

Pemodelan Tingkat Kemiskinan Provinsi di Indonesia Berdasarkan Indikator Sosial Ekonomi Menggunakan Regresi Data Panel

Bartho Sihombing

Sekolah Tinggi Teknologi Immanuel Medan, Indonesia

Article Info	Abstrak
<i>Article history</i> Received : diisi oleh editor Revised : diisi oleh editor Accepted : diisi oleh editor	Kemiskinan merupakan persoalan multidimensional yang dipengaruhi oleh kondisi pembangunan manusia, pendidikan, kapasitas ekonomi daerah, dan pasar kerja. Penelitian ini bertujuan mengestimasi hubungan IPM, rata-rata lama sekolah, PDRB per kapita, dan Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) dengan persentase penduduk miskin pada 34 provinsi di Indonesia selama 2020–2023. Dataset terdiri atas 136 observasi. Model utama menggunakan two-way fixed effects dengan standard error yang dikelompokkan pada tingkat provinsi. Uji Chow menunjukkan perbedaan tetap antarprovinsi signifikan ($F=517,106$; $p<0,001$), sedangkan penambahan efek tahun juga signifikan ($F=13,870$; $p<0,001$). Pada model utama, IPM berkoeffisien $-0,0469$ ($p=0,894$), rata-rata lama sekolah $0,4225$ ($p=0,704$), PDRB per kapita $0,00000213$ ($p=0,586$), dan TPT $-0,1369$ ($p=0,031$). Dengan demikian, hanya TPT yang signifikan pada taraf 5 persen dan arahnya negatif. Temuan tersebut diperlakukan sebagai hubungan statistik bersyarat, bukan bukti kausal, karena periode pengamatan pendek dan masih terdapat faktor yang tidak teramati.
<i>Kata Kunci:</i> Data panel; Kemiskinan; Regresi; Sosial ekonomi.	Abstract Poverty is a multidimensional development problem influenced by human development, education, regional economic capacity, and labor-market conditions. This study estimates the association of the Human Development Index (HDI), average years of schooling, GRDP per capita, and the Open Unemployment Rate (OUR) with provincial poverty in Indonesia during 2020–2023. The dataset contains 136 observations from 34 provinces. The main specification uses two-way fixed effects with province-clustered standard errors. The Chow test indicates significant province-specific heterogeneity ($F=517.106$; $p<0.001$), while the addition of year effects is also significant ($F=13.870$; $p<0.001$). In the main model, HDI has a coefficient of -0.0469 ($p=0.894$), average years of schooling 0.4225 ($p=0.704$), GRDP per capita 0.00000213 ($p=0.586$), and OUR -0.1369 ($p=0.031$). Thus, only OUR is statistically significant at the 5% level, with a negative coefficient. The estimate is interpreted as a conditional statistical association rather than a causal effect because the observation period is short and relevant omitted factors remain.

Corresponding Author:

Bartho Sihombing,
Teknik Elektro,
Sekolah Tinggi Teknologi Immanuel Medan,
Jl. Gatot Subroto No 325 , Medan Tuntungan, Medan, Indonesia,
bartho.sihombing@gmail.com.
Email Coresponden

This is an open access article under the CC BY-NC license.



PENDAHULUAN

Kemiskinan merupakan salah satu indikator utama keberhasilan pembangunan karena merefleksikan keterbatasan masyarakat dalam memenuhi kebutuhan dasar sekaligus menunjukkan kualitas distribusi manfaat pembangunan. Di Indonesia, kemiskinan diukur antara lain melalui persentase penduduk miskin atau Po, yaitu proporsi penduduk yang memiliki pengeluaran per kapita di bawah garis kemiskinan. Badan Pusat Statistik melaporkan bahwa persentase penduduk miskin nasional pada Maret 2023 mencapai 9,36 persen dan menurun dibandingkan Maret 2022. Namun, angka nasional tersebut menyembunyikan heterogenitas yang besar antardaerah. Perbedaan struktur ekonomi, kualitas sumber daya manusia, kondisi pasar kerja, dan kapasitas produksi menyebabkan tingkat kemiskinan provinsi tidak bergerak secara seragam (Feriyanto, 2025).

Heterogenitas tersebut membuat analisis kemiskinan pada tingkat provinsi perlu memperhatikan dimensi ruang dan waktu secara bersamaan. Penelitian yang hanya menggunakan data cross-section berisiko mengabaikan dinamika perubahan antarperiode, sedangkan analisis time series nasional tidak mampu menangkap perbedaan karakteristik wilayah. Regresi data panel menyediakan kerangka yang lebih sesuai karena menggabungkan observasi antarprovinsi dan antarwaktu serta memungkinkan karakteristik tetap wilayah dikendalikan. Dalam konteks Indonesia, pendekatan panel telah digunakan untuk menguji determinan kemiskinan dan menunjukkan bahwa pemilihan model dapat memengaruhi kesimpulan empiris (Farisa et al., 2025).

Indikator pembangunan manusia merupakan salah satu kelompok variabel yang secara teoritis relevan terhadap kemiskinan. IPM mengintegrasikan dimensi kesehatan, pengetahuan, dan standar hidup layak. BPS melaporkan bahwa IPM Indonesia pada 2023 mencapai 74,39 dan meningkat 0,62 poin dibandingkan tahun sebelumnya; rata-rata lama sekolah penduduk usia 25 tahun ke atas juga meningkat menjadi 8,77 tahun. Peningkatan kualitas manusia secara teoritis dapat meningkatkan produktivitas dan peluang memperoleh pendapatan. Meski demikian, hubungan tersebut tidak selalu langsung karena manfaat pendidikan dan kesehatan membutuhkan waktu untuk diterjemahkan menjadi produktivitas dan pendapatan (Mahendra & Pasrizal, 2025).

Pendidikan juga dapat direpresentasikan melalui rata-rata lama sekolah. Pendidikan meningkatkan modal manusia, tetapi pengaruhnya terhadap kemiskinan bergantung pada kemampuan perekonomian menyediakan pekerjaan produktif yang sesuai dengan kompetensi tenaga kerja. Studi Kurniasari dan Oktavia (2023) menemukan bahwa rata-rata lama sekolah berhubungan negatif dengan kemiskinan dalam analisis provinsi Indonesia, sedangkan Suci et al. (2023) menunjukkan bahwa pengaruh pendidikan dapat berbeda menurut konteks wilayah. Perbedaan hasil tersebut memperlihatkan bahwa hubungan pendidikan dan kemiskinan perlu diuji kembali menggunakan periode dan spesifikasi model yang berbeda (Surbakti et al., 2023).

