



Dampak Pertumbuhan Ekonomi, Sektor Pertanian, dan Ketimpangan terhadap Kedalaman Kemiskinan di Jambi

Reza Ilyas Pratama^{1*}, Candra Mustika².

^{1,2}Program Studi Ekonomi Pembangunan, Fakultas Ekonomi dan Bisnis, Universitas Jambi, Jambi, Indonesia

Diterima: 27 Januari 2026 | Revisi: 11 Februari 2026 | Disetujui: 20 Januari 2026 | Diterbitkan: 03 Maret 2026

ABSTRACT

This study analyzes the dynamic impact of GRDP per capita, Agricultural Sector Contribution, and income inequality (Gini Ratio) on the Poverty Gap Index in Jambi Province (2002–2024) using the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) approach. Data were sourced from Statistics of Jambi Province and reconstructed to ensure time-series consistency. This research offers novelty by empirically decomposing the "sign reversal" mechanism in the agricultural sector and providing evidence of growth asymmetry that was previously unexplored in regional studies. The results reveal a development paradox: in the short run, GRDP per capita and Agricultural Sector Contribution in the current year are associated with a reduction in poverty depth. However, a "sign reversal" occurs in the Agricultural Sector Contribution in previous periods (lags), which correlates positively with poverty, indicating vulnerability to Farmers' Terms of Trade (NTP) shocks. Furthermore, Gini Ratio is significantly associated with increasing poverty depth. The Error Correction Term shows a rapid adjustment to equilibrium. In the long run, the insignificance of variables confirms a "growth without development" phenomenon. A limitation of this study is the reliance on annual data, which potentially masks high-frequency seasonal fluctuations. These findings suggest that poverty alleviation in Jambi Province lacks structural foundations, necessitating agricultural industrialization and adaptive social protection.

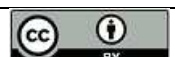
Keywords: *Agricultural sector contribution; ARDL; Gini ratio; GRDP per capita; Poverty gap index*

ABSTRAK

Studi ini menganalisis dampak dinamis PDRB per kapita, Kontribusi Sektor Pertanian, dan ketimpangan pendapatan (Gini Ratio) terhadap Indeks Kedalaman Kemiskinan di Provinsi Jambi (2002–2024) menggunakan pendekatan ARDL. Data bersumber dari BPS Provinsi Jambi yang direkonstruksi untuk menjamin konsistensi deret waktu. Kebaruan studi ini terletak pada dekomposisi empiris mekanisme "pembalikan arah" (sign reversal) sektor pertanian dan bukti asimetri pertumbuhan yang belum banyak terungkap dalam studi regional. Hasil penelitian mengungkap paradoks pembangunan: dalam jangka pendek, PDRB per kapita dan Kontribusi Sektor Pertanian pada tahun berjalan berasosiasi dengan penurunan kedalaman kemiskinan. Namun, ditemukan fenomena "pembalikan arah" pada Kontribusi Sektor Pertanian di periode sebelumnya (lag), yang justru berkorelasi positif dengan kemiskinan akibat kerentanan terhadap guncangan Nilai Tukar Petani (NTP). Selain itu, Gini Ratio secara signifikan berasosiasi dengan peningkatan kedalaman kemiskinan. Error Correction Term menunjukkan penyesuaian cepat menuju keseimbangan. Dalam jangka panjang, ketidaksignifikanan statistik variabel makro mengindikasikan bahwa penurunan kemiskinan lebih didorong oleh dinamika jangka pendek daripada transformasi struktural, sebuah pola yang relevan dengan kerangka interpretasi 'pertumbuhan tanpa pembangunan'. Keterbatasan penelitian ini terletak pada penggunaan data tahunan yang mungkin belum menangkap volatilitas musiman frekuensi tinggi. Temuan ini menyiratkan perlunya transformasi struktur ekonomi melalui industrialisasi pertanian dan perlindungan sosial adaptif.

Kata kunci: *ARDL; Gini ratio; Indeks kedalaman kemiskinan; Kontribusi sektor pertanian; PDRB per kapita*

✉ Corresponding author email: rezailyaspratama@gmail.com



How to cite:

Pratama, R. I., & Mustika, C. (2026). Dampak Pertumbuhan Ekonomi, Sektor Pertanian, dan Ketimpangan terhadap Kedalaman Kemiskinan di Jambi. *Journal of Economics Development Issues*, Vol 9 (no. 1), pp 1-16. <https://doi.org/10.33005/jedi.v9i1.459>.

PENDAHULUAN

Pengentasan kemiskinan merupakan tujuan fundamental dalam agenda pembangunan ekonomi global, namun paradigma modern menuntut pemaknaan yang melampaui sekadar hitungan kuantitas individu di bawah garis kemiskinan (*headcount index*). Sebagaimana dikemukakan Sen (1999), kemiskinan esensinya adalah perampasan kapabilitas (*capability deprivation*) yang menghambat kebebasan individu untuk mencapai standar hidup layak. Dalam konteks ini, penggunaan Indeks Kedalaman Kemiskinan (*Poverty Gap Index* atau P_1) menjadi krusial karena mampu menangkap intensitas deprivasi ekonomi dengan mengukur rata-rata kesenjangan pengeluaran penduduk miskin terhadap garis kemiskinan. Berbeda dengan indikator P_0 yang bersifat statis, P_1 memberikan informasi yang lebih sensitif mengenai besarnya sumber daya atau transfer pendapatan yang dibutuhkan untuk mengangkat penduduk miskin keluar dari jerat kemiskinan (Foster et al., 1984). Penelitian ini secara spesifik memilih Indeks Kedalaman Kemiskinan (P_1) sebagai fokus analisis dibandingkan Indeks Keperahan Kemiskinan (P_2) dengan pertimbangan urgensi kebijakan fiskal dan karakteristik intervensi. Secara teoritis, Foster et al. (2010) menegaskan bahwa keunggulan utama P_1 terletak pada kemampuannya mengestimasi kesenjangan sumber daya agregat (*aggregate resource gap*), yaitu besaran transfer minimum yang dibutuhkan untuk mengangkat penduduk miskin ke garis kemiskinan, informasi yang jauh lebih krusial bagi perumusan anggaran daerah dibandingkan P_2 yang lebih sensitif pada distribusi ketimpangan semata. Selain itu, pemilihan P_1 didukung oleh temuan empiris mutakhir Agyepong & Kuuwill (2025) yang menunjukkan bahwa intervensi pendidikan dan sosial dasar seringkali hanya efektif menurunkan jumlah orang miskin (P_0), namun gagal mengurangi kedalaman kemiskinan (P_1). Studi tersebut mengimplikasikan bahwa pengurangan P_1 menuntut intervensi yang bersifat remedial dan struktural pada basis pendapatan, sebuah argumen yang relevan dengan konteks Jambi yang membutuhkan transformasi struktur ekonomi pertanian

Provinsi Jambi menyajikan sebuah paradoks pembangunan yang signifikan, di mana terdapat kesenjangan fenomena (*phenomenon gap*) yang tajam antara indikator makroekonomi dan realitas kesejahteraan. Data empiris menunjukkan bahwa pada periode 2014 hingga 2016, Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) per kapita Provinsi Jambi atas dasar harga konstan meningkat dari Rp35,87 juta menjadi Rp37,72 juta (BPS Provinsi Jambi, 2024e). Secara sektoral, terjadi penguatan pada sektor basis di mana kontribusi sektor pertanian terhadap PDRB tumbuh dari 27,81% menjadi 30,05% pada periode yang sama (BPS Provinsi Jambi, 2024c). Namun, perbaikan indikator makro ini justru beriringan dengan memburuknya kualitas hidup masyarakat bawah; Indeks Kedalaman Kemiskinan atau P_1 melonjak drastis dari 1,12% (2014) menjadi 1,47% (2016) (BPS Provinsi Jambi, 2024b). Divergensi ini mengindikasikan bahwa pertumbuhan ekonomi di Jambi tidak hanya gagal efek menetes ke bawah (*trickle-down effect*), tetapi juga bersifat tidak inklusif sebuah fenomena yang mengonfirmasi kritik Kakwani & Pernia (2000) tentang pentingnya karakter pertumbuhan (*the character of economic growth*) dalam menentukan efektivitas pengentasan kemiskinan.

Anomali tersebut berakar pada dua faktor struktural yang saling memperkuat. Pertama, melebarnya ketimpangan distribusi pendapatan yang mencapai titik puncak pada tahun 2015 dengan Gini Ratio sebesar 0,361 (BPS Provinsi Jambi, 2024a), level yang mengkonfirmasi hipotesis Kuznets (1955) tentang fase awal pembangunan di negara berkembang. Kedua, adanya kerentanan terhadap guncangan harga komoditas unggulan yang bersifat *covariate* (Dercon, 2002). Pada tahun 2015, harga CPO domestik anjlok 37,81% dari Rp8.777/kg menjadi Rp5.458/kg (Azzahra, 2024), sementara harga karet internasional (*TSR 20*) merosot 45,63% dari US\$2,52/kg menjadi US\$1,37/kg (World Bank, 2025). Guncangan harga ini menciptakan transmisi guncangan ekonomi: Nilai Tukar Petani (NTP) terperosok ke zona defisit terendah 95,43 (BPS Provinsi Jambi, 2024d), yang secara langsung menggerus daya beli 43,6% rumah tangga perdesaan yang bergantung pada sektor pertanian, meskipun output fisik mereka relatif stabil. Mekanisme ini mengonfirmasi teori *distress absorption* di mana sektor pertanian berubah dari *safety net* menjadi *poverty trap* saat menghadapi *terms-of-trade shock* (Warr, 2002).

