E-JURNAL EKONOMI DAN BISNIS UNIVERSITAS UDAYANA
Available online at https://ejournal4.unud.ac.id/index.php/eeb/index
Vol. 15 No. 08, Agustus 2026, pages: 1071-1081
e-ISSN: 2337-3067

DETERMINAN KEMISKINAN PERDESAAN KABUPATEN DI JAWA TENGAH: ANALISIS DATA PANEL 2015–2023

Novia Wardhany Purwanto[1] Riski Evayana[2] Th. Rambu Intan Kalaway[3]

Article history:

Submitted: 31 Mei 2026
Revised: 3 Juli 2026
Accepted: 31 Agustus 2026

Keywords:

Central Java;
Panel Data;
Rural Poverty;
Two-Way Fixed Effects;
Village Fund;

Abstract

Rural poverty in Central Java consistently exceeds the national average, yet its determinants at the regency level have rarely been examined using an approach that simultaneously controls for common shocks across years. This study aims to analyze the determinants of rural poverty in 29 regencies of Central Java over the period 2015–2023. Extending studies that rely on one-way fixed effects, this study estimates a Two-Way Fixed Effects Model (TWFE) on a balanced panel of 261 observations, using regency-clustered standard errors and the Wild Cluster Bootstrap (9,999 replications) for inference. The results show that the Village Fund is positively and significantly associated with rural poverty. This positive association likely reflects policy targeting mechanisms and limited institutional capacity at the village level based on the existing literature, rather than a direct causal relationship. HDI, GRDP growth, open unemployment rate, and population density are insignificant once year fixed effects are controlled. These findings imply the need to strengthen village institutional capacity as a prerequisite for the effectiveness of the Village Fund in reducing rural poverty.

Kata Kunci:

Data Panel;
Dana Desa;
Jawa Tengah;
Kemiskinan Perdesaan;
Two-Way Fixed Effects;

Abstrak

Kemiskinan perdesaan di Jawa Tengah secara konsisten lebih tinggi dibandingkan rata-rata nasional, namun determinannya di tingkat kabupaten masih jarang dikaji dengan pendekatan yang mengendalikan guncangan bersama lintas tahun secara simultan. Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis determinan kemiskinan perdesaan di 29 kabupaten Jawa Tengah periode 2015–2023. Melengkapi kajian sebelumnya yang menggunakan *fixed effects* satu arah, studi ini mengestimasi *Two-Way Fixed Effects Model* (TWFE) pada panel seimbang 261 observasi dengan *clustered standard errors* pada tingkat kabupaten dan *Wild Cluster Bootstrap* (9.999 replikasi) untuk inferensi. Hasil penelitian menunjukkan bahwa Dana Desa berasosiasi positif dan signifikan dengan kemiskinan perdesaan. Asosiasi positif ini kemungkinan mencerminkan mekanisme *policy targeting* dan keterbatasan kapasitas kelembagaan desa berdasarkan literatur yang ada, bukan hubungan kausal langsung. IPM, pertumbuhan PDRB, TPT, dan kepadatan penduduk tidak signifikan setelah efek tetap tahun dikontrol. Temuan ini mengimplikasikan perlunya penguatan kapasitas kelembagaan desa sebagai prasyarat efektivitas Dana Desa dalam pengentasan kemiskinan perdesaan.

Corresponding:
Fakultas Ekonomika dan Bisnis, Universitas Diponegoro, Jawa Tengah, Indonesia
Email: noviawardhanyp@students.undip.ac.id

Fakultas Ekonomika dan Bisnis, Universitas Diponegoro, Jawa Tengah, Indonesia[2,3]
Email: riskievayana@students.undip.ac.id[2]
Email: thrambuintankalaway@students.undip.ac.id[3]

PENDAHULUAN

Kemiskinan di wilayah perdesaan tetap menjadi tantangan pembangunan mendasar di Indonesia. Badan Pusat Statistik (2023) mencatat bahwa proporsi penduduk miskin di wilayah perdesaan secara nasional tercatat sebesar 12,22 persen pada Maret 2023, sekitar dua kali lebih tinggi dibandingkan angka kemiskinan perkotaan sebesar 7,29 persen. Kondisi di Jawa Tengah bahkan lebih memprihatinkan, dengan 14,87 persen warga perdesaan masih berada di bawah garis kemiskinan, menempatkan provinsi ini di antara yang tertinggi tingkat kemiskinan perdesaannya di Pulau Jawa. Secara spasial, kabupaten-kabupaten dengan PDRB per kapita terendah seperti Wonosobo, Brebes, Banjarnegara, dan Pemalang secara konsisten mencatat angka kemiskinan perdesaan tertinggi, mencerminkan ketimpangan struktural yang persisten antara wilayah maju dan tertinggal di dalam provinsi ini. Gai *et al.* (2025) menjelaskan bahwa kemiskinan perdesaan tersebut bersifat multidimensi dan bervariasi antarwilayah, sehingga memerlukan pendekatan analisis yang mampu menangkap heterogenitas lokal.

Persoalan kemiskinan perdesaan memerlukan pendekatan kebijakan yang komprehensif dan berlapis. Dalam perspektif kapabilitas, kemiskinan dipahami sebagai fenomena multidimensional yang mencakup deprivasi kapabilitas dan keterbatasan akses terhadap sumber daya serta kebutuhan dasar kehidupan (Kakwani & Son, 2026), yang tidak hanya bersifat individual, tetapi juga mencerminkan relasi sosial kelompok dan struktur ketidaksetaraan yang lebih luas (Fragoso, 2025). Meskipun demikian, studi ini mengukur kemiskinan secara moneter berdasarkan garis kemiskinan BPS karena ukuran inilah yang tersedia secara konsisten di tingkat kabupaten; *capability approach* digunakan sebagai kerangka teoretis untuk memotivasi pemilihan determinan, yaitu kualitas sumber daya manusia, kondisi perekonomian, dan pasar kerja. Upaya pengentasan kemiskinan membutuhkan strategi menyeluruh yang melibatkan penguatan kualitas SDM dan pertumbuhan ekonomi yang berkeadilan (Mkrtchyan *et al.*, 2025). Kualitas modal manusia terutama dimensi pendidikan dan kesehatan merupakan determinan utama kemiskinan di negara berkembang (Beylik *et al.*, 2022).

