Mutiara: Jurnal Penelitian dan Karya Ilmiah
Volume 4, Nomor 5, Oktober 2026
e-ISSN: 2988-3148; p-ISSN: 2988-313X, Hal. 163-177
DOI: https://doi.org/10.59059/mutiara.v4i5.3637
Tersedia: https://journal.staiypiqbaubau.ac.id/index.php/Mutiara

Pengaruh Demokrasi terhadap Kemiskinan di Indonesia

(Peran Pertumbuhan Ekonomi dan Pengangguran sebagai Variabel Moderasi)

The Impact of Democracy on Poverty in Indonesia

(The Role of Economic Growth and Unemployment as Moderating Variables)

Adib[1*], Salsabila[2], Taqih Nabila[3]
[1-3]Universitas Andalas, Indonesia
Email: Adib@eb.unand.ac.id[1], 2410542035_taqih@student.unand.ac.id[2], 2410542013_salsabilla@student.unand.ac.id[3]

**Penulis Korespondensi:* Adib@eb.unand.ac.id

Abstract. *This study examines the association between democracy quality and poverty in Indonesia and tests whether economic growth and the open unemployment rate moderate that association. A balanced panel of 34 provinces over 2021–2025 (170 observations) is drawn from Statistics Indonesia (BPS), including the Indonesian Democracy Index (IDI) under its new methodology. The moderation model is estimated by Robust Least Squares (Huber M-estimator) because provincial poverty is right-skewed with extreme values, which makes ordinary least squares vulnerable to outliers; estimation uses pooled data with a single intercept, so province heterogeneity is not explicitly controlled and is acknowledged as a limitation. Results are reported as conditional marginal effects rather than as main coefficients. At mean growth and unemployment, the point estimate of the marginal effect of IDI on poverty is about −0.19 percentage points per IDI point. The democracy–growth interaction is positive and significant (p = 0.0101), meaning that the negative association of IDI weakens at higher growth, whereas no statistical evidence of moderation by unemployment is found (p = 0.8767), with limited precision. The study is associative; mechanisms such as elite capture and the working poor are not tested directly and are treated as hypotheses for further research.*

Keywords: *Democracy; Economic Growth; Moderated Regression; Poverty; Unemployment.*

Abstrak. Penelitian ini menganalisis asosiasi antara kualitas demokrasi dan kemiskinan di Indonesia serta menguji apakah pertumbuhan ekonomi dan tingkat pengangguran terbuka (TPT) memoderasi asosiasi tersebut. Data panel seimbang 34 provinsi periode 2021–2025 (170 observasi) bersumber dari Badan Pusat Statistik (BPS), termasuk Indeks Demokrasi Indonesia (IDI) metode baru. Model moderasi diestimasi dengan *Robust Least Squares* (M-estimator Huber) karena sebaran kemiskinan antarprovinsi menjulur ke kanan dan memuat nilai ekstrem sehingga estimator kuadrat terkecil biasa rentan terhadap pencilan; estimasi memakai data tumpuk dengan satu intersep sehingga heterogenitas antarprovinsi tidak dikendalikan secara eksplisit dan diakui sebagai keterbatasan. Hasil dilaporkan sebagai efek marginal bersyarat, bukan sebagai koefisien utama. Pada nilai pertumbuhan dan pengangguran rata-rata, taksiran titik efek marginal IDI terhadap kemiskinan sekitar −0,19 poin persentase per satu poin IDI. Interaksi demokrasi–pertumbuhan bernilai positif dan signifikan (p = 0,0101), artinya asosiasi negatif IDI melemah pada pertumbuhan yang lebih tinggi, sedangkan tidak ditemukan bukti statistik moderasi oleh pengangguran (p = 0,8767) dengan presisi estimasi yang terbatas. Penelitian ini bersifat asosiatif; mekanisme seperti *elite capture* dan *working poor* tidak diuji langsung dan diposisikan sebagai hipotesis untuk penelitian lanjutan.

Kata Kunci: Demokrasi; Kemiskinan; Pengangguran; Pertumbuhan Ekonomi; Regresi Moderasi.

1. PENDAHULUAN

Kemiskinan merupakan fenomena multidimensional dan tantangan struktural utama dalam pembangunan di negara berkembang, termasuk Indonesia (Fitriani & Sitohang, 2026; Nursanti et al., 2026). Penanggulangan kemiskinan menjadi prioritas agenda global dalam *Sustainable Development Goals* (SDGs) Tujuan 1, yaitu mengakhiri kemiskinan dalam segala bentuknya pada tahun 2030 (Safitri et al., 2026; Walahe et al., 2026). Dalam literatur ekonomi

Naskah Masuk: 15 Agustus 2026; Revisi: 20 September 2026; Diterima: 27 Oktober 2026;
Terbit: 30 Oktober 2026

pembangunan, pertumbuhan ekonomi sering diposisikan sebagai determinan utama penurunan kemiskinan melalui peningkatan pendapatan dan penyerapan tenaga kerja (Dollar & Kraay, 2002; Nonika et al., 2026). Namun, hubungan pertumbuhan–kemiskinan tidak selalu linear maupun simetris: Ravallion (2001) dan Fosu (2017) menunjukkan bahwa besarnya penurunan kemiskinan untuk setiap persen pertumbuhan sangat bergantung pada distribusi pendapatan dan tingkat ketimpangan awal.

Dalam perspektif ekonomi politik, kualitas demokrasi dapat memengaruhi arah kebijakan redistribusi (Acemoglu et al., 2015). Argumen akuntabilitas politik Sen (1981) dan teori redistribusi pemilih median Meltzer & Richard (1981) menyiratkan bahwa tekanan elektoral dan kontrol publik mendorong pemerintah menyediakan perlindungan sosial, layanan kesehatan, dan pendidikan dasar. Bukti empirisnya, bagaimanapun, beragam. Dörffel dan Freytag (2023), dengan data sekitar 140 negara periode 1980–2018, tidak menemukan dampak demokratisasi yang signifikan pada estimasi panel dinamis, tetapi menemukan penurunan tingkat kemiskinan pada estimasi efek perlakuan; Fambeu dan Yomi (2023) pada 40 negara Sub-Sahara Afrika tidak menemukan asosiasi langsung, kecuali pada negara dengan pertumbuhan kuat dan modal manusia tinggi; Meléndez Aguilar (2016) melaporkan bahwa konteks dan partisipasi warga berkaitan dengan tingkat kemiskinan yang lebih rendah. Acemoglu dan Robinson (2008) serta Acemoglu et al. (2015) juga menegaskan bahwa demokrasi yang dikuasai kelompok kuat (*captured democracy*) dapat gagal menurunkan ketimpangan dan kemiskinan.

