

Dampak Alih Fungsi Lahan Pertanian Terhadap Ketahanan Pangan Di Provinsi Jawa Tengah 2020-2024

The Impact Of Agricultural Land Conversion On Food Security In Central Java Province 2020-2024

Oktaviansyah Baranika Al Rovik^{1*}, Didit Purnomo²

Universitas Muhammadiyah Surakarta

oktaviansyah6920@gmail.com ; dp274@ums.ac.id

Abstract

The conversion of agricultural land to non-agricultural sectors such as industry, settlements, and infrastructure poses a serious threat to food security, especially in Central Java Province as one of the national food barns. This study aims to analyze the influence of Gross Regional Domestic Product (GRDP), the number of poor people, the Human Development Index (HDI), agricultural land area, and food production on the Food Security Index (IKP) in 35 districts/cities in Central Java Province in the period 2020–2024. The method used is a quantitative approach with panel data and Random Effect Model (REM) estimation using Stata MP17 software. The results of the analysis show that simultaneously all five independent variables have a significant effect on the IKP. Partially, GRDP and the number of poor people have a negative and significant effect on the IKP, while the area of agricultural land has a positive and significant effect. However, the HDI and food production do not have a significant effect. These findings indicate the need for protection of agricultural land and poverty alleviation as important strategies to maintain regional food security.

Keywords: Land Conversion, Food Security, GRDP, Human Development Index, Agricultural Land, Poverty, Central Java

Abstrak

Alih fungsi lahan pertanian menjadi sektor non-pertanian seperti industri, permukiman, dan infrastruktur menjadi ancaman serius terhadap ketahanan pangan, terutama di Provinsi Jawa Tengah sebagai salah satu lumbung pangan nasional. Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis pengaruh Produk Domestik Regional Bruto (PDRB), jumlah masyarakat miskin, Indeks Pembangunan Manusia (IPM), luas lahan pertanian, dan produksi pangan terhadap Indeks Ketahanan Pangan (IKP) di 35 kabupaten/kota di Provinsi Jawa Tengah pada periode 2020–2024. Metode yang digunakan adalah pendekatan kuantitatif dengan data panel serta estimasi model Random Effect Model (REM) menggunakan perangkat lunak Stata MP17. Hasil analisis menunjukkan bahwa secara simultan kelima variabel independen berpengaruh signifikan terhadap IKP. Secara parsial, PDRB dan jumlah masyarakat miskin memiliki pengaruh negatif dan signifikan terhadap IKP, sedangkan luas lahan pertanian berpengaruh positif dan signifikan. Namun, IPM dan produksi pangan tidak berpengaruh signifikan. Temuan ini menunjukkan bahwa perlu adanya perlindungan terhadap lahan pertanian serta pengentasan kemiskinan sebagai strategi penting untuk menjaga ketahanan pangan daerah.

Kata Kunci: Alih Fungsi Lahan, Ketahanan Pangan, PDRB, IPM, Lahan Pertanian, Kemiskinan, Jawa Tengah

1. Pendahuluan

Ketahanan pangan merupakan isu strategis yang tidak hanya berkaitan dengan ketersediaan pangan, namun juga aksesibilitas, stabilitas, dan pemanfaatan yang berkelanjutan oleh seluruh masyarakat. Di tengah pertumbuhan penduduk dan tekanan pembangunan, Indonesia menghadapi tantangan serius dalam menjaga ketahanan pangan, terutama akibat alih fungsi lahan pertanian menjadi sektor non-

pertanian seperti industri, permukiman, dan infrastruktur. Alih fungsi lahan yang masif mengancam kapasitas produksi pangan nasional dan memicu kerentanan pangan, baik secara spasial maupun temporal (Dewinta & Warlina, 2018). Di Jawa Tengah, yang dikenal sebagai lumbung pangan nasional, luas lahan sawah tercatat mencapai 1.049.661 hektare. Namun, laju alih fungsi yang tak terkendali menyebabkan kekhawatiran terhadap berkurangnya kemampuan daerah dalam menopang kebutuhan pangan regional maupun nasional (Suratha, 2014).

Produksi pangan merupakan salah satu indikator utama dalam mengukur ketahanan pangan suatu wilayah. Produksi yang menurun secara langsung berdampak pada menurunnya ketersediaan pangan dan tingginya ketergantungan terhadap impor, yang pada gilirannya berisiko terhadap ketahanan pangan nasional (Purnamasari et al., 2023). Di sisi lain, luas lahan pertanian sangat menentukan besaran produksi pangan. Penurunan lahan sawah akibat konversi mengurangi kapasitas produksi nasional dan memperbesar kesenjangan antara permintaan dan pasokan (Noviwiyanah & Yudhistira, 2024). Lebih lanjut, perubahan iklim global, degradasi tanah, serta tekanan ekonomi turut memperparah penurunan output pertanian (Daria et al., 2023). Ketimpangan spasial dalam produksi juga diperkuat oleh lemahnya sistem logistik pangan serta belum optimalnya distribusi antarwilayah (Wanger et al., 2024).

Indeks Ketahanan Pangan (IKP) sebagai variabel dependen dalam kajian ini merepresentasikan sejauh mana suatu daerah mampu menyediakan, mendistribusikan, dan memastikan pangan cukup secara berkelanjutan bagi masyarakatnya. IKP dipengaruhi oleh banyak faktor struktural dan fungsional. Pertama, PDRB suatu daerah mencerminkan kapasitas ekonomi dan produktivitas sektor pertanian yang menopang daya beli dan investasi dalam ketahanan pangan (Singh et al., 2025; Sari & Agustina, 2024). Daerah dengan PDRB tinggi cenderung memiliki infrastruktur yang lebih baik, akses pasar yang luas, serta sistem distribusi pangan yang efisien.

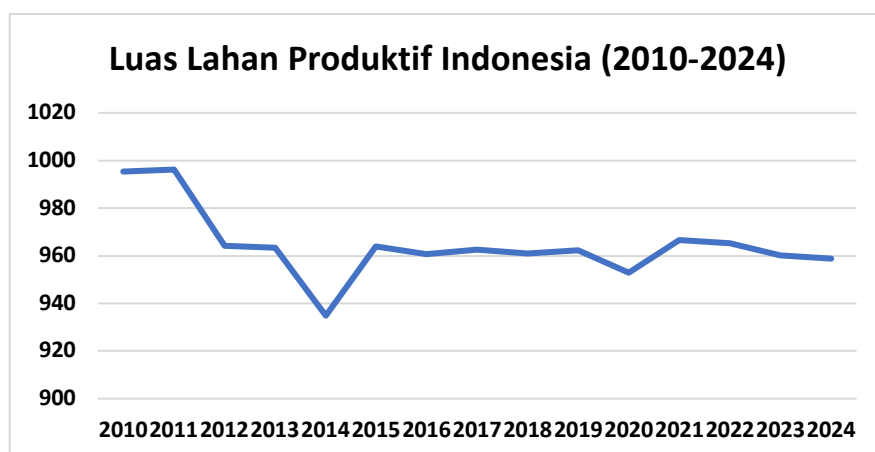
Kedua, IPM memainkan peran penting dalam dimensi akses dan utilisasi pangan. Daerah dengan IPM tinggi menunjukkan tingkat pendidikan, kesehatan, dan pendapatan yang lebih baik, yang semuanya memengaruhi kualitas konsumsi dan keamanan pangan rumah tangga (Budiman & Suhendi, 2024; Singh et al., 2025). Ketiga, jumlah masyarakat miskin menjadi cerminan kerentanan struktural terhadap pangan. Masyarakat miskin sangat rentan terhadap fluktuasi harga pangan dan gangguan pasokan, yang memperbesar kemungkinan terjadinya kerawanan pangan kronis maupun transien (Moncada et al., 2022; Nurahadiyatika et al., 2022).

Keempat, luas lahan pertanian sebagai faktor fisik penentu kapasitas produksi pangan harus dijaga dari tekanan alih fungsi, karena keterbatasan lahan dapat menyebabkan stagnasi atau penurunan produksi pangan domestik (Amanda et al., 2024). Kelima, total produksi pangan mencerminkan seberapa besar suplai pangan lokal tersedia untuk mencukupi kebutuhan masyarakat. Produksi pangan yang stabil dan meningkat dapat mengurangi ketergantungan impor dan menjaga ketersediaan pangan di tengah gejolak global (Kaputra, 2013).

Namun, penelitian yang memadukan kelima variabel tersebut secara simultan untuk menjelaskan ketahanan pangan di level regional, khususnya Jawa Tengah, masih terbatas. Banyak studi sebelumnya hanya fokus pada hubungan parsial antarvariabel, seperti hubungan antara luas lahan dan produksi, atau IPM dan

konsumsi. Padahal, ketahanan pangan merupakan fenomena kompleks yang tidak bisa dijelaskan dengan satu faktor tunggal. Oleh karena itu, terdapat research gap dalam memahami bagaimana faktor ekonomi, sosial, fisik, dan demografis secara bersamaan memengaruhi ketahanan pangan.

Urgensi penelitian ini semakin tinggi mengingat tren penurunan luas lahan pertanian yang berkelanjutan, pertumbuhan penduduk yang cepat, serta tekanan pembangunan di wilayah padat seperti Jawa Tengah. Dengan menganalisis secara empiris pengaruh PDRB, IPM, kemiskinan, luas lahan, dan produksi pangan terhadap indeks ketahanan pangan, diharapkan hasil kajian ini dapat memberikan masukan yang komprehensif bagi perumusan kebijakan yang lebih terintegrasi dan berkelanjutan dalam menjaga ketahanan pangan daerah.