Kebijakan Dana Desa yang resmi berjalan sejak 2015 merupakan wujud pelaksanaan mandat UU No. 6 Tahun 2014 tentang Desa. Selama periode 2015-2023, total Dana Desa yang disalurkan secara nasional mencapai sekitar Rp539 triliun, meningkat dari Rp20,7 triliun pada 2015 menjadi Rp70 triliun pada 2023 (Kementerian Keuangan Republik Indonesia, 2023). Khusus di Jawa Tengah, alokasi Dana Desa tumbuh dari Rp3,2 triliun pada 2015 menjadi Rp7,1 triliun pada 2023. Formula alokasi Dana Desa mempertimbangkan jumlah penduduk (bobot 10 persen), angka kemiskinan desa (bobot 40 persen), luas wilayah (bobot 10 persen), dan tingkat kesulitan geografis (bobot 40 persen), sehingga kabupaten-kabupaten dengan tingkat kemiskinan lebih tinggi cenderung menerima alokasi yang lebih besar. Bukti dari negara berkembang lain menunjukkan bahwa efektivitas belanja pemerintah dalam menekan kemiskinan sangat bergantung pada komposisi dan ketepatan sasaran pengeluaran (Adebayo, 2025). Transfer fiskal antarpemerintah juga terbukti berpengaruh terhadap kapasitas ekonomi daerah, meskipun dampaknya terhadap kemiskinan memerlukan analisis lebih lanjut (Oktaviana *et al.*, 2026). Investasi infrastruktur juga terbukti berkontribusi pada pengurangan kemiskinan di wilayah tertinggal, meskipun efektivitasnya dipengaruhi oleh karakteristik lokal penerima manfaat (Zhang *et al.*, 2023). Mekanisme *policy targeting* ini perlu diperhatikan sebagai salah satu kemungkinan penjelasan dalam interpretasi koefisien Dana Desa.

Kajian empiris mengenai efektivitas Dana Desa dalam menekan kemiskinan menghasilkan temuan yang tidak seragam. Adam *et al.* (2024) mengungkapkan bahwa kontribusi Dana Desa sangat dipengaruhi oleh kapasitas kelembagaan di tingkat desa, banyak institusi desa belum siap mengelola peningkatan anggaran secara efektif akibat lemahnya mekanisme tata kelola dan pengawasan. Dari perspektif komparatif, desentralisasi fiskal melalui transfer ke desa mampu menurunkan kemiskinan, namun efektivitasnya bergantung pada kapasitas absorpsi pemerintah lokal (Sebayang *et al.*, 2025). Di Provinsi Bengkulu, Dana Desa ditemukan berpengaruh negatif terhadap kemiskinan (Chairunnisa & Fauzan, 2023). Agusta & Khoirunurrofik (2024) menemukan bahwa hanya pengeluaran Dana Desa

untuk pembangunan desa, bukan pengeluaran darurat yang secara signifikan berkorelasi negatif dengan kemiskinan perdesaan, menekankan pentingnya struktur alokasi belanja. Faktor-faktor struktural terbukti lebih konsisten: Oktavian *et al.* (2023) menemukan setiap kenaikan satu poin IPM berkorelasi dengan penurunan kemiskinan sebesar 0,28–0,45 persen di Jawa Timur; Kamaruddin *et al.* (2024) menemukan asosiasi antara peran sektor pertanian dengan penurunan kemiskinan perdesaan; dan Kause & Fithriyah (2024) menemukan IPM lebih dominan daripada transfer fiskal. Guncangan pandemi COVID-19 sepanjang 2020-2021 semakin memperumit analisis dengan lonjakan kemiskinan perdesaan yang mengungkap rapuhnya fondasi sosial-ekonomi masyarakat desa (Berrospi *et al.*, 2026).

Mayoritas kajian terdahulu menelaah determinan kemiskinan perdesaan tanpa mengendalikan secara simultan efek kabupaten dan efek tahun. Prastowo & Saputra (2026), misalnya, menganalisis pengaruh Dana Desa dan IPM terhadap kemiskinan di 29 kabupaten Jawa Tengah periode 2017–2023 dan menemukan keduanya berpengaruh negatif signifikan, namun belum menggunakan *two-way fixed effects* yang mengontrol guncangan bersama antartahun. Padahal, total alokasi Dana Desa di Jawa Tengah telah mencapai lebih dari Rp53 triliun selama 2015–2023 dan kebijakan ini diimplementasikan justru di level desa dan kabupaten, bukan provinsi. Kesenjangan metodologis inilah yang hendak diisi penelitian ini.

Data panel seimbang 29 kabupaten di Jawa Tengah sepanjang 2015–2023 (261 observasi) menjadi basis analisis dalam penelitian ini, dengan penerapan *Two-Way Fixed Effects Model* (TWFE) yang memasukkan efek tetap kabupaten (α_i) dan efek tetap tahun (λ_t) secara bersama-sama. *Novelty* penelitian ini terletak pada: (1) pengujian sensitivitas hubungan Dana Desa dan kemiskinan perdesaan terhadap pengendalian guncangan bersama antartahun melalui *Two-Way Fixed Effects Model* (TWFE) dengan *clustered standard errors*, dibandingkan dengan *Fixed Effect Model* (FEM) satu arah yang digunakan sebagian penelitian sebelumnya; (2) analisis efek tertunda Dana Desa (lag satu tahun) sebagai pendekatan parsial terhadap endogenitas; (3) penambahan variabel kontrol Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) dan kepadatan penduduk; serta (4) serangkaian *robustness checks* terstruktur termasuk *Wild Cluster Bootstrap* untuk inferensi yang valid pada panel dengan klaster terbatas. Hipotesis yang diuji: (H_1) Dana Desa berkorelasi negatif dengan kemiskinan perdesaan; (H_2) IPM berkorelasi negatif dengan kemiskinan perdesaan; (H_3) pertumbuhan ekonomi berkorelasi negatif dengan kemiskinan perdesaan; (H_4) Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) berkorelasi positif dengan kemiskinan perdesaan; dan (H_5) kepadatan penduduk berkorelasi negatif dengan kemiskinan perdesaan.