Dari sisi ekonomi daerah, PDRB per kapita merupakan indikator yang sering digunakan untuk merepresentasikan kapasitas ekonomi relatif terhadap jumlah penduduk. Peningkatan PDRB per kapita diharapkan memperbesar ruang bagi penciptaan kesempatan kerja dan peningkatan pendapatan. Akan tetapi, pertumbuhan ekonomi agregat tidak selalu identik dengan penurunan kemiskinan apabila manfaat pertumbuhan terkonsentrasi pada sektor atau kelompok tertentu. Imantria (2024), misalnya, menemukan bahwa pendapatan per kapita memiliki hubungan negatif dan signifikan dengan kemiskinan pada analisis 34 provinsi, sedangkan studi lain menemukan bahwa pengaruh PDRB dapat bergantung pada karakteristik wilayah (Fikri, 2026).

Pasar kerja merupakan dimensi lain yang penting. Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) menggambarkan proporsi angkatan kerja yang tidak bekerja tetapi tersedia untuk bekerja. Secara teoritis, pengangguran dapat menurunkan pendapatan dan meningkatkan risiko kemiskinan. Namun, hubungan statistik pengangguran dan kemiskinan tidak selalu searah karena penduduk miskin dapat tetap bekerja pada sektor informal atau pekerjaan dengan produktivitas rendah. Dengan demikian, provinsi yang memiliki TPT lebih tinggi tidak otomatis menjadi provinsi dengan kemiskinan lebih tinggi. Temuan empiris terbaru juga menunjukkan variasi arah dan signifikansi TPT antarwilayah (Nuraziza, 2025).

Penelitian ini memodelkan tingkat kemiskinan 34 provinsi di Indonesia selama 2020–2023 menggunakan IPM, rata-rata lama sekolah, PDRB per kapita, dan TPT sebagai variabel penjelas. Research gap penelitian ini tidak semata-mata terletak pada perbedaan tanda atau signifikansi hasil studi terdahulu, tetapi pada kemungkinan bahwa perbedaan tersebut muncul karena variasi periode pengamatan, unit analisis, definisi indikator, serta spesifikasi dan metode estimasi. Sebagian studi menggunakan periode yang berbeda atau spesifikasi yang belum secara bersamaan mengendalikan heterogenitas tetap provinsi dan guncangan bersama antarwaktu. Karena itu, pertanyaan empiris yang diuji adalah apakah hubungan IPM, pendidikan, kapasitas ekonomi, dan pasar kerja terhadap kemiskinan tetap terlihat setelah karakteristik tetap provinsi dan efek tahun dikendalikan dalam satu kerangka two-way fixed effects.

Kontribusi penelitian ini bersifat empiris, bukan kebaruan metodologis. Penelitian menggunakan panel yang konsisten untuk 34 provinsi selama 2020–2023 dan memisahkan variasi antarprovinsi dari variasi dalam provinsi melalui efek tetap dua arah. Standard error dikelompokkan berdasarkan provinsi untuk memperhitungkan ketergantungan serial di dalam unit. Dengan strategi tersebut, penelitian berupaya memberikan estimasi yang lebih hati-hati mengenai hubungan indikator sosial ekonomi dan

kemiskinan pada fase pandemi dan pemulihan. Kontribusi utama terletak pada pengujian apakah pola hubungan yang dilaporkan studi sebelumnya tetap bertahan setelah perbedaan karakteristik wilayah dan guncangan waktu diperhitungkan, bukan pada klaim bahwa two-way fixed effects atau dataset yang diaudit merupakan metode baru.

Secara konseptual, hubungan kemiskinan dengan pembangunan manusia dapat dijelaskan melalui mekanisme produktivitas dan kemampuan memperoleh pendapatan. Peningkatan IPM mencerminkan perbaikan kualitas kesehatan, pendidikan, dan standar hidup. Jika perbaikan tersebut meningkatkan kapasitas produktif masyarakat, tingkat kemiskinan diharapkan menurun. Namun, pada data agregat provinsi, perubahan IPM juga dapat berjalan bersamaan dengan perubahan struktur ekonomi, sehingga pengaruh marginalnya dapat menjadi lemah setelah efek tetap wilayah dan tahun dikendalikan (ASHARI, 2023).

Rata-rata lama sekolah merupakan proksi modal manusia yang lebih spesifik pada dimensi pendidikan. Hipotesis yang diajukan adalah semakin tinggi rata-rata lama sekolah, semakin rendah tingkat kemiskinan. Hubungan ini didasarkan pada asumsi bahwa pendidikan meningkatkan kompetensi dan peluang kerja. Akan tetapi, efek pendidikan dapat tertunda dan bergantung pada kualitas pendidikan serta kemampuan pasar kerja menyerap lulusan. Karena itu, hasil tidak signifikan tetap memiliki makna kebijakan dan tidak dapat diartikan bahwa pendidikan tidak penting (Yuliani, 2025).

PDRB per kapita diharapkan memiliki hubungan negatif dengan kemiskinan karena peningkatan kapasitas ekonomi dapat memperluas kesempatan kerja dan pendapatan. Hipotesis ini merupakan bentuk sederhana dari mekanisme pertumbuhan ekonomi dan kesejahteraan. Namun, PDRB per kapita tidak mengukur distribusi pendapatan. Pertumbuhan pada sektor berproduktivitas tinggi tetapi padat modal dapat menaikkan PDRB tanpa meningkatkan pendapatan kelompok miskin secara proporsional (Zasriati, 2022).

Untuk TPT, hipotesis teoritis awal adalah hubungan positif dengan kemiskinan karena meningkatnya pengangguran berarti semakin banyak anggota angkatan kerja yang tidak memperoleh pendapatan dari pekerjaan. Namun, interpretasi empiris harus mempertimbangkan informalitas dan kualitas pekerjaan. Dalam banyak wilayah, masyarakat miskin tetap masuk kategori bekerja sehingga perubahan TPT tidak selalu mencerminkan perubahan pendapatan kelompok miskin. Berdasarkan landasan tersebut, hipotesis penelitian adalah: H₁ IPM berhubungan dengan tingkat kemiskinan; H₂ rata-rata lama sekolah berhubungan dengan tingkat kemiskinan; H₃ PDRB per kapita berhubungan dengan tingkat kemiskinan; dan H₄ TPT berhubungan dengan tingkat kemiskinan.