Paradoks Jambi ini menjadi lebih kompleks secara temporal ketika dianalisis dalam rentang waktu yang lebih panjang. Periode pemulihan 2020-2024 justru menunjukkan pola yang kontras: peningkatan

PDRB per kapita dari Rp41,92 juta (2020) menjadi Rp47,50 juta (2024) beriringan dengan penurunan IKK ke level terendah 1,06% (BPS Provinsi Jambi, 2024e, 2024b). Kontras efektivitas pertumbuhan antara periode 2014-2016 pertumbuhan tanpa pembangunan (*growth without development*) dan 2020-2024 (*inclusive recovery*) ini menyoroti sifat kontingen dari hubungan pertumbuhan-kemiskinan, yang sangat bergantung pada faktor mediasi seperti stabilitas harga komoditas, distribusi pendapatan, dan *quality of growth* (Ravalion, 2001; Todaro & Smith, 2020).

Berdasarkan anomali data tersebut, rumusan masalah utama dalam penelitian ini adalah terjadinya kegagalan transmisi (*transmission failure*) kesejahteraan di Provinsi Jambi, di mana kinerja positif indikator makroekonomi (PDRB dan Sektor Pertanian) pada periode tertentu justru berkoeksistensi dengan peningkatan kedalaman kemiskinan. Divergensi ini memunculkan pertanyaan fundamental yang belum terjawab: Apakah struktur ekonomi daerah yang bergantung pada pertanian sebenarnya bertindak sebagai pengungkit kesejahteraan atau justru sumber kerentanan saat menghadapi guncangan eksternal? Ketiadaan jawaban empiris yang pasti mengenai kausalitas ini menghambat perumusan kebijakan pengentasan kemiskinan yang efektif.

Permasalahan empiris tersebut semakin diperumit oleh adanya kesenjangan riset (*research gap*) dalam literatur terdahulu yang belum memberikan konklusi yang konsisten. Pertumbuhan ekonomi sering kali ditemukan berpengaruh negatif terhadap kemiskinan (Utama & Sari, 2023), namun temuan Amaliza et al. (2025) di Kota Jambi justru menunjukkan ketidaksignifikan pengaruh tersebut. Perdebatan serupa terjadi pada pengaruh Gini Ratio; Nofita et al. (2023) menemukan pengaruh positif kuat, sementara Reswara (2025) tidak menemukan pengaruh signifikan. Inkonsistensi temuan ini diduga bersumber dari dua limitasi metodologis: (1) penggunaan model statis yang gagal menangkap dinamika penyesuaian waktu (*time lag*) dan mekanisme *error correction* (Nkoro & Uko, 2016); (2) asumsi hubungan instan antara variabel makro dan kesejahteraan, padahal kebijakan ekonomi memerlukan waktu untuk terinternalisasi dalam struktur sosial-ekonomi masyarakat. Meta-analisis mutakhir oleh Haile (2025) mengkonfirmasi bahwa heterogenitas hasil penelitian tentang determinan kemiskinan sangat tinggi, dan sebagian besar dapat dijelaskan oleh perbedaan dalam desain penelitian dan konteks regional.

Kebaruan (*novelty*) penelitian ini terletak pada dekomposisi empiris terhadap paradoks pembangunan melalui tiga kontribusi strategis. Pertama, penelitian ini mengungkap mekanisme asimetri temporal (*temporal asymmetry*) dalam hubungan pertumbuhan-kemiskinan. Berbeda dengan studi statis terdahulu, penggunaan pendekatan *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) dalam studi ini berhasil memisahkan dampak signifikan pertumbuhan ekonomi dalam jangka pendek yang kemudian menghilang (*decay*) dalam jangka panjang, memberikan bukti empiris bagi hipotesis *immiserizing growth* pada tingkat regional (Bhagwati, 1958; Todaro & Smith, 2020). Kedua, penelitian ini memberikan kontribusi pada literatur ekonomi pertanian dengan mendeteksi fenomena pembalikan arah (*sign reversal*) pada kontribusi sektor pertanian. Temuan ini memvalidasi hipotesis *distress absorption* (Warr, 2002), di mana sektor pertanian terbukti berperan ganda: sebagai jaring pengaman (*safety net*) pada periode berjalan, namun berubah menjadi perangkap kemiskinan (*poverty trap*) pada periode *lag* akibat guncangan nilai tukar perdagangan (*terms of trade*). Hal ini mengisi kesenjangan literatur yang selama ini mengasumsikan peran pertanian bersifat linier positif dalam pengentasan kemiskinan. Ketiga, dari sisi metodologis, penelitian ini melakukan rekonstruksi data runtun waktu panjang (2002–2024) melalui teknik *backward calculation* untuk mengatasi diskontinuitas perubahan tahun dasar PDRB. Langkah ini menawarkan presisi estimasi parameter jangka panjang yang lebih *robust* dibandingkan penggunaan data panel pendek atau *cross-section* yang umum digunakan dalam studi sejenis di tingkat provinsi.

Dengan demikian, penelitian ini bertujuan menjawab tiga pertanyaan fundamental: (1) Bagaimana asimetri pengaruh PDRB per kapita terhadap kedalaman kemiskinan antara jangka pendek dan jangka panjang, serta faktor apa yang memediasi efektivitasnya? (2) Apakah sektor pertanian menunjukkan fenomena pembalikan arah (*sign reversal*); bertindak sebagai jaring pengaman (*safety net*) di jangka pendek namun berubah menjadi sumber kerentanan di jangka panjang akibat guncangan harga? (3) Sejauh mana rigiditas ketimpangan pendapatan (Gini Ratio) menghambat transmisi penurunan kemiskinan dan memperlambat kecepatan penyesuaian (*speed of adjustment*) menuju keseimbangan jangka panjang?

KAJIAN LITERATUR

2.1. Dari *Vicious Circle* Menuju Kapabilitas

Penelitian ini dibangun di atas sintesis empat pilar pemikiran ekonomi pembangunan untuk membedah paradoks kemiskinan di Jambi. Teori *Vicious Circle of Poverty* (Nurkse, 1953) memberikan kerangka dasar bahwa kemiskinan melanggengkan dirinya sendiri melalui mekanisme sirkular rendahnya akumulasi modal, yang relevan untuk menjelaskan stagnansi daerah berbasis sumber daya alam. Namun, untuk memahami intensitas kemiskinan, penelitian ini mengadopsi Pendekatan Kapabilitas Sen (1999) yang mendefinisikan kemiskinan sebagai *capability deprivation*. Perspektif ini memberikan justifikasi filosofis bagi penggunaan Indeks Kedalaman Kemiskinan (P1) sebagai variabel dependen, karena ukuran ini memenuhi Aksioma Monotonisitas (*Monotonicity Axiom*) yang sensitif terhadap intensitas deprivasi sebuah fitur yang tidak dimiliki oleh *Headcount Ratio* (P0) (Foster et al., 1984). Penggunaan standar kemiskinan BPS (Kebutuhan Dasar) dalam studi ini juga dipilih karena relevansi kebijakan lokalnya dalam menangkap biaya hidup spesifik rumah tangga petani, dibandingkan standar paritas daya beli global.

2.2. Kualitas Pertumbuhan dan Asimetri Transmisi

Pemilihan PDRB per kapita (bukan PDRB riil agregat) sebagai proksi pertumbuhan dalam penelitian ini didasarkan pada relevansinya dalam mencerminkan kapasitas pendapatan rata-rata individu, yang lebih representatif terhadap standar hidup riil dibandingkan sekadar ukuran besaran ekonomi total (*output*). Secara teoretis, pertumbuhan pendapatan per kapita dianggap sebagai *syarat perlu* (*necessary condition*) untuk memutus siklus kemiskinan (Todaro & Smith, 2020). Namun, efektivitasnya sangat bergantung pada *Elastisitas Pertumbuhan terhadap Kemiskinan*, yang ditentukan oleh tingkat ketimpangan awal dan kualitas institusi (Ravallion, 2001). Kakwani dan Pernia (2000) menegaskan bahwa pertumbuhan hanya akan efektif menekan kemiskinan jika bersifat *pro-poor*, yakni memberikan manfaat proporsional yang lebih besar kepada penduduk miskin.

Meskipun studi Utama dan Sari (2023) mengonfirmasi adanya efek menetes ke bawah (*trickle-down effect*) di Jawa, bukti empiris di Jambi menunjukkan anomali. Amaliza et al. (2025) menemukan bahwa pertumbuhan ekonomi tidak signifikan menekan kedalaman kemiskinan karena manfaatnya terkonsentrasi pada pemilik modal. Divergensi ini mengindikasikan gejala *immiserizing growth* (Bhagwati, 1958), di mana pertumbuhan ekonomi tanpa pemerataan gagal menciptakan transmisi kesejahteraan, bahkan berpotensi memperburuk deprivasi relatif dalam jangka pendek.

2.3. Dualisme Sektor Pertanian: Antara *Livelihood* dan Kerentanan Pasar

Sektor pertanian memegang peran krusial dalam pengentasan kemiskinan di wilayah agraris seperti Jambi. Secara operasional, Badan Pusat Statistik (BPS) mendefinisikan sektor ini mencakup spektrum luas mulai dari tanaman pangan, hortikultura, perkebunan, hingga perikanan (Ministry of Agriculture, 2019). Dalam perspektif pembangunan daerah, Hayati et al. (2017) mengidentifikasi empat peran strategis sektor ini: penyedia pangan, penyerap tenaga kerja utama, penyedia bahan baku industri, serta sumber devisa daerah. Sejalan dengan teori *Agriculture-Led Growth*, sektor pertanian berfungsi sebagai jaring pengaman (*safety net*) karena sifatnya yang padat karya dan kemampuannya menyerap tenaga kerja berketerampilan rendah, sehingga memiliki elastisitas pengurangan kemiskinan yang tinggi (Suryahadi et al., 2009).