Konteks Indonesia 2021–2025 diperlihatkan pada Tabel 1. Tabel ini memuat angka resmi nasional dari BPS, bukan rata-rata sederhana 34 provinsi, dan hanya dimaksudkan sebagai gambaran agregat. Satuan, tahun rujukan, dan sumber setiap seri dijelaskan pada catatan tabel dan dirinci pada Tabel 2.

Tabel 1. Indikator Nasional Kemiskinan, Demokrasi (IDI), Pertumbuhan Ekonomi, dan Pengangguran di Indonesia, 2021–2025.

Tahun	Penduduk miskin (%, posisi Maret)	IDI nasional (skala 0–100, metode baru)	Pertumbuhan ekonomi (%, tahunan)	TPT (%, posisi Agustus)
2021	10,14	78,12	3,69	6,49
2022	9,54	80,41	5,31	5,86
2023	9,36	79,51	5,05	5,32
2024	9,03	79,81	5,03	4,91
2025	8,47	78,19	5,11	4,85

(Sumber: BPS (persentase penduduk miskin, TPT, dan pertumbuhan ekonomi atas dasar harga konstan) dan BPS (IDI metode baru), diolah penulis (2026). Angka nasional resmi, bukan rata-rata sederhana provinsi. Diakses 12 November 2026 dari bps.go.id)

Secara agregat, persentase penduduk miskin turun dari 10,14% pada 2021 menjadi 8,47% pada 2025 dan TPT turun dari 6,49% menjadi 4,85%, sedangkan IDI nasional bergerak naik-turun (78,12; 80,41; 79,51; 79,81; 78,19) tanpa tren searah dengan kemiskinan. Lima titik waktu nasional tidak dapat membedakan hubungan demokrasi–kemiskinan dari tren umum pascapandemi, dan korelasi antartahun pada angka nasional tidak boleh dibaca sebagai bukti di tingkat provinsi (kekeliruan ekologis). Karena itu, bukti penelitian ini berasal dari variasi antarprovinsi dan antarwaktu pada panel, bukan dari Tabel 1.

Variasi antarprovinsi itulah yang menjadi dasar empiris penelitian. Pada Tabel 3, standar deviasi persentase penduduk miskin antarprovinsi (3,812) setara sekitar 40% dari rata-ratanya (9,424), dengan rentang 4,520% hingga 26,840%. Selain itu, penurunan kemiskinan yang tinggi di sebagian provinsi tidak selalu disertai pertumbuhan atau perbaikan IDI yang tinggi, sehingga perlu diuji apakah asosiasi antara demokrasi dan kemiskinan bergantung pada kondisi ekonomi daerah.

Pemilihan dua moderator didasarkan pada mekanisme berikut. *Pertama*, pertumbuhan ekonomi dapat memoderasi karena kapasitas fiskal dan peluang pendapatan yang tersedia bagi kebijakan pro-miskin bergantung pada dinamika ekonomi daerah; pada jalur komplementaritas, asosiasi IDI–kemiskinan makin negatif pada pertumbuhan tinggi ($\beta_4 < 0$, sejalan dengan Fambeu & Yomi, 2023). Sebaliknya, pertumbuhan tinggi dapat menurunkan kemiskinan melalui pasar tanpa melalui kelembagaan politik, sehingga peran marginal demokrasi mengecil (jalur substitusi; $\beta_4 > 0$). Arah interaksi ini tidak dapat ditetapkan *a priori*. *Kedua*, TPT mencerminkan tekanan pasar tenaga kerja yang meningkatkan permintaan akan perlindungan sosial; lembaga demokratis yang responsif lebih mungkin menyalurkan jaminan sosial kepada rumah tangga yang kehilangan pekerjaan, sehingga asosiasi IDI–kemiskinan diharapkan lebih negatif pada TPT yang lebih tinggi ($\beta_5 < 0$). Namun TPT hanya mencatat pengangguran terbuka dan tidak menangkap pekerja berpendapatan rendah, sehingga interaksinya dapat lemah.

Kebaruan penelitian ini diletakkan terhadap studi panel terdahulu. Dörffel dan Freytag (2023) serta Fambeu dan Yomi (2023) menggunakan panel lintas negara, dan Yolanda (2019) menguji pertumbuhan ekonomi sebagai moderator pada delapan negara ASEAN. Alam dan Fitrianto (2025) memakai panel 33 provinsi Indonesia periode 2019–2023 dengan pengangguran terbuka sebagai moderator, tetapi variabel terikatnya adalah pertumbuhan ekonomi inklusif, bukan kemiskinan. Penelitian ini berbeda dalam tiga hal: (i) unit analisisnya adalah provinsi dalam satu kerangka kelembagaan nasional dengan kemiskinan sebagai variabel terikat; (ii) pertumbuhan ekonomi dan pengangguran diuji sebagai moderator secara

bersamaan; dan (iii) hasil dilaporkan sebagai efek marginal bersyarat dengan estimator yang lebih tahan terhadap pencilan. Kontribusinya bersifat empiris dan asosiatif, bukan identifikasi kausal.

2. METODE PENELITIAN

Desain dan Pendekatan Penelitian

Penelitian ini menggunakan pendekatan kuantitatif asosiatif dengan regresi data panel yang menggabungkan dimensi lintas provinsi (34 provinsi) dan deret waktu tahunan (2021–2025). Seluruh hasil ditafsirkan sebagai asosiasi bersyarat. Desain observasional ini tidak memiliki variabel instrumen atau eksperimen alami, kemiskinan dan kualitas demokrasi dapat saling memengaruhi (simultanitas), dan faktor yang tidak diamati seperti ketimpangan, pendidikan, dan belanja sosial dapat memengaruhi keduanya. Data panel dipilih karena memanfaatkan variasi antarprovinsi dan antarwaktu serta menambah derajat kebebasan; heterogenitas provinsi yang tidak teramati hanya dikendalikan apabila efek individu dimasukkan dalam estimator (lihat subbagian Tahapan Estimasi).

