kesejahteraan, melainkan aset produktif utama untuk mempertahankan hari kerja dan pendapatan. Peningkatan akses layanan kesehatan dasar memutus dua kanal pemiskinan struktural: pengeluaran kesehatan katastrofik (*catastrophic health expenditure*) yang menggerus tabungan keluarga miskin, serta kehilangan produktivitas akibat sakit kronis atau kematian dewasa muda yang menghilangkan pencari nafkah utama rumah tangga.

Mekanisme redistributif ini relevan mengingat indeks kesehatan di kawasan penelitian telah meningkat secara konsisten dari rata-rata 78,48 (2010) menjadi 87,25 (2024), namun manfaatnya tidak terdistribusi secara identik antar wilayah. Pada tahun 2024, Kabupaten Grobogan mencatat Angka Harapan Hidup (AHH) 75,25 tahun dan indeks kesehatan 85,00, yang merupakan nilai terendah di antara tujuh unit observasi, sementara Kota Salatiga (AHH 78,27; indeks kesehatan 89,65) dan Kota Semarang (AHH 78,23; indeks kesehatan 89,58) berada di puncak. Meskipun kesenjangan AHH antara wilayah penyangga dan pusat urban masih tercatat, perbaikan kesehatan di kawasan dengan basis pekerja informal lebih langsung bermanfaat bagi kelompok 40 persen terbawah karena menurunkan risiko kehilangan pendapatan harian. Secara substantif, logika kanal redistributif kesehatan primer (Bakkeli, 2016; Zhou, 2025; Reza & Sugiri, 2022) tetap relevan bagi pekerja informal di wilayah penyangga, khususnya di Grobogan sebagai wilayah dengan capaian kesehatan terendah. Temuan ini kontras dengan Kotschy (2022) yang melaporkan perbaikan kesehatan jangka panjang dapat memperlebar ketimpangan melalui kanal pendidikan tinggi di konteks negara maju; di aglomerasi regional Indonesia, efek redistributif kesehatan lebih relevan bagi kelompok 40 persen terbawah yang mengandalkan kesehatan fisik sebagai aset produktif di pasar kerja informal. Namun, temuan marjinal pada *FE-IV* tidak bertahan pada *robustness*: koefisien berubah arah menjadi negatif pada FE statis (Tabel 9). Dengan demikian, kesehatan hanya dapat dibaca sebagai indikasi awal, bukan dasar inferensi kebijakan yang tegas. Literatur regional (Taresh et al., 2021; Naufal & Santoso, 2024) menegaskan bahwa arah pengaruh kesehatan sangat bergantung pada sebaran manfaat layanan. Bukti empiris penelitian ini belum cukup kuat untuk menegaskan kanal redistributif kesehatan di aglomerasi Demak; pengujian lanjutan dengan indikator akses layanan primer dan beban pengeluaran kesehatan rumah tangga disarankan.

Variabel pengangguran terbuka menghasilkan koefisien $-0,0103$ yang tidak signifikan secara statistik ($p = 0,3892$). Magnitud koefisien yang sangat kecil menunjukkan bahwa fluktuasi tingkat pengangguran hampir tidak memiliki dampak ekonomi yang terukur terhadap posisi kelompok 40 persen terbawah, setelah mengontrol pendidikan, kesehatan, dan inersia ketimpangan. Temuan ini konsisten dengan literatur kabupaten/kota di Jawa Tengah: Febriyan dan Hasmarini (2025), Kuniawan dan Hasmarini (2026), serta Andrianto dan Setyowati (2025) secara serempak melaporkan pengangguran agregat tidak signifikan memengaruhi Gini, berbeda dari temuan di tingkat provinsi (Muryani et al., 2021; Taresh et al., 2021). Perbedaan skala analisis ini mengindikasikan bahwa pada aglomerasi regional, polarisasi pendapatan lebih ditentukan oleh kualitas dan struktur pekerjaan, yakni disparitas upah antara sektor formal bermodal tinggi dan sektor informal, bukan oleh kuantitas pengangguran semata (Muryani et al., 2021; Bekhtiar, 2025).