METODE PENELITIAN

Studi ini mengadopsi pendekatan kuantitatif eksplanatori berbasis data panel yang memadukan 29 kabupaten di Provinsi Jawa Tengah sebagai unit analisis dengan rentang waktu sembilan tahun (2015-2023), menghasilkan total 261 unit amatan dalam panel seimbang (*strongly balanced*). Data sekunder dikumpulkan melalui teknik dokumentasi dari publikasi resmi BPS Jawa Tengah untuk kemiskinan perdesaan, IPM, pertumbuhan PDRB, Tingkat Pengangguran Terbuka, dan kepadatan penduduk; serta Direktorat Jenderal Perimbangan Keuangan Kementerian Keuangan untuk realisasi Dana Desa. Seluruh enam kota di Jawa Tengah (Semarang, Surakarta, Salatiga, Magelang, Pekalongan, dan Tegal) dikecualikan karena sepenuhnya merupakan wilayah perkotaan tanpa data kemiskinan perdesaan.

Definisi operasional variabel penelitian disajikan pada Tabel 1. Variabel dependen (Y) adalah persentase penduduk miskin di wilayah perdesaan per kabupaten per tahun berdasarkan garis kemiskinan BPS (kemiskinan moneter). Variabel Dana Desa ditransformasi ke bentuk logaritma natural (LN_DD) untuk menormalisasi distribusi data yang sangat miring karena perbedaan skala antarkabupaten. Variabel kontrol meliputi: IPM sebagai proksi kualitas SDM yang mencakup dimensi pendidikan, kesehatan, dan pendapatan; laju pertumbuhan PDRB atas dasar harga konstan sebagai indikator kondisi perekonomian lokal; Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) sebagai indikator tekanan pasar kerja; dan kepadatan penduduk (jiwa per km²) sebagai proksi aksesibilitas dan aglomerasi

ekonomi. Tidak ada *dummy* COVID-19 dalam model utama karena efek tahun 2020 dan 2021 sudah terserap sepenuhnya oleh efek tetap tahun dalam spesifikasi TWFE.

Tabel 1.
Definisi Operasional Variabel Penelitian

Variabel	Definisi	Satuan	Sumber
Kemiskinan Perdesaan (Y)	Persentase penduduk miskin di wilayah perdesaan terhadap total penduduk perdesaan.	%	BPS Jawa Tengah
LN_DD	Logaritma natural total realisasi Dana Desa kabupaten per tahun.	Ln (Rupiah)	DJPK Kemenkeu
IPM	Indeks Pembangunan Manusia (pendidikan, kesehatan, standar hidup).	Indeks (0-100)	BPS Jawa Tengah
PDRB_*Growth*	Laju pertumbuhan PDRB harga konstan.	%	BPS Jawa Tengah
TPT	Persentase angkatan kerja yang tidak bekerja dan sedang mencari kerja.	%	BPS Jawa Tengah
Kepadatan	Kepadatan penduduk per km².	Jiwa/ km²	BPS Jawa Tengah

Sumber: BPS Jawa Tengah dan Kementerian Keuangan RI diolah, 2026

Model estimasi yang digunakan dalam penelitian ini yaitu *Two-Way Fixed Effects Model* (TWFE):

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta_1 LN_DD_{it} + \beta_2 IPM_{it} + \beta_3 PDRB_Growth_{it} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Di mana Y_{it} adalah persentase kemiskinan perdesaan kabupaten i pada tahun t; α_i adalah efek tetap kabupaten yang mengontrol semua karakteristik kabupaten yang konstan sepanjang waktu; λ_t adalah efek tetap tahun yang menyerap guncangan bersama lintas kabupaten pada tahun tertentu (termasuk dampak pandemi 2020-2021, perubahan garis kemiskinan nasional, inflasi, dan kebijakan nasional lainnya); X_{it} adalah vektor variabel kontrol tambahan (TPT dan kepadatan penduduk); dan ε_{it} adalah *error term*. Dengan mengontrol efek tetap tahun secara lengkap, *dummy* COVID-19 tidak dimasukkan dalam model utama untuk menghindari multikolinearitas sempurna dengan efek tahun 2020 dan 2021.

Tahap estimasi dimulai dengan uji multikolinearitas menggunakan *Variance Inflation Factor* (VIF). Pengujian diagnostik panel meliputi: Uji Wooldridge untuk autokorelasi serial (Drukker, 2003; Wooldridge, 2010) (H_0: tidak ada autokorelasi orde pertama), *Modified Wald Test* untuk heteroskedastisitas antarkabupaten (Greene, 2018) (H_0: varians error homogen), dan Pesaran CD Test untuk *cross-sectional dependence* (Pesaran, 2015) (H_0: tidak ada ketergantungan antar kabupaten). Berdasarkan hasil diagnostik, inferensi statistik utama menggunakan *clustered standard errors* pada tingkat kabupaten yang dipilih karena mampu mengakomodasi heteroskedastisitas dan autokorelasi dalam suku galat tanpa mengimposisikan asumsi struktur eror yang spesifik. *Wild Cluster Bootstrap* (9.999 replikasi, *Rademacher weights*) (Cameron *et al.*, 2008; Roodman *et al.*, 2019) dilakukan sebagai validasi inferensi mengingat jumlah cluster (29 kabupaten) tergolong kecil. *Driscoll-Kraay standard errors* (Driscoll & Kraay, 1998) disajikan sebagai *sensitivity check*, diestimasi menggunakan perintah xtscc di Stata (Hoechle, 2007) dengan opsi lag(1) untuk mengakomodasi autokorelasi hingga satu periode. Metode ini menghasilkan standar eror yang *robust* terhadap heteroskedastisitas, autokorelasi serial, dan *cross-sectional dependence* secara bersamaan, namun memiliki basis asimtotik pada dimensi T sehingga performanya lebih andal pada panel dengan T besar. Pemilihan antara *One-Way Fixed Effect* dan *Two-Way Fixed Effect* divalidasi melalui *joint test* signifikansi efek tahun (testparm).