Populasi, Sampel, Pemetaan 34 Provinsi, dan Sumber Data

Populasi penelitian adalah seluruh provinsi di Indonesia dan sampel diambil secara jenuh. Sejak 2022 BPS melaporkan 38 provinsi setelah pemekaran Papua (Papua Selatan, Papua Tengah, Papua Pegunungan) dan Papua Barat Daya. Agar unit analisis konsisten sepanjang 2021–2025, data provinsi baru digabungkan kembali ke provinsi induk (Papua dan Papua Barat). Hasilnya adalah panel seimbang 34 provinsi × 5 tahun = 170 observasi; panel tidak memiliki data hilang.

Data sekunder diperoleh dari publikasi dan tabel dinamis BPS (kemiskinan, TPT, dan PDRB) serta IDI yang dipublikasikan BPS (tabel dinamis pada bps.go.id, diakses 12 November 2026). Persentase penduduk miskin memakai posisi Maret (Susenas), TPT memakai posisi Agustus (Sakernas), pertumbuhan PDRB adalah laju tahunan atas dasar harga konstan, dan IDI adalah nilai tahunan skala 0–100. Perbedaan bulan rujukan kemiskinan (Maret) dan TPT (Agustus) dicatat sebagai keterbatasan. Rincian variabel disajikan pada Tabel 2.

Tabel 2. Definisi Operasional, Indikator, dan Sumber Data Variabel Penelitian.

Jenis variabel	Nama variabel	Definisi operasional	Indikator dan unit ukur	Sumber data
Dependen (Y)	Kemiskinan	Proporsi penduduk dengan rata-rata pengeluaran per kapita per bulan di bawah garis kemiskinan provinsi.	Persentase penduduk miskin (%), posisi Maret	BPS
Independen (X)	Demokrasi	Kualitas demokrasi provinsi menurut IDI metode baru: aspek kebebasan, kesetaraan, dan kapasitas lembaga demokrasi (22 indikator).	IDI (skala 0–100)	BPS
Moderasi 1 (Z_1)	Pertumbuhan ekonomi	Laju pertumbuhan PDRB atas dasar harga konstan provinsi.	Pertumbuhan PDRB (%, tahunan)	BPS
Moderasi 2 (Z_2)	Pengangguran	Proporsi angkatan kerja yang tidak bekerja dan sedang mencari pekerjaan atau mempersiapkan usaha.	Tingkat Pengangguran Terbuka (%), posisi Agustus	BPS

(Sumber: BPS dan IDI, diolah penulis (2026). Diakses 12 November 2026 dari bps.go.id)

IDI mengalami perubahan metodologi pada triwulan I 2022: metode lama (kebebasan sipil, hak-hak politik, dan lembaga demokrasi) diganti metode baru dengan tiga aspek (kebebasan, kesetaraan, kapasitas lembaga demokrasi), dan angka IDI 2021 dihitung ulang dengan metode baru sehingga tidak sebanding dengan IDI tahun-tahun sebelumnya (BPS, n.d.). Seluruh nilai IDI 2021–2025 dalam penelitian ini diambil dari seri metode baru, sehingga perbedaan antartahun tidak mencerminkan pergantian metodologi.

Spesifikasi Model Ekonometrika dan *Moderated Regression Analysis* (MRA)

Pengaruh langsung dan moderasi diuji dengan MRA data panel. Persamaan dasarnya adalah:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \beta_2 Z_{1,it} + \beta_3 Z_{2,it} + \beta_4 (X_{it} \times Z_{1,it}) + \beta_5 (X_{it} \times Z_{2,it}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Simbol pada persamaan (1) dan persamaan berikutnya didefinisikan sebagai berikut.

i : indeks provinsi, i = 1, 2, …, 34

t : indeks tahun, t = 2021, 2022, …, 2025

Y_{it} : kemiskinan: persentase penduduk miskin provinsi i pada tahun t (%)

X_{it} : demokrasi: nilai IDI provinsi i pada tahun t (skala 0–100)

$Z_{1,it}$: pertumbuhan ekonomi: laju pertumbuhan PDRB provinsi i pada tahun t (%)

$Z_{2,it}$: pengangguran: Tingkat Pengangguran Terbuka provinsi i pada tahun t (%)

$X_{it} \times Z_{1,it}$: variabel interaksi demokrasi dan pertumbuhan ekonomi (MRA 1)

$X_{it} \times Z_{2,it}$: variabel interaksi demokrasi dan pengangguran (MRA 2)

β_0 : konstanta (*intercept*)

$\beta_1, \ldots, \beta_5$: koefisien regresi; β_1, β_2, β_3 adalah efek bersyarat pada saat moderator bernilai nol, sedangkan β_4 dan β_5 adalah koefisien interaksi

ε_{it} : galat (*error term*)

Karena X, Z_1, dan Z_2 muncul dalam suku interaksi, efek satu variabel bergantung pada nilai variabel lainnya. Efek marginal dihitung sebagai turunan parsial persamaan (1):

$$\frac{\partial Y_{it}}{\partial X_{it}} = \beta_1 + \beta_4 Z_{1,it} + \beta_5 Z_{2,it} \quad (2a)$$

$$\frac{\partial Y_{it}}{\partial Z_{1,it}} = \beta_2 + \beta_4 X_{it} \quad (2b)$$

$$\frac{\partial Y_{it}}{\partial Z_{2,it}} = \beta_3 + \beta_5 X_{it} \quad (2c)$$

Hipotesis yang diuji adalah: H_1, arah efek marginal IDI terhadap kemiskinan (persamaan 2a); H_2, koefisien interaksi demokrasi–pertumbuhan (β_4) tidak nol; dan H_3, koefisien interaksi demokrasi–pengangguran (β_5) tidak nol. Variabel pada Tabel 4 tidak dipusatkan (*mean-centering*); oleh sebab itu koefisien X, Z_1, dan Z_2 tidak ditafsirkan sebagai efek rata-rata, melainkan lewat efek marginal pada persamaan (2).