Grafik 1. Luas Lahan

Grafik 1 menunjukkan tren penurunan luas lahan produktif di Indonesia selama periode 2010 hingga 2024. Pada awalnya, luas lahan produktif berada di kisaran 990 ribu hektare pada 2010–2011, namun mengalami penurunan tajam sekitar 30 ribu hektare pada 2012 hingga mencapai titik terendah di bawah 930 ribu hektare pada 2014. Meski sempat pulih pada 2015 dan cenderung stabil dalam rentang 950–965 ribu hektare setelahnya, grafik menunjukkan fluktuasi ringan yang mengindikasikan ketidakstabilan dalam perlindungan lahan produktif. Tren keseluruhan tetap menunjukkan arah penurunan meski tidak secepat awal dekade. Hal ini menunjukkan bahwa alih fungsi lahan tetap menjadi ancaman signifikan terhadap keberlanjutan produksi pangan nasional. Penurunan konsisten luas lahan produktif dari tahun ke tahun menegaskan urgensi kebijakan perlindungan lahan pertanian yang tegas dan berkelanjutan demi menjaga ketahanan pangan Indonesia.

2. Tinjauan Pustaka

Penelitian terkait alih fungsi lahan dan ketahanan pangan telah banyak dilakukan sebelumnya dengan berbagai pendekatan dan temuan yang beragam. Dewinta dan Warlina (2018) dalam penelitiannya di Kabupaten Cianjur menggunakan teknik analisis data kualitatif dan kuantitatif untuk menelaah dampak alih fungsi lahan terhadap ketahanan pangan. Hasilnya menunjukkan bahwa dalam kurun waktu 20 tahun ke depan, Kabupaten Cianjur diperkirakan tetap mengalami surplus beras. Surplus ini disebabkan oleh bertambahnya luas lahan dan meningkatnya

produktivitas sawah setiap tahunnya. Hal ini menunjukkan bahwa alih fungsi lahan belum memberikan dampak negatif signifikan terhadap produksi padi di wilayah tersebut.

Sementara itu, Mustopa dan Santosa (2011) melakukan penelitian di Kabupaten Demak untuk menganalisis faktor-faktor yang memengaruhi alih fungsi lahan pertanian. Penelitian ini menggunakan metode kuadrat terkecil biasa dan model semi logaritma yang dianalisis dengan regresi. Hasilnya mengungkapkan bahwa jumlah penduduk, jumlah industri, dan Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) secara keseluruhan berpengaruh positif terhadap tingkat alih fungsi lahan. Dengan kata lain, pertumbuhan ekonomi dan tekanan pembangunan menjadi faktor pendorong utama terjadinya konversi lahan pertanian ke sektor non-pertanian.

Penelitian lain dilakukan oleh Kurniasari dan Ariastita (2014) di Kabupaten Lamongan yang berfokus pada faktor-faktor yang memengaruhi alih fungsi lahan sebagai upaya prediksi perkembangan lahan pertanian. Metode yang digunakan adalah survei data sekunder melalui survei institusional dan studi literatur. Hasil penelitian ini menunjukkan bahwa rasio harga lahan dan aksesibilitas wilayah menjadi faktor utama dalam mendorong alih fungsi lahan. Selain itu, penelitian ini juga berhasil mengelompokkan kecamatan-kecamatan berdasarkan faktor dominan yang mempengaruhi konversi lahan di daerah tersebut.

Selanjutnya, Dewi (2013) melakukan penelitian di Kecamatan Gunungpati, Kota Semarang, dengan pendekatan kuantitatif dan menggunakan analisis spasial serta analisis deskriptif komparatif. Penelitian ini bertujuan untuk mengidentifikasi alih fungsi lahan pertanian menjadi lahan terbangun dan menggambarkan kondisi sosial ekonomi masyarakat pinggiran yang terdampak. Dengan menggunakan metode stratified random sampling terhadap 69 responden yang terdiri dari petani dan non-petani, ditemukan bahwa alih fungsi lahan memengaruhi kesejahteraan sosial ekonomi masyarakat, terutama dalam hal pekerjaan dan pola konsumsi.

Terakhir, Ayunita et al. (2021) menelaah pengendalian alih fungsi lahan pertanian pangan berkelanjutan dengan menggunakan pendekatan hukum normatif, yakni melalui telaah peraturan perundang-undangan. Hasil penelitian menunjukkan bahwa regulasi pemerintah tidak cukup efektif tanpa adanya kesadaran dan kepatuhan hukum dari masyarakat. Pemerintah perlu menata ulang kawasan hijau yang telah beralih fungsi dan memperkuat peraturan yang tidak hanya mengatur perlindungan lahan pertanian, tetapi juga memberdayakan petani dalam pengelolaan kawasan hijau secara berkelanjutan.

3. Metode

Penelitian ini menggunakan wilayah Provinsi Jawa Tengah sebagai populasi sekaligus sampel penelitian. Metode yang digunakan adalah **purposive sampling**, yaitu teknik pemilihan sampel berdasarkan pertimbangan atau kriteria tertentu yang relevan dengan tujuan penelitian. Penelitian ini merupakan penelitian **deskriptif kuantitatif**, yang bertujuan untuk menggambarkan dan menganalisis fenomena alih fungsi lahan pertanian serta dampaknya terhadap ketahanan pangan secara sistematis. Metode deskriptif kuantitatif melibatkan langkah-langkah terstruktur dalam memahami suatu kejadian dan menggunakan teknik statistik untuk mengidentifikasi pola hubungan antar variabel (Aminda et al., 2022).

Penelitian yang dilakukan menggunakan data sekunder. Data sekunder adalah data yang sudah dikumpulkan dan diolah oleh pihak lain. Penelitian dengan menggunakan data sekunder mencakup beberapa aspek yang berpengaruh terhadap alih fungsi lahan pertanian terhadap ketahanan pangan seperti luas lahan pertanian yang beralih fungsi, jenis penggunaan lahan pasca alih fungsi, produktivitas pertanian sebelum dan sesudah alih fungsi, pola tanam dan perubahan hasil pertanian. Penelitian ini meneliti satu provinsi yang mencakup 35 kabupaten dan kota sehingga menggunakan data panel. Data panel merupakan data gabungan antara time series dan cross section. Data panel memiliki keuntungan seperti dapat secara jelas mempertimbangkan perbedaan antar individu dengan memperbolehkan penggunaan variabel yang khusus untuk masing-masing individu (Nugraha, 2024). Data yang digunakan untuk penelitian dan analisis yang dilakukan adalah Data Badan Pusat Statistik, Jurnal dan Artikel ilmiah dan Dokumen Kebijakan.

Teknik Analisis Data

Penelitian ini menggunakan alat analisis regresi panel dengan bantuan perangkat lunak Stata MP17, serta dilengkapi dengan pengujian asumsi klasik untuk memastikan validitas model dan kelayakan parameter yang diestimasi. Data yang digunakan merupakan data panel dengan struktur cross section sebanyak 35 kabupaten dan kota di Provinsi Jawa Tengah, serta time series selama periode 2020–2024. Pendekatan data panel dipilih karena mampu menangkap dinamika antarwilayah dan waktu secara simultan. Metode ini juga telah terbukti efektif dalam berbagai studi sebelumnya, seperti yang dilakukan oleh Indrasto et al. (2025) dalam mengkaji prevalensi teknologi terhadap resistensi pembangunan manusia di era Society 5.0, serta Mumtaz dan Irawati (2025) yang meneliti pengaruh variabel keuangan terhadap return saham perusahaan makanan dan minuman menggunakan data panel periode 2021–2023.

1. Uji Asumsi Klasik

Penelitian ini menggunakan model regresi linier berganda untuk menganalisis hubungan antara variabel bebas dan variabel terikat. Sebelum model ini dapat digunakan secara valid, penting untuk memastikan bahwa asumsi-asumsi klasik regresi terpenuhi agar hasil analisis tidak bias dan dapat diandalkan. Maka, langkah awal yang dilakukan adalah melakukan uji asumsi klasik, yang meliputi uji normalitas untuk memeriksa distribusi residual, uji multikolinearitas untuk melihat apakah terdapat hubungan yang tinggi antarvariabel bebas, uji heteroskedastisitas untuk menguji kesamaan varians error, dan uji autokorelasi untuk memastikan bahwa error tidak saling berkorelasi satu sama lain (Nisa & Lubis, 2025). Pemenuhan asumsi-asumsi ini bertujuan agar model regresi yang dibangun memenuhi karakteristik BLUE (Best Linear Unbiased Estimator) dan hasil estimasi dapat diinterpretasikan secara valid dalam konteks penelitian.

a. Uji Normalitas

Uji normalitas bertujuan untuk mengevaluasi apakah residual dalam model regresi memiliki distribusi normal, karena salah satu syarat penting dalam regresi linier klasik adalah residual harus terdistribusi normal agar hasil estimasi tidak bias (Nisa & Lubis, 2025). Model regresi yang baik ditandai dengan residual yang menyebar secara

simetris di sekitar nilai nol atau mendekati distribusi normal. Dalam penelitian ini, pengujian normalitas dilakukan menggunakan uji statistik parametrik Jarque-Bera. Uji ini menggabungkan informasi dari skewness dan kurtosis untuk menguji penyimpangan dari distribusi normal. Dasar pengambilan keputusan dalam uji Jarque-Bera dilakukan dengan merumuskan hipotesis nol (H_0) bahwa residual berdistribusi normal, dan hipotesis alternatif (H_1) bahwa residual tidak berdistribusi normal, lalu dibandingkan nilai probabilitas (p-value) dengan tingkat signifikansi yang ditentukan. Dasar pengambilan keputusan dari normalitas Jarque-Bera dengan membuat hipotesis:

H_0 : Data residual berdistribusi normal

H_a : Data residual tidak berdistribusi normal

Pedoman yang digunakan dalam pengambilan keputusan adalah sebagai berikut:

