

Analisis PDRB di Pulau Jawa Melalui Sektor Pertanian Tahun 2018-2024

Muhammad Falqi Rahmaddani

S1 Ekonomi, Fakultas Ekonomika dan Bisnis, Universitas Negeri Surabaya, Indonesia

Email: muhammad.22081@mhs.unesa.ac.id

Hendry Cahyono

S1 Ekonomi, Fakultas Ekonomika dan Bisnis, Universitas Negeri Surabaya, Indonesia

Email: hendrycahyono@unesa.ac.id

Abstrak

Sektor pertanian memiliki peran vital dalam perekonomian Indonesia, khususnya di Pulau Jawa yang menyumbang 57% produksi padi nasional. Penelitian ini menganalisis pengaruh variabel sektor pertanian mencakup tenaga kerja, ekspor nilai tukar petani (NTP), dan luas lahan panen padi terhadap Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) sektor pertanian di enam provinsi Pulau Jawa periode 2018-2024 serta menggunakan variabel dummy COVID-19. Menggunakan pendekatan kuantitatif dengan desain eksplanatori, penelitian ini mengaplikasikan regresi data panel Fixed Effect Model (FEM) dengan software Stata 17. Data sekunder diperoleh dari Badan Pusat Statistik mencakup 168 observasi (6 provinsi × 28 kuartal). Hasil penelitian menunjukkan bahwa ekspor dan NTP berpengaruh positif signifikan, luas lahan panen berpengaruh negatif signifikan, sementara tenaga kerja dan periode COVID-19 tidak berpengaruh signifikan terhadap PDRB sektor pertanian. Secara simultan, kelima variabel berpengaruh signifikan dengan R² sebesar 74,58%. Temuan ini mengkonfirmasi bahwa dalam konteks Pulau Jawa yang mengalami keterbatasan lahan, peningkatan PDRB sektor pertanian lebih ditentukan oleh orientasi ekspor, kesejahteraan petani, dan transformasi struktural menuju subsektor bernilai tinggi, bukan semata akumulasi input fisik tradisional.

Kata Kunci: PDRB Pertanian, Tenaga Kerja, Ekspor, Nilai Tukar Petani, Luas Lahan Panen

JEL: Q10, Q11, O13

Abstract

The agricultural sector plays a vital role in Indonesia economy, especially in Java Island which contributes 57% of national rice production. This study analyzes the influence of agricultural sector variables including labor, exports, farmer exchange rates (NTP), and rice harvested land area on agricultural sector Gross Regional Domestic Product (GRDP) in six provinces of Java Island during the 2018-2024 period and using the dummy variable COVID-19. Using a quantitative approach with explanatory design, this study applies panel data regression Fixed Effect Model (FEM) using Stata 17 software. Secondary data obtained from Badan Pusat Statistik covers 168 observations (6 provinces × 28 quarters). The results show that exports and NTP have a significant positive effect, harvested land area has a significant negative effect, while labor and the COVID-19 period have no significant effect on agricultural sector GRDP. Simultaneously, all five variables have a significant effect with R² of 74.58%. These findings confirm that in the context of Java experiencing land constraints, the increase in agricultural sector GRDP is more determined by export orientation, farmer welfare, and structural transformation towards high-value subsectors, rather than merely accumulating traditional physical inputs

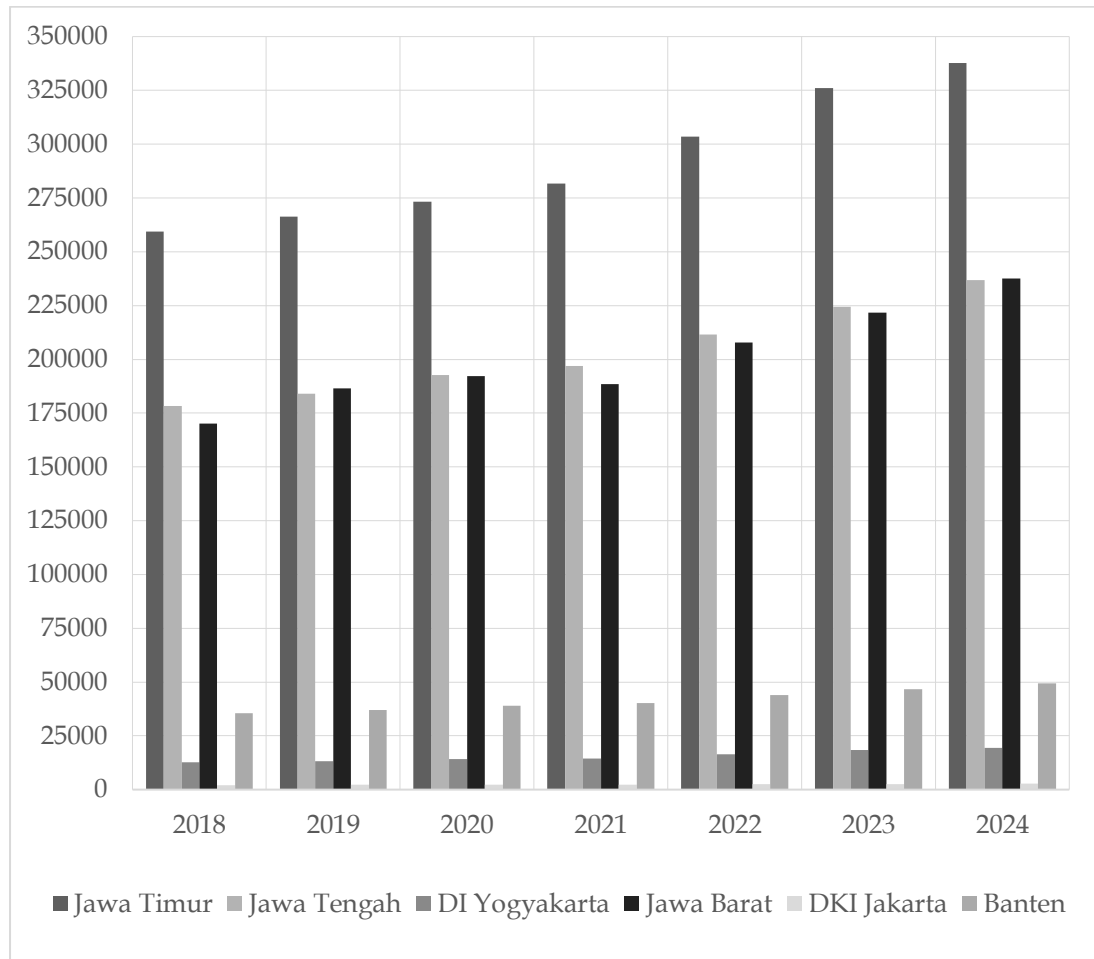
Keywords: *Agricultural GRDP, Labor, Export, Farmer Exchange Rate, Harvested Land Area*