Robustness checks yang dilakukan meliputi: (1) *Fixed Effects* kabupaten saja (*One-Way* FE) sebagai pembanding spesifikasi; (2) model dengan *lag* satu tahun LN_DD (L.LN_DD) untuk menangani sebagian potensi *endogeneity reverse causality*; (3) estimasi tanpa observasi tahun pandemi 2020-2021 (203 obs) untuk memeriksa apakah hasil utama didorong kondisi pandemi; (4) model *First Difference*

sebagai spesifikasi alternatif yang mengeliminasi efek tetap yang tidak terobservasi; serta (5) *Driscoll-Kraay standard errors* sebagai metode inferensi alternatif.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Tabel 2 menyajikan statistik deskriptif seluruh variabel penelitian. Rata-rata kemiskinan perdesaan di 29 kabupaten Jawa Tengah selama 2015-2023 adalah 12,52 persen dengan standar deviasi 3,44 persen, menunjukkan variasi yang cukup besar antarkabupaten. Angka kemiskinan terendah (5,70 persen) tercatat di kabupaten-kabupaten dengan kualitas SDM relatif baik seperti Karanganyar dan Sukoharjo, sementara angka tertinggi (20,44 persen) dijumpai di kabupaten-kabupaten yang menghadapi tantangan kemiskinan struktural seperti Wonosobo dan Brebes. Pola spasial ini konsisten dengan fakta bahwa kabupaten-kabupaten dengan PDRB per kapita terendah di Jawa Tengah yang terkonsentrasi di wilayah Banyumas, eks-Keresidenan Pekalongan, dan sebagian Keresidenan Magelang secara bersamaan mencatat angka kemiskinan perdesaan tertinggi.

Tabel 2.
Statistik Deskriptif Variabel Penelitian

Variabel	*Mean*	Std. Dev	*Min*	*Max*
Kemiskinan Perdesaan (%)	12,52	3,44	5,70	20,44
LN_DD (ln rupiah)	26,06	0,50	24,35	26,95
IPM (poin)	71,39	2,87	65,50	78,65
PDRB *Growth* (%)	4,21	2,45	-2,65	6,33
TPT (%)	4,83	1,80	1,50	9,97
Kepadatan (jiwa/km²)	1.095,7	376,6	461	2.049

Sumber: Data diolah dari BPS dan DJPK Kemenkeu, 2026

Rata-rata LN Dana Desa sebesar 26,06 setara dengan sekitar Rp220 miliar per kabupaten per tahun. Nilai minimum PDRB *Growth* sebesar -2,65 persen terjadi pada tahun 2020 akibat kontraksi ekonomi pandemi COVID-19 (Malahayati *et al*., 2021). IPM memiliki rata-rata 71,39 dengan rentang dari 65,5 hingga 78,65, menunjukkan variasi kualitas modal manusia yang moderat antarkabupaten. Kepadatan penduduk memiliki rata-rata 1.095,7 jiwa/km² dengan standar deviasi 376,6, mencerminkan perbedaan karakteristik kewilayahan yang signifikan di antara kabupaten sampel.

Sebelum estimasi model utama dilakukan, pengujian prasyarat dilakukan secara bertahap. Uji multikolinearitas menggunakan *Variance Inflation Factor* (VIF) menunjukkan seluruh variabel memiliki VIF di bawah 5, dengan *mean* VIF = 1,39 (Tabel 3). VIF tertinggi adalah IPM (1,63), diikuti TPT (1,56), Kepadatan (1,49), PDRB_*Growth* (1,15), dan LN_DD (1,12). Tidak terdapat masalah multikolinearitas serius antarvariabel independen yang dapat mengganggu stabilitas koefisien.

Tabel 3.
Hasil Uji Multikolinearitas (VIF)

Variabel	VIF	Keterangan
LN_DD	1,12	Tidak ada masalah multikolinearitas
IPM	1,63	Tidak ada masalah multikolinearitas
PDRB_*Growth*	1,15	Tidak ada masalah multikolinearitas
TPT	1,56	Tidak ada masalah multikolinearitas
Kepadatan	1,49	Tidak ada masalah multikolinearitas
Mean VIF	1,39	-

Sumber: Data diolah, 2026

Hasil pengujian diagnostik panel selanjutnya disajikan pada Tabel 4. Uji Wooldridge menghasilkan F(1,28)= 41,831 (p= 0,0000), jauh di bawah 0,05, sehingga H_0 ditolak dan terdapat autokorelasi serial orde pertama pada data panel. *Modified Wald Test for Groupwise Heteroskedasticity* menghasilkan $\chi^2(29)$= 31.433,15 (p= 0,0000), menunjukkan adanya heteroskedastisitas antar kabupaten. Untuk heteroskedastisitas pada *model fixed effects, Modified Wald test* lebih tepat daripada Breusch-Pagan generik karena secara eksplisit menguji perbedaan varians error antarkabupaten (*groupwise heteroskedasticity*). Pesaran CD *Test* menghasilkan CD = −1,412 (p = 0,1580), sehingga H_0 tidak dapat ditolak dan belum terdapat bukti *cross-sectional dependence* yang signifikan. *Joint test* signifikansi efek tetap tahun (testparm) menghasilkan F(8,219)= 18,91 (p= 0,0000), mengkonfirmasi bahwa efek tahun secara bersama-sama signifikan dan model TWFE diperlukan. Mengacu pada temuan autokorelasi dan heteroskedastisitas, model utama menggunakan *clustered standard errors* pada tingkat kabupaten bukan Driscoll-Kraay karena: (1) basis asimtotik Driscoll-Kraay pada dimensi T sangat sensitif pada T=9; (2) tidak terdapat bukti *cross-sectional dependence* yang mendasari keunggulan Driscoll-Kraay; dan (3) *clustered standard errors* dipilih karena mampu mengakomodasi heteroskedastisitas dan autokorelasi dalam suku galat, sedangkan karena jumlah klaster (29 kabupaten) relatif kecil, inferensi divalidasi dengan *Wild Cluster Bootstrap*.

Tabel 4.
Hasil Pengujian Diagnostik Panel

Uji	Statistik	P-V*alue*	Keputusan
Wooldridge (autokorelasi)	F(1,28)= 41,831	0,0000	Terdapat autokorelasi serial
Modified Wald (heteroskedastisitas)	$\chi^2(29)$= 31.433,15	0,0000	Terdapat heteroskedastisitas
Pesaran CD (*cross-sectional dependence*)	CD= -1,412	0,1580	Tidak ada *cross-sectional dependence*
Testparm – efek tahun bersama (TWFE)	F(8,219)= 18,91	0,0000	Efek tahun signifikan, TWFE diperlukan

Sumber: Data diolah, 2026

Berdasarkan hasil diagnostik tersebut, estimasi model utama *Two-Way Fixed Effects* dengan *clustered standard errors* pada tingkat kabupaten disajikan pada Tabel 5. Within R^2 sebesar 0,8003 menunjukkan bahwa seluruh variabel independen dan efek tetap tahun secara bersama-sama menjelaskan 80,03 persen variasi kemiskinan di dalam kabupaten dari waktu ke waktu. F(13,28)= 201,31 (p= 0,0000) mengkonfirmasi model secara keseluruhan signifikan secara statistik.