Bukti empiris di kawasan penelitian memperkuat argumen struktural tersebut. Rata-rata tingkat pengangguran menurun dari 6,65 persen (2010) menjadi 3,99 persen (2024), namun ketimpangan pendapatan di pusat urban justru tetap tinggi, di mana Kota Semarang dan Kota Salatiga masih mencatat Low terendah meskipun pengangguran agregat ikut menyusut. Pola ini menunjukkan bahwa penurunan angka pengangguran tidak otomatis diterjemahkan menjadi pemerataan pangsa pengeluaran kelompok bawah apabila pekerjaan baru yang terserap bersifat informal, rendah upah, atau tidak dilengkapi perlindungan sosial. Kota Semarang memiliki rata-rata pengangguran tertinggi selama periode penelitian (6,88 persen), sementara Kabupaten Semarang relatif terendah (3,94 persen), namun keduanya menghadapi dinamika ketimpangan yang berbeda karena komposisi sektor ekonominya tidak seragam, sehingga kota industri dan jasa berupah tinggi berdampingan dengan lapangan kerja informal skala kecil. Dengan demikian, pengangguran diposisikan sebagai variabel kontrol yang memang diperkirakan lemah pada hipotesis (H3), dan ketidaksignifikansinya bukan kekosongan temuan, melainkan indikasi bahwa kebijakan ketenagakerjaan di kawasan ini perlu bergeser dari penekanan kuantitas lapangan kerja menuju peningkatan kualitas pekerjaan, kestabilan upah sektor informal, dan penyesuaian upah minimum regional. Temuan ini selaras dengan Bekhtiar (2025) dan Suparman dan Muzakir (2023) yang menekankan bahwa pertumbuhan ekonomi regional belum otomatis menghasilkan pekerjaan berkualitas; kebijakan ketenagakerjaan perlu menargetkan formalisasi sektor informal dan penyesuaian upah minimum regional, bukan hanya penurunan angka pengangguran agregat.

Koefisien lag ketimpangan masa lalu sebesar 0,1193 tidak signifikan secara statistik ($p = 0,9046$), artinya kenaikan 1 poin Low pada tahun sebelumnya hanya menggerakkan Low tahun berikutnya sebesar 0,12 poin setelah mengontrol indeks pendidikan, kesehatan, dan pengangguran. Magnitud yang sangat kecil dan ketidaksignifikansinya mengindikasikan bahwa bukti empiris saat ini belum cukup kuat untuk memastikan adanya inersia ketimpangan (*inequality trap*) di kawasan penelitian. Namun, kesimpulan ini harus dibaca sangat hati-hati karena estimasi Low_{t-1} rentan bias akibat instrumen lemah (*first-stage F* = 0,735). Dengan demikian, penelitian ini tidak dapat menegaskan maupun menolak persistensi ketimpangan secara definitif.

Secara teoretis, memasukkan lag ketimpangan dalam model panel dinamis merupakan keharusan metodologis karena distribusi pendapatan bersifat bergantung pada kondisi historis, yakni ketimpangan masa lalu berpotensi memengaruhi kondisi kini melalui akumulasi aset, akses kredit, dan struktur pasar kerja yang terbentuk sebelumnya (Baltagi, 2005). Literatur Indonesia memperkuat logika persistensi ini pada skala yang lebih agregat. Muryani et al. (2021) pada panel 34 provinsi melaporkan koefisien lag Gini sekitar 0,29 yang signifikan pada model GMM dinamis ($p < 0,01$), mengindikasikan inersia ketimpangan nasional yang kuat dan risiko overestimate dampak kebijakan apabila model panel statis digunakan tanpa variabel lag. Sabir dan Aziz (2018) pada 31 negara berkembang juga mengestimasi dinamika ketimpangan melalui *System GMM*, menegaskan bahwa inersia distribusi pendapatan merupakan isu empiris yang lazim di konteks negara berkembang.