JEL: *Q10, Q11, O13*

PENDAHULUAN

Sektor pertanian merupakan tulang punggung perekonomian global dan memegang peran vital dalam menjamin ketahanan pangan serta stabilitas ekonomi. Informasi yang dirilis World Bank (2024) menunjukkan bahwa sumbangsih sektor pertanian terhadap Produk Domestik Bruto (PDB) dunia mencapai sekitar 4% dengan penyerapan lebih dari 26% total pekerja global. Di Indonesia, signifikansi sektor pertanian bahkan lebih menonjol dengan kontribusi sekitar 12,9% terhadap PDB nasional dan penyerapan tenaga kerja mencapai 29,76% dari total angkatan kerja nasional (Badan Pusat Statistik [BPS], 2025), menjadikannya sektor dengan kapasitas penyerapan tenaga kerja terbesar di Indonesia.

Pulau Jawa, sebagai pusat aktivitas ekonomi dan pertanian Indonesia, menguasai sekitar 57% total produksi padi nasional dan berkontribusi 35% terhadap PDRB sektor pertanian Indonesia meskipun hanya memiliki 6,8% dari total luas daratan Indonesia (BPS, 2025).



Gambar 1. PDRB Sektor Pertanian Tiap Provinsi di Pulau Jawa

Dinamika PDRB sektor pertanian di enam provinsi Pulau Jawa selama periode 2018-2024 menunjukkan pola pertumbuhan yang beragam dengan disparitas antarwilayah yang sangat signifikan. Jawa Timur secara konsisten mendominasi kontribusi PDRB sektor pertanian dengan nilai yang meningkat dari 257.000 miliar rupiah pada tahun 2018 menjadi 330.000 miliar rupiah pada tahun 2024, mencerminkan peran provinsi ini sebagai lumbung pangan utama Pulau Jawa. Jawa Tengah dan Jawa Barat menempati posisi kedua dan ketiga dengan PDRB masing-masing mencapai sekitar 240.000 miliar rupiah dan 235.000 miliar rupiah pada tahun 2024, menunjukkan tren pertumbuhan yang relatif stabil dan konsisten sepanjang periode penelitian. Sementara itu, tiga provinsi lainnya yakni DI Yogyakarta, Banten, dan DKI Jakarta memiliki kontribusi yang jauh lebih kecil dengan nilai PDRB masing-masing berkisar antara 20.000 hingga 50.000 miliar rupiah, yang mencerminkan karakteristik ekonomi wilayah dengan tingkat urbanisasi dan industrialisasi yang lebih tinggi. Pola pertumbuhan mengindikasikan bahwa meskipun semua provinsi mengalami pertumbuhan positif, kecepatan dan magnitude pertumbuhan sangat bervariasi, dengan DKI Jakarta menunjukkan pertumbuhan yang paling lambat bahkan cenderung stagnan akibat transformasi struktural ekonomi dari sektor pertanian menuju sektor jasa dan industri. Disparitas yang signifikan ini menggarisbawahi pentingnya memahami faktor-faktor spesifik yang mempengaruhi kinerja sektor pertanian di masing-masing wilayah untuk merumuskan kebijakan pembangunan pertanian yang tepat sasaran dan berbasis bukti empiris. Enam wilayah provinsi di Pulau Jawa yang meliputi DKI Jakarta, Jawa Barat, Jawa Tengah, DI Yogyakarta, Jawa Timur, dan Banten memperlihatkan dinamika pertumbuhan PDRB sektor pertanian yang beragam dengan rerata tingkat pertumbuhan 3,2% setiap tahunnya selama kurun waktu 2018-2024. Namun demikian, pertumbuhan ini menghadapi berbagai tantangan struktural yang kompleks.

Berdasarkan *Cobb-Douglas Production Function*, kinerja sektor pertanian yang optimal seharusnya menunjukkan pertumbuhan PDRB yang stabil dan konsisten seiring dengan akumulasi faktor produksi, peningkatan produktivitas tenaga kerja, ekspor produk pertanian yang terus meningkat, Nilai Tukar Petani (NTP) yang stabil di atas 100, dan luas lahan pertanian yang minimal terjaga (Hayami & Ruttan, 1985). Namun, data empiris menunjukkan realitas yang lebih kompleks. Komposisi tenaga kerja sektor pertanian di Pulau Jawa menunjukkan dinamika yang mencerminkan proses transformasi struktural ekonomi dengan fluktuasi signifikan dalam proporsi tenaga kerja pertanian terhadap total tenaga kerja di masing-masing provinsi. Nilai ekspor produk pertanian dari Pulau Jawa menunjukkan fluktuasi tinggi yang mencerminkan ketergantungan pada dinamika perdagangan internasional dengan rata-rata nilai ekspor mencapai 498 juta USD selama periode 2018-2024.

Salah satu pendekatan fundamental dalam menganalisis produksi ekonomi adalah fungsi produksi Cobb-Douglas yang dikembangkan pertama kali oleh Charles Cobb dan Paul Douglas pada tahun 1928. Fungsi produksi ini menjelaskan hubungan matematis antara input produksi dengan output yang dihasilkan dalam suatu proses produksi. Menurut Nicholson & Snyder (2012), fungsi produksi Cobb-Douglas memiliki beberapa karakteristik penting yaitu menunjukkan hubungan antara input dan output, memiliki elastisitas substitusi konstan, serta dapat menjelaskan returns to scale dalam proses produksi.