METODE

Penelitian ini menggunakan pendekatan kuantitatif dan desain observasional dengan regresi data panel. Unit analisis adalah 34 provinsi di Indonesia dengan periode 2020–2023 sehingga terbentuk balanced panel sebanyak 136 observasi. Sampel dibatasi pada 34 provinsi yang dapat dipertahankan konsisten untuk seluruh periode pengamatan agar tidak terjadi perubahan unit analisis akibat pemekaran provinsi pada periode sesudahnya. Dataset tidak memiliki nilai kosong dan tidak memiliki duplikasi kombinasi provinsi-tahun berdasarkan proses audit data yang dilaporkan peneliti. Sumber data berasal dari Badan Pusat Statistik (BPS). Kemiskinan menggunakan persentase penduduk miskin bulan Maret (Po) dari tabel 'Persentase Penduduk Miskin (Po) Menurut Provinsi dan Daerah' dan/atau tabel 'Jumlah dan Persentase Penduduk Miskin Menurut Provinsi'. IPM menggunakan tabel 'Indeks Pembangunan Manusia Menurut Provinsi'. Rata-rata lama sekolah menggunakan tabel BPS 'Rata-Rata Lama Sekolah Menurut Provinsi di Indonesia'. PDRB per kapita menggunakan PDRB Seri 2010 atas dasar harga berlaku, sedangkan TPT menggunakan TPT bulan Agustus dari Sakernas. Data diunduh dan diolah pada 28 September 2026. Tautan sumber resmi BPS dicantumkan pada daftar referensi untuk meningkatkan keterlacakan dan reproduktibilitas. Perbedaan waktu pengukuran perlu diperhatikan. Variabel kemiskinan diukur pada Maret, sedangkan TPT diukur pada Agustus tahun yang sama. Dengan demikian, koefisien TPT tidak boleh ditafsirkan sebagai hubungan kontemporer yang terjadi pada bulan yang sama. Kedua indikator diperlakukan sebagai ukuran tahunan yang mewakili kondisi sosial-ekonomi tahun pengamatan, sementara perbedaan bulan pengukuran menjadi salah satu keterbatasan temporal penelitian. Variabel dependen adalah persentase

penduduk miskin. Variabel independen meliputi IPM (X_1), rata-rata lama sekolah (X_2), PDRB per kapita (X_3), dan TPT (X_4). Model awal ditulis sebagai $Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1_it} + \beta_2 X_{2_it} + \beta_3 X_{3_it} + \beta_4 X_{4_it} + \varepsilon_{it}$. Model utama ditulis sebagai $Y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta_1 X_{1_it} + \beta_2 X_{2_it} + \beta_3 X_{3_it} + \beta_4 X_{4_it} + \varepsilon_{it}$, dengan α_i sebagai efek tetap provinsi dan λ_t sebagai efek tetap tahun. Pemilihan model dilakukan bertahap. Uji Chow menghasilkan $F=517,106$ dengan $p<0,001$ ketika pooled OLS dibandingkan dengan efek tetap provinsi, sehingga heterogenitas tetap antarprovinsi perlu dikendalikan. Penambahan efek tahun menghasilkan $F=13,870$ dengan $p<0,001$, sehingga model two-way fixed effects dipertahankan sebagai model utama. Secara substantif, efek tetap dipilih karena karakteristik provinsi yang tidak teramati misalnya kondisi geografis, struktur historis, institusi, dan karakteristik ekonomi yang relatif persisten berpotensi berkorelasi dengan IPM, pendidikan, PDRB, maupun TPT. Namun, untuk pemilihan model secara formal, uji Hausman perlu dilaporkan. Nilai statistik dan p-value Hausman belum tersedia dalam naskah sumber dan harus diisi dari output estimasi sebelum artikel dikirim kembali. Uji diagnostik panel diperluas dengan tiga pemeriksaan. Pertama, heteroskedastisitas antarkelompok diuji menggunakan Modified Wald test untuk fixed effects. Kedua, serial correlation dalam panel diuji menggunakan Wooldridge test. Ketiga, ketergantungan lintas-provinsi diuji menggunakan Pesaran CD. Hasil ketiga pengujian harus dilaporkan sebagai statistik uji dan p-value pada versi final. Standard error yang dikelompokkan pada tingkat provinsi digunakan untuk membuat inferensi lebih robust terhadap korelasi dan heteroskedastisitas dalam unit, tetapi 34 cluster merupakan jumlah yang relatif moderat sehingga p-value perlu ditafsirkan secara hati-hati. Jika cross-sectional dependence terbukti signifikan, estimasi Driscoll-Kraay atau prosedur robustness lain yang sesuai perlu dipertimbangkan. Multikolinearitas diperiksa menggunakan Variance Inflation Factor (VIF). Nilai VIF IPM, rata-rata lama sekolah, PDRB per kapita, dan TPT masing-masing 2,686; 3,229; 1,507; dan 1,293, sehingga tidak terdapat indikasi multikolinearitas berat berdasarkan ambang 10. PDRB per kapita dipertahankan dalam bentuk level pada model utama agar konsisten dengan estimasi awal, tetapi transformasi log natural perlu digunakan sebagai robustness check karena skala PDRB sangat besar dan interpretasinya lebih mudah dalam bentuk semi-elastisitas. Hasil robustness berbasis $\ln(\text{PDRB per kapita})$ harus dihitung ulang dari dataset sebelum dilaporkan.

Estimasi dilakukan dengan ordinary least squares pada model dummy-variable untuk efek tetap provinsi dan tahun, kemudian standard error disesuaikan dengan clustering pada provinsi. Koefisien diinterpretasikan sebagai hubungan kondisional dalam sampel, bukan sebagai efek kausal.

Tabel 1. Definisi Operasional Variabel

Variabel	Definisi	Satuan	Peran
Kemiskinan (Y)	Persentase penduduk miskin Maret	Persen	Dependen
IPM (X_1)	Indeks Pembangunan Manusia	Indeks	Penjelas
RLS (X_2)	Rata-rata lama sekolah usia 25 tahun ke atas	Tahun	Penjelas
PDRB/kapita (X_3)	PDRB per kapita harga berlaku, Seri 2010	Ribu rupiah	Penjelas
TPT (X_4)	Tingkat Pengangguran Terbuka Agustus	Persen	Penjelas