Namun, efektivitas peran tersebut bersifat kontingen dan sangat bergantung pada nilai tukar perdagangan (*terms of trade*). Penelitian ini secara spesifik menggunakan variabel Kontribusi Sektor Pertanian berdasarkan Harga Berlaku (ADHB) untuk menangkap transmisi efek harga ini. Pemilihan ADHB krusial karena dalam ekonomi terbuka, kesejahteraan petani tidak hanya ditentukan oleh volume produksi, tetapi juga oleh daya beli riil yang dipengaruhi fluktuasi harga global (Warr, 2002). Peningkatan kontribusi PDRB pertanian yang didorong oleh keuntungan tak terduga (*windfall profit*) komoditas dapat mengurangi kemiskinan secara drastis.

Sebaliknya, Dercon (2002) menyoroti risiko kovariat (*covariate risk*), di mana guncangan harga eksternal dapat membalikkan peran sektor pertanian. Kondisi ini mengindikasikan fenomena *distress absorption*, di mana sektor pertanian menyerap tenaga kerja saat krisis harga, namun dengan tingkat pendapatan yang rendah. Akibatnya, tanpa perbaikan harga komoditas, ekspansi sektor pertanian justru berpotensi

berasosiasi dengan peningkatan kedalaman kemiskinan, mengubah fungsinya dari pengungkit kesejahteraan menjadi perangkap kemiskinan (*poverty trap*).

2.4. Dinamika Ketimpangan dan Mekanisme $r > g$

Distribusi pendapatan, yang diprosikan melalui Gini Ratio, merupakan determinan struktural yang memediasi dampak pertumbuhan ekonomi terhadap kemiskinan. Meskipun Kuznets (1955) menghipotesiskan pola kurva U-terbalik dalam transformasi ekonomi, konteks modern lebih tepat dijelaskan melalui kerangka dinamis Piketty (2014) dengan dalil fundamental $r > g$. Dalil ini menjelaskan bahwa ketika tingkat pengembalian modal (r) tumbuh lebih cepat daripada laju pertumbuhan ekonomi (g), akan terjadi akumulasi kekayaan yang tidak proporsional pada pemilik aset, menciptakan ketimpangan patrimonial (*patrimonial inequality*) yang bersifat memperkuat diri sendiri (*self-reinforcing*).

Dalam konteks struktur ekonomi Provinsi Jambi yang berbasis sumber daya alam, mekanisme ini memberikan penjelasan relevan mengapa pertumbuhan PDRB (g) sering kali tidak cukup untuk mengimbangi akumulasi kekayaan pemilik modal perkebunan/tambang (r). Tingginya ketimpangan diduga menghambat mekanisme efek menetes ke bawah (*trickle-down effect*). Data empiris mendukung dugaan ini, di mana lonjakan Gini Ratio ke level tertinggi 0,361 pada tahun 2015 bertepatan dengan titik puncak Indeks Kedalaman Kemiskinan (P1) (BPS Provinsi Jambi, 2024a). Studi Nofita et al. (2023) mengonfirmasi bahwa ketimpangan berpengaruh positif signifikan terhadap kedalaman kemiskinan. Namun, penelitian lain seperti Reswara (2025) menemukan hasil yang tidak signifikan, menyarankan bahwa dampak ketimpangan mungkin bersifat dinamis dan bergantung pada horizon waktu analisis.

2.5 Pengembangan Hipotesis

Berdasarkan sintesis literatur teoretis dan empiris di atas, serta untuk menjawab kesenjangan penelitian mengenai dinamika waktu, penelitian ini merumuskan hipotesis sebagai berikut:

H₁: PDRB per kapita memiliki pengaruh negatif terhadap indeks kedalaman kemiskinan. Namun, terdapat asimetri temporal di mana pengaruh penurunan kemiskinan lebih signifikan terjadi dalam jangka pendek melalui efek pendapatan langsung (*income effect*), sedangkan pengaruh jangka panjang cenderung melemah akibat hambatan struktural yang menghalangi efek menetes ke bawah (*trickle-down effect*).

H₂: Kontribusi sektor pertanian menunjukkan pola pembalikan arah (*sign reversal*); sektor ini berperan mengurangi kemiskinan pada periode berjalan sebagai jaring pengaman (*safety net*), namun berasosiasi dengan peningkatan kemiskinan pada periode sebelumnya (*lag*) akibat kerentanan terhadap guncangan nilai tukar perdagangan (*terms of trade*).

H₃: Ketimpangan pendapatan (Gini Ratio) berpengaruh positif signifikan terhadap indeks kedalaman kemiskinan, di mana peningkatan ketimpangan akan memperlebar jurang kemiskinan dengan respons yang cepat (*immediate response*) karena terkonsentrasinya manfaat pertumbuhan pada pemilik modal.

METODOLOGI PENELITIAN

Desain Penelitian dan Sumber Data

Penelitian ini menerapkan desain kuantitatif kausalitas dengan pendekatan ekonometrika dinamis untuk mengestimasi pengaruh variabel makroekonomi terhadap kedalaman kemiskinan di Provinsi Jambi. Data yang digunakan adalah data sekunder runtun waktu (*time series*) tahunan periode 2002–2024. Sumber data utama berasal dari publikasi resmi Badan Pusat Statistik (BPS) Provinsi Jambi, meliputi laporan "Provinsi Jambi Dalam Angka" dan "Statistik Kesejahteraan Rakyat".

Mengingat adanya diskontinuitas data PDRB akibat perubahan tahun dasar (seri 2000 ke 2010), peneliti melakukan rekonstruksi data periode 2002–2009 menggunakan teknik *backward calculation* dengan bantuan Deflator Indeks Harga Konsumen (IHK) guna menjamin konsistensi deret waktu (SNA, 2008)(Commission et al., 2008). Transformasi logaritma natural (\ln) diterapkan pada variabel PDRB Per Kapita untuk menstabilkan varians dan memungkinkan interpretasi koefisien sebagai elastisitas (Gujarati & Porter, 2009).

Operasional Variabel

Variabel dependen adalah Indeks Kedalaman Kemiskinan (P_1) yang mengukur rata-rata kesenjangan pengeluaran penduduk miskin terhadap Garis Kemiskinan (Foster et al., 1984). Variabel independen meliputi: (1) PDRB Per Kapita ($\ln X_1$) atas dasar harga konstan 2010; (2) Kontribusi Sektor Pertanian (X_2) berdasarkan harga berlaku untuk menangkap struktur ekonomi riil dan fluktuasi harga komoditas (Warr, 2002); dan (3) Gini Ratio (X_3) sebagai proksi ketimpangan distribusi pendapatan.

Tabel 1. Operasional Variabel

No.	Variabel	Notasi	Definisi Operasional	Satuan	Skala	Sumber Data
Variabel Dependen						
1	Indeks Kedalaman Kemiskinan (Poverty Gap Index)	IKK_t atau $P1_t (Y)$	Indikator yang mengukur rata-rata jarak (gap) pengeluaran penduduk miskin dari Garis Kemiskinan, dihitung berdasarkan metodologi Foster, Greer, dan Thorbecke (1984) dengan $\alpha=1$. Nilai yang lebih tinggi menunjukkan kedalaman kemiskinan yang lebih parah, yaitu rata-rata penduduk miskin semakin jauh dari standar hidup minimum.	Persen (%)	Rasio	BPS Provinsi Jambi
Variabel Independen						
2	Produk Domestik Regional Bruto Per Kapita	$\ln PDRB_t (X_1)$	Data periode 2010–2024 menggunakan PDRB Per Kapita ADHK 2010 yang dipublikasikan oleh BPS, sedangkan periode 2002–2009 diperoleh melalui proses rekonstruksi menggunakan Deflator melalui IHK. Untuk memenuhi asumsi linieritas dan memudahkan interpretasi elastisitas, variabel ini ditransformasi ke dalam bentuk logaritma natural (ln).	Ribu Rupiah (dalam ln)	Rasio	BPS Provinsi Jambi (PDRB ADHK 2010)
3	Kontribusi Sektor Pertanian	$KSP_t (X_2)$	Variabel ini diukur sebagai proporsi nilai tambah sektor pertanian terhadap total PDRB berdasarkan Atas Dasar Harga Berlaku (ADHB). untuk secara spesifik menangkap efek harga (<i>price effect</i>) dan fluktuasi <i>terms of trade</i> yang memengaruhi pendapatan riil petani. Pendekatan ini dipilih karena kemiskinan merupakan fenomena moneter yang ditentukan oleh daya beli aktual, bukan sekadar volume produksi fisik, terutama saat terjadi guncangan harga komoditas global (Warr, 2002; Dercon, 2002).	Persen (%)	Rasio	BPS Provinsi Jambi

4	Gini Ratio	GR_t (X_3)	Koefisien Gini yang mengukur tingkat ketimpangan distribusi pengeluaran penduduk dengan rentang nilai 0 hingga 1, di mana nilai yang semakin mendekati 1 menunjukkan ketimpangan yang semakin tinggi. Dihitung berdasarkan data pengeluaran per kapita rumah tangga hasil Survei Sosial Ekonomi Nasional..	Indeks (0-1)	Rasio	BPS Provinsi Jambi
---	-------------------	---------------------	--	-----------------	-------	--------------------------

Sumber: Penulis (2026)

Keterangan: Notasi "t" menunjukkan periode waktu (tahun observasi). Transformasi logaritma pada PDRB Per Kapita memungkinkan interpretasi koefisien regresi sebagai elastisitas, di mana koefisien sebesar β menunjukkan bahwa kenaikan 1% PDRB Per Kapita diasosiasikan dengan perubahan $\beta\%$ pada IKK, ceteris paribus.