Namun, pada aglomerasi regional sempit penelitian ini ($N = 7$), dinamika persistensi tampak jauh lebih lemah daripada temuan tingkat provinsi maupun lintas negara. Ketidaksignifikanan Low_{t-1} berkonvergensi dengan penggunaan proksi ketimpangan bottom 40 persen yang lebih sensitif menangkap pergeseran pangsa pengeluaran kelompok rentan dibanding Gini agregat (Dargel & Thomas-Agnan, 2024; Oldiges & Nayyar, 2022). Bukti deskriptif memperkuat pembacaan ini. Berdasarkan Tabel 1, pangsa pengeluaran 40 persen bawah di Kota Semarang menyusut dari 21,68 persen (2010) menjadi 15,34 persen (2024), sementara Kabupaten Demak (25,18% menjadi 21,70%) dan Jepara (26,67 persen menjadi 23,49 persen) relatif lebih baik meskipun juga mengalami tekanan. Pola antar wilayah yang bergerak tidak seragam dalam satu dekade menandakan bahwa polarisasi pendapatan di kawasan penelitian lebih ditentukan oleh struktur spasial kontemporer, yakni kontras antara pusat urban dan wilayah penyangga, daripada inersia tahun ke tahun yang kaku pada masing-masing unit.

Interpretasi koefisien lag perlu dibaca dengan kehati-hatian. Estimasi Low_{t-1} pada model FE-IV mengandalkan instrumen $Low_{i,t-2}$ yang lemah (*first-stage F* = 0,735), sehingga kesimpulan statistik tentang kelanjutan ketimpangan tidak dapat diandalkan sepenuhnya. Meski demikian, arah koefisien positif namun kecil dan ketidaksignifikansinya selaras dengan temuan variabel lainnya: perubahan ketimpangan di kawasan Demak dan sekitarnya lebih responsif terhadap kondisi pendidikan, kesehatan, dan pasar kerja masa kini daripada terkunci pada kondisi masa lalu semata.

Uji Robustness Check

Uji *robustness check* dilakukan untuk memverifikasi konsistensi arah dan signifikansi koefisien Pendidikan, Kesehatan, dan Pengangguran antar estimator alternatif. Tabel 9 membandingkan estimasi model utama FE-IV dengan tiga estimator statis (*pooled*, RE, dan FE) yang berbeda spesifikasi dari model dinamis karena tidak memasukkan lag Low_{t-1} .

Tabel 9. Hasil Uji *Robustness Check* (FE-IV, Pooled, Random Effects, dan Fixed Effects)

Variabel	FE-IV (Model Utama) Koef. / p-value	Panel OLS (Pooled) Koef. / p-value	Random Effects (RE) Koef. / p-value	Fixed Effects (FE) Koef. / p-value
Pendidikan	-1,2679 / 0,0412**	-1,9471 / < 0,001***	-1,9471 / < 0,001***	-1,2503 / 0,0894*
Kesehatan	1,9863 / 0,0817*	0,8601 / 0,1825	0,8601 / 0,1795	-0,1359 / 0,8635
Pengangguran	-0,0103 / 0,3892	0,0145 / 0,1587	0,0145 / 0,1556	-0,0002 / 0,9837

Keterangan: * signifikan pada $\alpha = 10\%$; ** signifikan pada $\alpha = 5\%$; *** signifikan pada $\alpha = 1\%$. Model robustness* (*pooled*, RE, FE) memakai spesifikasi statis tanpa lag Low_{t-1} .*