HASIL DAN PEMBAHASAN

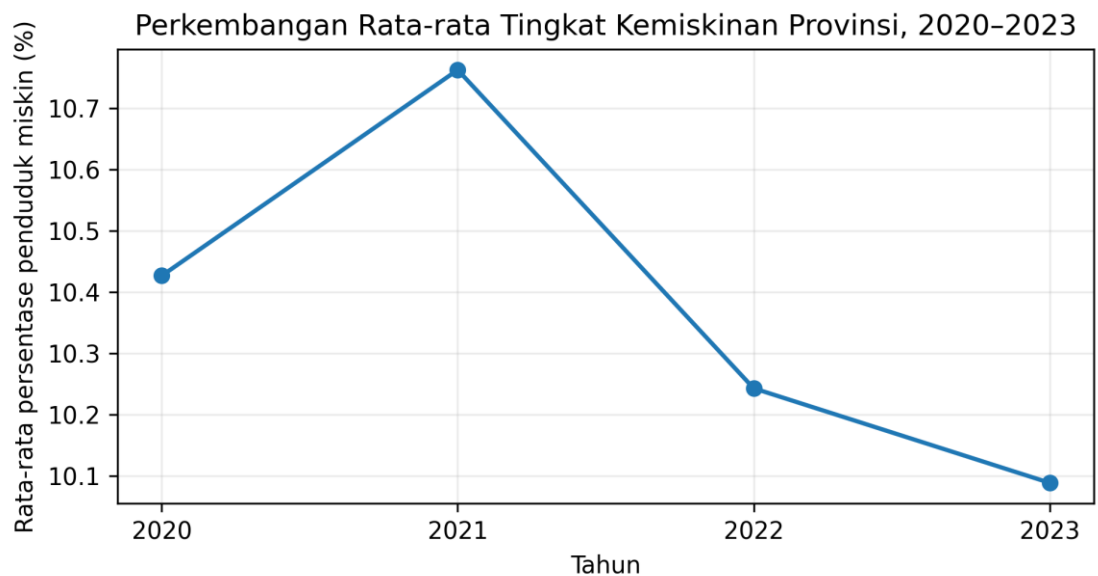
Dataset memiliki rata-rata tingkat kemiskinan sebesar 10.38 persen dengan simpangan baku 5.27. Nilai minimum sebesar 3.78 persen tercatat pada Bali tahun 2020, sedangkan nilai maksimum sebesar 26.86 persen tercatat pada Papua tahun 2021. Rentang tersebut menunjukkan heterogenitas kemiskinan yang besar antardaerah. Rata-rata IPM sebesar 72.92, rata-rata lama sekolah 8.78 tahun, PDRB per kapita 71973.30 ribu rupiah, dan TPT 5.28 persen. Perkembangan tahunan menunjukkan bahwa rata-rata kemiskinan meningkat dari 10.43 persen pada 2020 menjadi 10.76 persen pada 2021, kemudian turun menjadi 10.24 persen pada 2022 dan 10.09 persen pada 2023. Pada saat yang sama, rata-rata IPM meningkat dari 72.26 menjadi 73.77, rata-rata lama sekolah dari 8.65 menjadi 8.93 tahun, dan PDRB per kapita meningkat dari 62068.71 ribu menjadi 81948.51 ribu rupiah. Rata-rata TPT justru turun dari 6.03 persen menjadi 4.61 persen. Pola ini menggambarkan fase tekanan dan pemulihan sosial ekonomi yang berbeda selama periode pengamatan (Itu et al., 2024).

Tabel 1. Statistik deskriptif variabel penelitian

Variabel	Rata-rata	SD	Minimum	Maksimum
Kemiskinan (%)	10.38	5.27	3.78	26.86
IPM	72.92	3.81	61.22	83.55
RLS (tahun)	8.78	0.92	6.69	11.45
PDRB/kapita (ribu Rp)	71973.30	55910.32	20056.99	322615.13
TPT (%)	5.28	1.79	2.27	10.95

Tabel 2. Rata-rata indikator sosial ekonomi menurut tahun

Tahun	Kemiskinan (%)	IPM	RLS	PDRB/kapita	TPT (%)
2020	10.43	72.26	8.65	62068.71	6.03
2021	10.76	72.53	8.72	67053.10	5.49
2022	10.24	73.11	8.84	76822.87	4.97
2023	10.09	73.77	8.93	81948.51	4.61



Gambar 1. Perkembangan rata-rata tingkat kemiskinan provinsi, 2020–2023

Hasil Estimasi Regresi Data Panel

Uji Chow menunjukkan bahwa pooled OLS tidak memadai karena terdapat heterogenitas tetap antarprovinsi ($F=517,106$; $p<0,001$). Penambahan efek tahun juga signifikan ($F=13,870$; $p<0,001$), sehingga model two-way fixed effects digunakan sebagai spesifikasi utama. R-squared sebesar 0,9980 perlu dibaca secara hati-hati karena mencakup variasi yang dijelaskan oleh efek tetap provinsi dan tahun; nilai tersebut bukan ukuran kemampuan prediksi model terhadap provinsi baru. Fokus inferensi diarahkan pada koefisien, standard error, confidence interval, dan p-value variabel penjelas. Untuk memenuhi keterlacakan pelaporan, jumlah observasi adalah 136, terdiri atas 34 provinsi selama 2020–2023. Nilai R^2 within, R^2 overall, dan F-statistic model utama belum tercantum dalam naskah sumber dan wajib diambil langsung dari output estimasi final sebelum publikasi.

Tabel 4. Estimasi model efek tetap dua arah dengan standard error dikelompokkan berdasarkan provinsi.

Variabel	Koefisien	SE cluster	p-value	Keputusan
IPM	-0.0469	0.3536	0.894	Tidak signifikan
Rata-rata lama sekolah	0.4225	1.1113	0.704	Tidak signifikan
PDRB per kapita	0.000002	0.000004	0.586	Tidak signifikan
TPT	-0.1369	0.0634	0.031	Signifikan

Catatan: confidence interval 95% di atas dihitung secara aproksimasi dengan $1,96 \times SE$ cluster. Untuk versi final, gunakan confidence interval langsung dari prosedur inferensi yang sama dengan p-value yang dilaporkan. $N=136$; 34 cluster provinsi. R^2 within/overall dan F-statistic harus diambil dari output final.

Hasil penelitian menunjukkan koefisien IPM sebesar -0,0469 dengan $p=0,894$ dan confidence interval 95% sekitar -0,7400 sampai 0,6462. Secara empiris, perubahan IPM dalam provinsi tidak berasosiasi secara

statistik signifikan dengan perubahan tingkat kemiskinan setelah efek tetap provinsi dan tahun dikendalikan. Tanda negatif konsisten dengan hipotesis teoritis, tetapi ketidakpastian estimasi sangat besar sehingga tidak tepat menyatakan bahwa peningkatan IPM menurunkan kemiskinan. Secara interpretatif, hasil ini dapat mencerminkan perubahan IPM yang relatif gradual dibandingkan perubahan kemiskinan selama periode pandemi dan pemulihan. Penjelasan tersebut merupakan interpretasi yang perlu diuji lebih lanjut, bukan konsekuensi langsung dari koefisien.