Prosedur Estimasi Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

Teknik analisis menggunakan pendekatan *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) yang dikembangkan oleh (Pesaran et al., 2001). Pemilihan model ini didasarkan pada kemampuannya mengakomodasi variabel dengan ordo integrasi campuran, baik $I(0)$ maupun $I(1)$, serta memberikan estimasi yang tidak bias pada sampel kecil (Nkoro & Uko, 2016). Tahapan estimasi diawali dengan uji stasioneritas *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) (Dickey & Fuller, 1979) dan penentuan lag optimal berdasarkan *Akaike Information Criterion* (AIC) (Akaike, 1974).

Spesifikasi model ARDL *Unrestricted Error Correction Model* (UECM) diformulasikan sebagai berikut (Pesaran et al., 2001):

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_{2i} \Delta \ln X_{1t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{3i} \Delta X_{2t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \beta_{4i} \Delta X_{3t-i} + \lambda_1 Y_{t-1} + \lambda_2 \ln X_{1t-1} + \lambda_3 X_{2t-1} + \lambda_4 X_{3t-1} + \varepsilon_t \dots (1)$$

Keterangan: Δ adalah operator *first difference*; α_0 konstanta; p, q panjang lag; β koefisien jangka pendek; λ koefisien jangka panjang; ε_t *white noise*. Keberadaan kointegrasi diuji menggunakan *Bounds Testing* dengan hipotesis nol $H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = 0$. Nilai F-statistik dibandingkan dengan nilai kritis *upper bound* yang dikembangkan oleh Narayan (2005) untuk sampel kecil.

Jika kointegrasi terkonfirmasi, analisis dilanjutkan dengan estimasi *Error Correction Model* (ECM) untuk melihat kecepatan penyesuaian menuju ekuilibrium (Nkoro & Uko, 2016):

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \gamma_{2i} \Delta \ln X_{1t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \gamma_{3i} \Delta X_{2t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \gamma_{4i} \Delta X_{3t-i} + \theta ECT_{t-1} + \varepsilon_t \dots (2)$$

Di mana θ adalah koefisien *Error Correction Term* (ECT) yang harus bernilai negatif dan signifikan sebagai validasi mekanisme koreksi kesalahan (Narayan, 2005).

Uji Diagnostik dan Stabilitas Model

Untuk menjamin model bersifat *Best Linear Unbiased Estimator* (BLUE), dilakukan uji asumsi klasik yang meliputi: (1) Uji Normalitas Jarque-Bera; (2) Uji Autokorelasi Breusch-Godfrey; (3) Uji Heteroskedastisitas ARCH; dan (4) Uji Spesifikasi Model Ramsey RESET (Gujarati & Porter, 2009). Stabilitas parameter diuji menggunakan plot *Cumulative Sum of Recursive Residuals* (CUSUM) dan *CUSUM of Squares* (Brown et al., 1975).

HASIL DAN PEMBAHASAN

Uji Stasioneritas dan Penentuan Model

Tahapan awal dalam analisis data runtun waktu adalah memastikan sifat stokastik variabel guna menghindari regresi lancung (*spurious regression*). Berdasarkan hasil uji *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) pada Tabel 1, seluruh variabel penelitian memiliki akar unit pada tingkat level ($Prob > 0,05$), namun mencapai stasioneritas setelah dilakukan diferensiasi pertama pada tingkat signifikansi 1% dan 5%. Konsistensi ordo integrasi pada I(1) ini memberikan legitimasi bagi penggunaan model *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) yang fleksibel terhadap campuran integrasi (Pesaran et al., 2001).

Tabel 1 Hasil Uji Stasioneritas (*Augmented Dickey-Fuller*)

Variabel	Prob. Level	Prob. First Difference	Kesimpulan
Indeks Kedalaman Kemiskinan (Y)	0.1211	0.0000***	Stasioner I(1)
PDRB Per Kapita (X1)	0.6300	0.0143**	Stasioner I(1)
Kontribusi Sektor Pertanian (X2)	0.4498	0.0018***	Stasioner I(1)
Gini Ratio (X3)	0.1435	0.0068***	Stasioner I(1)

Sumber: Hasil Olah Data (2026).

Keterangan: *** $\alpha = 1$; ** $\alpha = 5$

Penentuan panjang lag optimal menjadi krusial untuk menangkap dinamika penyesuaian ekonomi Jambi. Merujuk pada kriteria *Akaike Information Criterion* (AIC) dan *Hannan-Quinn* (HQ) pada Tabel 2, struktur lag 3 dipilih karena memiliki nilai statistik paling minimum (Akaike, 1974). Melalui proses evaluasi model otomatis, spesifikasi final yang terpilih adalah ARDL(2, 3, 3, 2), yang mengindikasikan bahwa variabel dependen merespons perubahan fundamental makroekonomi dengan rentang waktu tunda yang bervariasi.

Tabel 2 Hasil Uji Kriteria Panjang Lag Optimum (VAR)

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-60.852	NA	0.003	6.485	6.684	6.524
1	63.630	186.72*	3.39e-08*	-4.363	-3.753*	-4.230
2	75.242	12.77	3.23e-08	-3.924	-2.513	-3.617
3	95.613	14.26	1.99e-08	-4.361*	-2.150	-3.856*

Sumber: Hasil Olah Data (2026). Tanda (*) menunjukkan lag terbaik.

Uji Kointegrasi dan Diagnostik Model

Untuk membuktikan keberadaan hubungan keseimbangan jangka panjang, dilakukan *Bounds Testing*. Hasil pada Tabel 3 menunjukkan nilai F-statistik sebesar 4.7245, yang melampaui nilai kritis *upper bound* I(1) sebesar 4.306 pada $\alpha = 5\%$. Sesuai prosedur (Pesaran et al., 2001), hipotesis nol ditiadakan, yang berarti terdapat hubungan kointegrasi yang stabil antara PDRB per kapita, sektor pertanian, ketimpangan, dan kedalaman kemiskinan di Provinsi Jambi.

Tabel 3 Hasil Uji Kointegrasi (*Bounds Test*)

Model	F-Statistik	Batas Bawah (I0)	Batas Atas (I1)	Kesimpulan
ARDL (2, 3, 3, 2)	4.7245**	3.272	4.306	Terdapat Kointegrasi

Sumber: Hasil Olah Data (2026). Nilai kritis pada $\alpha = 5\%$

Kualitas statistik model divalidasi melalui rangkaian uji diagnostik yang disajikan pada Tabel 4. Estimator yang dihasilkan bersifat *Best Linear Unbiased Estimator* (BLUE) karena memenuhi asumsi-asumsi klasik ekonometrika. Uji Normalitas dengan metode Jarque-Bera menghasilkan nilai probabilitas 0.785052 (> 0.05), yang mengindikasikan bahwa residual model berdistribusi normal. Uji Autokorelasi menggunakan Breusch-Godfrey LM Test menunjukkan nilai probabilitas 0.1034 (> 0.05), membuktikan tidak adanya korelasi serial dalam residual. Uji Heteroskedastisitas dengan metode Breusch-Pagan-Godfrey menghasilkan probabilitas 0.2241 (> 0.05), mengkonfirmasi bahwa varians residual bersifat konstan (homoskedastis). Uji Spesifikasi Model melalui Ramsey RESET Test menghasilkan nilai F-statistik 2.051089 dengan probabilitas 0.2115 (> 0.05), yang menegaskan bahwa bentuk fungsional model linear telah tepat dan tidak terdapat variabel penting yang terabaikan.

Uji Multikolinearitas mengungkap pola yang menarik. Nilai *Variance Inflation Factor* (VIF) menunjukkan bahwa variabel Kontribusi Sektor Pertanian (KSP) dan Gini Ratio (GR) masing-masing memiliki VIF sebesar 5.55 dan 3.98 (< 10), mengindikasikan tidak adanya multikolinearitas serius antar variabel independen utama. Namun, variabel PDRB Per Kapita dalam bentuk logaritma (LNPDRBPK) menunjukkan VIF sebesar 65.38. Tingginya nilai VIF pada LNPDRBPK ini merupakan konsekuensi metodologis yang wajar dalam model dinamis ARDL, di mana variabel dengan banyak lag (dalam hal ini LNPDRBPK memiliki lag 3) secara alami berkorelasi tinggi dengan nilai masa lalunya. Tingginya VIF pada LNPDRBPK tidak mengindikasikan multikolinearitas antar variabel struktural, melainkan korelasi serial antar lag variabel yang merupakan karakteristik inheren model dinamis ARDL. Fenomena ini tidak mengganggu validitas model ARDL selama variabel independen utama tanpa lag tidak menunjukkan multikolinearitas parah, yang dalam kasus ini telah terpenuhi.