Bentuk dasar fungsi produksi Cobb-Douglas untuk dua input (modal dan tenaga kerja) dapat ditulis sebagai:

$$Q = AK^{\alpha}L^{\beta} \quad (1)$$

Dimana

Q : output

A : total faktor produktivitas (TFP)

K : modal

L : tenaga kerja

α dan β : elastisitas output terhadap masing-masing input

Penelitian dari Yang *et al.* (2020) di China menggunakan fungsi produksi Cobb-Douglas untuk menganalisis faktor-faktor pertumbuhan ekonomi sektor pertanian, dengan fokus pada peran modal dan tenaga kerja. Temuan penelitiannya memperlihatkan bahwa investasi (modal) merupakan faktor dominan yang mempengaruhi pertumbuhan ekonomi sektor pertanian di beberapa provinsi. Temuan ini mengkonfirmasi relevansi penggunaan fungsi Cobb-Douglas dalam analisis sektor pertanian. Wicaksana (2020) juga menggunakan pendekatan serupa dalam menganalisis input sektor pertanian terhadap PDB pertanian di 33 provinsi Indonesia periode 2012-2016, memberikan bukti empiris tentang penerapan teori ini dalam konteks Indonesia.

Dalam konteks penelitian ini, fungsi produksi Cobb-Douglas diperluas (Extended Cobb-Douglas Production Function) untuk mengakomodasi variabel-variabel spesifik sektor pertanian yang mempengaruhi PDRB pertanian. Model Extended Cobb-Douglas Production Function dalam penelitian ini dapat dirumuskan sebagai:

$$PDRB = AK^{\alpha}L^{\beta}ESP^{\gamma}NTP^{\delta}e \quad (2)$$

Dimana

PDRB : Produk Domestik Regional Bruto sektor pertanian

A : Total Faktor Produktivitas (konstanta)

K : Modal / Luas Lahan Panen Padi

L : Tenaga Kerja sektor pertanian

ESP : Ekspor pertanian

NTP : Nilai Tukar Petani

$\alpha, \beta, \gamma, \delta$: Parameter elastisitas masing-masing variabel

e : Error Term

Dimana PDRB adalah Produk Domestik Regional Bruto sektor pertanian, A adalah Total Faktor Produktivitas (konstanta), K adalah Modal/Luas Lahan Panen Padi, L adalah Tenaga Kerja sektor pertanian, ESP adalah Ekspor pertanian, NTP adalah Nilai Tukar Petani, $\alpha, \beta, \gamma, \delta$ adalah parameter elastisitas masing-masing variabel, dan e adalah error term.

Menurut Sadoulet & de Janvry (1995), perluasan fungsi Cobb-Douglas dengan memasukkan variabel tambahan dalam bentuk eksponensial memungkinkan analisis

yang lebih komprehensif terhadap faktor-faktor yang mempengaruhi output sektor pertanian. Parameter α dan β merepresentasikan elastisitas output terhadap perubahan proporsional dalam tenaga kerja dan luas lahan, sedangkan γ dan δ mengukur dampak perubahan absolut dalam ekspor dan nilai tukar petani terhadap output. Dalam konteks sektor pertanian, fungsi produksi yang diperluas ini sangat relevan karena dapat menangkap kompleksitas proses produksi pertanian yang tidak hanya bergantung pada input fisik tradisional (tenaga kerja dan lahan), tetapi juga dipengaruhi oleh faktor eksternal seperti dinamika perdagangan internasional melalui ekspor dan kondisi kesejahteraan petani yang tercermin dalam nilai tukar petani (Hayami & Ruttan, 1985).

Nilai Tukar Petani (NTP) sebagai indikator kesejahteraan relatif petani menunjukkan tren yang memprihatinkan dengan rata-rata NTP Pulau Jawa berada pada level 102,9 selama periode 2018-2024, hanya sedikit di atas angka 100 yang mengindikasikan daya beli petani meningkat walau angkanya kecil. Luas lahan panen padi di Pulau Jawa menunjukkan tren penurunan yang mengkhawatirkan, dengan konversi lahan pertanian menjadi area non-pertanian mencapai rata-rata 902 ribu hektare per tahun di Pulau Jawa. Fenomena ini menciptakan paradoks dimana di satu sisi penyusutan lahan mengancam kapasitas produksi padi, namun di sisi lain PDRB sektor pertanian tetap tumbuh melalui diversifikasi ke subsektor bernilai tinggi seperti hortikultura, perkebunan, dan peternakan.

Beberapa penelitian terdahulu telah menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi PDRB sektor pertanian dengan temuan yang beragam. Padilla *et al.* (2022) di Meksiko menemukan bahwa tenaga kerja memiliki pengaruh positif signifikan pada PDRB sektor pertanian. Elfira *et al.* (2022) menemukan bahwa ekspor dan NTP berpengaruh positif signifikan terhadap PDRB pertanian di Aceh. Namun, Anggreani *et al.* (2023) menemukan bahwa luas lahan berpengaruh negatif signifikan terhadap PDRB pertanian Indonesia, sementara Parkah *et al.* (2025) menemukan pengaruh positif di kabupaten lumbang pangan Jawa Timur. Inkonsistensi hasil penelitian ini mengindikasikan perlunya kajian lebih mendalam dengan konteks yang lebih spesifik.

Berdasarkan fenomena empiris dan kesenjangan penelitian terdahulu, beberapa permasalahan mendasar teridentifikasi dalam dinamika PDRB sektor pertanian di Pulau Jawa. Pertama, adanya kenaikan dan penurunan tenaga kerja pertanian yang tidak konsisten antar provinsi dan antar waktu, dimana beberapa wilayah mengalami penurunan jumlah pekerja namun produktivitas dan output pertanian justru meningkat, menimbulkan pertanyaan tentang arah pengaruh tenaga kerja terhadap PDRB sektor pertanian di Pulau Jawa yang belum diketahui secara pasti. Kedua, nilai ekspor pertanian yang berfluktuasi tinggi dengan penurunan signifikan pada periode tertentu, disertai disparitas ekstrem antar provinsi dalam kontribusi ekspor, menciptakan pertanyaan mengenai efektivitasnya sebagai penggerak pertumbuhan, mengingat beberapa besar kontribusi ekspor terhadap PDRB sektor pertanian di Pulau Jawa dalam kondisi yang tidak stabil belum teridentifikasi dengan jelas. Ketiga, terjadinya stagnasi Nilai Tukar Petani (NTP) pada level yang rendah, bahkan turun di bawah titik impas pada beberapa periode dan wilayah tertentu, mengindikasikan kesejahteraan petani yang rentan, sehingga dampak riil NTP terhadap PDRB sektor pertanian di Pulau Jawa belum teridentifikasi secara komprehensif. Keempat, masifnya konversi lahan pertanian yang mengancam kapasitas produksi, namun di sisi