Tahapan Estimasi dan Teknik Analisis Data

Pengolahan data dilakukan dengan perangkat lunak statistik EViews melalui beberapa tahapan yang diawali dengan analisis statistik deskriptif pada 170 observasi yang mencakup rata-rata, median, nilai maksimum dan minimum, serta standar deviasi. Tahap berikutnya adalah pemilihan model panel menggunakan estimator *Robust Least Squares* pada data tumpuk (*pooled*) dengan satu intersep, di mana uji Chow, Hausman, dan *Lagrange Multiplier* yang berlaku untuk estimator panel standar (CEM, FEM, REM) tidak dilaporkan dalam penelitian ini dan konsekuensinya dicatat sebagai keterbatasan. Selanjutnya, pada tahap pemeriksaan data dan diagnostik, digunakan estimator yang tahan pencilan karena sebaran kemiskinan menjulur ke kanan dengan nilai ekstrem (Tabel 3), sementara uji formal multikolinearitas, heteroskedastisitas, autokorelasi serial, dan korelasi lintas provinsi tidak dilaporkan serta dicatat sebagai keterbatasan mengingat nilai VIF yang melibatkan suku interaksi tak terpusat tinggi secara mekanis. Rangkaian pengolahan data ini ditutup dengan tahap estimasi *Robust Least Squares* (RLS) menggunakan *M-estimator* Huber yang meminimumkan jumlah fungsi kerugian terbatas atas galat terskala:

$$\hat{\beta} = \operatorname{argmin}_{\beta} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \rho\left(\frac{e_{it}}{\hat{s}}\right), \quad e_{it} = Y_{it} - \mathrm{x}_{it}'\beta \quad (3)$$

$$\rho(u) = 1/2\, u^2 \quad \text{untuk } |u| \le k \quad (4a)$$

$$\rho(u) = k|u| - 1/2\, k^2 \quad \text{untuk } |u| > k \quad (4b)$$

$$w(u) = \min\{1,\ k/|u|\}, \qquad \hat{s} = \mathrm{MAD}(e)/0{,}6745 \quad (5)$$

Dengan e galat, ŝ skala galat berbasis simpangan median absolut (MAD), dan k konstanta penyetel (nilai bawaan EViews, k = 1,345). Observasi dengan galat terskala melebihi

k mendapat bobot lebih kecil dari satu sehingga pengaruh pencilan pada sisi variabel terikat berkurang. Penting dibedakan: ketahanan terhadap pencilan ini bukan koreksi galat baku terhadap ketergantungan panel. Autokorelasi dalam provinsi dan korelasi lintas provinsi memerlukan penanganan kovarians tersendiri, dan estimator Huber tidak melindungi dari titik pengaruh pada sisi regresor (*leverage*). Spesifikasi yang digunakan adalah M-estimasi Huber pada data tumpuk dengan satu intersep. RLS pada EViews tidak mengestimasi efek individu, sehingga heterogenitas antarprovinsi tidak dikendalikan secara eksplisit; uji ketahanan dengan estimator efek tetap/acak, galat baku terklaster provinsi, dan estimasi tanpa provinsi berpengaruh seperti Papua dianjurkan sebagai penelitian lanjutan.

Pengujian hipotesis: signifikansi parsial memakai statistik z (Wald) pada taraf $p < 0,05$. Karena EViews tidak melaporkan uji F pada RLS, uji F tidak digunakan. Kebaikan suaian dilaporkan sebagai R^2 dan *adjusted* R^2 sebagaimana dihitung oleh EViews pada estimasi robust. Karena tahapan 2 dan 3 tidak dilaporkan, hasil estimasi dibaca sebagai asosiasi eksploratori pada data tumpuk.

3. HASIL PENELITIAN

Statistik Deskriptif Variabel Penelitian

Analisis memakai panel seimbang 34 provinsi × 5 tahun = 170 observasi. Ringkasan statistik deskriptif disajikan pada Tabel 3.

Tabel 3. Statistik Deskriptif Variabel Penelitian (N = 170).

Variabel	Simbol	Mean	Median	Maksimum	Minimum	Std. dev.
Kemiskinan (%)	Y	9,424	9,150	26,840	4,520	3,812
Demokrasi (IDI)	X	79,312	79,400	85,600	68,200	3,145
Pertumbuhan ekonomi (%)	Z_1	4,840	5,020	8,910	−1,150	1,421
Pengangguran (TPT, %)	Z_2	5,486	5,300	9,850	2,140	1,452

(Sumber: BPS dan IDI, diolah penulis, 2026)

Persentase penduduk miskin memiliki rata-rata 9,424% yang lebih besar daripada mediannya (9,150%), dengan maksimum 26,840% yang berjarak sekitar 4,6 standar deviasi dari rata-rata; sebaran ini menjulur ke kanan dan memotivasi penggunaan estimator yang tahan pencilan. IDI berkisar 68,200–85,600 (rata-rata 79,312), pertumbuhan ekonomi −1,150% hingga 8,910% (rata-rata 4,840%), dan TPT rata-rata 5,486% dengan standar deviasi 1,452%.

Hasil Estimasi *Robust Least Squares*

Tabel 4 melaporkan hasil estimasi persamaan (1). Koefisien X, Z_1, dan Z_2 adalah efek bersyarat pada saat moderator bernilai nol, yaitu pada IDI = 0 atau pertumbuhan dan TPT = 0

untuk koefisien yang berinteraksi; nilai tersebut berada di luar rentang data (IDI 68,2–85,6) sehingga tidak dapat dibaca sebagai efek rata-rata.

Tabel 4. Hasil Estimasi Regresi Data Panel (Robust Least Squares); Variabel Terikat: Kemiskinan (Y).

Variabel	Koefisien	Galat baku	z-Statistic	Prob.
C (konstanta)	24,81052	3,12510	7,93911	0,0000
Demokrasi (X)	−0,431016	0,08912	−4,83636	0,0000
Pertumbuhan ekonomi (Z_1)	0,035282	0,15610	0,22602	0,8214
Pengangguran (Z_2)	−0,467672	0,13910	−3,36212	0,0008
Demokrasi × Pertumbuhan (XZ_1)	0,042852	0,01665	2,57369	0,0101
Demokrasi × Pengangguran (XZ_2)	0,006120	0,03940	0,15532	0,8767
R-squared	0,5482			
Adjusted R-squared	0,5345			
Jumlah observasi	170			

Catatan: estimasi *Robust Least Squares* (M-estimation Huber, k = 1,345, skala MAD), data tumpuk dengan satu intersep. Prob. 0,0000 dibaca p < 0,0001. Sumber: Output EViews, diolah penulis (2026).