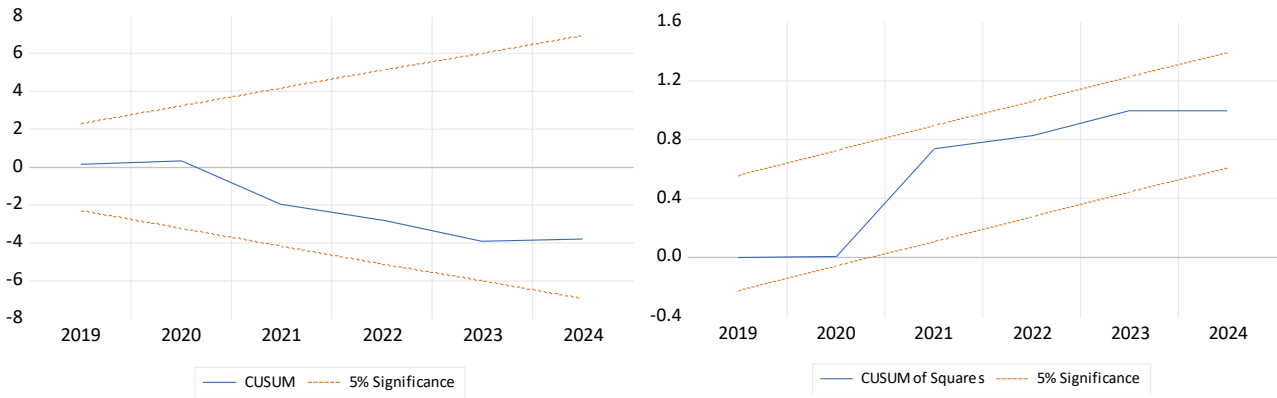
Tabel 4 Ringkasan Uji Diagnostik dan Stabilitas Model

Jenis Pengujian	Metode Uji	Nilai Statistik	Prob	Kesimpulan
Normalitas	Jarque-Bera	0.484011	0.785052	Berdistribusi Normal (Prob > 0.05)
Autokorelasi	Breusch-Godfrey LM Test	$Obs * R^2 = 4.538435$	0.1034	Bebas Autokorelasi (Prob > 0.05)
Heteroskedastisitas	Breusch-Pagan-Godfrey	$Obs * R^2 = 16.48115$	0.2241	Homoskedastis / Varians Konstan (Prob > 0.05)
Spesifikasi Model	Ramsey RESET	F-statistic = 2.051089	0.2115	Model Linear Tepat (Prob > 0.05)
Multikolinearitas	<i>Centered VIF</i>	LNPDRBPK= 65.38 KSP = 5.55 GR = 3.98	-	tidak mengindikasikan multikolinearitas struktural antar variabel utama (VIF < 10)

Sumber: Hasil Olah Data (2026).

Mengingat tingginya koefisien determinasi ($R^2=0.95997$) pada ukuran sampel terbatas, evaluasi potensi *overfitting* dilakukan secara ketat melalui uji ketahanan (*robustness check*) dengan membandingkan model terpilih ARDL(2,3,3,2) terhadap spesifikasi alternatif yang lebih parsimonious, yaitu ARDL(1,0,1,0). Hasil komparasi menunjukkan bahwa penurunan lag semata-mata demi parsimony justru menurunkan validitas model secara drastis. Model pembanding (lag 1) teridentifikasi mengalami kegagalan pada uji normalitas (Jarque-Bera $p < 0.01$) dan terindikasi autokorelasi (LM Test $p < 0.05$).

Lebih jauh, evaluasi stabilitas struktural menunjukkan bahwa model parsimonious mengalami instabilitas parameter, di mana plot CUSUM keluar dari batas kritis 5% pada periode 2016–2024. Sebaliknya, model ARDL(2,3,3,2) menunjukkan konsistensi penuh di mana plot CUSUM dan CUSUMSQ berada stabil dalam koridor signifikansi 5% (Gambar 1) (Brown et al., 1975). Terkait nilai VIF variabel PDRB yang tinggi, pengujian ulang menggunakan regresi bantu (*auxiliary regression*) tanpa lag menghasilkan nilai *Centered VIF* yang sepenuhnya berada di bawah ambang batas 10, yaitu LnPDRBPK (3.43), KSP (1.59), dan GR (2.69). Hal ini mengonfirmasi bahwa nilai VIF tinggi pada estimasi awal hanyalah konsekuensi mekanis antar-lag (*inter-lag correlation*) dan bukan gangguan struktural (Brien, 2007). Dengan demikian, spesifikasi ARDL(2,3,3,2) dipertahankan sebagai estimator terbaik (*Best Linear Unbiased Estimator*). Yang merefleksikan dinamika penyesuaian riil, bukan hasil *overfitting*. Dengan terpenuhinya seluruh asumsi klasik dan stabilitas model, hasil estimasi yang diperoleh dapat dianggap valid dan reliabel untuk analisis lebih lanjut.



Gambar 1. Hasil Uji CUSUM & CUSUMSQ.

Sumber: Hasil Olah Data (2026).

Estimasi Hubungan Dinamis Jangka Pendek dan Jangka Panjang

Hasil estimasi model ARDL disajikan pada Tabel 5. Model ini menunjukkan daya penjas (*explanatory power*) yang sangat tinggi, dengan nilai koefisien determinasi (R^2) sebesar 0,95997. Hal ini mengindikasikan bahwa 95,997% variasi dalam kedalaman kemiskinan (P_1) di Provinsi Jambi selama periode 2002-2024 dapat dijelaskan oleh kombinasi variabel PDRB per kapita, kontribusi sektor pertanian, dan Gini Ratio yang digunakan dalam model. Nilai Adjusted R^2 sebesar 0,873289 tetap menunjukkan kebaikan fit model setelah disesuaikan dengan jumlah variabel independen. Signifikansi simultan model juga terkonfirmasi dengan nilai F-statistik sebesar 11,06833 yang signifikan pada tingkat 1% ($\text{Prob}(F\text{-stat}) = 0,003749$), mengindikasikan bahwa ketiga variabel secara bersama-sama berpengaruh signifikan terhadap kedalaman kemiskinan.

Tabel 5 Hasil Estimasi Model ARDL (2, 3, 3, 2)

Variabel	Koefisien	t-Statistik	Probabilitas
Koefisien Jangka Panjang			
LNPDRBPK	-0.357882	-0.571855	0.5882
KSP	-0.083020	-0.453938	0.6658
GR	6.135601	0.857889	0.4239
Konstanta (C)	5.619239	2.551951	0.0434**
Koefisien Jangka Pendek (ECM)			
Δ IKK (-1)	-0.637490	-5.326668	0.0018***
Δ LNPDRBPK	-1.040661	-4.514857	0.0040***
Δ LNPDRBPKt-1	-1.063278	-4.802834	0.0030***
Δ LNPDRBPKt-2	-1.108437	-4.728162	0.0032***
Δ KSP	-0.040115	-2.819838	0.0304**
Δ KSPt-1	0.036960	3.281384	0.0168**
Δ KSPt-2	0.033905	2.496196	0.0468**
Δ GR	8.455915	6.030654	0.0009***
Δ GRt-1	9.479426	5.455945	0.0016***
ECTt-1	-0.548803	-6.274621	0.0008***
Statistik Model			
R-squared (R^2)	0.959970	F-Statistik	11.06833
Adj. R-squared	0.873289	Prob(F-Stat)	0.003749

Sumber: Hasil Olah Data (2026). Keterangan: *** sig 1%, ** sig 5%.

Hasil estimasi dinamis pada Tabel 5 mengungkapkan temuan krusial mengenai kecepatan penyesuaian ekuilibrium. Nilai *Error Correction Term* (ECT_{t-1}) sebesar -0.5488 (signifikan pada 1%) membuktikan validitas mekanisme koreksi kesalahan. Hal ini mengimplikasikan bahwa sekitar 54,88% dari penyimpangan jangka pendek akan terkoreksi menuju keseimbangan jangka panjang dalam waktu satu tahun (Narayan, 2005), menunjukkan mekanisme penyesuaian yang cukup cepat dalam sistem ekonomi Jambi.

Hasil estimasi menunjukkan nilai konstanta sebesar 5,619 yang signifikan pada tingkat kepercayaan 95% ($p = 0,0434$). Hal ini mengindikasikan bahwa apabila seluruh variabel independen (PDRB per kapita, sektor pertanian, dan Gini Ratio) diasumsikan konstan atau bernilai nol, maka indeks kedalaman kemiskinan di Provinsi Jambi secara teoretis akan tetap berada pada level yang cukup tinggi. Signifikansi konstanta ini merefleksikan adanya faktor-faktor eksogen di luar model penelitian.

Dinamika Responsivitas PDRB Per Kapita terhadap Kedalaman Kemiskinan

Analisis empiris mengungkap adanya asimetri efektivitas pertumbuhan ekonomi antara jangka pendek dan jangka panjang. Dalam jangka pendek, PDRB per kapita memiliki pengaruh negatif yang sangat signifikan dan elastis dengan koefisien pada tahun berjalan sebesar -1.0407 ($t\text{-stat} = -4.515$; $p = 0.0040$). Dampak pengentasan kemiskinan ini bersifat persisten, yang ditunjukkan oleh signifikansi variabel lag satu tahun sebelumnya dengan koefisien -1.0633 ($t\text{-stat} = -4.803$; $p = 0.0030$) serta lag dua tahun sebelumnya dengan koefisien -1.1084 ($t\text{-stat} = -4.728$; $p = 0.0032$). Temuan ini membuktikan bahwa pada periode berjalan hingga lag 2, akselerasi pendapatan riil Jambi berasosiasi kuat dengan penurunan intensitas deprivasi ekonomi dan berkelanjutan.