lain terdapat indikasi bahwa penurunan luas lahan tidak selalu diikuti penurunan output agregat sektor pertanian, menimbulkan paradoks yang memerlukan penjelasan mendalam tentang besar pengaruh luas lahan panen terhadap PDRB sektor pertanian di Pulau Jawa yang belum terukur secara empiris. Kompleksitas permasalahan-permasalahan tersebut memerlukan investigasi empiris yang *rigorous* dengan pendekatan kuantitatif untuk mengidentifikasi determinan-determinan utama PDRB sektor pertanian di Pulau Jawa serta *magnitude* dan arah pengaruhnya. Dari segi investasi sebenarnya juga turut mempengaruhi PDRB di Indonesia, seperti pada penelitian Fitriyani & Fisabilillah, (2022) yang mengemukakan bahwa PMA dan PMDN memiliki pengaruh signifikan terhadap PDRB di Provinsi Jawa Timur, namun penelitian ini hanya berfokus pada sektor pertanian dan bukan mencakup seluruh sektor.

Penelitian ini menggabungkan kepentingan ekonomi makro, ketahanan pangan, kesejahteraan sosial, dan keberlanjutan lingkungan dalam satu analisis komprehensif. Waktu penelitian (2018-2024) strategis karena mencakup periode transformasi ekonomi Indonesia, termasuk dampak pandemi COVID-19 (2020-2022), fokus pada kedaulatan pangan (2018-2019), program pemulihan ekonomi nasional sektor pertanian (2020-2021), serta implementasi *Food Estate* dan program swasembada pangan (2022-2024) sehingga hasil penelitian dapat memberikan *insight* berharga untuk perencanaan jangka menengah sektor pertanian Indonesia. Urgensi penelitian diperkuat oleh target *Sustainable Development Goals* (SDGs) 2030, khususnya tujuan kedua tentang *zero hunger* dan tujuan kedelapan tentang *decent work and economic growth*, yang memerlukan pemahaman mendalam tentang dinamika sektor pertanian regional. Implementasi kebijakan *Food Estate* dan program swasembada pangan nasional membutuhkan pendekatan menggunakan ilmu pengetahuan, riset empiris, dan analisis data tentang faktor-faktor kunci yang mempengaruhi kinerja sektor pertanian.

Mengingat periode penelitian mencakup fase pandemi COVID-19 (2020-2022) yang memberikan dampak struktural signifikan terhadap sektor pertanian, penelitian ini menggunakan variabel *dummy* sebagai variabel kontrol untuk menangkap efek guncangan eksogen tersebut. Menurut Wooldridge (2016), variabel *dummy* diperlukan dalam analisis data panel ketika terdapat perubahan struktural atau *shock* yang mempengaruhi seluruh unit observasi secara sistematis dalam periode tertentu. Pandemi COVID-19 menyebabkan disrupsi rantai pasok, pembatasan mobilitas tenaga kerja, penurunan permintaan ekspor, dan intervensi kebijakan pemerintah yang luar biasa (*lockdown*, stimulus ekonomi, dan program bantuan sosial) yang secara fundamental mengubah dinamika sektor pertanian (FAO, 2020). Oleh karena itu, variabel *dummy* periode pandemi (bernilai 1 untuk tahun 2020-2022 dan 0 untuk tahun lainnya) diintegrasikan dalam model untuk mengontrol efek periode tersebut dan memastikan estimasi koefisien variabel independen tidak bias.

METODE PENELITIAN

Penelitian ini menggunakan pendekatan kuantitatif dengan desain penelitian eksplanatori dan sifat penelitian verifikatif kausalitas. Data yang digunakan merupakan data sekunder yang diperoleh dari Badan Pusat Statistik (BPS) dalam bentuk data panel, yakni kombinasi antara data *cross-section* (6 provinsi di Pulau Jawa) dan data *time series* (kuartal, periode 2018-2024). Total observasi dalam penelitian ini adalah 168 (6 provinsi \times 28 kuartal).

Penelitian ini mengidentifikasi dua kategori variabel utama yang digunakan dalam analisis. Variabel dependen dalam penelitian ini adalah PDRB Sektor Pertanian (PDRB), yang didefinisikan sebagai nilai total barang dan jasa akhir sektor pertanian dalam suatu daerah pada periode tertentu dan dihitung atas dasar harga berlaku. PDRB sektor pertanian mencakup PDRB dari subsektor pertanian, kehutanan, dan perikanan atas dasar harga berlaku, diukur dalam satuan miliar rupiah, dengan data bersumber dari Badan Pusat Statistik (BPS).

Variabel independen dalam penelitian ini terdiri dari empat variabel utama beserta satu variabel kontrol. Pertama, Tenaga Kerja Pertanian (TKP) didefinisikan sebagai penduduk yang bekerja di sektor pertanian, diukur dalam satuan orang dengan jumlah orang yang bekerja di sektor pertanian sebagai indikatornya, dan data diperoleh dari BPS. Kedua, Ekspor Pertanian (ESP) didefinisikan sebagai nilai total penjualan komoditas dari sektor pertanian suatu provinsi ke luar negeri, yang mencakup nilai FOB (*Free on Board*) ekspor sektor pertanian, kehutanan, dan perikanan, diukur dalam satuan juta USD (\$), dengan sumber data dari BPS Publikasi Ekspor Impor Tiap Tahun Masing-masing Provinsi. Ketiga, Nilai Tukar Petani (NTP) didefinisikan sebagai rasio antara indeks harga yang diterima petani dengan indeks harga yang dibayar petani, yang merupakan indikator kesejahteraan relatif petani dan diukur dalam satuan indeks persen (%), dengan data bersumber dari BPS Masing-masing Provinsi. Keempat, Luas Lahan Panen Padi (LLP) didefinisikan sebagai jumlah total area lahan pertanian padi yang telah ditanami dan siap dipanen, diukur dalam satuan hektar, dengan sumber data dari BPS.