Pada taraf p < 0,05, koefisien interaksi demokrasi–pertumbuhan (XZ_1 = 0,042852; p = 0,0101) signifikan, sedangkan tidak ditemukan bukti statistik bahwa interaksi demokrasi–pengangguran (XZ_2 = 0,006120; p = 0,8767) berbeda dari nol. Koefisien pertumbuhan pada IDI = 0 (0,035282; p = 0,8214) merupakan asosiasi yang tidak signifikan secara statistik, dan koefisien pengangguran pada IDI = 0 (−0,467672; p = 0,0008) tidak ditafsirkan sendiri-sendiri karena bersifat bersyarat; keduanya dibaca melalui efek marginal pada subbagian berikutnya.

Kebaikan Suaian

R^2 sebesar 0,5482 menunjukkan bahwa sekitar 54,8% variasi kemiskinan dalam sampel terkait dengan regresor model, sedangkan *adjusted* R^2 (0,5345) adalah koreksi atas jumlah regresor dan bukan proporsi variasi yang dijelaskan. Pada estimasi robust, R^2 dihitung dengan bobot robust sehingga tidak langsung sebanding dengan R^2 kuadrat terkecil biasa, dan uji F tidak tersedia pada RLS. Signifikansi gabungan tidak dijadikan dasar kesimpulan karena penolakan hipotesis nol bahwa seluruh koefisien kemiringan sama dengan nol bukan bukti bahwa model valid. Validitas model bergantung pada diagnostik, kestabilan terhadap spesifikasi alternatif, dan pemeriksaan pencilan yang belum dilaporkan dalam versi ini.

Efek Marginal Bersyarat

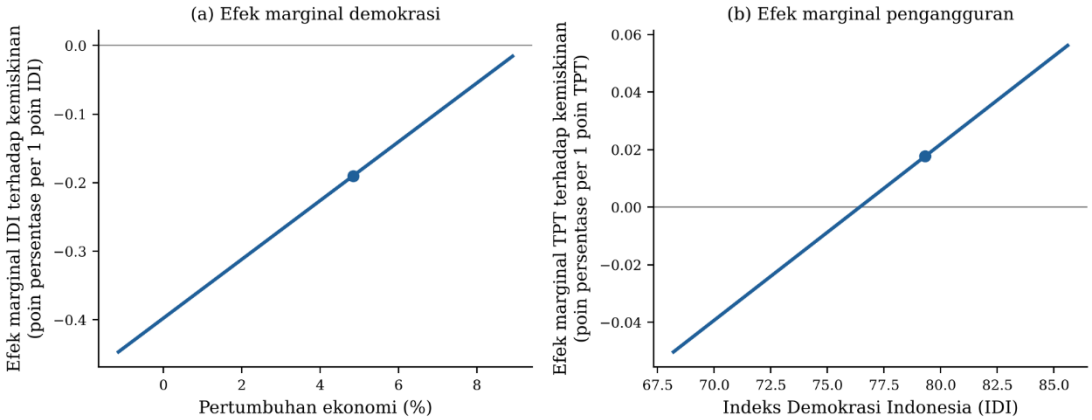
Karena koefisien utama bersifat bersyarat, interpretasi substantif memakai efek marginal pada persamaan (2). Tabel 5 menyajikan taksiran titik pada rata-rata dan pada rata-rata ± satu standar deviasi moderator; Gambar 1 menampilkan seluruh rentang data.

Tabel 5. Efek Marginal Bersyarat dari Koefisien Tabel 4 (Poin Persentase).

Efek marginal	Moderator	Nilai moderator	Taksiran titik
A. Efek marginal IDI ($\partial Y/\partial X$), TPT pada rata-rata (5,486%)			
IDI	Pertumbuhan: Rata-rata − 1 SD	3,42%	−0,251
IDI	Pertumbuhan: Rata-rata	4,84%	−0,190
IDI	Pertumbuhan: Rata-rata + 1 SD	6,26%	−0,129
B. Efek marginal TPT ($\partial Y/\partial Z_2$)			
TPT	IDI: Rata-rata − 1 SD	76,17	−0,002
TPT	IDI: Rata-rata	79,31	0,018
TPT	IDI: Rata-rata + 1 SD	82,46	0,037
C. Efek marginal pertumbuhan ($\partial Y/\partial Z_1$)			
Pertumbuhan	IDI: Rata-rata − 1 SD	76,17	3,299
Pertumbuhan	IDI: Rata-rata	79,31	3,434
Pertumbuhan	IDI: Rata-rata + 1 SD	82,46	3,569

(Sumber: dihitung dari koefisien Tabel 4 dan statistik deskriptif Tabel 3. Taksiran titik; signifikansi statistik efek marginal tidak dinilai dalam penelitian ini)

Taksiran titik efek marginal IDI bernilai negatif pada seluruh rentang pertumbuhan yang teramati: −0,447 pada pertumbuhan terendah (−1,15%), −0,190 pada rata-rata, dan −0,016 pada pertumbuhan tertinggi (8,91%). Efek tersebut mencapai nol pada pertumbuhan sekitar 9,27%, di luar rentang data. Efek marginal TPT bergantung pada IDI: −0,050 pada IDI terendah (68,2), sekitar +0,018 pada IDI rata-rata, dan +0,056 pada IDI tertinggi (85,6); taksiran titiknya berganti tanda pada IDI sekitar 76,4. Efek marginal pertumbuhan pada IDI rata-rata bertaksiran titik +3,434. Besaran ini besar karena variabel tidak dipusatkan dan IDI berada jauh dari nol, sehingga ditafsirkan dengan hati-hati.



Gambar 1. Efek Marginal Bersyarat (Taksiran Titik).