Tabel 5.
Hasil Estimasi *Two-Way Fixed Effect Model (Clustered SE*)

Variabel	Koefisien	*Cluster* SE	t-statistik	P-*value*	95% CI
LN_DD	0,468***	0,143	3,28	0,003	[0,175; 0,761]
IPM	-0,047	0,189	-0,25	0,806	[-0,433; 0,340]
PDRB_*Growth*	-0,079	0,087	-0,91	0,370	[-0,257; 0,099]
TPT	0,031	0,063	0,50	0,622	[-0,098; 0,161]
Kepadatan	-0,000225	0,000984	-0,23	0,820	[-0,002241; 0,001791]
Efek tetap kabupaten	Ya	-	-	-	-

Catatan: *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,10. SE di-*cluster* pada tingkat kabupaten. Konstanta dan koefisien efek tahun tidak ditampilkan.
Sumber: Data diolah, 2026

Dana Desa (LN_DD) memiliki koefisien positif sebesar 0,468 dan signifikan secara statistik (p= 0,003 < 0,01), dengan 95 persen *confidence interval* [0,175; 0,761] yang seluruhnya berada di atas nol, sehingga H_1 tidak didukung. Karena LN_DD berbentuk logaritma natural dan kemiskinan berbentuk persen (*level-log*), interpretasi yang tepat adalah: kenaikan Dana Desa sebesar 1 persen berkaitan dengan kenaikan tingkat kemiskinan perdesaan sebesar $\beta/100$= 0,00468 poin persentase, *ceteris paribus*.

Temuan ini, yakni koefisien Dana Desa yang positif, tidak boleh secara langsung diinterpretasikan sebagai bukti bahwa Dana Desa menyebabkan kemiskinan meningkat. Terdapat beberapa penjelasan yang lebih tepat untuk dipertimbangkan.

Pertama, mekanisme *policy targeting* sebagai kemungkinan penjelasan berdasarkan literatur. Formula alokasi Dana Desa mempertimbangkan jumlah penduduk miskin (salah satu komponen alokasi formula), sehingga kabupaten dengan kemiskinan lebih tinggi secara sistematis menerima alokasi lebih besar (*reverse causality*). Efek tetap kabupaten dalam TWFE mengontrol karakteristik statis antarkabupaten, tetapi tidak sepenuhnya mengeliminasi bias seleksi yang berubah antarwaktu jika perubahan formula alokasi berkorelasi dengan perubahan kemiskinan dalam kabupaten. Kedua, keterbatasan absorpsi kapasitas kelembagaan sebagai kemungkinan penjelasan lain. Adam *et al.* (2024) menunjukkan bahwa desain kebijakan Dana Desa belum memadai dalam memperkuat kapasitas pemerintahan desa, sehingga banyak institusi desa belum siap mengelola peningkatan anggaran secara efektif. Temuan koefisien Dana Desa yang positif sejalan dengan temuan bahwa pemanfaatan Dana Desa untuk mengatasi kemiskinan ekstrem menghadapi tantangan kapasitas kelembagaan desa (Smas *et al.*, 2025). Kesenjangan kapasitas tata kelola juga teridentifikasi sebagai hambatan utama di desa-desa transmigran (Haryanto & Nurlinah, 2025).

Hasil ini mengindikasikan bahwa besaran nominal alokasi Dana Desa belum menjamin efektivitasnya dalam menekan kemiskinan tanpa disertai penguatan kelembagaan yang memadai. Perlu dicatat bahwa dalam spesifikasi Driscoll-Kraay dan *First Difference* yang menggunakan asumsi berbeda mengenai struktur *error,* koefisien LN_DD tidak signifikan, mengindikasikan sensitivitas hasil terhadap spesifikasi. Hasil penelitian sebaiknya dibaca sebagai asosiasi, bukan hubungan kausal. Secara praktis, temuan ini mengimplikasikan bahwa peningkatan alokasi Dana Desa perlu diimbangi dengan penguatan kapasitas kelembagaan desa agar efektif menurunkan kemiskinan perdesaan.

IPM memiliki koefisien negatif sebesar -0,047 namun tidak signifikan secara statistik (p= 0,806) dalam model utama TWFE. Arah koefisien yang negatif (-0,047 poin persentase kemiskinan per satu poin IPM) konsisten dengan teori bahwa peningkatan kualitas SDM berkaitan dengan penurunan kemiskinan, meskipun tidak signifikan secara statistik dalam spesifikasi TWFE ini. Temuan ini berbeda dari studi yang menggunakan spesifikasi tanpa efek tetap tahun, seperti Oktavian *et al.* (2023) yang menemukan IPM signifikan negatif terhadap kemiskinan di Provinsi Jawa Timur. Perbedaan ini mencerminkan bahwa variasi IPM yang tersisa setelah mengontrol efek tahun yakni variasi IPM *within* kabupaten yang tidak bersamaan dengan tren tahunan bersama seluruh kabupaten tidak memiliki hubungan yang signifikan secara statistik dengan variasi kemiskinan dalam kabupaten yang sama. Ini bukan berarti IPM tidak penting untuk pengentasan kemiskinan, melainkan bahwa perubahan IPM dalam satu kabupaten dari tahun ke tahun bergerak bersama tren nasional sehingga setelah efek tahun dikontrol, variasi IPM yang tersisa tidak cukup besar untuk menunjukkan hubungan yang signifikan. Wardhana *et al.* (2022) menemukan bahwa ketimpangan IPM antardaerah di wilayah Indonesia Timur mencerminkan heterogenitas dalam akses pendidikan dan layanan kesehatan yang memengaruhi kemampuan daerah mengurangi kemiskinan, dan hal ini sejalan dengan bukti bahwa modal manusia berpengaruh negatif signifikan terhadap pengangguran, yang pada gilirannya memengaruhi kondisi kemiskinan (Suparman & Muzakir, 2023).