Selain pengaruh langsung PDRB Per Kapita, model juga mengungkap mekanisme koreksi internal melalui koefisien lag Indeks Kedalaman Kemiskinan (ΔIKK_{t-1}) sebesar -0.6375 ($t\text{-stat} = -5.327$; $p = 0.0018$). Nilai negatif ini menunjukkan adanya mean reversion, di mana peningkatan kedalaman kemiskinan pada periode sebelumnya cenderung diikuti penurunan pada periode berjalan. Fenomena ini mengindikasikan bahwa kemiskinan di Jambi tidak bersifat eksplosif atau permanen, melainkan memiliki mekanisme penyesuaian alami melalui adaptasi rumah tangga, intervensi kebijakan, maupun dinamika pasar tenaga kerja.

Validitas pengaruh jangka pendek ini juga terkonfirmasi oleh peran krusial transfer sosial dalam menjaga likuiditas rumah tangga miskin. Pada periode ketidakpastian ekonomi 2020-2021, stabilitas konsumsi ditopang oleh perluasan cakupan Bantuan Pangan (9,30% hingga 10,11% rumah tangga) dan Program Keluarga Harapan (PKH) yang mencapai 8,74% rumah tangga. Bahkan pada tahun 2024, cakupan PKH meningkat menjadi 12,25% seiring pemulihan ekonomi (BPS Provinsi Jambi, 2024f). Fakta ini menegaskan bahwa elastisitas penurunan kemiskinan jangka pendek sangat dipengaruhi oleh kombinasi pertumbuhan pendapatan (PDRB) dan transfer bantuan sosial. Pendapatan yang bersumber dari transfer fiskal ini berkontribusi melalui mekanisme injeksi likuiditas langsung (*direct liquidity injection*) yang memungkinkan rumah tangga miskin melakukan perataan konsumsi (*consumption smoothing*) saat menghadapi guncangan. Tambahan pendapatan non-kerja (*unearned income*) ini secara efektif menaikkan posisi pengeluaran rumah tangga mendekati garis kemiskinan, sehingga secara matematis memperkecil rata-rata kesenjangan kemiskinan ($P1$) dengan respons yang jauh lebih cepat dibandingkan menunggu mekanisme tetesan pertumbuhan ekonomi (*trickle-down effect*) dari sektor riil. Temuan ini menjawab pertanyaan mengenai faktor yang memediasi efektivitas pertumbuhan: transfer sosial dan bantuan pangan terbukti menjadi variabel mediator utama yang menjaga daya beli masyarakat miskin dalam jangka pendek, meskipun struktur ekonomi riil belum sepenuhnya inklusif.

Namun, pada jangka panjang, pengaruh tersebut kehilangan signifikansinya dengan koefisien -0.3579 ($t\text{-stat} = -0.572$; $p = 0.5882$) Ketidaksignifikanan statistik ini terverifikasi secara empiris oleh fakta struktural ekonomi Provinsi Jambi yang mengalami gejala *disconnected growth*. Data BPS Provinsi Jambi mengkonfirmasi adanya dualisme ekstrem: Sektor Pertambangan dan Penggalian memberikan kontribusi signifikan terhadap PDRB mencapai 15,31% (2023) – 13,41% (2024), namun sektor padat modal ini hanya mampu menyerap tenaga kerja yang sangat minim, yakni sekitar 3,77% (2024) – 3,35% (2023) dari total penduduk bekerja. Sebaliknya, Sektor Pertanian menanggung beban penyerapan tenaga kerja terbesar mencapai 45,19% (2023) – 43,92% (2024), yang mengindikasikan rendahnya produktivitas marjinal tenaga kerja di sektor ini. Ketimpangan alokasi ini menciptakan 'keterputusan rantai nilai' (*disconnected value*

chain), di mana lonjakan output di sektor modern tidak menetes ke bawah (*trickle-down*) karena minimnya penciptaan lapangan kerja, sementara mayoritas masyarakat miskin tetap terperangkap di sektor pertanian dengan pendapatan rendah. Kondisi inilah yang memvalidasi teori *Immiserizing Growth* dalam jangka panjang. Temuan ini menempatkan fenomena *immiserizing growth* bukan sebagai kesimpulan kausalitas mutlak, melainkan sebagai konteks yang menjelaskan mengapa pertumbuhan ekonomi belum menjadi daya ungkit kesejahteraan yang signifikan secara statistik di Jambi (Amaliza et al., 2025; Dewi, 2019).

Sektor Pertanian: Peredam Kejutan atau Pemicu Kerentanan?

Hasil estimasi menunjukkan perilaku unik sektor pertanian yang mengalami pembalikan arah (*sign reversal*). Pada periode berjalan (t), peningkatan kontribusi sektor pertanian berkorelasi dengan penurunan kedalaman kemiskinan dengan koefisien -0.0401 ($t\text{-stat} = -2.820$; $p = 0.0304$), namun berubah menunjukkan asosiasi positif dengan tingkat kemiskinan pada lag 1 dengan koefisien $+0.0370$ ($t\text{-stat} = 3.281$; $p = 0.0168$) dan lag 2 dengan koefisien $+0.0339$ ($t\text{-stat} = 2.496$; $p = 0.0468$).

Koefisien $D(KSP(-2))$ sebesar 0.033905 (signifikan pada 5%) menunjukkan bahwa dampak kontribusi sektor pertanian bersifat berkelanjutan namun melemah seiring waktu. Pengaruh positif yang lebih kecil dibandingkan lag satu tahun mengindikasikan adanya mekanisme penyesuaian bertahap, di mana efek negatif awal terhadap kedalaman kemiskinan mulai mereda setelah dua tahun.

Dinamika ini memberikan bukti empiris mengenai hipotesis *distress absorption* (Suryahadi et al., 2009). Fenomena pembalikan arah ini tercermin jelas pada periode 2014–2016, di mana anjloknya Nilai Tukar Petani (NTP) ke zona defisit menggerus pendapatan riil petani secara masif meskipun output sektor secara statistik meningkat.

Dekomposisi data berdasarkan tipe daerah (*urban-rural breakdown*) memperlihatkan disparitas struktural yang tajam: rata-rata Indeks Kedalaman Kemiskinan perdesaan selama 2010–2024 hanya $0,954$, jauh lebih rendah dan stabil dibandingkan wilayah perkotaan yang mencapai $1,72$. Bahkan pada tahun 2024, ketika kontribusi sektor pertanian meningkat, P_1 perdesaan berhasil ditekan ke $0,83$, berbanding terbalik dengan perkotaan yang melonjak ke $2,27$ (BPS Provinsi Jambi, 2024b, 2024c). Data ini mengonfirmasi peran pertanian sebagai mekanisme penyangga ekonomi (*economic buffer*) yang efektif bagi masyarakat perdesaan.

Berbeda dengan dinamika jangka pendek yang sangat responsif tersebut, hasil estimasi jangka panjang menunjukkan bahwa Kontribusi Sektor Pertanian tidak memiliki pengaruh yang signifikan secara statistik terhadap Indeks Kedalaman Kemiskinan, dengan koefisien -0.0830 ($t\text{-stat} = -0.454$; $p = 0.6658$). Hasil estimasi ini menyarankan bahwa dalam ekuilibrium jangka panjang, kontribusi sektor pertanian secara agregat tidak memiliki dampak statistik yang nyata terhadap level kedalaman kemiskinan. Hal ini mengisyaratkan bahwa tanpa adanya transformasi produktivitas dan perbaikan *terms of trade*, peran sektor pertanian cenderung netral dan belum mampu menjadi mesin pengentasan kemiskinan struktural (Warr, 2002).

Temuan empiris ini sejalan dengan penelitian Kusuma et al. (2025) di Lampung dan Ridwan et al. (2025) di Kawasan Indonesia Timur, yang menyimpulkan bahwa pertumbuhan sektor pertanian seringkali tidak berpengaruh signifikan karena tidak dibarengi dengan transformasi struktural dan perbaikan stabilitas pendapatan riil. Lebih jauh, fenomena ketidaksignifikanan jangka panjang ini dapat dijelaskan melalui perspektif struktural involusi pertanian di Jambi. Sebagaimana diungkapkan (Zulgani et al., 2018) dalam studinya, sektor pertanian cenderung berperan sebagai *buffer economy* yang menyerap limpahan tenaga kerja informal saat sektor lain berkontraksi, menciptakan *low-productivity trap* di mana peningkatan kontribusi PDRB tidak diikuti oleh peningkatan pendapatan riil petani secara signifikan.

Dengan demikian, hasil penelitian ini menegaskan posisi teoritis (Warr, 2002) bahwa efektivitas sektor pertanian dalam mengurangi kemiskinan sangat bergantung pada nilai tukar perdagangan (*terms of trade*) dan produktivitas, bukan sekadar volume kontribusi terhadap PDRB. Absennya pengaruh signifikan dalam jangka panjang mengindikasikan bahwa struktur pertanian di Provinsi Jambi masih didominasi oleh aktivitas ekstraktif primer yang rentan. Keuntungan ekonomi yang diperoleh pada masa *boom* komoditas seringkali bersifat sementara dan tergerus kembali saat siklus harga turun, sehingga gagal menciptakan akumulasi modal dan kesejahteraan yang permanen bagi rumah tangga petani miskin.

Ketimpangan Pendapatan sebagai Akselerator Kedalaman Kemiskinan

Gini Ratio terbukti menjadi faktor dengan koefisien positif terbesar dalam model ini dengan dampak yang sangat kuat dalam jangka pendek. Koefisien jangka pendek mencapai 8.4559 ($t\text{-stat} = 6.031$; $p = 0.0009$) pada tahun berjalan dan 9.4794 ($t\text{-stat} = 5.456$; $p = 0.0016$) pada lag 1.