- i. Jika nilai signifikansi atau nilai probabilitas $> 0,05$; maka H_0 diterima atau berdistribusi normal.
 - ii. Jika nilai signifikansi atau nilai probabilitas $< 0,05$; maka H_0 ditolak atau data tidak berdistribusi.
- b. Uji Linieritas
- Uji Ramsey RESET digunakan untuk menguji apakah model regresi terspesifikasi dengan benar atau mengandung kesalahan spesifikasi, seperti hilangnya variabel penting atau bentuk hubungan yang tidak sesuai. Uji ini dilakukan dengan menambahkan kuadrat atau pangkat dari nilai prediksi ke dalam model, lalu melihat apakah tambahan tersebut signifikan. Jika signifikan, model awal dianggap tidak valid secara struktural. Dalam penelitian ini, uji Ramsey RESET berperan penting untuk memastikan bahwa hubungan antara variabel bebas dan indeks ketahanan pangan dibangun dengan spesifikasi model yang tepat dan tidak bias.
- c. Uji Heterokedastisitas
- Uji Heterokedastisitas diuji dengan metode Breusch-Pagan dengan menyusun regresi antara nilai absolut residual dengan variabel bebas. Apabila masing-masing variabel bebas tidak berpengaruh signifikan terhadap absolut residual ($\alpha = 0,05$) maka dalam model regresi tidak terjadi gejala heterokedastisitas (Sanusi, 2016). Jika hasil pengujian $>0,05$ maka dapat disimpulkan bahwa tidak ada masalah heterokedastisitas atau varians bersifat homokedastis.
- d. Uji Multikolinearitas
- Uji multikolinearitas dilakukan untuk mengetahui apakah terdapat korelasi yang tinggi antar variabel bebas (independen) dalam model regresi, karena keberadaan multikolinearitas dapat menyebabkan distorsi dalam interpretasi koefisien regresi dan menurunkan keakuratan model (Setiawan & Nurhadi, 2020). Pengujian ini dilakukan dengan melihat nilai tolerance dan Variance Inflation Factor (VIF). Jika nilai tolerance lebih besar dari 0,10 dan VIF kurang dari 10, maka dapat disimpulkan bahwa tidak terjadi

multikolinearitas. Sebaliknya, jika nilai tolerance kurang dari atau sama dengan 0,10 dan VIF lebih besar dari atau sama dengan 10, maka multikolinearitas dianggap terjadi dalam model. Oleh karena itu, model regresi yang baik adalah model yang memiliki nilai tolerance tinggi dan VIF rendah, sehingga menghasilkan estimasi parameter yang stabil dan dapat diinterpretasikan dengan baik.

2. Pengujian Model

a. Common Effect Model

Common Effect Model atau CEM merupakan model estimasi yang mengintegrasikan seluruh data cross section dan melibatkan data time series. Dalam model estimasi CEM memerlukan pendekatan Spasial Autoregressive(SAR) untuk memperkirakan parameternya (Maharani & Setyowati, 2024).

Dalam penelitian (Zarkasi et al., 2021) dalam model CEM, semua data digabungkan tanpa mempertimbangkan perbedaan waktu dan individu. Sehingga menghasilkan satu dataset yang mencakup variabel dependen dan variabel independen. Persamaan model Common Effect Mode (CEM) sebagai berikut:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1it} + \varepsilon_{it}$$

$$FSI_{it} = \alpha + \beta_1(CLA_{it}) + \beta_2(PCLU_{it}) + \beta_3(AP_B_{it}) + \beta_4(AP_A_{it}) + \beta_5(CP_{it}) + \beta_6(\Delta Y_{it}) + \varepsilon_{it}$$

b. Fixed Effect Model

Menurut (Maharani & Setyowati, 2024) juga menjelaskan mengenai Fixed Effect Model atau FEM dalam penelitiannya yaitu model dimana intersep dapat bervariasi dari waktu ke waktu karena adanya perbedaan karakteristik antara objek yang di analisis. Perbedaan periode juga diperhitungkan dalam model ini. Biasanya untuk melakukan estimasi terhadap parameter yang nilai pastinya tidak diketahui, dapat ditambahkan variabel dummy yang biasa disebut sebagai Least Square Dummy Variable (LSDV).

Sedangkan menurut (Madany et al., 2022) model Fixed Effect Model pada data panel mengasumsikan bahwa koefisien slope untuk setiap variabel tetap konstan. Intersep pada data panel menggunakan model ini bervariasi setiap unit cross section. Untuk membedakannya menggunakan variabel dummy atau dikenal dengan model LSDV, berikut model estimasinya:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \alpha_i + \mu_{it}$$

$$FSI_{it} = \alpha_i + \beta_1(CLA_{it}) + \beta_2(PCLU_{it}) + \beta_3(AP_B_{it}) + \beta_4(AP_A_{it}) + \beta_5(CP_{it}) + \beta_6(\Delta Y_{it}) + \varepsilon_{it}$$

Dimana:

α_i adalah intercept yang berbeda untuk setiap kabupaten/kota (fixed individual effect).

- Slope tetap sama, tetapi intercept berubah antar individu.

- Cocok jika asumsi bahwa ada faktor tetap yang tidak terobservasi namun memengaruhi FSI.

Y_{it} = Nilai variabel terikat individu ke-i untuk periode ke-t

X_{1it} , X_{2it} = Nilai variabel bebas ke-k untuk individu ke-1 dan tahun ke-t

α_1 = Potensi korelasi variabel bebas

β = Parameter

μ_{it} = Error term

c. Random Effect Model

Random Effect Model atau REM merupakan metode statistik yang digunakan untuk menganalisis data panel. Model ini memungkinkan peneliti untuk menangkap interaksi kompleks yang dapat muncul dalam data yang melibatkan beberapa entitas selama periode waktu yang berbeda. REM cocok digunakan ketika error term saling berhubungan, baik diantara waktu yang berbeda ataupun individu yang berbeda (Kristianto et al., 2024).

Pada model REM menggunakan metode Generalized Least Square (GLS) cross section weight. GLS sendiri merupakan metode yang digunakan untuk mengestimasi parameter pada model regresi. GLS berbeda dengan OLS, GLS memperhitungkan struktur varians dari error term. Pada metode ini dapat dapat mengatasi masalah autokorelasi, heteroskedastisitas yang menyebabkan ketidak efisienan (Septiantoro et al., 2020).

3. Pemilihan Model Estimasi Regresi Data Panel

Analisis data panel merupakan pendekatan yang semakin banyak digunakan dalam studi empiris ekonomi karena kemampuannya menggabungkan dimensi waktu dan individu, sehingga menghasilkan estimasi yang lebih kaya dan akurat. Dalam konteks ini, pemilihan model estimasi yang tepat menjadi krusial untuk menghasilkan kesimpulan yang valid. Model estimasi panel seperti Fixed Effect Model (FEM), Common Effect Model (CEM), dan Random Effect Model (REM) menawarkan kerangka yang berbeda dalam menangkap variasi antar unit dan waktu. Oleh karena itu, sebelum menentukan model yang paling sesuai, perlu dilakukan serangkaian uji diagnostik. Dua uji utama yang sering digunakan adalah Uji Chow, untuk memilih antara CEM dan FEM, serta Uji Hausman, yang digunakan untuk membandingkan FEM dan REM.

Beberapa studi telah menunjukkan efektivitas pendekatan analisis panel dalam mengungkap dinamika variabel ekonomi yang kompleks. Misalnya, Mumtaz dan Irawati (2025) menggunakan pendekatan ini untuk menganalisis pengaruh faktor keuangan terhadap return saham sektor makanan dan minuman. Widyaka (2025) juga mengaplikasikan analisis panel dalam mengevaluasi dampak kebijakan EUDR terhadap ekspor sektor agrikultur. Sementara itu, Indrasto et al. (2025) memanfaatkan data panel untuk mengeksplorasi hubungan antara teknologi dan resistensi pembangunan manusia di era Society 5.0. Ketiga studi tersebut menunjukkan bahwa dengan pemilihan model estimasi yang tepat melalui uji panel yang relevan, analisis panel tidak hanya efektif, tetapi juga esensial dalam menjawab persoalan-persoalan empiris yang bersifat multidimensional dan dinamis.

a. Uji Chow

Uji Chow merupakan salah satu metode pengujian dalam analisis data panel yang digunakan untuk menentukan apakah model *Common Effect* (CEM) atau *Fixed Effect Model* (FEM) lebih tepat digunakan dalam suatu penelitian. Pengujian ini didasarkan pada asumsi bahwa jika tidak terdapat perbedaan yang signifikan antar individu atau entitas dalam panel, maka model CEM yang lebih sederhana dapat digunakan (Septiantoro et al., 2020). Namun, jika terdapat perbedaan karakteristik yang signifikan antar entitas, maka model FEM lebih sesuai karena mampu menangkap efek individual tersebut. Uji Chow dilakukan dengan membandingkan nilai residual sum of squares (RSS) dari kedua model, dan hasilnya digunakan untuk menguji signifikansi melalui uji F. Jika nilai F hitung lebih besar dari F tabel, maka hipotesis nol ditolak, dan model FEM dinilai lebih tepat dibandingkan CEM.

Dengan hipotesis:

H_0 : *Common Effect Model*

H_A : *Fixed Effect Model*

Untuk menentukan model yang terbaik dapat dilihat dengan menggunakan nilai probabilitas Cross-Section F. Jika probabilitasnya $> \alpha$ 0,05 maka model yang terpilih adalah Common Effect Model. Sebaliknya jika nilai Probabilitas $F < \alpha$ 0,05 maka dapat disimpulkan model yang terpilih adalah Fixed Effect Model.

b. Uji Hausman

Uji Hausman merupakan salah satu metode penting dalam analisis data panel yang digunakan untuk menentukan apakah model Fixed Effect (FEM) atau Random Effect Model (REM) lebih sesuai digunakan dalam suatu penelitian. Uji ini menguji apakah terdapat korelasi antara variabel independen dan efek individual dalam model. Jika terdapat korelasi yang signifikan, maka model FEM lebih tepat karena dapat mengatasi potensi bias akibat korelasi tersebut. Sebaliknya, jika tidak ada korelasi, maka model REM lebih efisien karena mempertimbangkan variasi antar individu sebagai komponen acak (Septiantoro et al., 2020). Pengujian dilakukan dengan membandingkan hasil estimasi kedua model menggunakan statistik uji Hausman, di mana jika nilai probabilitas lebih kecil dari tingkat signifikansi (biasanya 0,05), maka model FEM dipilih. Jika tidak, model REM dianggap lebih sesuai. Dengan hipotesis:

H_0 : *Random Effect Model*

H_A : *Fixed Effect Model*

Untuk menentukan model mana yang terpilih dapat dilihat dari nilai probabilitas Chi-Square. Apabila nilai probabilitas Chi-Square $> \alpha$ 0,10 maka model yang terpilih adalah Random Effect Model. Sebaliknya, apabila nilai probabilitas Chi-Square $< \alpha$ 0,10 maka model yang terpilih dan digunakan dalam penelitian adalah model Fixed Effect Model.