(Sumber: dihitung dari koefisien Tabel 4; titik menandai nilai rata-rata moderator. Pita kepercayaan tidak ditampilkan)

Uji Interaksi dan Presisi Estimasi

Terhadap interaksi demokrasi–pengangguran, tidak ditemukan bukti statistik adanya moderasi (p = 0,8767). Selang kepercayaan 95% untuk β_5 (0,006120 ± 1,96 × 0,03940) adalah −0,071 hingga 0,083. Dalam satuan standar deviasi TPT (1,452), selisih efek marginal IDI untuk perbedaan satu standar deviasi TPT berkisar −0,103 hingga +0,121 poin per satu poin

IDI, yaitu rentang yang mencakup nol sekaligus perubahan yang cukup besar dibandingkan efek marginal IDI pada rata-rata (sekitar −0,19). Dengan galat baku 0,0394, interaksi terkecil yang dapat dideteksi dengan daya 80% pada taraf 5% adalah sekitar 0,110 (≈ 2,8 × galat baku), kira-kira 2,6 kali koefisien interaksi pertumbuhan (0,043). Dengan demikian, hasil ini menunjukkan keterbatasan presisi dan tidak dapat ditafsirkan sebagai bukti bahwa pengangguran tidak memoderasi.

Pembahasan

Asosiasi Demokrasi dan Kemiskinan sebagai Efek Marginal Bersyarat

Koefisien utama IDI (−0,431) tidak dapat dibaca sebagai efek satu poin IDI, karena ia hanya berlaku ketika pertumbuhan dan TPT sama dengan nol. Efek satu poin IDI harus mencakup suku interaksi (persamaan 2a): pada pertumbuhan dan TPT rata-rata, taksiran titiknya sekitar −0,19 poin persentase, dan berkisar −0,45 hingga −0,02 pada rentang pertumbuhan yang teramati. Artinya, provinsi dengan IDI lebih tinggi cenderung memiliki kemiskinan lebih rendah, dan kecenderungan itu paling kuat di provinsi dengan pertumbuhan rendah. Signifikansi statistik efek marginal ini tidak dinilai dalam penelitian ini. Karena desain bersifat asosiatif, temuan ini tidak berarti bahwa peningkatan IDI menyebabkan penurunan kemiskinan.

Mekanisme yang Diajukan Literatur dan yang Diuji

Teori akuntabilitas politik Sen (1981) dan teori redistribusi Meltzer & Richard (1981) menyiratkan bahwa kebebasan sipil, hak politik, dan lembaga perwakilan memberi tekanan elektoral agar belanja daerah lebih inklusif, sementara kepastian hukum dan transparansi dapat memperbaiki iklim investasi. Mekanisme-mekanisme ini bersifat konseptual. Model penelitian ini tidak memuat variabel belanja sosial, investasi, ataupun ketimpangan, sehingga yang diuji hanyalah pola statistik antara IDI, kemiskinan, dan dua moderator; kesesuaian arah dengan teori tidak membuktikan mekanismenya. Bukti pada literatur pun beragam: estimasi panel dinamis pada Dörffel dan Freytag (2023) tidak menemukan dampak signifikan, dan Fambeu dan Yomi (2023) menemukan asosiasi hanya pada kondisi pertumbuhan kuat dan modal manusia tinggi.

Pertumbuhan Ekonomi

Koefisien pertumbuhan (0,035282; p = 0,8214) adalah efek pada IDI = 0 dan merupakan asosiasi yang tidak signifikan; hasil yang tidak signifikan bukan bukti bahwa efeknya nol atau bahwa pertumbuhan tidak berhubungan dengan kemiskinan. Interpretasi yang lebih relevan adalah efek marginal pada IDI teramati (Tabel 5), yang taksiran titiknya besar dan positif dan ditafsirkan dengan hati-hati karena variabel tidak dipusatkan. Penjelasan bahwa pertumbuhan

tidak inklusif (*non-inclusive growth*; Ravallion, 2001; Bourguignon, 2004; Fosu, 2017) merupakan hipotesis, bukan hasil: penelitian ini tidak memuat indikator ketimpangan (misalnya rasio Gini provinsi) atau struktur sektoral, sehingga tidak dapat menguji apakah pertumbuhan padat modal atau ekstraktif menjelaskan hasil ini. Studi Ginting dan Rasbin (2010) menggunakan deret waktu nasional dan studi Kesumawardani et al. (2023), Puluhulawa et al. (2023), serta Boari et al. (2024) menggunakan konteks dan spesifikasi yang berbeda; kesamaan arah dengan studi-studi itu tidak mengonfirmasi hipotesis tersebut. Pengujian lanjutan memerlukan data ketimpangan dan komposisi sektor.

Pengangguran

Koefisien pengangguran (−0,467672) juga merupakan efek pada IDI = 0. Efek marginal TPT berubah sepanjang rentang IDI: taksiran titiknya sekitar −0,05 pada IDI terendah, mendekati nol (+0,018) pada IDI rata-rata, dan +0,056 pada IDI tertinggi (Tabel 5). Karena itu, pembacaan semula bahwa pengangguran berhubungan negatif dengan kemiskinan tidak terlihat pada IDI rata-rata sampel, dan anomali yang dijelaskan dengan pekerja miskin atau penganggur terdidik pun perlu dikaji ulang.

Selain itu, Hukum Okun tidak dapat dirumuskan sebagai hubungan langsung pengangguran–kemiskinan: hukum tersebut menghubungkan perubahan pengangguran siklikal dengan perubahan output (pertumbuhan), sedangkan keterkaitan pengangguran dan kemiskinan berjalan lewat pendapatan rumah tangga. Dua penjelasan yang kerap diajukan pada hasil serupa adalah sebagai berikut, dan keduanya merupakan kemungkinan penjelasan yang belum diuji: (i) fenomena *working poor*, yaitu penduduk miskin yang tetap bekerja di sektor informal sehingga tidak tercatat sebagai penganggur terbuka, yang pengujiannya memerlukan data pekerja informal atau penduduk miskin yang bekerja per provinsi; dan (ii) penganggur terbuka berpendidikan menengah ke atas dari keluarga non-miskin yang menunda bekerja, yang pengujiannya memerlukan tabulasi TPT menurut pendidikan dan status kemiskinan rumah tangga dari BPS (Sakernas/Susenas). Kumayas et al. (2024) pada satu kabupaten (Minahasa) melaporkan koefisien pengangguran negatif tetapi tidak signifikan; hasil ini berbeda dalam unit dan signifikansi sehingga tidak dapat dipakai untuk memperkuat temuan tingkat provinsi.