Koefisien IPM sebesar -0.0469 dengan p -value 0.894 . Artinya, setelah karakteristik tetap provinsi dan efek tahun dikendalikan, perubahan IPM tidak menunjukkan hubungan yang signifikan secara statistik dengan perubahan tingkat kemiskinan dalam periode 2020–2023. Arah koefisien memang negatif, tetapi ketidakpastian estimasi cukup besar sehingga tidak dapat dijadikan dasar untuk menyatakan bahwa kenaikan IPM secara statistik menurunkan kemiskinan pada sampel ini. Temuan ini berbeda dari sebagian penelitian provinsi yang menemukan pengaruh negatif signifikan, tetapi masih sejalan dengan literatur yang menekankan bahwa hubungan IPM dan kemiskinan dapat bergantung pada wilayah, periode, dan spesifikasi model (Shihab et al., 2025).

Rata-rata lama sekolah memiliki koefisien 0.4225 dengan $p=0.704$ dan confidence interval 95% sekitar -1.7556 sampai 2.6006 . Hasil ini tidak signifikan dan tidak mendukung adanya hubungan statistik yang terdeteksi pada periode penelitian. Tanda positif berbeda dari hipotesis awal, tetapi tidak dapat ditafsirkan sebagai bukti bahwa pendidikan meningkatkan kemiskinan. Kemungkinan penjelasan yang relevan adalah bahwa rata-rata lama sekolah tidak menangkap kualitas pendidikan, kesesuaian keterampilan dengan kebutuhan pasar kerja, atau kecepatan transisi lulusan ke pekerjaan produktif. Penjelasan tersebut harus diposisikan sebagai kemungkinan mekanisme dan didukung oleh literatur, bukan sebagai hasil yang diidentifikasi langsung oleh model.

Rata-rata lama sekolah memiliki koefisien 0.4225 dengan p -value 0.704 , sehingga tidak signifikan. Tanda positif yang muncul tidak sesuai dengan ekspektasi teoritis bahwa pendidikan yang lebih tinggi akan menurunkan kemiskinan. Namun, tanda tersebut tidak cukup untuk menyimpulkan adanya efek buruk pendidikan. Pendidikan merupakan investasi jangka panjang dan pengaruhnya terhadap pendapatan dapat tertunda. Selain itu, rata-rata lama sekolah tidak mengukur kualitas pendidikan, kesesuaian keterampilan dengan kebutuhan industri, atau probabilitas lulusan memasuki pekerjaan formal. Karena itu, perubahan rata-rata lama sekolah selama empat tahun dapat belum menghasilkan perubahan kemiskinan yang terdeteksi secara statistik (Kusuma et al., 2025).

PDRB per kapita memiliki koefisien 0.00000213 dengan $p=0.586$ dan confidence interval 95% sekitar -0.00000571 sampai 0.00000997 . Dengan satuan ribu rupiah, koefisien tersebut kecil dan tidak signifikan. Secara substantif, hasil ini menunjukkan bahwa variasi PDRB per kapita yang tersisa setelah pengendalian efek provinsi dan tahun belum menunjukkan hubungan statistik yang meyakinkan dengan perubahan kemiskinan. PDRB per kapita merupakan ukuran agregat sehingga tidak secara langsung mengukur distribusi pendapatan, kualitas pekerjaan, atau siapa yang menerima tambahan aktivitas ekonomi. Karena itu, ketidaksignifikanan koefisien tidak boleh diterjemahkan sebagai bukti bahwa pertumbuhan ekonomi tidak penting bagi pengentasan kemiskinan.

PDRB per kapita memiliki koefisien 0.00000213 dengan p -value 0.586 dan tidak signifikan. Dengan satuan ribu rupiah, koefisien tersebut berukuran kecil dan tidak dapat digunakan untuk menyatakan bahwa peningkatan kapasitas ekonomi agregat secara otomatis mengurangi kemiskinan (Hadim, 2023). Temuan ini penting karena PDRB per kapita merupakan ukuran rata-rata. Ia tidak menjelaskan distribusi manfaat pertumbuhan, kualitas pekerjaan yang tercipta, atau sektor mana yang menerima tambahan aktivitas ekonomi. Imantria (2024) menemukan hubungan negatif signifikan antara pendapatan per kapita dan kemiskinan pada periode yang lebih panjang, sedangkan penelitian lain menunjukkan bahwa pengaruh PDRB dapat berubah menurut struktur wilayah.

TPT memiliki koefisien -0.1369 dengan $p=0.031$ dan confidence interval 95% sekitar -0.2612 sampai -0.0126 . Secara statistik, koefisien tersebut signifikan pada taraf 5 persen dan menunjukkan hubungan negatif bersyarat dengan kemiskinan setelah efek provinsi dan tahun dikendalikan. Besaran koefisien berarti kenaikan TPT sebesar 1 poin persentase berasosiasi dengan penurunan sekitar 0.1369 poin persentase pada tingkat kemiskinan, *ceteris paribus*, dalam spesifikasi model ini. Namun, interpretasi tersebut adalah hubungan kondisional, bukan dampak kausal. Karena arahnya berlawanan dengan hipotesis teoritis awal, temuan ini memerlukan robustness check sebelum dijadikan dasar interpretasi substantif yang kuat.

Salah satu kemungkinan penjelasan adalah perbedaan struktur pasar kerja antarprovinsi. Penduduk miskin tidak selalu masuk kategori penganggur terbuka karena sebagian tetap bekerja pada sektor

informal, pekerjaan keluarga, atau pekerjaan dengan produktivitas dan jam kerja rendah. Sebaliknya, provinsi dengan pasar kerja yang lebih formal dapat memiliki TPT lebih tinggi karena pencarian kerja berlangsung lebih lama. Dengan demikian, TPT tidak identik dengan kualitas kesejahteraan tenaga kerja. Penjelasan ini bersifat hipotesis interpretatif dan perlu dibedakan dari temuan empiris utama.

Robustness check diperlukan khususnya untuk TPT. Pada versi final, estimasi perlu dibandingkan setidaknya dengan: (1) spesifikasi menggunakan TPT periode Februari atau ukuran pasar kerja alternatif apabila tersedia secara konsisten; (2) spesifikasi dengan $\ln(\text{PDRB per kapita})$; dan (3) prosedur standard error yang sesuai apabila uji diagnostik menunjukkan heteroskedastisitas, serial correlation, atau cross-sectional dependence. Jika tanda dan kesimpulan statistik TPT tetap bertahan, temuan menjadi lebih meyakinkan sebagai pola empiris; jika berubah, perbedaan tersebut harus dilaporkan sebagai sensitivitas model. Karena output robustness tersebut belum tersedia dalam naskah sumber, hasilnya tidak boleh diisi atau diasumsikan.