4. Pengujian Hipotesis

Langkah selanjutnya adalah teknik pengujian hipotesis yang digunakan untuk mengetahui apakah terdapat pengaruh yang signifikan dari variabel independen terhadap harga saham dengan Uji Statistik F dan Uji t.

a. Koefisien Determinasi (R^2)

Koefisien determinasi (R^2) menggambarkan proporsi variasi total dalam variabel dependen yang dapat dijelaskan oleh variabel independen dalam suatu model regresi. Semakin besar nilai R^2 (mendekati 1), maka ketepatan model dalam memprediksi variabel dependen dianggap semakin baik. Jika $R^2 = 0$, berarti tidak ada hubungan antara variabel independen dan dependen, atau model regresi yang dibentuk tidak tepat. Sebaliknya, jika $R^2 = 1$, maka model dapat menjelaskan variabel dependen secara sempurna. Menurut Nisa & Lubis (2025), koefisien determinasi digunakan untuk mengukur sejauh mana kemampuan model dalam menerangkan variasi variabel dependen. Nilai R^2 berkisar antara 0 hingga 1. Namun, dalam model yang memiliki lebih dari satu variabel independen, digunakan koefisien determinasi yang disesuaikan (Adjusted R^2). Adjusted R^2 memperhitungkan jumlah variabel independen dan ukuran sampel, sehingga memberikan ukuran yang lebih akurat terhadap seberapa baik model menjelaskan variabel dependen tanpa bias akibat penambahan variabel yang tidak relevan.

b. Uji F (Simultan)

Uji F digunakan dalam regresi linear untuk menguji signifikansi model secara keseluruhan, yaitu apakah variabel independen secara bersama-sama memiliki pengaruh terhadap variabel dependen (Sugiyono, 2018). Hasil pengujian hipotesis secara simultan (uji F), diperoleh dari hasil F hitung dengan melihat nilai signifikan. Hipotesis yang akan diuji sebagai berikut:

H_0 : Tidak semua variabel independen berpengaruh secara simultan terhadap variabel dependen

H_a : Semua variabel independent berpengaruh secara simultan terhadap variabel dependen

Uji ini dilakukan dengan membandingkan signifikansi Fhitung dengan Ftabel dengan ketentuan: 1) Jika Fhitung < Ftabel, maka H_0 diterima dan H_a ditolak untuk $\alpha = 5\%$, 2) Jika Fhitung > Ftabel, maka H_a diterima dan H_0 ditolak untuk $\alpha = 5\%$.

c. Uji t (Parsial)

Menurut Baltagi (2021), uji parsial atau uji t bertujuan untuk mengetahui seberapa besar pengaruh masing-masing variabel independen secara individual terhadap variabel dependen dalam model regresi. Uji ini penting untuk mengidentifikasi kontribusi spesifik dari setiap variabel bebas terhadap perubahan variabel terikat. Dalam penelitian ini, taraf signifikansi yang digunakan adalah 0,05. Adapun kriteria pengambilan keputusan dalam uji ini adalah: jika nilai signifikansi (p-value) lebih kecil dari 0,05, maka H_0 ditolak, yang berarti variabel independen tersebut berpengaruh signifikan

terhadap variabel dependen. Sebaliknya, jika nilai signifikansi lebih besar dari 0,05, maka H_0 diterima, artinya variabel independen tidak berpengaruh signifikan. Uji parsial membantu memastikan bahwa setiap variabel bebas memang layak dipertahankan dalam model regresi yang dibangun.

Kriteria penerimaan atau penolakan H_0 yaitu sebagai berikut:

- i. Produk Domestik Bruto
 H_0 : Produk Domestik Bruto tidak berpengaruh signifikan terhadap Indeks Ketahanan Pangan di Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Tengah
 H_a : Produk Domestik Bruto berpengaruh signifikan terhadap Indeks Ketahanan Pangan di Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Tengah
- ii. Jumlah Masyarakat Miskin
 H_0 : Jumlah Masyarakat Miskin tidak berpengaruh signifikan terhadap Indeks Ketahanan Pangan di Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Tengah
 H_a : Jumlah Masyarakat Miskin berpengaruh signifikan terhadap Indeks Ketahanan Pangan di Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Tengah
- iii. Indeks Pembangunan Manusia
 H_0 : Indeks Pembangunan Manusia tidak berpengaruh signifikan terhadap Indeks Ketahanan Pangan di Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Tengah
 H_a : Indeks Pembangunan Manusia berpengaruh signifikan terhadap Indeks Ketahanan Pangan di Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Tengah
- iv. Luas Lahan Pertanian
 H_0 : Luas Lahan Pertanian tidak berpengaruh signifikan terhadap Indeks Ketahanan Pangan di Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Tengah
 H_a : Luas Lahan Pertanian berpengaruh signifikan terhadap Indeks Ketahanan Pangan di Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Tengah
- v. Produksi Pangan
 H_0 : Produksi Pangan tidak berpengaruh signifikan terhadap Indeks Ketahanan Pangan di Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Tengah
 H_a : Produksi Pangan berpengaruh signifikan terhadap Indeks Ketahanan Pangan di Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Tengah

Kriteria pengambilan keputusan berdasarkan *p-value* pada tingkat kepercayaan 95% atau tingkat signifikan sebesar 0,05 adalah sebagai berikut:

Jika $p\text{-value} > 0.05$, maka H_0 diterima. Artinya, tidak berpengaruh signifikan secara parsial.

Jika p-value < 0.05, maka H_0 ditolak. Artinya, terdapat pengaruh signifikan secara parsial.

Jika thitung < t tabel < t hitung < -t tabel, maka H_0 diterima.

Jika thitung < t tabel < t hitung atau t hitung > t tabel, maka H_0 ditolak.

4. Hasil Dan Pembahasan

Uji Asumsi Klasik

Tabel 4.1 Hasil Uji Asumsi Klasik

Uji	X^2	Prob.
Normalitas (Jacque-Berra)	1,547	0,4614
Linieritas (Ramsey-RESET)	0,74	0,5292
Heterokedastisitas (Breuch-Pagan)	0,72	0,3695
Multikolinearitas	Variabel	Nilai VIF
	logPDRB	3.03
	POV	2.73
	IPM	1.83
	LHN	1.73
	logPGN	1.53

- a. Uji Normalitas (Jacque-Berra)
Uji Jarque-Bera (JB) digunakan untuk menguji apakah residual dalam model regresi terdistribusi secara normal. Hasil uji menunjukkan bahwa probabilitas JB sebesar 0,1144, yang lebih besar dari taraf signifikansi $\alpha = 0,05$. Dengan demikian, dapat disimpulkan bahwa residual dalam model memenuhi asumsi kenormalan, yang merupakan salah satu syarat penting dalam analisis regresi.
- b. Uji Linieritas (Ramsey-RESET)
Uji Ramsey RESET digunakan untuk menguji apakah model regresi terspesifikasi dengan benar atau mengandung kesalahan spesifikasi, seperti hilangnya variabel penting atau bentuk hubungan yang tidak sesuai. Hasil uji menunjukkan bahwa probabilitas RESET sebesar 0,5292, yang lebih besar dari taraf signifikansi $\alpha = 0,05$. Dengan demikian, dapat disimpulkan bahwa model memenuhi asumsi linieritas, yang merupakan salah satu syarat penting dalam analisis regresi.
- c. Uji Heterokedastisitas (Breusch-Pagan)
Uji Breusch-Pagan digunakan untuk menguji apakah residual dalam model memiliki varians yang konstan (homoskedastisitas) atau tidak. Hasil uji menunjukkan bahwa probabilitas χ^2 sebesar 0,2312, yang lebih besar dari 0,05, sehingga dapat disimpulkan bahwa residual dalam model bersifat homoskedastis dan tidak terdapat masalah heteroskedastisitas.
- d. Uji Multikolinearitas (VIF)
Uji multikolinearitas dilakukan untuk melihat apakah terdapat hubungan yang tinggi antar variabel independen dalam model. Hasil pengujian menunjukkan bahwa nilai Variance Inflation Factor (VIF) < 10 untuk seluruh

variabel independen, sehingga dapat disimpulkan bahwa model tidak mengalami masalah multikolinearitas.

Pemilihan Model

Estimasi pada model regresi data panel dilakukan dengan tiga pendekatan, yaitu *Common Effects Model* (CEM), *Fixed Effects Model* (FEM), dan *Random Effects Model* (REM). Hasil estimasi model data panel ditampilkan pada Tabel 4.2.

Tabel 4.2 Hasil Regresi CEM, FEM dan REM

Variabel	Koefisien Regresi		
	CEM	FEM	REM
Konstanta	80,936*	98,053*	80.936*
Produk Domestik Regional Bruto	-2,7567*	-2,778*	-2,7567*
Jumlah Masyarakat Miskin	-0,6217*	-0,737*	-0,6217*
Indeks Pembangunan Manusia	0,2248	0,0674	0,2248
Luas Lahan Pertanian	0,0007*	0,0001*	0,0007*
Total Produksi Pangan	-0,2105	-0,6882	-0,2105
R^2	0,362	0,356	0,399
Prob F -statistik	0,000	0,000	0,000

(1) Uji Chow
Cross-section $F_{(25, 99)} = 2,981$; Prob. $F = 0,0001$

(2) Uji Hausman
Cross-section random $\chi^2_{(4)} = 4,15$; Prob $\chi^2 = 0,3857$

Keterangan: Tanda signifikansi * adalah 5%

Setelah melakukan regresi CEM, FEM, dan REM, perlu dilakukan dua pengujian untuk menentukan model manakah yang terpilih untuk digunakan dalam mengestimasi data panel. Pertama, Uji Chow dilakukan untuk menentukan model yang terpilih antara CEM dan FEM. Kedua, Uji Hausman dilakukan untuk menentukan model yang terpilih antara FEM dan CEM. Ketentuan dalam Uji Chow adalah apabila probabilitas F -statistik $< \alpha$, maka H_0 ditolak, yang artinya FEM adalah model yang terbaik untuk digunakan daripada CEM. Ketentuan dalam Uji Hausman adalah apabila probabilitas $\chi^2 < \alpha$, maka H_0 ditolak, sehingga FEM adalah model yang lebih tepat digunakan dibandingkan REM.