Besaran koefisien ini memiliki implikasi ekonomi yang serius: Secara praktis, angka ini bermakna bahwa setiap kenaikan Gini Ratio sebesar 0,01 poin (misalnya dari 0,32 ke 0,33) diasosiasikan dengan peningkatan Indeks Kedalaman Kemiskinan sebesar 0,0846% pada tahun yang sama, dan efek rambatannya akan terus meningkat hingga 0,0948% pada tahun berikutnya. Signifikansi statistik ini terkonfirmasi jelas oleh data periode krisis komoditas 2015. Data menunjukkan bahwa pada tahun tersebut, Gini Ratio Provinsi Jambi meningkat tajam mencapai rekor tertinggi 0.361 atau tumbuh 9,73% dibandingkan tahun 2014 (BPS Provinsi Jambi, 2024a).

Tidak ditemukannya lag kedua pada variabel Gini Ratio dalam model ini menunjukkan bahwa dampak ketimpangan terhadap kemiskinan bersifat cepat dan kuat dalam jangka pendek, tanpa mekanisme koreksi lanjutan yang signifikan pada periode berikutnya.

Lebih lanjut, asosiasi positif yang kuat antara ketimpangan dan kedalaman kemiskinan ini juga dapat dijelaskan melalui struktur ketimpangan antar-wilayah. Data menunjukkan bahwa sumber ketimpangan utama di Provinsi Jambi berasal dari wilayah perkotaan, dengan rata-rata Gini Ratio 2010-2024 sebesar 0,355, lebih tinggi dibandingkan wilayah perdesaan yang relatif lebih egaliter dengan rata-rata 0,304 (BPS Provinsi Jambi, 2024a). Hal ini mengindikasikan bahwa akumulasi kekayaan di pusat-pusat pertumbuhan kota tidak terdistribusi merata, sementara struktur ekonomi di perdesaan (basis pertanian) cenderung lebih inklusif dalam mendistribusikan pendapatan kepada lapisan bawah.

Absennya signifikansi jangka panjang dengan koefisien 6.1356 ($t\text{-stat} = 0.858$; $p = 0.4239$) ketidaksignifikanan Gini Ratio dalam jangka panjang menunjukkan bahwa meskipun ketimpangan pendapatan berkorelasi dengan peningkatan kedalaman kemiskinan secara temporer (*transient poverty*), pengentasan kemiskinan jangka panjang (*chronic poverty*) di Provinsi Jambi menunjukkan gejala inelastisitas struktural (*structural inelasticity*). Hal ini terkonfirmasi oleh temuan bahwa baik variabel distribusi (Gini Ratio) maupun variabel pertumbuhan (PDRB per kapita) sama-sama tidak memiliki pengaruh signifikan secara statistik dalam jangka panjang. Kondisi ini mengimplikasikan bahwa penurunan kemiskinan kronis tidak dapat diserahkan semata-mata pada mekanisme pasar atau pertumbuhan makro, melainkan sangat bergantung pada efektivitas intervensi langsung pemerintah melalui skema perlindungan sosial dan pemberdayaan spesifik.

Dalam kerangka dinamis ARDL, rigiditas struktural ketimpangan tercermin dalam koefisien Gini Ratio yang sangat besar di jangka pendek (8.4559-9.4794) namun tidak signifikan di jangka panjang. Pola ini mengindikasikan bahwa ketimpangan di Jambi bersifat fluktuatif namun memiliki *inertial effect* sekali melebar, dampaknya bertahan hingga satu tahun berikutnya sebelum terkoreksi. Mekanisme $r > g$ Piketty (2014) menjelaskan rigiditas ini: akumulasi modal (r) di sektor perkebunan skala besar tumbuh lebih cepat daripada ekonomi agregat (g), menciptakan structural lock-in yang menghambat redistribusi manfaat pertumbuhan.

Penjelasan logis atas temuan ini dapat ditelusuri dari tren data Gini Ratio yang menunjukkan pola reversibilitas atau kembali ke rata-rata (*mean reversion*). Setelah mencapai puncak ketimpangan 0.361 di tahun 2015, Gini Ratio secara bertahap terkoreksi membaik kembali ke level keseimbangan 0.32 pada periode 2019–2022, dan kembali turun ke 0.32 pada tahun 2024 (BPS Provinsi Jambi, 2024a).

Temuan ketidaksignifikanan jangka panjang ini secara ilmiah didukung dan sejalan dengan hasil penelitian Saputri dan Udjianto (2023) dan Reswara (2025), yang menyimpulkan bahwa ketimpangan pendapatan tidak memiliki pengaruh signifikan terhadap kedalaman kemiskinan dalam jangka panjang, karena faktor fundamental lain seperti pertumbuhan ekonomi dan pendidikan lebih mendominasi struktur sosial masyarakat. Absennya pengaruh signifikan Gini Ratio dalam jangka panjang ini juga terkonfirmasi secara teoritis oleh temuan Nitami et al. (2023) dalam studinya di D.I. Yogyakarta. Melalui uji Kausalitas Granger, mereka membuktikan bahwa tidak terdapat hubungan kausalitas langsung dari ketimpangan distribusi pendapatan terhadap indeks kedalaman kemiskinan.

Terakhir, besarnya dampak Gini Ratio pada periode lag (satu tahun sebelumnya) dalam model ini selaras dengan temuan Nofita et al. (2023) pada tingkat nasional. Dalam model ARDL-nya, Nofita

menemukan bahwa Gini Ratio pada lag sebelumnya memiliki koefisien positif yang sangat signifikan terhadap indeks kedalaman kemiskinan. Hal ini mengonfirmasi adanya mekanisme *time-lag* dalam transmisi ketimpangan, guncangan distribusi pendapatan yang terjadi hari ini tidak langsung terserap habis, melainkan menciptakan efek rambatan (*ripple effect*) yang memperlebar jurang kemiskinan pada periode-periode berikutnya sebelum akhirnya mereda kembali ke titik keseimbangan.

SIMPULAN

Penelitian ini menyimpulkan bahwa terdapat hubungan kointegrasi jangka panjang yang stabil antara PDRB per kapita, kontribusi sektor pertanian, dan Gini Ratio terhadap Indeks Kedalaman Kemiskinan di Provinsi Jambi. Validitas model ini terkonfirmasi oleh signifikansi mekanisme koreksi kesalahan (*Error Correction Term*) yang mengindikasikan bahwa sistem ekonomi Jambi memiliki responsivitas tinggi, di mana distorsi akibat guncangan jangka pendek akan terkoreksi dengan cepat untuk kembali menuju keseimbangan jangka panjang dalam kurun waktu satu tahun. Namun, ditemukan fenomena asimetri pada variabel pertumbuhan ekonomi, di mana PDRB per kapita efektif berasosiasi kuat dengan penurunan kedalaman kemiskinan dalam jangka pendek tetapi kehilangan daya ungkitnya secara signifikan dalam jangka panjang. Kondisi ini merefleksikan adanya ketimpangan horison waktu (*time horizon gap*) dalam pembangunan daerah, di mana kesejahteraan penduduk miskin sangat sensitif terhadap transmisi pendapatan jangka pendek (seperti bantuan sosial dan panen raya), namun belum ditopang oleh fondasi struktur ekonomi yang kokoh untuk menjamin perbaikan taraf hidup dalam jangka panjang.

Sektor pertanian menunjukkan dinamika kontradiktif melalui pola pembalikan arah (*sign reversal*), di mana kontribusi sektor ini bertindak sebagai jaring pengaman pada tahun berjalan tetapi berubah mengindikasikan kerentanan pada periode lanjutan akibat sensitivitas terhadap guncangan harga komoditas global. Sementara itu, ketimpangan pendapatan teridentifikasi memiliki hubungan positif yang paling elastis terhadap kemiskinan dalam jangka pendek, yang mencerminkan adanya rigiditas struktural dalam distribusi manfaat ekonomi.

Berdasarkan temuan tersebut, implikasi kebijakan strategis yang relevan bagi Pemerintah Provinsi Jambi adalah percepatan transformasi struktural melalui hilirisasi agroindustri untuk memutus ketergantungan pada ekspor bahan mentah. Diperlukan pula pengembangan sistem perlindungan sosial yang responsif atau *Early Warning System* berbasis fluktuasi harga komoditas riil guna mengantisipasi jatuhnya Nilai Tukar Petani di bawah ambang batas kritis. Selain itu, pemerintah perlu memprioritaskan pemerataan akses terhadap aset produktif, seperti percepatan sertifikasi lahan dan fasilitasi kredit peremajaan tanaman, yang dibarengi dengan investasi modal manusia melalui pendidikan vokasi di kantong-kantong kemiskinan kronis.

Penelitian ini memiliki keterbatasan pada penggunaan data tahunan yang mungkin belum mampu menangkap fluktuasi bulanan atau kuartalan secara mikro, serta belum mengintegrasikan variabel kebijakan fiskal daerah secara spesifik. Oleh karena itu, penelitian mendatang diharapkan dapat mengembangkan analisis dengan data yang lebih granular atau menggunakan pendekatan spasial untuk memetakan disparitas kedalaman kemiskinan antarwilayah di Provinsi Jambi secara lebih presisi.