Secara keseluruhan, model menunjukkan bahwa setelah heterogenitas provinsi dan efek tahun dikendalikan, IPM, rata-rata lama sekolah, dan PDRB per kapita tidak signifikan, sedangkan TPT memiliki koefisien negatif dan signifikan pada model utama. Perbedaan hasil dari sebagian penelitian terdahulu dapat berkaitan dengan periode, unit analisis, definisi indikator, dan spesifikasi estimasi yang berbeda. Kontribusi empiris penelitian ini karena itu bukan menetapkan satu indikator sebagai penyebab kemiskinan, melainkan menunjukkan bahwa hubungan sederhana dapat berubah ketika variasi tetap antarprovinsi dan guncangan waktu dikendalikan.

Secara keseluruhan, hasil penelitian menunjukkan bahwa model kemiskinan pada tingkat provinsi menjadi lebih kompleks setelah heterogenitas wilayah dan tahun dikendalikan. Tiga indikator IPM, RLS, dan PDRB per kapita tidak signifikan dalam model utama, sedangkan TPT signifikan dengan arah negatif. Hasil ini berbeda dari sebagian literatur yang menemukan IPM, pendidikan, atau pendapatan per kapita berpengaruh negatif dan signifikan. Perbedaan tersebut dapat berasal dari periode pengamatan yang lebih pendek, fokus pada fase pandemi dan pemulihan, perbedaan spesifikasi model, serta penggunaan efek tetap dua arah. Karena itu, kontribusi utama penelitian bukan menyatakan satu indikator sebagai penyebab kemiskinan, melainkan menunjukkan bahwa hubungan yang tampak pada analisis sederhana dapat berubah setelah karakteristik provinsi dan waktu dikendalikan (Hidayat et al., 2026).

Pertama, strategi pengentasan kemiskinan perlu mempertimbangkan karakteristik wilayah. Kuatnya heterogenitas provinsi dalam pemilihan model menunjukkan bahwa perubahan kemiskinan tidak cukup direpresentasikan oleh satu pola nasional. Implikasi ini bersifat desain kebijakan: indikator kemiskinan perlu dibaca bersama struktur ekonomi, demografi, dan kondisi pasar kerja lokal.

Kedua, hasil IPM dan rata-rata lama sekolah yang tidak signifikan dalam model utama tidak dapat digunakan untuk menyimpulkan bahwa pendidikan atau pembangunan manusia tidak penting. Secara kebijakan, indikator capaian pendidikan perlu dilengkapi dengan ukuran kualitas pendidikan, keterampilan, transisi sekolah-ke-kerja, dan produktivitas agar hubungan dengan kesejahteraan dapat diamati secara lebih langsung.

Ketiga, PDRB per kapita yang tidak signifikan menunjukkan bahwa output agregat saja belum memberikan bukti statistik mengenai perubahan kemiskinan dalam spesifikasi ini. Karena PDRB per kapita tidak mengukur distribusi pendapatan dan kualitas pekerjaan, kebijakan pertumbuhan dapat dilengkapi dengan indikator distribusi, upah, produktivitas, dan penyerapan tenaga kerja.

Keempat, koefisien TPT yang negatif dan signifikan tidak boleh diterjemahkan sebagai alasan untuk meningkatkan pengangguran. Temuan tersebut justru menunjukkan bahwa TPT perlu dibaca bersama informalitas, jam kerja, upah, dan kualitas pekerjaan. Karena hasil TPT berlawanan dengan hipotesis teoritis awal, implikasi kebijakan harus menunggu konfirmasi robustness check dan tidak boleh didasarkan pada hubungan kausal yang belum teridentifikasi.

Keempat, indikator pasar kerja perlu dibaca bersama kualitas pekerjaan. Koefisien TPT yang negatif dan signifikan tidak boleh dijadikan dasar untuk mendorong kenaikan pengangguran. Sebaliknya, hasil ini menunjukkan perlunya membedakan pengangguran terbuka dari pekerjaan informal dan pekerjaan berproduktivitas rendah. Kebijakan sebaiknya berorientasi pada pekerjaan yang stabil, produktif, dan memberikan pendapatan yang memadai (Faidhah et al., 2024).

Penelitian memiliki beberapa keterbatasan. Pertama, periode 2020–2023 hanya mencakup empat tahun sehingga kurang memadai untuk mengidentifikasi hubungan jangka panjang dan membuat estimasi sensitif terhadap dinamika pandemi serta pemulihan. Kedua, jumlah cluster hanya 34 provinsi sehingga inferensi cluster-robust perlu ditafsirkan secara hati-hati. Ketiga, kemiskinan diukur pada Maret

sedangkan TPT pada Agustus, sehingga terdapat perbedaan waktu pengukuran. Keempat, data berada pada tingkat provinsi dan tidak menangkap heterogenitas rumah tangga. Kelima, PDRB per kapita bersifat agregat dan belum mengukur distribusi pendapatan. Keenam, TPT tidak menangkap informalitas, upah, jam kerja, dan produktivitas. Ketujuh, model belum memasukkan ketimpangan, perlindungan sosial, dan struktur sektoral secara eksplisit. Kedelapan, hasil robustness check dan beberapa diagnostik panel yang diminta reviewer belum tersedia dalam naskah sumber sehingga wajib dilengkapi sebelum pengajuan ulang.

Penelitian selanjutnya disarankan memperpanjang periode pengamatan, menggunakan indikator distribusi pendapatan seperti Gini Ratio, upah riil, informalitas, belanja perlindungan sosial, produktivitas, serta ukuran kualitas pekerjaan. Model dinamis dan pendekatan spasial juga dapat dipertimbangkan. Untuk memperkuat validitas hasil, penelitian berikutnya perlu melaporkan uji Hausman, heteroskedastisitas, serial correlation, cross-sectional dependence, serta robustness check dengan transformasi log PDRB dan alternatif ukuran pasar kerja.

Penelitian selanjutnya disarankan memperpanjang periode pengamatan, menambahkan Gini Ratio, upah riil, tingkat informalitas, belanja perlindungan sosial, serta indikator produktivitas. Model spasial juga dapat dipertimbangkan karena kondisi kemiskinan suatu provinsi berpotensi berkaitan dengan provinsi tetangga (Ngamul et al., 2026). Selain itu, model dinamis dengan lag tingkat kemiskinan dapat digunakan untuk menangkap persistensi kemiskinan apabila data yang lebih panjang tersedia.