Berdasarkan Tabel 9, perbandingan antar estimator difokuskan pada kestabilan arah dan signifikansi koefisien. Variabel Pendidikan menunjukkan arah negatif di seluruh kolom, sehingga temuan paradoks pendidikan tidak murni artefak satu metode. Namun magnitud dan signifikansinya tidak seragam: *pooled* dan RE menghasilkan koefisien yang jauh lebih besar (-1,9471; $p < 0,001$) dibanding FE-IV (-1,2679; $p = 0,0412$) maupun FE statis (-1,2503; $p = 0,0894$). Perbedaan ini mengindikasikan bahwa sebagian efek pendidikan yang tampak sangat kuat pada model tanpa kontrol heterogenitas sebenarnya tercermin disparitas struktural antarkabupaten/kota. Dari sudut pandang *robustness*, yang terpenting adalah arah negatif Pendidikan konsisten di seluruh estimator, meskipun tingkat signifikansinya bervariasi.

Variabel Kesehatan justru mempertegas rapuhnya model utama dari sudut pandang *robustness*. Koefisien positif dan signifikan marjinal pada FE-IV (1,9863; $p = 0,0817$) tidak bertahan pada FE statis yang justru negatif (-0,1359; $p = 0,8635$), sementara *pooled*/RE hanya menunjukkan arah positif tanpa signifikansi. Dengan kata lain, baik arah maupun signifikansi

kesehatan tidak konsisten antar estimator, sehingga klaim redistributif kesehatan tidak dapat dijadikan landasan kebijakan sekuat temuan pendidikan.

Variabel Pengangguran tidak signifikan di seluruh estimator ($p > 0,10$), dengan arah koefisien yang bervariasi. Temuan ini konsisten di semua kolom Tabel 9 dan mendukung posisi pengangguran sebagai variabel kontrol yang lemah pada skala aglomerasi regional.

Model *FE-IV* tetap diposisikan sebagai estimasi primer karena spesifikasi dinamis dan kontrol endogenitas lag. Uji *robustness* berfungsi melengkapi model utama dengan menguji apakah arah dan signifikansi koefisien kunci bertahan pada estimator alternatif, bukan untuk menjustifikasi pemilihan *FE-IV* atas *RE* atau *pooled*. Secara ringkas, Pendidikan lulus uji arah (negatif di seluruh estimator), Kesehatan gagal pada uji arah dan signifikansi, serta Pengangguran tidak signifikan di mana pun.

Sintesis *robustness* menjadi batas wajib interpretasi seluruh Hasil Pembahasan. Pendidikan adalah satu-satunya variabel penjelas dengan arah negatif konsisten di seluruh estimator, sehingga layak dijadikan temuan utama. Kesehatan gagal uji kestabilan arah dan signifikansi, sehingga hanya berstatus indikasi awal. Pengangguran dan lag ketimpangan tidak signifikan; untuk lag, ketidakandalan inferensi diperparah instrumen lemah. Pembacaan substantif penelitian ini, oleh karena itu, harus proporsional terhadap kualitas bukti empiris, bukan sekadar melihat signifikansi pada satu model.

KESIMPULAN, SARAN/REKOMENDASI KEBIJAKAN, DAN KETERBATASAN PENELITIAN

Kesimpulan

Penelitian ini mengevaluasi pengaruh indeks pendidikan dan kesehatan terhadap ketimpangan pangsa pengeluaran kelompok 40 persen terbawah di aglomerasi Demak dan sekitarnya (tujuh kabupaten/kota, 2010 sampai 2024) dengan model panel dinamis *FE-IV Anderson-Hsiao*. Berdasarkan estimasi primer, uji diagnostik, dan uji *robustness* antar estimator, dapat disimpulkan bahwa temuan penelitian bersifat kontekstual dan eksploratif. Model hanya menjelaskan sebagian kecil variasi ketimpangan (*Within* $R^2 = 0,1129$), sehingga interpretasi harus proporsional terhadap kualitas bukti, bukan sekadar arah koefisien pada satu estimator.