Moderasi Pertumbuhan Ekonomi

Koefisien interaksi demokrasi–pertumbuhan bernilai positif dan signifikan (0,042852; p = 0,0101). Karena koefisien X negatif, tanda positif berarti asosiasi negatif IDI–kemiskinan melemah pada pertumbuhan yang lebih tinggi (Gambar 1a; efek marginal −0,447 pada pertumbuhan rendah menjadi −0,016 pada pertumbuhan tertinggi). Pola ini berlawanan dengan

komplementaritas yang dilaporkan Fambeu dan Yomi (2023). Beberapa penjelasan dapat dipertimbangkan: (i) substitusi, yaitu pertumbuhan tinggi menurunkan kemiskinan lewat pasar sehingga peran marginal kelembagaan mengecil; (ii) efek langit-langit, yaitu provinsi dengan kemiskinan rendah memiliki ruang penurunan yang lebih sempit; (iii) komposisi provinsi berpertumbuhan tinggi; dan (iv) penguasaan kebijakan oleh elit lokal (*elite capture*; Acemoglu & Robinson, 2008; Acemoglu et al., 2015). Penelitian ini tidak mengukur ketimpangan, kepemilikan, ataupun belanja daerah, sehingga *elite capture* tidak diuji dan hanya salah satu hipotesis yang konsisten dengan tanda koefisien. Gambar 1 hanya menyajikan taksiran titik efek marginal, sehingga rentang pertumbuhan yang efeknya signifikan secara statistik belum dapat ditentukan.

Moderasi Pengangguran

Tidak ditemukan bukti statistik bahwa pengangguran memoderasi asosiasi demokrasi–kemiskinan ($p = 0{,}8767$). Berdasarkan selang kepercayaan β_5 dan daya uji yang diuraikan sebelumnya, hasil ini tidak dapat disimpulkan sebagai ketiadaan moderasi; perubahan efek marginal IDI sebesar −0,10 hingga +0,12 poin per satu standar deviasi TPT tidak dapat disingkirkan. Gagasan bahwa jalur utama demokrasi bekerja melalui alokasi fiskal redistributif (jaminan sosial, bantuan tunai, layanan kesehatan, dan subsidi pendidikan) bersifat konseptual karena model tidak memuat variabel fiskal; klaim bahwa jalur fiskal itu menjelaskan ketiadaan moderasi tidak dapat diuji dengan data ini. Alam dan Fitrianto (2025) menguji interaksi pengangguran pada hasil yang berbeda (pertumbuhan ekonomi inklusif) sehingga hanya relevan sebagai pembanding terbatas, dan Honneth (2023) adalah esai normatif tentang demokrasi dan kondisi kerja yang adil, bukan bukti empiris untuk temuan ini.

4. KESIMPULAN DAN SARAN

Pada panel 34 provinsi Indonesia periode 2021–2025, kualitas demokrasi (IDI) berasosiasi negatif dengan kemiskinan secara bersyarat: taksiran titik efek marginalnya sekitar −0,19 poin persentase per poin IDI pada pertumbuhan dan TPT rata-rata, dan kekuatannya melemah ketika pertumbuhan ekonomi lebih tinggi (interaksi positif, $p = 0{,}0101$). Tidak ditemukan bukti statistik bahwa pengangguran memoderasi asosiasi tersebut, tetapi presisi estimasi terbatas sehingga moderasi sedang tidak dapat dikesampingkan. Hasil-hasil ini merupakan asosiasi, bukan hubungan sebab-akibat. Peran *elite capture*, pertumbuhan tidak inklusif, fenomena *working poor*, dan jalur fiskal redistributif tidak diuji dalam penelitian ini dan hanya diajukan sebagai hipotesis untuk penelitian berikutnya.

Saran kebijakan diberikan secara proporsional terhadap variabel yang diamati: (i) kualitas demokrasi daerah perlu dipantau sebagai bagian dari agenda tata kelola tanpa mengasumsikan bahwa peningkatan IDI sendiri akan menurunkan kemiskinan, khususnya di provinsi dengan pertumbuhan tinggi; dan (ii) kebijakan pertumbuhan perlu diiringi pemantauan distribusi manfaatnya, yang menuntut tersedianya data ketimpangan dan belanja sosial provinsi.

Keterbatasan penelitian meliputi: panel pendek (T = 5) dengan 34 unit; desain observasional tanpa strategi identifikasi kausal dan potensi simultanitas serta variabel terlewat; ketiadaan variabel ketimpangan, belanja sosial, dan struktur ketenagakerjaan; penggabungan provinsi hasil pemekaran dan perbedaan bulan rujukan kemiskinan (Maret) dan TPT (Agustus); estimator RLS yang tidak mengestimasi efek provinsi dan tidak mengoreksi ketergantungan panel; serta sensitivitas hasil terhadap provinsi berpengaruh seperti Papua. Penelitian lanjutan dapat menambahkan Gini, belanja sosial APBD, dan tabulasi pekerja informal, serta memakai estimator panel dengan galat baku terklaster atau model dinamis.

DAFTAR PUSTAKA

Acemoglu, D., & Robinson, J. A. (2008). Persistence of power, elites, and institutions. *American Economic Review, 98*(1), 267–293. https://doi.org/10.1257/aer.98.1.267

Acemoglu, D., Naidu, S., Restrepo, P., & Robinson, J. A. (2015). Democracy, redistribution, and inequality. In A. B. Atkinson & F. Bourguignon (Eds.), *Handbook of income distribution* (Vol. 2B, pp. 1885–1966). Elsevier. https://doi.org/10.1016/B978-0-444-59429-7.00022-4

Alam, W. Y., & Fitrianto, H. (2025). Determinants of inclusive economic growth in Indonesia moderated by the open unemployment rate. *IQTISHADUNA: Jurnal Ilmiah Ekonomi Kita, 14*(1), 399–420. https://doi.org/10.46367/iqtishaduna.v14i1.2458

Badan Pusat Statistik. (n.d.-a). *[Metode baru] Indeks Demokrasi Indonesia (IDI) tingkat nasional, pusat, dan provinsi* [Tabel statistik]. Diakses pada 12 November 2026, dari https://www.bps.go.id/id/statistics-table/2/MjE2MSMy/-metode-baru--indeks-demokrasi-indonesia--idi--tingkat-nasional--pusat--dan-provinsi.html

Badan Pusat Statistik. (n.d.-b). *Tabel dinamis: Persentase penduduk miskin, tingkat pengangguran terbuka, dan laju pertumbuhan PDRB menurut provinsi*. Diakses pada 12 November 2026, dari https://www.bps.go.id

Boari, Y., Syofya, H., Agustina, I., Rohman, M. F., & Irawaty, R. (2024). Pengaruh pertumbuhan ekonomi, tingkat pendidikan, dan pertumbuhan penduduk terhadap tingkat kemiskinan di Indonesia. *Jurnal Ilmiah Edunomika, 8*(2), 1–12. https://doi.org/10.29040/jie.v8i2.13762

Bourguignon, F. (2004). *The poverty-growth-inequality triangle* (ICRIER Working Paper No. 125). Indian Council for Research on International Economic Relations.