Penelitian ini memodelkan tingkat kemiskinan 34 provinsi di Indonesia selama 2020–2023 menggunakan regresi data panel dengan 136 observasi. Uji Chow menunjukkan adanya heterogenitas tetap antarprovinsi, sedangkan efek tahun juga signifikan, sehingga two-way fixed effects digunakan sebagai model utama. Dengan standard error yang dikelompokkan berdasarkan provinsi, IPM, rata-rata lama sekolah, dan PDRB per kapita tidak signifikan, sedangkan TPT memiliki koefisien $-0,1369$ dan $p=0,031$. Arah negatif TPT berbeda dari ekspektasi teoritis dan karena itu hanya dapat dipahami sebagai hubungan statistik bersyarat, bukan bukti bahwa pengangguran mengurangi kemiskinan. Interpretasi tersebut juga dibatasi oleh periode empat tahun, 34 cluster, perbedaan bulan pengukuran kemiskinan dan TPT, serta variabel penting yang belum dimasukkan. Sebelum publikasi, uji Hausman, diagnostik panel, robustness check, R^2 within/overall, F-statistic model, dan confidence interval dari output final perlu dilengkapi agar inferensi dapat direproduksi dan dievaluasi secara transparan.

Penelitian ini memodelkan tingkat kemiskinan 34 provinsi di Indonesia selama 2020–2023 menggunakan regresi data panel dengan 136 observasi. Hasil pengujian menunjukkan bahwa heterogenitas antarprovinsi dan efek tahun perlu dikendalikan sehingga model efek tetap dua arah digunakan sebagai spesifikasi utama. Estimasi dengan standard error yang dikelompokkan berdasarkan provinsi menunjukkan bahwa IPM, rata-rata lama sekolah, dan PDRB per kapita tidak signifikan secara statistik terhadap tingkat kemiskinan pada periode pengamatan. TPT menjadi satu-satunya variabel yang signifikan pada taraf 5 persen dan memiliki koefisien negatif. Arah tersebut berbeda dari ekspektasi teoritis sederhana sehingga tidak boleh ditafsirkan sebagai bukti bahwa pengangguran mengurangi kemiskinan. Temuan tersebut lebih tepat dipahami sebagai hubungan statistik yang mungkin dipengaruhi struktur pasar kerja, informalitas, kualitas pekerjaan, dan karakteristik wilayah yang belum sepenuhnya terukur. Secara kebijakan, pengurangan kemiskinan perlu menggunakan pendekatan yang sensitif terhadap karakteristik daerah. Peningkatan IPM dan pendidikan perlu dihubungkan dengan produktivitas serta pekerjaan yang layak, sedangkan pertumbuhan PDRB perlu diarahkan agar manfaatnya lebih inklusif. Penelitian berikutnya disarankan memperpanjang periode observasi dan memasukkan ketimpangan, upah, informalitas, belanja perlindungan sosial, serta menggunakan model dinamis atau pendekatan spasial untuk menguji ketergantungan antar wilayah.

Badan Pusat Statistik. (2024). Indeks Pembangunan Manusia Menurut Provinsi, 2020–2023. Tabel Statistik BPS. <https://www.bps.go.id/id/statistics-table/3/V25GaFNHaExaMnhITm1sWmRrUlJZelJzYUc1SGR6MDkjMyMwMDAw/indeks-pembangunan-manusia-menurut-provinsi.html>

Badan Pusat Statistik. (2024). Jumlah dan Persentase Penduduk Miskin Menurut Provinsi, 2023. Tabel Statistik BPS. <https://www.bps.go.id/id/statistics-table/3/UkVkWGJVZFNWakl6VWxKVfQwWjVWeTISZDNabVFUMDkjMw%3D%3D/jumlah-dan-persentase-penduduk-miskin-menurut-provinsi--2024.html?year=2023>

Badan Pusat Statistik. (2024). Persentase Penduduk Miskin (Po) Menurut Provinsi dan Daerah. Tabel Statistik BPS. <https://www.bps.go.id/id/statistics-table/2/MTkyIzI%3D/persentasependudukmiskinmenurutprovinsi.html>

Badan Pusat Statistik. (2024). Rata-Rata Lama Sekolah Menurut Provinsi di Indonesia (Tahun), 2020–2023. Tabel 14.9.

Badan Pusat Statistik. (2024). Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) dan Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK) Menurut Provinsi, 2023. Tabel Statistik BPS. <https://www.bps.go.id/id/statistics-table/3/V2pOVWJWcHJURGgoU2pONFJYaExhVXBoTUhacVFUMDkjMw%3D%3D/tingkat-pengangguran-terbuka--tpt--dan-tingkat-partisipasi-angkatan-kerja--tpak--menurut-provinsi.html?year=2023>

Badan Pusat Statistik. (2024). PDRB Per Kapita menurut Provinsi di Indonesia, 2019–2023 (Ribu Rupiah), Seri 2010, Harga Berlaku.