DAFTAR PUSTAKA

- Agyepong, L., & Kuuwill, A. (2025). Determinants of poverty status, depth, and severity among agricultural households in Ghana. *Scientific African*, 30(September), e03017. <https://doi.org/10.1016/j.sciaf.2025.e03017>
- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716–723. <https://doi.org/10.1109/TAC.1974.1100705>
- Amaliza, V., Irmanelly, & Asrini. (2025). Pengaruh Indeks Pembangunan Manusia dan Pertumbuhan Ekonomi Terhadap Indeks Kedalaman Kemiskinan di Kota Jambi. *Ekopedia: Jurnal Ilmiah Ekonomi*, 1(3), 521–533. <https://doi.org/10.63822/sscp622>
- Azzahra, R. (2024). Analisis Pengaruh Harga Tanda Buah Segar (TBS), Crude Palm Oil (CPO), dan Nilai Tukar Mata Uang (Kurs) Terhadap Ekspor Crude Palm Oil di Provinsi Jambi [Universitas Jambi]. <https://repository.unja.ac.id/id/eprint/67039>
- Bhagwati, J. (1958). Immiserizing Growth: A Geometrical Note. *The Review of Economic Studies*, 25(3),

- 201–205. <https://doi.org/10.2307/2295990>
- BPS Provinsi Jambi. (2024a). *Gini Ratio Provinsi Jambi Tahun 2002–2024*. Badan Pusat Statistik. <https://jambi.bps.go.id>
- BPS Provinsi Jambi. (2024b). *Indeks Kedalaman Kemiskinan (P1) Provinsi Jambi Tahun 2002–2024*. Badan Pusat Statistik. <https://jambi.bps.go.id>
- BPS Provinsi Jambi. (2024c). *Kontribusi PDRB Sektor Pertanian terhadap Total PDRB Provinsi Jambi (ADHB) Tahun 2002–2024*. Badan Pusat Statistik. <https://jambi.bps.go.id>
- BPS Provinsi Jambi. (2024d). *Nilai Tukar Petani (NTP) Provinsi Jambi 2010-2024*. Badan Pusat Statistik Provinsi Jambi. <https://jambi.bps.go.id>
- BPS Provinsi Jambi. (2024e). *Produk Domestik Regional Bruto per Kapita Provinsi Jambi Atas Dasar Harga Konstan 2010 (ADHK) Tahun 2002–2024*. Badan Pusat Statistik. <https://jambi.bps.go.id>
- BPS Provinsi Jambi. (2024f). *Statistik Kesejahteraan Rakyat Provinsi Jambi 2024*. 10.
- Brien, R. M. O. (2007). *A Caution Regarding Rules of Thumb for Variance Inflation Factors*. 673–690. <https://doi.org/10.1007/s11135-006-9018-6>
- Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time. *Journal of the Royal Statistical Society Series B: Statistical Methodology*, 37(2), 149–163. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1975.tb01532.x>
- Commission, E., Fund, I. M., Development, O. for E. C. and, Nations, U., & Bank, W. (2008). *System of National Accounts 2008*. United Nations. <https://unstats.un.org/unsd/nationalaccount/docs/SNA2008.pdf>
- Dercon, S. (2002). Income risk, coping strategies and safety nets. *World Bank Research Observer*, 17(2), 141–166. <https://doi.org/10.1093/wbro/17.2.141>
- Dewi, D. P. (2019). *Analisis Determinan Tingkat Kedalaman Kemiskinan di Provinsi Jawa Timur Tahun 2012-2018* [Universitas Islam Indonesia, Fakultas Ekonomi]. <https://repository.uui.ac.id/handle/123456789/16313193>
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431. <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
- Foster, J., Greer, J., & Thorbecke, E. (1984). A Class of Decomposable Poverty Measures. *Econometrica*, 52(3), 761–766. <https://doi.org/10.2307/1913475>
- Foster, J., Greer, J., & Thorbecke, E. (2010). The Foster–Greer–Thorbecke (FGT) poverty measures: Twenty-Five years later. *Journal of Economic Inequality*, 8(4), 491–524. <https://doi.org/10.1007/s10888-010-9131-5>
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic Econometrics* (5th ed.). McGraw-Hill/Irwin.
- Haile, D. (2025). The effect of agricultural productivity on poverty: what does meta-regression analyses reveal? *Cogent Social Sciences*, 11(1). <https://doi.org/10.1080/23311886.2025.2580057>
- Hayati, M., Elfiana, & Martina. (2017). PERANAN SEKTOR PERTANIAN DALAM PEMBANGUNAN WILAYAH KABUPATEN BIREUEN PROVINSI ACEH. *Jurnal S. Pertanian*, 13(3), 2013–2022.
- Kakwani, N., & Pernia, E. M. (2000). What is Pro-poor Growth? *Asian Development Review*, 18(1), 1–16.
- Kusuma, M. A., Sembiring, M. O., & Naufal, M. A. (2025). *TUKAR PETANI TERHADAP TINGKAT KEMISKINAN PROVINSI LAMPUNG TAHUN 2004-2023*. 9(6), 175–183.
- Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, 45(1), 1–28.
- Ministry of Agriculture. (2019). *Agricultural Statistic 2019*. In *Ministry of Agriculture*.
- Narayan, P. K. (2005). *The saving and investment nexus for China : evidence from cointegration tests* *The saving and investment nexus for China : evidence from cointegration tests*. 6846(January). <https://doi.org/http://dx.doi.org/10.1080/00036840500278103>
- Nitami, T. D., Artaningtyas, W. D., & Wijayanti, D. L. (2023). Analisis Kausalitas Antara Indeks Pembangunan Manusia, Pertumbuhan Ekonomi, Ketimpangan Distribusi Pendapatan dan Indeks kedalaman kemiskinan di Daerah Istimewa Yogyakarta tahun 2015-2021. *Jurnal Pendidikan Ekonomi Indonesia*, 5(2), 99–112. <https://doi.org/10.17509/jpei.v5i2.61711>
- Nkoro, E., & Uko, A. K. (2016). *Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique : application and interpretation*. 5(4), 63–91.

- Nofita, H. D., Purwiyanta, & Udjiyanto, D. W. (2023). Determinan Indeks Kedalaman Kemiskinan Indonesia Tahun 1999-2020. *Jurnal Perspektif Ekonomi*, 16(01), 70–79.
- Nurkse, R. (1953). *Problems of Capital Formation in Underdeveloped Countries*. Oxford University Press.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Piketty, T. (2014). *Capital in the Twenty-First Century Translated by Arthur Goldhammer*. The Belknap Press of Harvard University Press.
- Ravallion, M. (2001). Growth, Inequality, and Poverty: Looking Beyond Averages. *Growth, Inequality, and Poverty: Prospects for Pro-Poor Economic Development*, November. <https://doi.org/10.1093/0199268657.003.0003>
- Reswara, K. (2025). Analisis Pengaruh Gini Rasio, Realisasi Belanja Bantuan Sosial, Tingkat Inflasi, Dan Pertumbuhan Ekonomi Terhadap Kedalaman Kemiskinan Di Wilayah CIAYUMAJAKUNING [UPN Veteran Jawa Timur]. In *Undergraduate thesis*. <https://repository.upnjatim.ac.id/id/eprint/37309>
- Ridwan, Y., Canon, S., Bumulo, F., & Jacobus, R. C. (2025). PENGARUH SEKTOR PERTANIAN, TENAGA KERJA SEKTOR PERTANIAN DAN NILAI TUKAR PETANI TERHADAP KEMISKINAN PEDESAAN DI KAWASAN INDONESIA TIMUR (KTI). *Jurnal Studi Ekonomi Dan Pembangunan (Jsep)*, 3(2), 589–599.
- Saputri, K., & Udjiyanto, D. W. (2023). Pengaruh Pertumbuhan Ekonomi, Ketimpangan Pendapatan, Investasi Domestik, Pendidikan, Swamedikasi, dan Pengangguran Terbuka terhadap Kedalaman Kemiskinan di Indonesia. *Ekopem: Jurnal Ekonomi Pembangunan*, 5(1), 29–38. <https://doi.org/10.32938/jep.v5i1.3948>
- Sen, A. (1999). Development as freedom. *Anchor Books, New York*, 384.
- Suryahadi, A., Suryadarma, D., & Sumarto, S. (2009). The effects of location and sectoral components of economic growth on poverty: Evidence from Indonesia. *Journal of Development Economics*, 89(1), 109–117. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2008.08.003>
- Todaro, M. P., & Smith, S. C. (2020). *Economic Development* (13th ed.). Pearson Education Limited. web: www.pearson.com/uk
- Utama, K. P., & Sari, L. K. (2023). Analisis Spasial Indeks Kedalaman Kemiskinan Tiga Provinsi di Pulau Jawa Tahun 2021. *Seminar Nasional Official Statistics*, 2023(1), 353–362. <https://doi.org/10.34123/semnasoffstat.v2023i1.1640>
- Warr, P. (2002). Poverty incidence and sectoral growth: Evidence from Southeast Asia. *UNU-WIDER Working Paper*, 2002/20(February), 1–17. <http://www.econstor.eu/handle/10419/53023>
- World Bank. (2025). *World Bank Commodities Price Data (The Pink Sheet) World Bank Commodities Price Data (The Pink Sheet) Description of Price Series. Apr-2015*, 9–11. http://siteresources.worldbank.org/INTPROSPECTS/Resources/334934-1111002388669/829392-1420582283771/Pnk_0415.pdf
- Zulgani, Z., Syaparuddin, S., Armandelis, A., & Amir, A. (2018). Poverty and Agriculture Development in Indonesia: Unfinishing Agenda. *American Scientific Research Journal for Engineering, Technology, and Sciences*, 50(1), 122–132. https://asrjetsjournal.org/index.php/American_Scientific_Journal/article/download/4503/1609