Temuan dengan bukti relatif kuat. Pendidikan adalah satu-satunya variabel penjelas dengan arah negatif yang konsisten di seluruh estimator (*FE-IV*, *pooled*, *RE*, dan *FE statis*). Pada model utama, indeks pendidikan berkorelasi signifikan dengan pelebaran jurang pangsa kelompok 40 persen terbawah terhadap 20 persen teratas ($p < 0,05$). Temuan ini selaras dengan mekanisme *inequality loop* dan *Matthew Effect* pada fase akses perguruan tinggi yang masih eksklusif, serta didukung disparitas Harapan Lama Sekolah antar pusat urban dan wilayah penyangga. Namun, klaim ini berlaku untuk konteks aglomerasi penelitian, bukan sebagai generalisasi universal bahwa pendidikan secara mutlak bersifat regresif.

Temuan indikatif yang memerlukan kehati-hatian. Indeks kesehatan pada model utama *FE-IV* menunjukkan arah positif dan signifikansi marjinal ($p < 0,10$), memberi indikasi awal bahwa perbaikan kesehatan berpotensi mengangkat pangsa kelompok bawah. Arah ini tidak bertahan pada uji *robustness*: koefisien berubah menjadi negatif dan tidak signifikan pada *FE statis*. Dengan demikian, kanal redistributif kesehatan belum cukup kuat untuk dijadikan temuan mapan dan memerlukan pengujian lanjutan dengan indikator akses layanan primer serta beban pengeluaran kesehatan rumah tangga.

Temuan tidak signifikan dan temuan yang tidak dapat diinterpretasikan andal. Pengangguran agregat tidak signifikan di seluruh estimator, konsisten dengan literatur kabupaten/kota Jawa Tengah dan menegaskan bahwa polarisasi di kawasan ini lebih berkaitan dengan struktur dan kualitas pekerjaan daripada fluktuasi angka pengangguran semata. Koefisien ketimpangan masa lalu (Low_{t-1}) juga tidak signifikan, tetapi pembacaannya terbatas karena instrumen lemah (*first-stage* $F = 0,735$). Penelitian ini tidak dapat menegaskan maupun menolak adanya persistensi ketimpangan secara definitif.

Saran/Rekomendasi Kebijakan

Implikasi kebijakan disusun berdasarkan tingkat kekuatan bukti empiris, sejalan dengan sintesis uji robustness. Rekomendasi utama, yaitu didukung temuan kuat dan konsisten antar estimator. Pemerintah daerah dan pusat perlu memprioritaskan intervensi afirmasi akses pendidikan tinggi bagi kelompok 40 persen terbawah, meliputi subsidi penuh, beasiswa, dan jalur admisi khusus, guna memutus rantai *inequality loop*. Program ini perlu difokuskan pada wilayah penyangga (Grobogan, Jepara, Kudus, dan Demak) yang capaian Harapan Lama Sekolahnya masih jauh di bawah pusat urban, sehingga manfaat pendidikan tidak lagi terkonsentrasi pada kelompok atas di kota inti.

Rekomendasi pendukung awal, berdasarkan indikasi yang belum robust. Kebijakan kesehatan dapat diarahkan pada perluasan layanan primer (Puskesmas) dan jaminan kesehatan bagi pekerja sektor informal untuk melindungi kelompok rentan dari pengeluaran kesehatan katastropik. Rekomendasi ini bersifat awal karena temuan empiris kesehatan belum stabil antar estimator; implementasinya perlu disertai pemantauan distribusi manfaat, bukan hanya peningkatan indeks kesehatan agregat.

Rekomendasi komplementer, berdasarkan temuan tidak signifikan. Kebijakan ketenagakerjaan sebaiknya bergeser dari penekanan kuantitas pengangguran menuju peningkatan kualitas pekerjaan, kestabilan upah sektor informal, dan penyesuaian upah minimum regional. Rekomendasi ini didukung temuan bahwa pengangguran agregat tidak signifikan, namun relevansinya lebih pada struktur pasar kerja regional daripada hasil estimasi tunggal model penelitian.