Referensi

- Amil, S. I. (2022). *PEMODELAN SPASIAL PADA DATA PANEL DENGAN LEAST SQUARE DUMMY VARIABLE UNTUK MENGIDENTIFIKASI FAKTOR YANG MEMENGARUHI PENGANGGURAN DI INDONESIA*. Universitas Hasanuddin.
- ASHARI, I. (2023). *PENGARUH-SPASIAL INDEKS PEMBANGUNAN MANUSIA DI PROVINSI SULAWESI SELATAN= SPATIAL INFLUENCE OF HUMAN DEVELOPMENT INDEX IN SOUTH SULAWESI PROVINCE*. Universitas Hasanuddin.
- Faidhah, Y. S., Zahro, N., Zahra, I. A., Sari, A. M., Rahmawati, N., Damayanti, P., Ambarwati, R. A., Permatasari, A., & Attallah, O. (2024). Optimalisasi kebijakan ketenagakerjaan untuk mengatasi dampak PHK massal dan meningkatkan perlindungan pekerja. *Jurnal Pengembangan Ketenagakerjaan*, 2(2).
- Farisa, F., Dwitanti, F. D., Pratama, M. Z. A., Alifiyanti, R., & Wicaksono, F. (2025). Determinan Sosial-Ekonomi terhadap Kemiskinan di Provinsi Nusa Tenggara Timur dengan Pendekatan Regresi Data Panel Tahun 2017–2023. *Jurnal Ekonomi-Qu*, 15(2), 81–93.
- Feriyanto, N. (2025). *Ekonomi sumber daya manusia: Teori dan evaluasi kebijakan pengentasan kemiskinan dan pengangguran di Indonesia*. Deepublish.
- Fikri, M. L. A. H. (2026). *PENGARUH PENDIDIKAN, KEMISKINAN DAN TINGKAT PENGANGGURAN TERBUKA TERHADAP TINGKAT KRIMINALITAS AREA SUMBAGSEL (ANALISA DATA PANEL PERIODE 2017–2024)*. UIN RADEN INTAN LAMPUNG.
- Hadim, M. (2023). *Efek Faktor Penentu Permintaan Agregat terhadap Produk Domestik Regional Bruto di Provinsi Sulawesi Selatan= The Effect of Determining Factors of Aggregate Demand on Gross Regional Domestic Product in South Sulawesi Province*. Universitas Hasanuddin.
- Hidayat, A. R. N., Ishak, M., Misbahuddin, M., & Basyo, I. (2026). DINAMIKA KEMISKINAN RELATIF ANTAR PROVINSI DI INDONESIA MENGGUNAKAN PENDEKATAN DATA PANEL DINAMIS SELAMA PERIODE 2018–2023. *Jurnal Wahana Bina Pemerintahan*, 8(1), 38–46.
- Itu, Y., Dalima, V., & Bate, N. (2024). Strategi pemulihan ekonomi pasca bencana alam Seroja sebagai bentuk resiliensi. *Journal of Education Research*, 5(3), 2840–2847.
- Karto, A., Pasaribu, S. H., & Fonataba, H. P. (2026). DETERMINAN KEMISKINAN DAN KETIMPANGAN PENDAPATAN DALAM KONTEKS PEMBANGUNAN EKONOMI DAERAH: STUDI EMPIRIS. *Jurnal Maneksi (Management Ekonomi Dan Akuntansi)*, 15(1), 417–427.
- Kusuma, N. B. D. K., Fahmi, A., & Afrizal, A. (2025). PENGARUH TINGKAT PENGANGGURAN TERBUKA DAN RATA-RATA LAMA SEKOLAH TERHADAP TINGKAT KEMISKINAN DI KABUPATEN MUARO JAMBI. *Jurnal Development*, 13(2), 295–307.
- Lasading, A. R. (2026). PENYERAPAN TENAGA KERJA INDONESIA: PERTUMBUHAN EKONOMI DAN PENDIDIKAN. *Jemasi: Jurnal Ekonomi Manajemen Dan Akuntansi*, 22(1), 66–78.
- Mahar, A. C., Mahrita, A., & Sambolinggi, A. A. (2026). ANALISIS DINAMIS DETERMINAN INDEKS PEMBANGUNAN MANUSIA MENGGUNAKAN PENDEKATAN VARIABEL LAG DI KALIMANTAN TENGAH. *Jurnal Nusantara Sosial Sains*, 2(2), 115–128.
- Mahendra, J., & Pasrizal, H. (2025). Pengaruh Tingkat Kesehatan, Pendidikan, Dan Pendapatan Terhadap Produktivitas Tenaga Kerja Di Kota Padang Panjang. *Jurnal Ekonomi Syariah Pelita Bangsa*, 10(01), 122–133.

- Ngamul, B., Alus, L., & Hapsery, A. (2026). APLIKASI SPATIAL AUTOREGRESSIVE (SAR) BAYESIAN DALAM MEMETAKAN EFEK EFEK SPASIAL KEMISKINAN ANTARPROVINSI DI INDONESIA. *Seminar Nasional Pendidikan Matematika (SNPM)*, 1, 405–417.
- Nuraziza, W. O. (2025). KETERIKATAN LAJU PERTUMBUHAN MASYARAKAT, TINGKAT TINGKAT PENGANGGURAN DAN INDEKS PEMBANGUNAN MANUSIA PADA KEMISKINAN DI INDONESIA. *Jurnal Studi Ekonomi Dan Pembangunan*, 3(3).
- Pellu, A. (2024). Peningkatan akses keuangan: mendorong pertumbuhan ekonomi inklusif. *Currency (Jurnal Ekonomi Dan Perbankan Syariah)*, 2(2), 279–295.
- Pertiwi, A., Tyas, D. M., & Sadiyah, T. L. (2025). DISEMINASI METODE PEMBELAJARAN UNTUK GURU DI SEKOLAH DENGAN AKSES TERBATAS: UPAYA MENINGKATKAN MOTIVASI BELAJAR SISWA. *Pendas: Jurnal Ilmiah Pendidikan Dasar*, 10(4), 390–397.
- Putri, M. I. I. (2026). PENGARUH TINGKAT PARTISIPASI ANGKATAN KERJA, TINGKAT PENDIDIKAN DAN KONSUMSI ROKOK TERHADAP GARIS KEMISKINAN DI PROVINSI JAMBI TAHUN 2019-2024. UNIVERSITAS JAMBI.
- Rahman, M. S., Toiba, H., Nugroho, T. W., & Hartono, R. (2026). *Kausalitas dalam Ekonomi Terapan: Kredibilitas untuk Penelitian Modern*. Universitas Brawijaya Press.
- Shihab, A., Hidayat, R., Permana, R. H., & Setyanto, A. R. (2025). Analisis pengaruh produk domestik regional bruto, tingkat pengangguran terbuka, dan indeks pembangunan manusia terhadap tingkat kemiskinan di Provinsi Lampung. *Jurnal Media Akademik (Jma)*, 3(12).
- Supriadi, I. (2025). Efek Heterogenitas Sosial-Ekonomi dalam Meningkatkan Peluang Socio-Entrepreneurship di Indonesia. *JCER: The Journal of Contemporary Entrepreneurship Research*, 1(1).
- Surbakti, S. P. P., Muchtar, M., & Sihombing, P. R. (2023). Analisis pengaruh tingkat pendidikan terhadap kemiskinan di Indonesia periode 2015-2021. *Ecoplan*, 6(1), 37–45.
- Yuliani, C. (2025). *Analisis Jumlah Lulusan SLTA dan Sarjana terhadap Tingkat Pengangguran Terbuka di Indonesia*. Fakultas Ekonomi, Universitas Islam Sumatera Utara.
- Zaki, F. N., & Yusfi, R. H. (2026). Analisis Pengaruh Indeks Pembangunan Manusia, Tingkat Pengangguran Terbuka, dan Produk Domestik Regional Bruto Terhadap Jumlah Penduduk Miskin di Provinsi Jawa Timur Tahun 2019–2023. *Paradoks: Jurnal Ilmu Ekonomi*, 9(3), 660–670.
- Zasriati, M. (2022). Analisis Pengaruh Tingkat Pendapatan Perkapita Dan Pembentukan Modal Terhadap Perekonomian Di Provinsi Jambi Tahun 2016-2020. *Al Fiddhoh: Journal of Banking, Insurance, and Finance*, 3(1), 41–50.