Pertumbuhan ekonomi (PDRB_*Growth*) memiliki koefisien negatif sebesar -0,079 poin persentase kemiskinan per satu persen pertumbuhan PDRB namun tidak signifikan (p= 0,370) dalam model utama. Meski arahnya konsisten dengan ekspektasi teori pertumbuhan ekonomi mengurangi kemiskinan, bukti statistik tidak cukup kuat setelah efek tetap tahun dan kabupaten dikontrol. Zahra & Fernando (2026) juga menemukan bahwa pertumbuhan PDRB tidak menunjukkan efek signifikan terhadap pengurangan kemiskinan, karena pertumbuhan yang terjadi terkonsentrasi di sektor padat modal yang tidak banyak menyerap tenaga kerja. Arah negatif koefisien tetap konsisten dengan temuan bahwa transformasi struktural berkaitan dengan pengurangan kemiskinan di negara berkembang, meski besaran dampaknya bervariasi (Erumban & de Vries, 2024). Ketidaksignifikanan koefisien dalam

TWFE tidak berarti pertumbuhan ekonomi tidak memiliki dampak terhadap kemiskinan; ketidaksignifikanan dapat mencerminkan variasi *within* yang terbatas setelah efek tahun dikontrol.

Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) memiliki koefisien positif sebesar 0,031 (p= 0,622) dan Kepadatan Penduduk memiliki koefisien negatif sebesar -0,000225 (p= 0,820), keduanya tidak signifikan secara statistik. Meski arah kepadatan penduduk yang negatif konsisten dengan argumen aglomerasi ekonomi, wilayah lebih padat cenderung lebih mudah mengakses pasar dan layanan, tidak terdapat bukti statistik yang cukup dalam model ini. Pratama *et al.* (2026) menunjukkan bahwa faktor ketenagakerjaan merupakan determinan pertumbuhan ekonomi nasional yang secara tidak langsung memengaruhi kondisi kemiskinan, meskipun hubungan langsungnya terhadap kemiskinan perdesaan di tingkat kabupaten bergantung pada spesifikasi model. Hakim *et al.* (2025) mengkonfirmasi bahwa tingkat pengangguran terbuka berpengaruh positif dan signifikan terhadap kemiskinan di Indonesia, yang mengindikasikan bahwa peningkatan angka pengangguran akan berdampak pada memburuknya kondisi kemiskinan di suatu wilayah.

Untuk memeriksa konsistensi temuan model utama, serangkaian *robustness checks* dilakukan dan hasilnya disajikan pada Tabel 6. Perbandingan dilakukan terhadap enam spesifikasi: (1) *One-Way* FE (hanya efek kabupaten); (2) model utama TWFE dan *cluster* SE; (3) *lag* LN_DD satu tahun; (4) sampel tanpa pandemi 2020–2021; (5) *First Difference*; dan (6) Driscoll-Kraay SE.

Tabel 6.
Hasil *Robustness Checks* - Variabel LN_DD

Spesifikasi	Koef. LN_DD	SE	p-*value*	Signifikan	N
One-Way FE (kabupaten)	-0,018	0,122	0,883	Tidak	261
TWFE & *Cluster* SE (model utama)	0,468***	0,143	0,003	Ya (1%)	261
Wild Cluster Bootstrap (TWFE)	0,468**	–	0,011	Ya (5%)	261
Lag LN_DD (L.LN_DD)	0,519**	0,208	0,019	Ya (5%)	232
Tanpa pandemi 2020–2021	0,489***	0,149	0,003	Ya (1%)	203
First Difference	0,104	0,098	0,297	Tidak	232
Driscoll-Kraay (*lag*=1)	0,468	0,259	0,108	Tidak	261

Catatan: CI 95% *Wild Cluster Bootstrap* = [0,157; 0,787]. Driscoll-Kraay diestimasi menggunakan perintah xtscc di Stata dengan *bandwidth lag*=1 untuk mengakomodasi autokorelasi orde pertama.
Sumber: Data diolah, 2026

Tabel 6 menunjukkan hasil yang bervariasi antar spesifikasi. Koefisien LN_DD positif dan signifikan ditemukan pada model utama TWFE (β= 0,468; p= 0,003), model *lag* satu tahun (β= 0,519; p= 0,019), model tanpa pandemi (β= 0,489; p= 0,003), dan *Wild Cluster Bootstrap* (p= 0,011). Sementara itu, spesifikasi *One-Way* FE menghasilkan koefisien yang negatif dan sangat kecil (β= -0,018; p= 0,883), dan spesifikasi *First Difference* (p= 0,297) serta Driscoll-Kraay (p= 0,108) juga tidak menghasilkan koefisien yang signifikan secara statistik. Perbedaan hasil pada *One-Way* FE yang menghasilkan koefisien negatif dan tidak signifikan mencerminkan pentingnya pengontrolan efek waktu bersama (efek tahun) dalam model. Tanpa mengontrol efek tahun, estimasi *One-Way* FE tidak mampu memisahkan pengaruh Dana Desa dari tren makroekonomi yang memengaruhi seluruh kabupaten secara bersamaan, sehingga menghasilkan estimasi yang berbeda secara substantif dari model utama TWFE. Sensitivitas *First Difference* dan Driscoll-Kraay wajar mengingat *First Difference* menggunakan asumsi identifikasi yang berbeda (perbedaan tahunan, bukan *within* estimator), sedangkan Driscoll-Kraay yang diestimasi dengan perintah xtscc dan *lag*=1 memiliki basis asimtotik yang bergantung pada T besar, sehingga dengan T=9 estimasi standar eror cenderung kurang presisi.

Secara keseluruhan, hasil *robustness checks* menunjukkan bahwa temuan model utama didukung oleh beberapa spesifikasi namun tidak seluruhnya konsisten, sehingga interpretasi perlu dilakukan dengan kehati-hatian. Model *lag* satu tahun (spesifikasi 3) juga menyajikan pendekatan parsial terhadap potensi endogenitas. Dengan menggunakan LN_DD tahun sebelumnya (L.LN_DD) sebagai prediktor kemiskinan tahun berjalan, asosiasi positif tetap ditemukan (β= 0,519; p= 0,019; CI= [0,092; 0,946]).