Selain keempat variabel independen utama, penelitian ini juga menggunakan variabel kontrol berupa *dummy* COVID-19 (DUM), yang didefinisikan sebagai variabel kontrol yang menangkap efek struktural pandemi COVID-19. Variabel *dummy* ini bernilai 1 untuk tahun 2020, 2021, dan 2022 (periode puncak pandemi), dan bernilai 0 untuk tahun lainnya (2018, 2019, 2023, 2024), dengan penetapan oleh peneliti berdasarkan periode puncak pandemi yang terjadi. Penggunaan variabel *dummy* ini penting untuk mengisolasi pengaruh guncangan eksogen pandemi terhadap PDRB sektor pertanian, sehingga estimasi koefisien variabel independen utama tidak mengalami bias akibat perubahan struktural yang terjadi selama periode pandemi. Metode analisis yang diterapkan berupa regresi data panel dengan Stata 17 sebagai alat analisis. Model yang digunakan adalah *Extended Cobb-Douglas Production Function* dengan persamaan sebagai berikut:

$$LN_PDRB_{it} = \beta_0 + \beta_1 LN_TKP_{it} + \beta_2 LN_ESP_{it} + \beta_3 NTP_{it} + \beta_4 LN_LLP_{it} + \beta_5 DUM_{it} + e_{it} \quad (3)$$

Dimana,

LN_PDRB : PDRB sektor pertanian (Logaritma Natural)

β_0 : Konstanta (*intercept*)

$\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$: Koefisien Variabel Bebas

β_5 : Variabel Kontrol (*Dummy*)

LN_TKP : Tenaga Kerja sektor pertanian (Logaritma Natural)

LN_ESP : Ekspor pertanian (Logaritma Natural)

NTP : Nilai Tukar Petani

LN_LLP : Luas Lahan panen padi (Logaritma Natural)

Variabel *dummy* COVID-19 (DUM) ditambahkan dalam model untuk menangkap efek *fixed* yang bersifat *time-specific* akibat guncangan pandemi. Interpretasi koefisien regresi (β) menunjukkan perubahan nilai variabel dependen (PDRB sektor pertanian) akibat perubahan satu unit variabel independen, dengan asumsi variabel lain konstan (*ceteris paribus*). Tanda koefisien menunjukkan arah hubungan, dimana tanda positif mengindikasikan hubungan searah dan tanda negatif mengindikasikan hubungan berlawanan arah. Satuan yang terkandung pada data ini bervariasi antara variabel yang satu dengan lainnya, yakni PDRB dengan satuan Miliar Rupiah, Tenaga Kerja dengan satuan Orang, Ekspor dengan satuan Juta USD, NTP dengan satuan Persen, Luas Lahan dengan satuan Hektar sehingga seluruh data harus dikonversi terlebih dahulu ke dalam bentuk Logaritma Natural (LN).

Pemilihan model regresi data panel dilakukan melalui uji Chow, uji Hausman, dan uji *Lagrange Multiplier* untuk menentukan apakah menggunakan *Common Effect Model* (CEM), *Fixed Effect Model* (FEM), atau *Random Effect Model* (REM). Uji asumsi klasik yang dilakukan meliputi uji multikolinearitas dan uji heteroskedastisitas. Uji hipotesis dilakukan melalui uji F (simultan), uji t (parsial), dan koefisien determinasi (R^2) pada tingkat signifikansi $\alpha = 0,05$.

HASIL DAN PEMBAHASAN

HASIL

Uji Pemilihan Metode Regresi Data Panel

Tahap awal analisis regresi data panel difokuskan pada penentuan model estimasi yang paling sesuai dengan karakteristik data yang digunakan. Analisis regresi data panel mempunyai tiga model estimasi yang bisa digunakan, yaitu *Common Effect Model* (CEM), *Fixed Effect Model* (FEM), dan *Random Effect Model* (REM). Pemilihan model yang paling tepat dilakukan melalui uji statistik dengan menggunakan uji *Chow*, uji *Hausman*, dan uji *Lagrange Multiplier* sebagai dasar penentuan model regresi yang paling tepat.

Tabel 1. Ringkasan Hasil Pemilihan Model Regresi Data Panel

Uji Pemilihan Model	Statistik Uji	Nilai	Keputusan
Uji <i>Chow</i>	<i>F-statistic</i>	48.69	FEM lebih tepat dibandingkan CEM
	<i>Prob > F</i>	0.0000	Signifikan
Uji <i>Hausman</i>	<i>Chi-square</i>	43.83	FEM lebih tepat dibandingkan REM
	<i>Prob > chi2</i>	0.0000	Signifikan
Uji <i>Lagrange Multiplier</i>	<i>Chi-bar2</i>	-	Tidak dilakukan dikarenakan FEM lebih tepat
	<i>Prob > chibar2</i>	-	

Sumber : *Output STATA 17 tahun 2025*, diolah

Berdasarkan uji *Chow*, nilai probabilitas F sebesar 0,0000 yang jauh lebih kecil dari tingkat signifikansi $\alpha = 0,05$ sehingga *Fixed Effect Model* (FEM) dipilih sebagai model yang lebih tepat dibandingkan *Common Effect Model* (CEM). Sementara itu uji *Hausman* menunjukkan nilai probabilitas *chi2* sebesar 0,0000 yang jauh lebih kecil dari tingkat signifikansi $\alpha = 0,05$ sehingga *Fixed Effect Model* (FEM) tetap dipilih sebagai model yang lebih tepat dibandingkan *Random Effect Model* (REM). Uji LM tidak perlu dilaksanakan karena sudah bisa dipastikan bahwa model yang terpilih yaitu *Fixed Effect Model* (FEM).

Uji Asumsi Klasik

Uji asumsi klasik untuk memastikan model memenuhi persyaratan *Best Linear Unbiased Estimator* (BLUE). Uji asumsi klasik yang dilaksanakan meliputi uji multikolinearitas dan uji heteroskedastisitas. Uji autokorelasi dan uji normalitas umumnya tidak diperlukan dalam analisis data panel dengan sampel yang cukup besar. Dalam data panel *fixed effect* atau *random effect* secara otomatis mengontrol autokorelasi yang disebabkan oleh efek individual. Sementara itu, dengan jumlah observasi yang cukup banyak ($n \times t \geq 30$), asumsi normalitas dapat diabaikan berdasarkan *Central Limit Theorem*.