Berdasarkan tabel 4.5 menunjukkan hasil Uji Chow dengan probabilitas *Cross-section* F sebesar $0,000 < \alpha (0,05)$. Dengan demikian, H_0 ditolak, sehingga FEM adalah model terbaik yang akan digunakan untuk mengestimasi data panel. Hasil Uji Hausman menunjukkan probabilitas χ^2 sebesar $0,3857 > \alpha (0,05)$, sehingga H_0 ditolak, yang berarti REM adalah model yang lebih tepat digunakan. Maka model yang digunakan dalam penelitian ini adalah REM.

Tabel 4.3 Hasil Regresi REM

$IKP_{it} = 80,936^* - 2,756 \log PDRB_{it}^* - 0,621 POVI_{it}^{***} + 0,224 IPM_{it}$ $+ 0,007 LHN_{it}^* - 0,210 \log PGN_{it}$
$R^2 = 0,3993$; $F_{(5,99)} = 10,99$ Prob. F -stat = 0,000

Keterangan: Tanda signifikansi * adalah 5%

Berdasarkan tabel 4.7, nilai probabilitas F-statistik yang diperoleh adalah 0,000, yang lebih kecil dari α (0,05). Hal ini menunjukkan bahwa hipotesis nol (H_0) dapat ditolak. Maka, dapat disimpulkan bahwa produk domestik bruto, jumlah masyarakat miskin, indeks pembangunan manusia, luas lahan pertanian, dan produksi pangan memiliki pengaruh yang signifikan secara simultan terhadap indeks ketahanan pangan di kabupaten/kota di Provinsi Jawa Tengah pada periode 2020 – 2024. Koefisien determinasi (R^2) yang diperoleh adalah 0,3993 yang mengindikasikan bahwa 39,93% variasi indeks ketahanan pangan dapat dijelaskan oleh variasi produk domestik bruto, jumlah masyarakat miskin, indeks pembangunan manusia, luas lahan pertanian, dan produksi pangan. Sementara itu, 60,07% sisanya dipengaruhi oleh variabel lain yang tidak tercakup dalam model yang telah diestimasi.

Variabel	Koefisien	Prob. t	Kesimpulan
Produk Domestik Regional Bruto	-2,756	0,008	β_1 signifikan pada α 0,05
Jumlah Masyarakat Miskin	-0,621	0,000	β_2 signifikan pada α 0,05
	0,224	0,094	β_3 tidak signifikan pada α 0,05
Indeks Pembangunan Manusia			
Luas Lahan Pertanian	0,007	0,000	β_4 signifikan pada α 0,05
	-0,210	0,560	β_5 tidak signifikan pada α 0,05
Total Produksi Pangan			

Tabel 4.4 Hasil uji t

Berdasarkan hasil uji t yang ditunjukkan pada Tabel 4.4, diketahui bahwa dari lima variabel independen yang diteliti terhadap indeks ketahanan pangan, tiga di antaranya menunjukkan pengaruh yang signifikan pada tingkat signifikansi 5%, yaitu Produk Domestik Bruto, Jumlah Masyarakat Miskin, dan Luas Lahan Pertanian. Produk Domestik Bruto memiliki koefisien sebesar -2,756 dengan p-value 0,008, jauh di bawah ambang signifikansi 0,05. Ini menunjukkan bahwa variabel logPDRB berpengaruh negatif dan signifikan terhadap nilai perusahaan. Dengan kata lain, setiap peningkatan 1 persen pada logPDRB akan menurunkan Indeks Ketahanan Pangan sebesar 0,02756 poin, dengan asumsi variabel lainnya tetap konstan.

Selanjutnya, Jumlah Masyarakat Miskin juga terbukti signifikan dengan koefisien -0,621 dan p-value 0,000. Ini berarti bahwa variabel POV memiliki pengaruh negatif terhadap Indeks Ketahanan Pangan. Maka, setiap kenaikan seribu jiwa masyarakat miskin akan diikuti dengan penurunan Indeks Ketahanan Pangan sebesar 0,621 satuan. Terakhir Luas Lahan Pertanian terbukti signifikan dengan koefisien 0,007 dan p-value 0,000. Ini mengartikan bahwa variabel LHN juga memiliki pengaruh positif dan signifikan terhadap Indeks Ketahanan Pangan. Maka, setiap kenaikan 1 hektar lahan akan meningkatkan indeks ketahanan pangan sebesar 0,007. Variabel IPM yaitu Indeks Pembangunan Manusia dan variabel Total Produksi Pangan tidak signifikan, maka tidak perlu diinterpretasikan.

Estimasi dalam model regresi data panel dilakukan menggunakan tiga metode, yaitu Common Effects Model (CEM), Fixed Effects Model (FEM), dan Random Effects Model (REM).. Hasil estimasi data panel ekspor ditampilkan pada

Penelitian ini bertujuan untuk menilai dampak Produk Domestik Daerah Bruto (PDRB), kuantitas lembaga pendidikan, investasi modal domestik dan tingkat indeks harga konsumen terhadap disparitas pendapatan di 8 Provinsi Pulau Sumatera selama

rentang waktu 2020-2024. Menggunakan metodologi Ordinary Least Squares (OLS), Tabel 2 menyajikan sintesis temuan estimasi OLS di samping verifikasi asumsi yang mendasarinya, mencakup validitas model dan signifikansi statistik.

Tabel 2
Hasil Estimasi OLS

$GINI_{it} = 0,5390 - 0,0170logPDRB_{it} + 0,0135logSKLH_{it} + 0,0085logINV_{it} - 0,0015IHK_{it}$
(0,000)** (0,060) (0,001)** (0,005)**
$R^2 = 0,4261$; F-Stat(4,35) = 6,50; Sig. F-Stat = 0,0005
Uji Diagnosis
Multikolinieritas (VIF)
$logPDRB = 2,31$; $logSKLH = 2,22$; $logINV = 1,07$; <i>Indeks harga konsumen</i> = 1,00
Normalitas (Uji Jarque-Bera)
$\chi^2(2) = 3,6571$ Sig. $\chi^2(2) = 0,1606$
Heteroskedastisitas (White No Cross Term)
$\chi^2(14) = 20,96$ Sig. $\chi^2(14) = 0,1027$
Linieritas (Ramsey Reset)
Fstat(3,32) = 1,38 Prob.F(3,32) = 0,2676

*Keterangan: **Signifikan pada $\alpha = 0,05$*

Sumber: Pengolahan Stata MP17

Hasil tes statistik menunjukkan bahwa model yang digunakan dalam penelitian ini menganut beberapa asumsi kritis. Tes Jarque-Bera (JB) menghasilkan probabilitas 0,1606, melebihi tingkat signifikansi α 0,05, yang menunjukkan bahwa residu mengikuti distribusi normal, sehingga memenuhi kriteria normalitas residual. Selain itu, Uji White No Cross Term, dengan probabilitas χ^2 0,1027 (yang di atas 0,05), menegaskan bahwa residu model menunjukkan homoskedastisitas, menunjukkan varians konstan dan meniadakan masalah heteroskedastisitas. Selain itu, tidak ada variabel independen yang memiliki Faktor Indeks harga konsumen Varians (VIF) melebihi 10, sehingga menghilangkan kekhawatiran mengenai potensi multikolinieritas. Disisi lain uji Linieritas Ramsey Reset menunjukkan Sig.F 0,2676 yang lebih besar dari 0,05 yang dapat disimpulkan bahwa model memiliki spesifikasi yang sesuai.

Temuan dari F Test mengungkapkan bahwa probabilitas yang terkait dengan statistik F adalah 0,005, yang kurang dari tingkat signifikansi α 0,05. Hal ini menunjukkan bahwa, secara agregat, variabel independen termasuk Produk Domestik Regional Bruto, Jumlah Sekolah, Investasi Dalam Negeri, dan Indeks Harga Konsumen memberikan pengaruh yang signifikan secara statistik terhadap ketidaksetaraan pendapatan di 8 Provinsi Pulau Sumatera. Koefisien determinasi (R^2) sebesar 0,4261 menunjukkan bahwa 42,61% dari varians ketidaksetaraan pendapatan di Pulau Jawa dapat dijelaskan oleh fluktuasi variabel tersebut, sedangkan sisanya 57,29% disebabkan oleh faktor-faktor yang tidak tercakup oleh model ini. Menurut Tabel 2, koefisien yang signifikan secara statistik meliputi β_1 , β_3 dan β_4 , yang menunjukkan bahwa variabel independen dengan dampak substansial terhadap ketidaksetaraan pendapatan di 8 Provinsi Pulau Sumatera adalah PDRB, investasi domestik dan indeks harga konsumen. Sebaliknya, jumlah lembaga pendidikan tidak menunjukkan signifikansi.

Berdasarkan hasil pada tabel 2 menunjukkan PDRB signifikan memengaruhi ketimpangan di 8 Provinsi Pulau Sumatera. Setiap kenaikan 1% PDRB akan menurunkan ketimpangan di 8 Provinsi Pulau Sumatera sebesar 0,0170 poin. Kemudian Investasi Dalam Negeri juga menunjukkan signifikansi terhadap ketimpangan di 8 Provinsi Pulau Sumatera. Setiap kenaikan 1% Investasi Dalam Negeri akan meningkatkan ketimpangan di 8 Provinsi Pulau Sumatera sebesar 0,0085 poin. Selanjutnya, Indeks Harga Konsumen menunjukkan pengaruh yang signifikan terhadap ketimpangan di 8 Provinsi Pulau Sumatera. Setiap kenaikan 1 poin Indeks Harga Konsumen akan menurunkan ketimpangan di 8 Provinsi Pulau Sumatera sebesar 0,0015 poin.