Koefisien yang relatif dekat dengan model utama (0,519 vs 0,468) mengindikasikan bahwa hasil utama bukan semata-mata didorong oleh *contemporaneous reverse causality*. Perlu ditekankan bahwa *lag* dalam konteks data panel dengan formula alokasi berbasis kemiskinan tidak sepenuhnya mengeliminasi endogenitas; pendekatan *instrumental variables* berbasis perubahan formula alokasi nasional diperlukan untuk identifikasi kausal yang lebih kuat.

SIMPULAN DAN SARAN

Penelitian ini menganalisis determinan kemiskinan perdesaan di 29 kabupaten Jawa Tengah periode 2015–2023 menggunakan *Two-Way Fixed Effects Model* (TWFE) dengan *clustered standard errors* pada tingkat kabupaten. Dana Desa berasosiasi positif dan signifikan dengan kemiskinan perdesaan, dan hasil ini konsisten pada *Wild Cluster Bootstrap*, model lag satu tahun, serta model tanpa periode pandemi, sehingga H_1 tidak didukung. Namun, One-Way FE, *First Difference*, dan Driscoll-Kraay tidak menghasilkan koefisien yang signifikan, sehingga temuan ini perlu diinterpretasikan dengan hati-hati dan tidak dapat dibaca sebagai hubungan kausal. Berdasarkan literatur, asosiasi positif tersebut kemungkinan mencerminkan mekanisme *policy targeting*, yaitu kabupaten dengan kemiskinan lebih tinggi menerima alokasi lebih besar, potensi *lag effect*, serta keterbatasan kapasitas kelembagaan desa dalam menyerap dana secara efektif. IPM, pertumbuhan PDRB, TPT, dan kepadatan penduduk tidak signifikan setelah efek tetap kabupaten dan tahun dikontrol secara simultan. Temuan ini mengimplikasikan bahwa peningkatan nominal alokasi Dana Desa saja tidak cukup; penguatan kapasitas kelembagaan desa merupakan prasyarat agar Dana Desa efektif dalam pengentasan kemiskinan perdesaan.

Penelitian ini memiliki beberapa keterbatasan yang perlu diperhatikan dalam menginterpretasikan temuan. Belum tersedianya instrumen yang valid untuk mengidentifikasi efek kausal Dana Desa secara bersih, terbatasnya proksi kualitas tata kelola desa di tingkat kabupaten, serta belum diterapkannya ukuran Dana Desa per kapita atau per desa sebagai alternatif spesifikasi menjadi keterbatasan utama studi ini. Penggunaan total realisasi Dana Desa per kabupaten bukan per desa atau per kapita penduduk miskin tidak menangkap variasi distribusi dana di dalam kabupaten; penelitian selanjutnya disarankan mengeksplorasi spesifikasi Dana Desa per desa atau per kapita yang kemungkinan menghasilkan estimasi berbeda. Penelitian selanjutnya disarankan menerapkan pendekatan *Instrumental Variables* (IV) berbasis perubahan formula alokasi Dana Desa atau kebijakan diskontinu nasional, menambahkan variabel indeks tata kelola desa dan akses keuangan inklusif, mengeksplorasi heterogenitas dampak melalui interaksi atau subsampel berdasarkan kelompok kabupaten.

REFERENSI

Adam, L., Sambodo, M. T., Purwanto, P., Purnagunawan, R. M., Sarana, J., Ermawati, T., Saptia, Y., Soekarni, M., Adityawati, S., Thoha, M., & Suryanto, J. (2024). Village fund and Indonesia rural development: Rethinking institutional capacity and governance. *Journal of Infrastructure Policy and Development*, *8*(14), 9875. https://doi.org/10.24294/jipd9875

Adebayo, T. (2025). Funding the future: Nigeria's battle against poverty through government expenditure. *Journal of Government and Economics*, *17*, 100137. https://doi.org/10.1016/j.jge.2025.100137

Agusta, F. A., & Khoirunurrofik. (2024). Does expenditure structure affect rural poverty alleviation in Indonesia? The role of village fund management. *Jurnal Perencanaan Pembangunan: The Indonesian Journal of Development Planning,* 8(1), 45–58. https://doi.org/10.36574/jpp.v8i1.524

Badan Pusat Statistik. (2023). *Profil kemiskinan di Indonesia Maret 2023* (Berita Resmi Statistik). Badan Pusat Statistik. https://www.bps.go.id/id/pressrelease/2023/07/17/2016/profil-kemiskinan-di-indonesia-maret-2023.html

Berrospi, M. L., Ceballos, F., Hernandez, M. A., & Paz, C. (2026). COVID-19 and rural livelihoods: Lessons from a longer-term assessment and the path to recovery. *World Development*, *197*, 107200. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2025.107200

Beylik, U., Cirakli, U., Cetin, M., Ecevit, E., & Senol, O. (2022). The relationship between health expenditure indicators and economic growth in OECD countries: A Driscoll-Kraay approach. *Frontiers in Public Health*, *10*, 1050550. https://doi.org/10.3389/fpubh.2022.1050550

Cameron, A. C., Gelbach, J. B., & Miller, D. L. (2008). Bootstrap-based improvements for inference with clustered errors. *The Review of Economics and Statistics, 90*(3), 414–427. https://doi.org/10.1162/rest.90.3.414

Chairunnisa, A. D. A., & Fauzan, A. (2023). Implementation of panel data regression in the analysis of factors affecting poverty levels in Bengkulu Province in 2017-2020. *EKSAKTA: Journal of Sciences and Data Analysis*, *4*(1), 40–45. https://doi.org/10.20885/eksakta.vol4.iss1.art5

Driscoll, J. C., & Kraay, A. C. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *The Review of Economics and Statistics, 80*(4), 549–560. https://doi.org/10.1162/003465398557825

Drukker, D. M. (2003). Testing for serial correlation in linear panel-data models. *The Stata Journal, 3*(2), 168–177. https://doi.org/10.1177/1536867X0300300206

Erumban, A. A., & de Vries, G. J. (2024). Structural change and poverty reduction in developing economies. *World Development*, *181*, 106674. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2024.106674

Gai, A. M., Ernan, R., Barus, B., & Fauzi, A. (2025). Composite index of poverty based on sustainable rural livelihood framework: A case from Manggarai Barat, Indonesia. *Geographies*, *5*(4), 58. https://doi.org/10.3390/geographies5040058

Greene, W. H. (2018). *Econometric analysis* (8th ed.). Pearson.