Tabel 2. Ringkasan Hasil Uji Asumsi Klasik

Jenis Uji	Indikator	Nilai	Keputusan
Uji Multikolinearitas	Korelasi antar variabel (tertinggi)	0.7074	Tidak terjadi multikolinearitas
Uji Heteroskedastisitas	<i>Prob > chi2</i>	0.0000	Terjadi Heteroskedastisitas

Sumber : *Output STATA 17 tahun 2025*, diolah

Hasil uji Multikolinearitas menunjukkan bahwa korelasi antar variabel independen tertinggi berada di bawah 0,8. Sehingga dapat ditarik kesimpulan bahwa data yang digunakan tidak mengalami gejala Multikolinearitas. Sedangkan pengujian Heteroskedastisitas menunjukkan bahwa nilai probabilitas *chi2* 0,0000 kurang dari 0,05, sehingga dapat disimpulkan bahwa model terkena masalah heteroskedastisitas dan harus dilakukan *Robust Standard Errors*.

Uji Regresi Data Panel

Analisis regresi data panel dilakukan untuk mengkaji pengaruh tenaga kerja sektor pertanian, ekspor sektor pertanian, Nilai Tukar Petani, serta luas lahan panen padi terhadap Produk Domestik Regional Bruto sektor pertanian di enam Provinsi di Pulau Jawa selama periode 2018-2024. Pengujian dilakukan melalui uji parsial menggunakan uji t, uji simultan melalui uji F, serta analisis koefisien determinasi untuk menilai kemampuan model dalam menjelaskan variasi PDRB pertanian antarwilayah.

Hasil estimasi *Fixed Effect Model* menghasilkan persamaan regresi:

$$LN_PDRB = 11,04306 - 0,000172 LN_TKP + 0,0912775 LN_ESP + 0,0090193 NTP - 0,2632149 LN_LLP + 0,0198269 DUM \quad (4)$$

Nilai R² sebesar 0,7458 mengindikasikan bahwa variabel independen mampu menjelaskan variasi PDRB sektor pertanian sebesar 74,58%, sedangkan sisanya sebesar 25,42% dijelaskan oleh variabel lain yang tidak dimasukkan dalam model penelitian ini.

Tabel 3. Ringkasan Hasil Regresi Data Panel dan Pengujian Hipotesis

Jenis Pengujian	Variabel	Nilai	Keputusan		
Uji t (Parsial)	Koefisien	t-statistik	P-value		
	Konstanta	11,04306	120,97	0,000*	Signifikan positif
	LN_TKP	-0,000172	-0,00	0,998	Tidak signifikan
	LN_ESP	0,0912775	2,96	0,004*	Signifikan positif
	NTP	0,0090193	2,95	0,004*	Signifikan positif
	LN_LL P	-0,2632149	-2,34	0,021*	Signifikan negatif
DUM	0,0198269	0,74	0,458	Tidak signifikan	
Uji F (Simultan)	<i>Chi square</i>	8.29		Variabel berpengaruh simultan	
	<i>Prob > F</i>	0.0000		Signifikan	
Koefisien Determinasi	<i>R square overall</i>	0.7458		Mampu menjelaskan 74,58% PDRB pertanian	

Sumber : *Output STATA 17 tahun 2025*, diolah

Berdasarkan hasil estimasi data panel, variabel Ekspor (LN_ESP) dan Nilai Tukar Petani (NTP) memiliki pengaruh yang signifikan dan positif terhadap PDRB sektor pertanian di Pulau Jawa, dengan nilai *P-value* masing-masing sebesar 0,004. Hal ini mengindikasikan bahwa peningkatan aktivitas perdagangan luar negeri dan perbaikan daya beli petani menjadi motor penggerak utama pertumbuhan ekonomi sektoral. Sebaliknya, variabel Luas Lahan (LN_LL P) justru menunjukkan pengaruh signifikan namun bersifat negatif terhadap PDRB (*P-value* = 0,021), yang memberikan sinyal adanya inefisiensi pemanfaatan lahan atau dampak dari tingginya laju konversi lahan produktif di Pulau Jawa. Di sisi lain, variabel Tenaga Kerja (LN_TKP) dan Variabel

Dummy (DUM) ditemukan tidak memiliki pengaruh nyata terhadap PDRB pertanian karena nilai P-value yang jauh melampaui ambang batas 0,05. Secara simultan, model ini memiliki validitas yang sangat baik yang ditunjukkan oleh nilai Prob > F sebesar 0,0000, sehingga seluruh variabel independen secara bersama-sama terbukti memengaruhi PDRB pertanian. Kemampuan model dalam menjelaskan fenomena ini juga tergolong tinggi, yakni sebesar 74,58% sebagaimana ditunjukkan oleh nilai *R-square overall*, sementara sisanya dijelaskan oleh variabel lain di luar model penelitian ini.

PEMBAHASAN

Tenaga Kerja Sektor Pertanian terhadap PDRB Sektor Pertanian

Berdasarkan Teori Pertumbuhan Ekonomi Neoklasik Solow-Swan, pertumbuhan output ekonomi suatu sektor ditentukan oleh akumulasi faktor-faktor produksi, khususnya modal dan tenaga kerja, serta kemajuan teknologi (Mankiw, 2018). Dalam ranah sektor pertanian, tenaga kerja menjadi salah satu input produksi esensial yang secara langsung memberikan kontribusi pada penciptaan nilai tambah ekonomi. Model Solow-Swan menjelaskan bahwa peningkatan jumlah tenaga kerja akan meningkatkan kapasitas produksi agregat sektor pertanian, yang pada gilirannya mendorong peningkatan PDRB pertanian (Mankiw, 2018).

Namun demikian, Hukum Hasil Marjinal yang Semakin Berkurang (*Law of Diminishing Marginal Returns*) memberikan perspektif yang lebih nuansir. Menurut Mankiw (2018), hukum ini menyatakan bahwa apabila penggunaan satu input produksi ditambah secara terus-menerus sementara input lainnya tetap, maka pada titik tertentu tambahan output yang dihasilkan akan semakin menurun. Dalam konteks pertanian, penambahan jumlah tenaga kerja tanpa diimbangi dengan penambahan luas lahan atau modal akan menyebabkan produktivitas marjinal tenaga kerja menurun, bahkan dapat mencapai produktivitas negatif jika terjadi surplus tenaga kerja.