Keterbatasan Penelitian

Penelitian ini memiliki keterbatasan metodologis yang secara langsung memengaruhi validitas dan generalisasi temuan. Pertama, cakupan wilayah sangat sempit ($N = 7$ kabupaten/kota dalam satu aglomerasi), sehingga hasil bersifat kontekstual dan tidak dapat digeneralisasi ke seluruh Jawa Tengah maupun Indonesia. Kedua, kapasitas penjelasan model sangat rendah ($Within R^2 = 0,1129$; $Adj. Within R^2 = 0,0020$), artinya variabel penelitian hanya menangkap sebagian kecil variasi ketimpangan; model lebih layak dibaca sebagai kerangka eksplorasi, bukan penjelasan menyeluruh. Ketiga, instrumen untuk lag ketimpangan lemah ($first-stage F = 0,735$), sehingga inferensi atas persistensi ketimpangan tidak andal. Keempat, temuan kesehatan tidak konsisten antar estimator (positif pada *FE-IV*, negatif pada *FE statis*), sehingga klaim redistributif kesehatan rapuh. Kelima, data pengangguran tahun 2016 diimputasi dengan interpolasi linier, yang dapat menundakan fluktuasi tahunan. Akibat gabungan keterbatasan ini, hanya temuan pendidikan yang relatif layak dijadikan argumen substantif utama; temuan lain bersifat indikatif atau tidak dapat diinterpretasikan dengan pasti. Penelitian lanjutan disarankan memperluas cakupan wilayah, menguji variabel mediasi akses pendidikan tinggi, menerapkan instrumen alternatif untuk model dinamis, serta memperdalam analisis kausal dengan data mikro rumah tangga.

DAFTAR PUSTAKA

- Andrianto, B., & Setyowati, E. (2025). Income distribution inequality in Central Java 2020–2024: A panel data analysis of the role of economic growth, education, unemployment, and wages. *Management Studies and Entrepreneurship Journal*, 6(6), 775–785. <http://journal.yrpiiku.com/index.php/msej>
- Bakkeli, N. Z. (2016). Income inequality and health in China: A panel data analysis. *Social Science & Medicine*, 157, 39–47. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2016.03.041>
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric analysis of panel data* (3rd ed.). John Wiley & Sons.
- Becker, G. S. (1975). *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. University of Chicago Press.
- Bekhtiar, K. (2025). The decline of manufacturing employment and the rise of the far-right in Austria. *Journal of Public Economics*. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2025.105315>
- Chrisetyoningrum, A. M. (2022). Analisis pengaruh aglomerasi industri, jumlah penduduk terhadap tingkat disparitas pendapatan antarkabupaten/kota di Provinsi Jawa Tengah tahun 2016 sampai 2020. *Diponegoro Journal of Economics*, 11(1), 57–66. <https://ejournal3.undip.ac.id/index.php/jme>
- Croissant, Y., & Millo, G. (2008). Panel data econometrics in R: The plm package. *Journal of Statistical Software*, 27(2), 1–43. <http://www.jstatsoft.org/v27/i02/>
- Dargel, L., & Thomas-Agnan, C. (2024). Pairwise share ratio interpretations of compositional regression models. *Computational Statistics & Data Analysis*, 195, 107945. <https://doi.org/10.1016/j.csda.2024.107945>
- Dollar, D., Kleineberg, T., & Kraay, A. (2014). Growth, inequality, and social welfare: Cross-country evidence (LIS Working Paper Series No. 626). Luxembourg Income Study. <https://www.lisdatacenter.org/wps/liswps-626.pdf>
- Elhorst, J. P. (2014). *Spatial econometrics: From cross-sectional data to spatial panels*. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-642-40340-8>
- Febriyan, M. A., & Hasmarini, M. I. (2025). The effect of economic growth, education and unemployment on distribution inequality in Central Java 2020–2024. *Management Studies and Entrepreneurship Journal*, 6(3), 1959–1968. <http://journal.yrpiiku.com/index.php/msej>
- Fatihudin, D., & Mauliddah, N. L. (2019). Expenditure on education, health and PDRB per capita on the Gini ratio city in the East Java Province of Indonesia. *International Journal of Civil Engineering and Technology*, 10(2), 2428–2434. <http://www.iaeme.com/IJCIET/issues.asp?JType=IJCIET&VType=10&IType=02>
- Hui, X. (2020). An empirical analysis on the impact of higher education on income inequality. *Journal of Applied Finance & Banking*, 10(2), 181–193.
- Hossain, T. (2022). Evaluating the role of governance in boosting human capital to shrink income inequality in developing countries. *JDE (Journal of Developing Economies)*, 7(1), 107–126. <https://doi.org/10.20473/jde.v7i1.34616>
- Indrayati, A., Rijanta, Rijanta, Muta'ali, L., & Rachmawati, R. (2024). Measuring the urban metropolitanization of Kedungsepur based on polycentricity and spatial transformation. *Jurnal Pembangunan Wilayah dan Kota*, 20(1), 43–54. <https://doi.org/10.14710/pwk.v20i1.47928>
- Jianu, I. (2018). The impact of government health and education expenditure on income inequality in EU. In *International Finance and Banking Conference FI BA 2018, XVIth Edition* (pp. 121–134). General Association of Economists From Romania.