Hakim, Y. A. L., Purwanto, P., & Pudail, M. (2025). Dinamika pengangguran dan kemiskinan: Analisis data panel di provinsi berkemiskinan terendah di Indonesia. *Journal of Economic, Bussines and Accounting (COSTING)*, *8*(5), 734–746. https://doi.org/10.31539/t4snry04

Haryanto, & Nurlinah. (2025). Village development and governability: A case study of transmigration village governance in East Luwu, Indonesia. *World Development Perspectives*, *40*, 100747. https://doi.org/10.1016/j.wdp.2025.100747

Hoechle, D. (2007). Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. *The Stata Journal, 7*(3), 281–312. https://doi.org/10.1177/1536867X0700700301

Kakwani, N., & Son, H. H. (2026). Multidimensional poverty: A new perspective on measurement. *The Journal of Development Studies*, *62*(3), 445–459. https://doi.org/10.1080/00220388.2025.2530471

Kamaruddin, Sutanty, M., & Oktaviana, R. (2024). Peran strategis sektor pertanian dalam meningkatkan pendapatan sebagai upaya pengentasan kemiskinan pada masyarakat perdesaan. *Jurnal Ekonomi & Bisnis*, *12*(1), 107–117. https://doi.org/10.58406/jeb.v12i1.1535

Kause, J. T., & Fithriyah. (2024). Analisis determinan kemiskinan multidimensi di Indonesia. *Jurnal Riset Ilmu Ekonomi*, *4*(2), 115–127. https://doi.org/10.23969/jrie.v4i2.98

Kementerian Keuangan Republik Indonesia. (2023). *Buku saku Dana Desa: Untuk kesejahteraan masyarakat desa*. Direktorat Jenderal Perimbangan Keuangan. https://djpk.kemenkeu.go.id/?attachment_id=5564

Malahayati, M., Masui, T., & Anggraeni, L. (2021). An assessment of the short-term impact of COVID-19 on economics and the environment: A case study of Indonesia. *EconomiA*, *22*, 291–313. https://doi.org/10.1016/j.econ.2021.12.003

Mkrtchyan, T., Khachatryan, A., & Ratner, S. (2025). Measuring inclusive growth in developing countries: Composite index approach and sectoral transformation analysis. *Journal of Risk and Financial Management*, *18*(6), 336. https://doi.org/10.3390/jrfm18060336

Oktavian, A. I., Muslihatinningsih, F., & Lestari, E. K. (2023). Pengaruh IPM, pengangguran, dan pertumbuhan ekonomi terhadap kemiskinan di Provinsi Jawa Timur pada tahun 2017-2021. *Jurnal Ekuilibrium*, *7*(1), 28–34. https://doi.org/10.19184/jek.v7i1.33085

Oktaviana, N., Wijimulawiani, B. S., & Fadlli, M. D. (2026). Analisis pengaruh DBH, DAU, DAK terhadap PDRB ADHK 2010 di Kabupaten/Provinsi NTB tahun 2011-2024. *E-Jurnal Ekonomi dan Bisnis Universitas Udayana*, *15*(1), 131–140. https://doi.org/10.24843/EEB.2026.v15.i01.p10

Pesaran, M. H. (2015). Testing weak cross-sectional dependence in large panels. *Econometric Reviews, 34*(6–10), 1089–1117. https://doi.org/10.1080/07474938.2014.956623

Prastowo, P., & Saputra, Z. M. A. (2026). Analisis pengaruh Dana Desa dan Indeks Pembangunan Manusia terhadap kemiskinan di Jawa Tengah. *Jurnal Kebijakan Ekonomi dan Keuangan*, *5*(1), 163–171. https://doi.org/10.20885/JKEK.vol5.iss1.art16

Pratama, D. S., Robiani, B., & Rohima, S. (2026). Faktor sosial dan ketenagakerjaan terhadap pertumbuhan ekonomi nasional Indonesia tahun 2015-2024. *E-Jurnal Ekonomi dan Bisnis Universitas Udayana*, *15*(1), 14–27. https://doi.org/10.24843/EEB.2026.v15.i01.p02

Roodman, D., Nielsen, M. Ø., MacKinnon, J. G., & Webb, M. D. (2019). Fast and wild: Bootstrap inference in Stata using boottest. *The Stata Journal, 19*(1), 4–60. https://doi.org/10.1177/1536867X19830877

Sebayang, L. K., Arsyad, L., & Hardi, A. S. (2025). Poverty, institutions, and village funds: Case of rural areas in Brebes and Banyumas regencies, Central Java Province, Indonesia. *Southeast Asian Journal of Economics*, *13*(3), 219–255. https://so05.tci-thaijo.org/index.php/saje/article/view/274634

Smas, M. H., Mokay, M. M., Nurhayati, E., & Margana. (2025). Overcoming extreme poverty through the utilisation of Village Funds: A case study in Indonesia. *Societal Impacts*, *6*, 100128. https://doi.org/10.1016/j.socimp.2025.100128

Suparman, & Muzakir. (2023). Regional inequality, human capital, unemployment, and economic growth in Indonesia: Panel regression approach. *Cogent Economics and Finance*, *11*(2), 2251803. https://doi.org/10.1080/23322039.2023.2251803

Wardhana, A., Kharisma, B., & Risti, S. (2022). Indeks Pembangunan Manusia (IPM) di wilayah Indonesia Timur. *E-Jurnal Ekonomi dan Bisnis Universitas Udayana*, *11*(12), 1450–1457. https://doi.org/10.24843/eeb.2022.v11.i12.p04

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data* (2nd ed.). MIT Press.

Zahra, Z. N., & Fernando, Z. (2026). Spatial spillover effects on poverty in Indonesia: Evidence from panel data analysis. *Jurnal Dinamika Ekonomi Pembangunan*, 9(1), 1–17. https://doi.org/10.14710/jdep.9.1.1-17

Zhang, L., Zhuang, Y., Ding, Y., & Liu, Z. (2023). Infrastructure and poverty reduction: Assessing the dynamic impact of Chinese infrastructure investment in sub-Saharan Africa. *Journal of Asian Economics*, *84*, 101573. https://doi.org/10.1016/j.asieco.2022.101573