Hubungan Produk Domestik Regional Bruto terhadap Indeks Ketahanan Pangan

Pertumbuhan Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) terbukti memiliki hubungan yang signifikan dan positif terhadap ketahanan pangan suatu wilayah. Peningkatan PDRB mencerminkan pertumbuhan ekonomi yang memberikan ruang fiskal lebih besar bagi pemerintah daerah untuk berinvestasi dalam sektor-sektor strategis, termasuk pertanian, infrastruktur distribusi pangan, serta program sosial untuk mengurangi kerawanan pangan. Penelitian Kusuma et al. (2025) menunjukkan bahwa wilayah dengan pertumbuhan PDRB yang stabil mengalami peningkatan indeks ketahanan pangan, terutama ketika pertumbuhan tersebut dibarengi dengan intervensi kebijakan yang mendukung produktivitas pertanian dan efisiensi logistik. Nisa & Lubis (2025) juga menegaskan bahwa dalam konteks Indonesia, PDRB memainkan peran penting dalam memperluas akses masyarakat terhadap pangan, baik melalui peningkatan daya beli maupun penyediaan layanan publik yang berkaitan dengan pangan dan gizi. Dengan kata lain, pertumbuhan ekonomi regional tidak hanya meningkatkan ketersediaan pangan, tetapi juga memperkuat dimensi aksesibilitas dan pemanfaatannya.

Lebih lanjut, korelasi positif antara PDRB dan ketahanan pangan juga mencerminkan pentingnya pendekatan ekonomi dalam memperkuat sistem pangan lokal. Prabayanti (2022) menemukan bahwa kabupaten-kabupaten dengan peningkatan PDRB yang dialokasikan ke sektor pertanian menunjukkan lonjakan signifikan dalam skor ketahanan pangan, termasuk dalam hal diversifikasi pangan dan penurunan angka stunting. Demikian pula, Afifah & Prasetyaningtyas (2024) menunjukkan bahwa selama masa pandemi, daerah dengan PDRB tinggi mampu lebih adaptif dalam menjaga ketahanan pangan rumah tangga melalui jaring pengaman sosial dan subsidi pangan. Ini menunjukkan bahwa pertumbuhan ekonomi, jika dikelola secara strategis, berperan sebagai fondasi bagi sistem pangan yang tangguh. Oleh karena itu, arah pembangunan ekonomi daerah perlu terus diarahkan agar sinergis dengan agenda ketahanan pangan, khususnya dengan memastikan bahwa pertumbuhan PDRB tidak hanya bersifat nominal, tetapi juga berdampak langsung pada kesejahteraan pangan masyarakat.

Hubungan Jumlah Masyarakat Miskin terhadap Indeks Ketahanan Pangan

Jumlah masyarakat miskin secara signifikan dan negatif memengaruhi tingkat ketahanan pangan. Semakin tinggi jumlah penduduk miskin, semakin besar pula risiko kerawanan pangan, terutama pada dimensi akses dan pemanfaatan pangan. Masyarakat miskin sering kali tidak mampu memenuhi kebutuhan pangan yang

bergizi dan berkelanjutan karena keterbatasan pendapatan dan rendahnya daya beli. Sakti et al. (2023) mencatat bahwa rumah tangga miskin di Kabupaten Seluma menghadapi keterbatasan dalam memperoleh pangan berkualitas, meskipun secara agregat ketersediaan pangan mencukupi. Kondisi ini semakin diperparah dalam situasi krisis, seperti pandemi COVID-19, di mana penurunan pendapatan secara drastis memperburuk kondisi ketahanan pangan rumah tangga (Pamungkasih & Julijanti, 2021). Maka, tingginya angka kemiskinan tidak hanya berdampak pada konsumsi pangan kuantitatif, tetapi juga menghambat pemenuhan kebutuhan gizi, memperlemah ketahanan pangan dari sisi kualitas dan keberlanjutan.

Lebih dalam, korelasi negatif ini menunjukkan bahwa upaya membangun ketahanan pangan yang kokoh tidak dapat dilepaskan dari kebijakan pengentasan kemiskinan yang terarah. Ketika masyarakat hidup dalam kemiskinan, strategi ketahanan pangan akan sulit berjalan optimal tanpa didukung akses terhadap sumber daya, pekerjaan layak, dan sistem perlindungan sosial. Wardah & Niswah (2021) menekankan pentingnya strategi pemberdayaan berbasis komunitas seperti urban farming, yang mampu meningkatkan kemandirian pangan rumah tangga miskin. Sementara itu, Salasa (2021) menyoroti perlunya integrasi antara strategi ketahanan pangan dan program pengurangan kemiskinan secara nasional agar sinergi kebijakan lebih terasa di level masyarakat. Ketahanan pangan sejatinya tidak hanya bicara soal jumlah produksi atau stok pangan, tetapi juga tentang kemampuan setiap individu, terutama yang miskin, untuk mengakses, mengelola, dan mengonsumsi pangan secara layak. Maka dari itu, menurunkan angka kemiskinan adalah langkah krusial dalam memperkuat ketahanan pangan secara menyeluruh.

Hubungan Indeks Pembangunan Manusia terhadap Indeks Ketahanan Pangan

Hubungan antara Indeks Pembangunan Manusia (IPM) dan ketahanan pangan yang bersifat positif tetapi tidak signifikan menunjukkan bahwa meskipun ada kecenderungan bahwa peningkatan IPM dapat mendorong ketahanan pangan, pengaruhnya tidak cukup kuat atau langsung terlihat. IPM, yang mencerminkan capaian dalam pendidikan, kesehatan, dan standar hidup, secara teoritis dapat memperbaiki akses dan pemanfaatan pangan. Namun, Ardiningrum et al. (2021) mencatat bahwa pengeluaran pemerintah di bidang pendidikan dan kesehatan belum tentu berdampak langsung pada ketahanan pangan tanpa sinergi program yang terintegrasi. Azizah & Ratnasari (2023) juga menemukan bahwa dalam konteks Papua dan Papua Barat, status ketahanan pangan tidak selalu berbanding lurus dengan angka IPM, mengingat permasalahan geografis dan ketimpangan distribusi layanan dasar yang masih tinggi. Hal ini menunjukkan bahwa meskipun IPM penting, ia bukan satu-satunya determinan utama dalam membangun ketahanan pangan.

Lebih lanjut, kontribusi IPM terhadap ketahanan pangan seringkali tertahan oleh faktor-faktor struktural lainnya seperti kemiskinan, budaya konsumsi, dan akses infrastruktur. Nurahadiyatika et al. (2022) menekankan bahwa peningkatan kualitas kesehatan dan pendidikan perlu dikonvergensi secara nyata dengan intervensi pengentasan stunting dan kemiskinan agar berkontribusi nyata terhadap ketahanan pangan. Di sisi lain, Utami et al. (2024) melalui pendekatan spasial di Jawa Barat mengungkapkan bahwa daerah dengan IPM tinggi tetap bisa memiliki prevalensi stunting yang tinggi, mengindikasikan adanya gap antara capaian makro dan kondisi mikro masyarakat. Oleh karena itu, meskipun secara umum peningkatan IPM

mendukung ketahanan pangan, ketidaksignifikanan hubungan tersebut menandakan perlunya pendekatan lintas sektor dan sensitif konteks lokal. IPM harus ditransformasikan menjadi kebijakan konkret yang langsung menasar aspek-aspek teknis dalam sistem pangan masyarakat.

Hubungan Luas Lahan Pertanian terhadap Indeks Ketahanan Pangan

Luas lahan pertanian memiliki hubungan yang positif dan signifikan terhadap ketahanan pangan, karena semakin luas lahan yang dimanfaatkan untuk kegiatan pertanian, semakin tinggi pula kapasitas suatu daerah dalam memproduksi pangan. Ahmadian (2021) menunjukkan bahwa sistem budidaya seperti mina padi tidak hanya meningkatkan produktivitas tetapi juga efisiensi lahan, yang berdampak langsung pada ketahanan pangan lokal. Lahan pertanian yang cukup memungkinkan diversifikasi tanaman, stabilisasi pasokan pangan, dan penguatan basis produksi lokal. Penelitian Dj & Setiawan (2024) di Provinsi Bali juga menegaskan bahwa berkurangnya luas lahan akibat alih fungsi berdampak negatif terhadap kesejahteraan petani dan ketersediaan pangan. Oleh karena itu, menjaga luas lahan pertanian tetap stabil atau meningkat menjadi faktor penting dalam strategi ketahanan pangan. Dalam konteks ini, luas lahan bukan hanya soal kuantitas, tetapi juga representasi dari kemampuan produksi dan ketahanan sistem pangan secara keseluruhan.

Pentingnya keberlanjutan lahan pertanian mendorong lahirnya kebijakan perlindungan terhadap lahan produktif. Taufiqurrohman et al. (2023) menemukan bahwa implementasi kebijakan perlindungan lahan pertanian di Kabupaten Jepara secara signifikan mendukung ketahanan pangan dengan menekan konversi lahan dan memberikan jaminan produksi jangka panjang. Selain itu, Affandi & Marpaung (2023) menekankan pentingnya perlindungan hukum terhadap petani dalam menjaga ketersediaan lahan sebagai bentuk konkret pencapaian ketahanan pangan daerah. Dalam konteks ini, lahan pertanian bukan hanya sarana produksi, tetapi juga aset strategis dalam menjaga stabilitas ekonomi pangan. Tanpa perlindungan terhadap lahan, upaya pencapaian ketahanan pangan akan selalu rapuh terhadap tekanan ekonomi dan kebutuhan ruang non-pertanian. Maka, semakin luas dan terlindungi lahan pertanian yang tersedia, semakin kokoh pula fondasi ketahanan pangan yang dibangun.