- <http://www.ectap.ro/supliment/international-finance-and-banking-conference-fi-ba-2018-xvith-edition/28/>
- Kotschy, R. (2022). Health improvements impact income inequality. *The Journal of the Economics of Ageing*, 22, 100385. <https://doi.org/10.1016/j.jjeoa.2022.100385>
- Kuniawan, I. A., & Hasmarini, M. I. (2026). Determinants of income inequality in regencies and cities of Central Java Province, 2021–2024. *Management Studies and Entrepreneurship Journal*, 7(2), 1234–1242. <http://journal.yrpiipku.com/index.php/msej>
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, 45(1), 1–28.
- Luthfi, M., & Pudjihardjo, M. (2025). The impact of internet usage on per capita income and inequality in Yogyakarta Special Region Province. *Journal of Development Economic and Social Studies*, 4(1), 142–156. <https://doi.org/10.21776/jdess.2025.04.1.11>
- Marginson, S. (2018). Higher education, economic inequality and social mobility: Implications for emerging East Asia. *International Journal of Educational Development*, 63, 4–11. <https://doi.org/10.1016/j.ijedudev.2017.03.002>
- Malla, M. H., & Pathranarakul, P. (2022). Fiscal policy and income inequality: The critical role of institutional capacity. *Economies*, 10(5), 115. <https://doi.org/10.3390/economies10050115>
- Muryani, Esquivias, M. A., Sethi, N., & Iswanti, H. (2021). Dynamics of income inequality, investment, and unemployment in Indonesia. *Journal of Population and Social Studies*, 29, 660–678. <https://doi.org/10.25133/JPSSv292021.040>
- Naufal, R. D., & Santoso, D. B. (2024). Analisis faktor-faktor yang mempengaruhi ketimpangan pendapatan di Jawa Timur. *Journal of Development Economic and Social Studies*, 3(2), 375–383. <https://doi.org/10.21776/jdess.2024.03.2.4>
- Oldiges, C., & Nayyar, S. (2022). The inequality gap: The bottom 40 may be further away than we thought (UNDP Development Futures Series). United Nations Development Programme. <https://www.undp.org/publications/inequality-gap-bottom-40-may-be-further-away-we-thought>
- Prawoto, N., & Cahyani, R. D. (2020). Analysis of unequal distribution of population income in Indonesia. *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 7(7), 489–495. <https://doi.org/10.13106/jafeb.2020.vol7.no7.489>
- Pravitasari, A. E., Indraprahasta, G. S., Rustiadi, E., Rosandi, V. B., Stanny, Y. A., Wulandari, S., Priatama, R. A., & Murtadho, A. (2024). Dynamics and predictions of urban expansion in Java, Indonesia: Continuity and change in mega-urbanization. *ISPRS International Journal of Geo-Information*, 13(3), 102. <https://doi.org/10.3390/ijgi13030102>
- Reza, A., & Sugiri, A. (2022). Tingkat keadilan spasial dalam fasilitas kesehatan untuk penanganan Covid-19 di Provinsi Jawa Tengah. *Jurnal Teknik PWK (Perencanaan Wilayah dan Kota)*, 11(4), 296–305. <https://doi.org/10.14710/tpwk.2022.33582>
- Sabir, S., & Aziz, N. (2018). Impact of health and education on income inequality: Evidence from selected developing countries. *Business & Economic Review*, 10(4), 83–102. <https://doi.org/10.22547/BER/10.4.4>
- Slamet, S., Nursini, Fatmawati, & Sabir. (2025). Income inequality in Sulawesi Island: Evaluating role of GRDP per capita and human development index. In M. Nohong et al. (Eds.), *Proceedings of the 9th International Conference on Accounting, Management, and Economics 2024 (ICAME 2024)*, *Advances in Economics, Business and Management Research* (Vol. 331). Atlantis Press. https://doi.org/10.2991/978-94-6463-758-8_16