Konteks geografis dan demografis Pulau Jawa menjadi kunci pemahaman fenomena tidak berpengaruhnya tenaga kerja ini. Dengan luas daratan hanya 128.297 km² namun menampung populasi 151 juta jiwa (BPS, 2025), tekanan terhadap lahan pertanian mencapai tingkat ekstrem. Data penelitian menunjukkan rata-rata *land-labor ratio* hanya 0,87 hektar per pekerja, jauh lebih rendah dibandingkan negara-negara yang menjadi subjek penelitian komparatif seperti penelitian Padilla *et al.* (2022) di Meksiko dan Yang *et al.* (2020) di China. Dalam kondisi ini, penambahan tenaga kerja tanpa diimbangi ekspansi lahan atau peningkatan modal justru mendorong produktivitas marjinal menuju titik jenuh, bahkan potensial menjadi negatif (Todaro & Smith, 2015). Fenomena ini sejalan dengan temuan Anggreani *et al.* (2023) yang juga mengidentifikasi pengaruh tidak signifikan tenaga kerja terhadap PDRB pertanian di Indonesia, meskipun dengan arah koefisien yang positif.

Hasil ini sesuai dengan teori Hukum Tambahan Hasil yang Semakin Berkurang (*Law of Diminishing Marginal Returns*). Mankiw (2018) menjelaskan bahwa penambahan satu input produksi secara berkelanjutan sementara input lainnya tetap, pada titik tertentu akan menghasilkan tambahan output yang semakin menurun. Pulau Jawa telah melampaui titik optimal tersebut, di mana lahan pertanian yang terbatas tidak

mampu lagi mengakomodasi penambahan tenaga kerja secara produktif. Disparitas produktivitas antar provinsi memperkuat argumen ini. DKI Jakarta dengan tenaga kerja pertanian minimal mencapai produktivitas 907,49 juta rupiah per orang, hampir delapan kali lipat dibandingkan Jawa Timur yang hanya 117,96 juta rupiah per orang meskipun memiliki tenaga kerja jauh lebih banyak. Pola ini mengindikasikan bahwa intensitas modal dan teknologi, bukan kuantitas tenaga kerja, yang menentukan produktivitas sektoral (Nicholson & Snyder, 2012).

Transformasi struktural ekonomi yang sedang berlangsung di Pulau Jawa turut menjelaskan temuan ini. Wilayah yang mengalami urbanisasi dan industrialisasi intensif menunjukkan penurunan tenaga kerja pertanian, namun PDRB sektor pertanian justru tetap meningkat atau minimal terjaga. Jawa Barat misalnya, mengalami penurunan tenaga kerja dari 534.251 orang pada 2020 menjadi 519.795 orang pada 2024, namun PDRB pertaniannya melonjak dari 42.727,72 miliar rupiah menjadi 61.862,68 miliar rupiah. Fenomena ini mencerminkan surplus tenaga kerja dengan produktivitas rendah yang selama ini terkamuflase dalam sektor pertanian (Todaro & Smith, 2015). Pengurangan tenaga kerja tidak menurunkan output agregat karena pekerja yang tersisa mampu mengkompensasi melalui intensifikasi kerja dan adopsi teknologi yang lebih efisien (Timmer, 2002).

Perbedaan mencolok dengan temuan Padilla *et al.* (2022) di Meksiko dan Yang *et al.* (2020) di China dapat dipahami melalui perbedaan struktural fundamental. Kedua negara tersebut masih memiliki ruang ekspansi lahan yang memadai dengan rasio lahan per tenaga kerja yang jauh lebih tinggi, sehingga produktivitas marjinal tenaga kerja tetap positif dan signifikan (Hayami & Ruttan, 1985). Kontras dengan kondisi Pulau Jawa yang telah mencapai batas kapasitas ekologis, di mana setiap penambahan tenaga kerja tidak lagi menghasilkan peningkatan output proporsional (Mellor, 1976). Implikasi kebijakan dari temuan ini sangat jelas seperti strategi pembangunan pertanian di Pulau Jawa tidak dapat lagi mengandalkan akumulasi tenaga kerja, melainkan harus beralih ke transformasi kualitas sumber daya manusia, mekanisasi, dan adopsi teknologi modern yang mampu meningkatkan produktivitas per kapita (Todaro & Smith, 2015).

Ekspor Sektor Pertanian terhadap PDRB Sektor Pertanian

Hubungan antara ekspor sektor pertanian dengan PDRB sektor pertanian dapat dijelaskan melalui Hipotesis Pertumbuhan Berbasis Ekspor (*Export-Led Growth Hypothesis*). Ekonom klasik Balassa (1978) mengembangkan hipotesis ini dengan menyatakan bahwa ekspor dapat menjadi mesin penggerak pertumbuhan ekonomi melalui beberapa mekanisme, yaitu peningkatan permintaan agregat, efisiensi alokasi sumber daya berdasarkan keunggulan komparatif, akses terhadap pasar yang lebih luas, serta transfer teknologi. Dalam konteks sektor pertanian, peningkatan ekspor akan mendorong petani untuk meningkatkan produksi komoditas ekspor, yang pada gilirannya akan meningkatkan nilai tambah dan PDRB sektor pertanian.

Menurut Salvatore (2013), ekspor dapat meningkatkan utilisasi kapasitas produksi, menciptakan *multiplier effect* terhadap sektor-sektor terkait, serta mendorong peningkatan investasi dan adopsi teknologi baru. Namun demikian, ketergantungan yang berlebihan terhadap ekspor komoditas pertanian juga dapat menimbulkan risiko yang dijelaskan dalam Teori Penyakit Belanda (*Dutch Disease Theory*). Ekonom

Corden dan Neary (1982) menjelaskan bahwa *booming* ekspor pada sektor tertentu, khususnya sektor berbasis sumber daya alam, dapat menyebabkan apresiasi nilai tukar riil yang merugikan daya saing sektor lain, realokasi faktor produksi yang tidak efisien, serta ketergantungan berlebihan pada satu atau beberapa komoditas ekspor yang rentan terhadap volatilitas harga internasional.

Temuan bahwa ekspor berpengaruh positif dengan elastisitas 0,092 mengkonfirmasi peran ekspor sebagai salah satu motor penggerak pertumbuhan sektor pertanian di Pulau Jawa, meskipun dengan *magnitude* yang relatif rendah. Data deskriptif mengungkapkan dimana ekspor komoditas primer menyebabkan apresiasi mata uang yang merugikan daya saing produk lain (Corden & Neary, 1982). Namun tetap temuan ini mengkonfirmasi peran ekspor sebagai salah satu motor penggerak pertumbuhan sektor pertanian di Pulau Jawa. Data deskriptif mengungkapkan volatilitas ekspor yang tinggi dengan standar deviasi 144,6632 dari rata-rata 124,966 juta USD, mencerminkan dinamika perdagangan internasional yang kompleks dan tidak selalu dapat diprediksi (Krugman *et al.*, 2018).