Hubungan Total Produksi Pangan terhadap Indeks Ketahanan Pangan

Meskipun produksi pangan sering dianggap sebagai elemen kunci dalam ketahanan pangan, temuan empiris menunjukkan bahwa peningkatan produksi tidak selalu berbanding lurus dengan peningkatan ketahanan pangan. Beberapa studi mengungkap bahwa terdapat kondisi di mana produksi pangan meningkat, namun distribusi dan akses masyarakat terhadap pangan tetap tidak membaik. Syahputra (2022) menekankan bahwa pendekatan produksi yang tidak memperhatikan aspek keberlanjutan dan pemerataan dapat menciptakan ketimpangan akses, terutama di daerah marginal. Ketahanan pangan bukan hanya soal ketersediaan, tetapi juga keterjangkauan dan kecukupan nutrisi. Budiman & Suhendi (2024) juga mencatat bahwa fokus yang berlebihan pada kuantitas produksi tanpa penguatan sistem distribusi dan daya beli masyarakat hanya akan menciptakan ilusi ketahanan. Hal ini menjelaskan mengapa dalam beberapa wilayah, peningkatan produksi tidak diikuti

oleh peningkatan ketahanan pangan secara signifikan, baik secara statistik maupun substansi sosial.

Ketidaksignifikanan hubungan antara produksi pangan dan ketahanan pangan juga bisa disebabkan oleh kurang optimalnya sistem logistik dan tata niaga pangan. Putri (2023) menggarisbawahi bahwa perencanaan ketahanan pangan harus melibatkan aspek hilir seperti pengolahan pascapanen dan distribusi antarwilayah. Tanpa dukungan infrastruktur yang memadai, hasil produksi yang tinggi bisa terbuang sia-sia akibat pembusukan atau tidak terserap oleh pasar. Dalam analisis faktor-faktor ketahanan pangan, Andaresta et al. (2024) menunjukkan bahwa meskipun produksi naik, fluktuasi harga dan lemahnya jaringan distribusi menjadi hambatan utama dalam peningkatan indeks ketahanan pangan. Oleh karena itu, produksi pangan yang tidak dibarengi dengan pengelolaan sistem pangan secara menyeluruh berisiko tidak memberikan dampak nyata terhadap ketahanan pangan. Dalam konteks ini, produksi hanyalah satu variabel dari ekosistem yang kompleks, bukan satu-satunya penentu keberhasilan ketahanan pangan.

Pembahasan

Hasil penelitian ini yang menunjukkan bahwa PDRB, IPM, dan produksi pangan memiliki pengaruh positif terhadap indeks ketahanan pangan selaras dengan temuan Ardiningrum, Junaidi, dan Umiyati (2021), yang menekankan pentingnya pembangunan manusia dalam memperkuat ketahanan pangan di wilayah Sumatera. Kusuma, Ningrum, dan Huda (2025) juga mendukung hal ini dengan menyatakan bahwa intervensi kebijakan berbasis wilayah, khususnya dalam peningkatan produktivitas dan infrastruktur, berperan krusial dalam peningkatan ketahanan pangan daerah. Lebih lanjut, Nisa dan Lubis (2025) melalui pendekatan data panel menunjukkan bahwa PDRB dan faktor sosial ekonomi lainnya secara konsisten meningkatkan ketahanan pangan nasional. Kesamaan temuan ini memperkuat argumen bahwa pendekatan multidimensi yang mencakup aspek ekonomi, sosial, dan produksi menjadi pilar penting dalam menciptakan sistem pangan yang tangguh dan berkelanjutan di berbagai wilayah Indonesia.

Meskipun sebagian besar hasil mendukung hubungan positif antara variabel-variabel independen dengan ketahanan pangan, terdapat perbedaan dengan beberapa studi yang menyoroti kendala struktural. Wardah dan Niswah (2021) menunjukkan bahwa program urban farming selama pandemi COVID-19 tidak selalu efektif memperkuat ketahanan pangan karena minimnya partisipasi masyarakat dan kurangnya dukungan teknologi. Sakti et al. (2023) juga menemukan bahwa intervensi Dinas Ketahanan Pangan belum sepenuhnya berhasil meningkatkan ketahanan pangan rumah tangga miskin akibat keterbatasan anggaran dan rendahnya literasi pangan. Bahkan, Baruna dan Zalmita (2023) menekankan bahwa alih fungsi lahan pertanian secara masif berdampak negatif terhadap keberlanjutan produksi pangan lokal, yang justru melemahkan ketahanan pangan masyarakat. Perbedaan ini menegaskan perlunya evaluasi kontekstual terhadap setiap kebijakan dan intervensi, serta pentingnya pendekatan partisipatif dan berbasis data lokal dalam perumusan strategi ketahanan pangan.

5. Simpulan

Penelitian ini menunjukkan bahwa ketahanan pangan dipengaruhi secara beragam oleh variabel-variabel makroekonomi dan sektor pertanian. Secara signifikan, PDRB dan luas lahan pertanian memiliki dampak positif terhadap indeks ketahanan pangan, menandakan bahwa kekuatan ekonomi daerah dan ketersediaan lahan pertanian merupakan fondasi penting dalam menjamin ketersediaan pangan. Namun, jumlah masyarakat miskin menunjukkan hubungan negatif signifikan, menegaskan bahwa kerentanan ekonomi rumah tangga menjadi penghambat utama dalam akses pangan yang layak. Sementara itu, variabel IPM dan produksi pangan menunjukkan hubungan tidak signifikan, menandakan bahwa perbaikan indikator sosial atau peningkatan kuantitas pangan belum cukup berdampak jika tidak didukung dengan distribusi dan akses yang merata. Dengan demikian, ketahanan pangan tidak hanya soal ketersediaan atau pertumbuhan ekonomi, tetapi juga keadilan sosial dan tata kelola yang inklusif.

6. Daftar Pustaka

- Affandi, I., & Marpaung, D. S. H. (2023). Sosialisasi perlindungan hukum terhadap petani atas ketersediaan lahan pertanian di Indonesia serta sebagai wujud menciptakan ketahanan pangan daerah. *Jurnal Pengabdian Nasional (JPN) Indonesia*, 4(2), 439–446.
- Afifah, N., & Prasetyaningtyas, W. A. (2024). Determinan ketahanan pangan rumahtangga di Kabupaten Tulang Bawang selama pandemi Covid-19. *Jurnal Sosial Ekonomi Pertanian*, 20(1), 11–20.
- Ahmadian, I. (2021). Produktivitas budidaya sistem mina padi untuk meningkatkan ketahanan pangan. *Jurnal Akuatek*, 2(1), 1–6.
- Amanda, D., Firdaus, N. S. A., & Hadianto, A. (2024). Analisis ketersediaan luas lahan sawah dan pemenuhan kebutuhan beras di Kabupaten Bogor. *Jurnal Agrisepe*, 25(2), 1–9.
- Aminda, R. S., Natasha, V., Suharti, T., & Rinda, R. T. (2022). Analisis determinasi foreign direct investment di kawasan ASEAN 5. *Inovator: Jurnal Manajemen*, 11(2), 351–359.
- Andaresta, D. P., Retnowati, D., Fatmawati, A., & Purnomo, S. D. (2024). Analisis faktor yang mempengaruhi ketahanan pangan di Indonesia. *Prosiding Seminar Nasional Unars*, 3(1), 433–443.
- Aqilah, A. N. (n.d.). Determinan ketahanan pangan pada provinsi penghasil padi di Indonesia periode 2019-2023.
- Nisa, N. A., & Lubis, F. R. A. (2025). Determinan ketahanan pangan di Indonesia: Pendekatan data panel. *Socius: Jurnal Penelitian Ilmu-Ilmu Sosial*, 2(6).
- Zereyesus, Y. A., Cardell, L., Ajewole, K., Farris, J., Johnson, M., Kee, J., ... & Zeng, W. (2023). International food security assessment, 2023–2033. *Assessment*, 2023, 2033.
- Sundram, P. (2023). Food security in ASEAN: Progress, challenges and future. *Frontiers in Sustainable Food Systems*, 7, 1260619.
- Ardiningrum, L. R., Junaidi, J., & Umiyati, E. (2021). Pengaruh indeks ketahanan pangan, pengeluaran pemerintah di bidang pendidikan dan kesehatan