- Soekarno, C., Irwandi, S. A., Sumiati, S., & Umiatun, S. (2024). How does the agricultural sector affect the economic growth of Demak Regency? *Jurnal REP (Riset Ekonomi Pembangunan)*, 9(1). <https://doi.org/10.31002/rep.v9i1.1808>
- Solafide, E. D., & Fafurida. (2026). Pengaruh sektor industri pengolahan furniture terhadap pertumbuhan ekonomi Kabupaten Jepara. *Paradoks: Jurnal Ilmu Ekonomi*, 9(2), 67–79. <https://ejournal.unnes.ac.id/index.php/paradoks>
- Suparman, S., & Muzakir, M. (2023). Regional inequality, human capital, unemployment, and economic growth in Indonesia: Panel regression approach. *Cogent Economics & Finance*, 11(2), 2251803. <https://doi.org/10.1080/23322039.2023.2251803>
- Taresh, A. A., Sari, D. W., & Purwono, R. (2021). Analysis of the relationship between income inequality and social variables: Evidence from Indonesia. *Economics and Sociology*, 14(1), 103–119. <https://doi.org/10.14254/2071-789X.2021/14-1/7>
- Wagstaff, A. (2018). Catastrophic medical expenditures: Reflections on three issues (Policy Research Working Paper No. 8651). World Bank. <https://documents.worldbank.org/en/publication/documents-reports/documentdetail/8651>
- Xu, K., Evans, D. B., Kawabata, K., Zeramardini, R., Klavus, J., & Murray, C. J. L. (2003). Household catastrophic health expenditure: A multicountry analysis. *The Lancet*, 362(9378), 111–117. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(03\)13861-5](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(03)13861-5)
- Yenti, C. D., Nathasya, Yusuf, A., & Harahap, E. F. (2025). Data panel: Kajian ketimpangan pendapatan di Sumatera Barat. *Gorontalo Development Review*, 8(1), 12–20. <https://jurnal.unigo.ac.id/index.php/gdrev>
- Zerihun, M. F. (2025). Impact of public expenditure on income inequality: A comparative evidence from low- and lower-middle-income Sub-Saharan African economies. *Development Studies Research*, 12(1), 2594187. <https://doi.org/10.1080/21665095.2025.2594187>
- Zhou, M. (2025). Assessing regional disparities and trends in health resource allocation from sub-provincial cities in China. *Annals of Medicine*, 57(1), 2522962. <https://doi.org/10.1080/07853890.2025.2522962>