Dollar, D., & Kraay, A. (2002). Growth is good for the poor. *Journal of Economic Growth, 7*(3), 195–225. https://doi.org/10.1023/A:1020139631000

Dörffel, C., & Freytag, A. (2023). The poverty effect of democratization. *World Development, 165*, Article 106186. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2023.106186

Fambeu, A. H., & Yomi, P. T. (2023). Is democracy pro poor in Sub-Saharan Africa? *Journal of Policy Modeling, 45*(1), 10–30. https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2023.02.005

Fitriani, A., & Sitohang, A. C. (2026). Pengaruh pertumbuhan ekonomi, penduduk, dan pendidikan terhadap kemiskinan di Kabupaten Sidoarjo 2014–2023. *Widya Balina, 10*(2). https://doi.org/10.53958/wb.v10i2.861

Fosu, A. K. (2017). Growth, inequality, and poverty reduction in developing countries: Recent global evidence. *Research in Economics, 71*(2), 306–336. https://doi.org/10.1016/j.rie.2016.05.005

Ginting, A. M., & Rasbin. (2010). Pengaruh pertumbuhan ekonomi terhadap tingkat kemiskinan di Indonesia sebelum dan setelah krisis. *Jurnal Ekonomi dan Kebijakan Publik, 1*(2), 279–312. https://doi.org/10.22212/jekp.v1i2.94

Honneth, A. (2023). Democracy and fair labor conditions. *Journal of Business Ethics, 184*, 1–10. https://doi.org/10.1007/s10551-023-05379-z

Kapstein, E. B., & Converse, N. (2008). Poverty, inequality, and democracy: Why democracies fail. *Journal of Democracy, 19*(4), 57–68. https://doi.org/10.1353/jod.0.0031

Kesumawardani, N., Syafri, S., & Nurhayati, N. (2023). Analisis pengaruh pendidikan, pengangguran, konsumsi pangan, kesenjangan dan pertumbuhan ekonomi terhadap kemiskinan di Indonesia. *Gema Ekonomi, 12*(5), 1120–1132. https://doi.org/10.36418/gemaekonomi.v12i5.2928

Kumayas, F., Kumenaung, A. G., & Siwu, H. F. D. (2024). Pengaruh jumlah penduduk, tingkat pendidikan dan tingkat pengangguran terhadap kemiskinan di Kabupaten Minahasa. *Jurnal Berkala Ilmiah Efisiensi, 24*(4). https://ejournal.unsrat.ac.id/v3/index.php/jbie/article/view/57324

Meléndez Aguilar, K. M. (2016). The impact of democracy on poverty levels. *Academic Journal of Interdisciplinary Studies, 5*(3 S1), 491. https://doi.org/10.5901/ajis.2016.v5n3s1p491

Meltzer, A. H., & Richard, S. F. (1981). A rational theory of the size of government. *Journal of Political Economy, 89*(5), 914–927. https://doi.org/10.1086/261013

Nonika, C. A., Sari, L., & Utami, B. C. (2026). Analisis pengaruh IPM, pengangguran dan kemiskinan terhadap pertumbuhan ekonomi kabupaten/kota Provinsi Riau. *Jurnal Ilmiah Manajemen, Ekonomi dan Akuntansi, 6*(1), 66–77. https://doi.org/10.55606/jurimea.v6i1.1762

Nursanti, N., Iqbal, I., & Purnamasari, W. (2026). Pengaruh pertumbuhan ekonomi, indeks pembangunan manusia, dan tingkat pengangguran terbuka terhadap tingkat kemiskinan di Provinsi Kalimantan Barat. *Profit: Jurnal Manajemen, Bisnis dan Akuntansi, 5*(2), 1–18. https://doi.org/10.58192/profit.v5i2.4174

Puluhulawa, R., Bumulo, S. F., Mulyati, Y., & Dai, S. I. S. (2023). Analisis pengaruh pertumbuhan ekonomi, tingkat pengangguran dan pendidikan terhadap kemiskinan di Provinsi Gorontalo. *Jurnal Studi Ekonomi dan Pembangunan, 1*(2), 88–97. https://doi.org/10.37905/jsep.v1i2.22304

Ravallion, M. (2001). Growth, inequality and poverty: Looking beyond averages. *World Development, 29*(11), 1803–1815. https://doi.org/10.1016/S0305-750X(01)00072-9

Safitri, E., Rima, P., & Pertiwi, A. O. (2026). Tingkat kemiskinan dan pembangunan manusia di Kabupaten Merangin. *Jurnal Riset Manajemen dan Ekonomi (JRIME), 4*(3), 133–141. https://doi.org/10.54066/jrime.v4i3.4725

Sen, A. (1981). *Poverty and famines: An essay on entitlement and deprivation*. Oxford University Press.

Walahe, D., Garusu, F. S., Ina, M., Karim, N., & Wonggo, M. A. (2026). Deskriptif kemiskinan di Kabupaten Gorontalo ditinjau dari pendidikan, pertumbuhan penduduk, dan investasi daerah. *Jurnal Ilmu Administrasi Negara, 23*(1), 509–518. https://doi.org/10.59050/jian.v23i1.525

Yolanda. (2019). Pengaruh korupsi, demokrasi dan politik terhadap kemiskinan di delapan negara ASEAN dengan pertumbuhan ekonomi sebagai variabel moderasi. *Jurnal Kajian Ekonomi dan Pembangunan, 1*(3), 675–686. https://doi.org/10.24036/jkep.v1i3.7711