- terhadap indeks pembangunan manusia pada 10 provinsi di Pulau Sumatera. *E-Jurnal Ekonomi Sumberdaya Dan Lingkungan*, 10(2), 59–68.
- Arief, Y. (2022). Analisis terhadap alih fungsi lahan pertanian pangan berkelanjutan di Kabupaten Sidenreng Rappang.
- Ayunita, K. T., Putu Widiati, I. A., & Utama, I. N. (2021). Pengendalian alih fungsi lahan pertanian pangan berkelanjutan. *Jurnal Konstruksi Hukum*, 2(1), 160–164. <https://doi.org/10.22225/jkh.2.1.2987.160-164>
- Azizah, A. D. N., & Ratnasari, V. (2023). Pemodelan status ketahanan pangan kabupaten/kota di Provinsi Papua dan Provinsi Papua Barat menggunakan regresi probit ordinal. *Jurnal Sains dan Seni ITS*, 12(2), 150–157.
- Badan Pusat Statistik. (2020). Pola pertanian padi Kabupaten Pati.
- Baruna, S., & Zalmita, N. (2023). Dampak alih fungsi lahan pertanian terhadap mata pencaharian petani di Desa Miruk Kecamatan Krueng Brona Jaya Kabupaten Aceh Besar. *Jurnal Pendidikan Geosfer*, 7(2), 206–217. <https://doi.org/10.24815/jpg.v7i2.23947>
- Bloem, J. R., & Farris, J. (2022). The COVID-19 pandemic and food security in low-and middle-income countries: A review. *Agriculture & Food Security*, 11(1), 55.
- Budiman, L., & Suhendi, D. (2024). Resiliensi penguatan ketahanan pangan daerah di Indonesia. *Jurnal Perlindungan Masyarakat: Bestuur Praesidium*, 1(2), 63–71.
- Cherico Wanger, T., Raveloaritiana, E., Zeng, S., Gao, H., He, X., Shao, Y., ... & Fan, S. (2024). Co-benefits of agricultural diversification and technology for food and nutrition security in China. *arXiv e-prints*, arXiv-2407.
- Cole, M. B., Augustin, M. A., Robertson, M. J., & Manners, J. M. (2018). The science of food security. *npj Science of Food*, 2(1), 1–8. <https://doi.org/10.1038/s41538-018-0021-9>
- Dewinta, D., & Warlina, L. (2018). Dampak alih fungsi lahan pertanian terhadap ketahanan pangan di Kabupaten Cianjur. *Jurnal Wilayah dan Kota*, 4(2), 9–15.
- Daria, T., Valeriy, S., Aleksander, L., Aleksandr, B., Roland, G., Kirill, K., ... & Yury, M. (2023). Climate change and future food security: Predicting the extent of cropland gain or degradation. *arXiv preprint arXiv:2310.03261*.
- Dekkiche, D., Mohamed, S., & Fairouz, C. (2025). Determinants of food security in developing countries: An econometric study on a sample of Arab and African countries using panel-ARDL model. *South Florida Journal of Development*, 6(6), e5501.
- Dewi, N. K. (2013). Identifikasi alih fungsi lahan pertanian dan kondisi sosial ekonomi masyarakat daerah pinggiran. *Jurnal Wilayah dan Lingkungan*, 1, 175–188.
- Dj, W. S., & Setiawan, I. G. B. D. (2024). Konversi lahan pertanian dan dampaknya terhadap kesejahteraan petani dan ketahanan pangan di Provinsi Bali. *Jurnal Ekonomi Pertanian dan Agribisnis*, 8(1), 113–124.
- Indrasto, H. B. B., Nugroho, J. S., Salsabila, F., & Andriyani, N. (2025). Studi prevalensi teknologi terhadap resistensi pembangunan manusia di era society 5.0. *Ekonomikawan: Jurnal Ilmu Ekonomi dan Studi Pembangunan*, 25(1), 170–181.
- Kaputra, I. (2013). Alih fungsi lahan, pembangunan pertanian & ketahanan pangan. *Jurnal Strukturasi*, 1(1), 25–39.

- Kristianto, A., Zuhroh, I., Anindynta, F. A., Studi, P., Pembangunan, E., & Malang, U. M. (2024). Pengaruh fundamental makroekonomi terhadap penanaman modal asing ASEAN. *Media Ekonomi*, 32(1), 23–32.
- Kurniasari, M., & Ariastita, P. G. (2014). Faktor - faktor yang mempengaruhi alih fungsi lahan pertanian sebagai upaya prediksi perkembangan lahan pertanian di Kabupaten Lamongan. *Jurnal Teknik Pomits*, 3(2), 27–40.
- Kusuma, A. C., Ningrum, I. W. K., & Huda, Q. (2025). Intervensi kebijakan untuk peningkatan ketahanan pangan di Jawa Tengah: Analisis pembangunan kewilayahan. *BIAStatistics Journal of Statistics Theory and Application*, 19(1), 1–20.
- Machefer, M., Ronco, M., Thomas, A. C., Assouline, M., Rabier, M., Corbane, C., & Rembold, F. (2025). A monthly sub-national harmonized food insecurity dataset for comprehensive analysis and predictive modeling. *Scientific Data*, 12(1), 741.
- Madany, N., Ruliana, & Rais, Z. (2022). Regresi data panel dan aplikasinya dalam kinerja keuangan terhadap pertumbuhan laba perusahaan IDX LQ45 Bursa Efek Indonesia. *VARIANSI: Journal of Statistics and Its Application on Teaching and Research*, 4(2), 79–94. <https://doi.org/10.35580/variasiunm28>
- Maharani, I. A. E., & Setyowati, E. (2024). Analisis determinan foreign direct investment di ASEAN-6. *Jurnal Informatika Ekonomi Bisnis*, 6, 177–183. <https://doi.org/10.37034/infeb.v6i1.830>
- Manogna, R. L., & Kulkarni, N. (2024). Does the financialization of agricultural commodities impact food security? An empirical investigation. *Borsa Istanbul Review*, 24(2), 280–291.
- Moncada, L., De la O Campos, A. P., & Tornarolli, L. (2022). Food insecurity and poverty – A cross-country analysis using national household survey data.
- Mumtaz, R. A., & Irawati, Z. (2025). Pengaruh profitabilitas likuiditas dan leverage terhadap return saham perusahaan industri manufaktur sub makanan dan minuman yang terdaftar dalam BEI 2021-2023. *Paradoks: Jurnal Ilmu Ekonomi*, 8(2), 1047–1058.
- Mustopa, Z., & Santosa, P. B. (2011). Analisis faktor-faktor yang mempengaruhi alih fungsi lahan pertanian di Kabupaten Demak. Universitas Diponegoro, 1–79.
- Noviwiyanah, D., & Yudhistira, M. H. (2024). Pengaruh luas lahan sawah terhadap produksi dan konsumsi pangan di Indonesia. *Jurnal Ekonomi Pertanian dan Agribisnis*, 8(3), 874–884.
- Nugraha, P. (2024). Pengaruh kualitas kebijakan terhadap penanaman modal asing langsung pada negara ASEAN. *Journal of Ecotourism and Rural Planning*, 1(2), 1–11. <https://doi.org/10.47134/jerp.v1i2.169>
- Nurahadiyatika, F., Atmaka, D. R., & Imani, A. I. (2022). Peningkatan ketahanan pangan dan pengentasan status kemiskinan dalam konvergensi penurunan angka stunting. *National Nutrition Journal/Media Gizi Indonesia*, 17.
- Pamungkasih, E., & Julijanti, F. D. (2021). Analisis tingkat ketahanan pangan keluarga bagi masyarakat terdampak Covid-19 di Kabupaten Malang. *Karta Rahardja: Jurnal Pembangunan dan Inovasi*, 3(1), 18–26.
- Prabayanti, H. (2022). Determinan ketahanan pangan di Provinsi Jawa Tengah. *Jurnal Pangan*, 31(3), 191–198.

- Purnamasari, M., Huang, W. C., & Priyanto, B. (2023). The impact of government food policy on farm efficiency of beneficiary small-scale farmers in Indonesia. *Agriculture*, 13(6), 1257.
- Putri, D. (2023). Strategi peningkatan ketahanan pangan dalam kaitan perencanaan Indonesia. *Leuit (Journal of Local Food Security)*, 4(1), 278–290.
- Rizqia, S. (n.d.). Dampak kemiskinan dan determinan lainnya terhadap ketahanan pangan di Indonesia periode 2019–2023.
- Safitri, R. A., & Suhartono, E. (2025). The effect of harvest area, rice productivity, and population density on food security in NTT Province 2018-2023. *Jambura Equilibrium Journal*, 7(2), 71–79.
- Sakti, B., Toyo, H., Dani, R., Aprianty, H., & Purnawan, H. (2023). Strategi Dinas Ketahanan Pangan Kabupaten Seluma dalam meningkatkan ketahanan pangan rumah tangga miskin. *SENGKUNI Journal (Social Science and Humanities Studies)*, 4(1), 81–94.
- Salasa, A. R. (2021). Paradigma dan dimensi strategi ketahanan pangan Indonesia. *Jejaring Administrasi Publik*, 13(1), 35–48.
- Sari, E. K., & Agustina, I. F. (2024). Transforming food security for economic independence in Indonesia: Mentransformasi ketahanan pangan untuk kemandirian ekonomi di Indonesia. *Indonesian Journal of Public Policy Review*, 25(3), 10-21070.
- Septiantoro, A. A., Hasanah, H., Alexandi, M. F., & Nugraheni, S. R. W. (2020). Apakah kualitas institusi berpengaruh pada arus masuk FDI di ASEAN? *Jurnal Ekonomi dan Pembangunan Indonesia*, 20(2), 197–211. <https://doi.org/10.21002/jepi.2020.12>
- Singh, K., Cheemalapati, S., RamiReddy, S. R., Kurian, G., Muzumdar, P., & Muley, A. (2025). Determinants of Human Development Index (HDI): A regression analysis of economic and social indicators. *arXiv preprint arXiv:2502.00006*.
- Suratha, I. K. (2014). Dampak alih fungsi lahan pertanian terhadap ketahanan pangan. *Media Komunikasi Geografi*, 15(2), 52–61.
- Syahputra, O. H. (2022). Masa depan kedaulatan pangan: Dukungan agroforestri dalam produksi pangan melalui perhutanan sosial. *Prosiding Seminar Nasional Pertanian*, 4(1), 255–266.
- Taufiqurrohman, M. A., Marom, A., & Maesaroh, M. (2023). Evaluasi kebijakan perlindungan lahan pertanian pangan berkelanjutan dalam mendukung ketahanan pangan di Kecamatan Nalumsari Kabupaten Jepara. *Journal of Public Policy and Management Review*, 12(3), 268–279.
- Utami, G. P., Rahmaniati, M., & Bagus, N. (2024). Kejadian prevalensi stunting dengan indeks pembangunan manusia dengan pendekatan spasial di Jawa Barat tahun 2021. *Jurnal Manajemen Informasi Kesehatan (Health Information Management)*, 9(1), 63–72.
- Wardah, O. A. N., & Niswah, F. (2021). Strategi ketahanan pangan dalam program urban farming di masa pandemi Covid-19 oleh Dinas Ketahanan Pangan dan Pertanian Kota Surabaya. *Publika*, 145–160.
- Widyaka, Z. D. P. (2025). Evaluasi kebijakan EUDR terhadap ekspor sektor agrikultur: Studi empiris top importir Indonesia. *YUME: Journal of Management*, 8(1), 633–645.

Zarkasi, R. N., Sifriyani, S., & Prangga, S. (2021). Identifikasi faktor-faktor yang mempengaruhi indeks pembangunan manusia di Kalimantan menggunakan regresi panel. *BAREKENG: Jurnal Ilmu Matematika dan Terapan*, 15(2), 277-282. <https://doi.org/10.30598/barekengvol15iss2pp277-282>