Konsentrasi geografis ekspor sangat mencolok, di mana Jawa Timur mendominasi dengan kontribusi rata-rata 1.413,11 juta USD atau hampir 60% dari total ekspor Pulau Jawa. Dominasi ini bukan kebetulan, melainkan refleksi dari keunggulan komparatif dalam produksi komoditas bernilai ekspor tinggi seperti (Krugman *et al.*, 2018). Jawa Tengah menempati posisi kedua dengan fokus pada hortikultura dan tanaman pangan berkualitas ekspor, sementara provinsi lain memiliki kontribusi yang jauh lebih terbatas. Disparitas ini mengindikasikan perlunya strategi pengembangan ekspor yang disesuaikan dengan karakteristik dan potensi masing-masing wilayah (Porter, 1990).

Hipotesis Pertumbuhan Berbasis Ekspor (*Export-Led Growth Hypothesis*) yang dikemukakan Balassa (1978) menemukan validasi empirisnya dalam konteks Pulau Jawa. Teori ini menjelaskan bahwa ekspor mendorong pertumbuhan dalam penelitian ini. Peningkatan permintaan agregat menjadi jalur transmisi utama, di mana ekspor sebagai komponen pembentuk output agregat secara langsung meningkatkan permintaan terhadap produk pertanian domestik (Dornbusch *et al.*, 1977). Provinsi dengan nilai ekspor tinggi seperti Jawa Timur (60% dari total ekspor Pulau Jawa) menunjukkan korelasi positif dengan PDRB pertanian yang tinggi pula, mengkonfirmasi mekanisme ini.

Efisiensi alokasi sumber daya berdasarkan keunggulan komparatif menjadi dimensi penting lainnya. Spesialisasi regional yang terobservasi seperti Jawa Timur fokus pada perkebunan, Jawa Tengah pada hortikultura berkualitas ekspor, Jawa Barat pada produk segar dengan akses logistik superior menunjukkan bahwa orientasi ekspor mendorong wilayah untuk mengoptimalkan produksi sesuai dengan kondisinya (Krugman, 1979). Proses ini meningkatkan produktivitas agregat karena setiap daerah memproduksi komoditas yang paling efisien diproduksi. Transfer teknologi menjadi mekanisme ketiga yang tidak kalah penting. Salvatore (2013) menjelaskan bahwa untuk berkompetisi di pasar internasional, produsen domestik harus memenuhi standar kualitas dan keamanan pangan yang ketat, yang secara tidak langsung mendorong adopsi teknologi modern dan perbaikan manajemen rantai pasok (Gereffi, 1999).

Konsistensi temuan dengan penelitian Elfira *et al.* (2022) di Aceh dan Padilla *et al.* (2022) di Meksiko memperkuat argumen umum hipotesis *export-led growth* dalam konteks sektor pertanian. Namun, perbedaan dengan temuan Amanda (2022) yang menemukan pengaruh negatif ekspor perlu dicermati. Perbedaan periode penelitian (2017-2021 vs 2018-2024), cakupan wilayah yang berbeda, dan metode estimasi yang digunakan dapat menjelaskan diskrepansi ini (Greene, 2018). Periode penelitian Amanda yang lebih pendek dan bertepatan dengan puncak pandemi COVID-19 kemungkinan menangkap efek disrupsi jangka pendek yang belum terlihat pemulihannya.

Nilai elastisitas yang relatif rendah (0,092) memberikan hasil penting tentang struktur ekspor pertanian Pulau Jawa yang masih didominasi komoditas dengan nilai tambah terbatas. Untuk meningkatkan dampak ekspor terhadap PDRB, transformasi struktural menuju produk olahan dengan nilai tambah tinggi menjadi imperatif (Hirschman, 1958). Pengembangan agroindustri, peningkatan kapasitas teknologi pengolahan, dan penguatan branding produk pertanian Indonesia di pasar internasional menjadi agenda prioritas (Williamson, 1985). Diversifikasi pasar tujuan ekspor juga krusial untuk mengurangi kerentanan terhadap guncangan ekonomi di negara tujuan utama, mengingat konsentrasi ekspor pada beberapa negara tertentu seperti China, Jepang, dan USA menciptakan risiko yang perlu dimitigasi (Cashin *et al.*, 2004).

Nilai Tukar Petani terhadap PDRB Sektor Pertanian

Dalam kerangka Teori Ekonomi Mikro yang dikembangkan Pindyck & Rubinfeld (2018), berpusat pada penawaran dan permintaan serta biaya produksi, Nilai Tukar Petani (NTP) memengaruhi PDRB Sektor Pertanian melalui mekanisme insentif produksi. NTP, yang merupakan perbandingan antara Indeks Harga yang Diterima Petani (IT) terhadap Indeks Harga yang Dibayar Petani (IB), mencerminkan profitabilitas riil dan daya beli petani terhadap input produksi. Ketika NTP tinggi ($IT > IB$), petani menerima harga output yang lebih baik relatif terhadap biaya input (pupuk, upah, dan sebagainya), yang dalam analisis mikroekonomi setara dengan penurunan biaya produksi riil dan karenanya menggeser kurva penawaran ke kanan, mendorong peningkatan kuantitas produksi (output pertanian). Peningkatan kuantitas output ini secara langsung akan meningkatkan nilai tambah bruto yang diciptakan oleh sektor pertanian, yang merupakan esensi dari PDRB Sektor Pertanian, sehingga menunjukkan adanya hubungan positif antara NTP dan PDRB sektor tersebut.

Temuan bahwa NTP berpengaruh positif signifikan mengkonfirmasi peran krusial kesejahteraan petani dalam menentukan kinerja sektoral, sesuai dengan konsep NTP sebagai indikator kesejahteraan relatif yang dikemukakan BPS (2015). Dengan rata-rata NTP 103,34% selama periode penelitian, kondisi petani di Pulau Jawa berada pada surplus marginal yang rentan terhadap guncangan eksternal.

Variasi perbedaan NTP mengungkapkan disparitas kesejahteraan yang signifikan antar provinsi. Jawa Tengah mencatat rata-rata NTP tertinggi 104,88%, diikuti Jawa Timur 103,40%, sementara DI Yogyakarta terendah dengan 101,14%. Perbedaan ini mencerminkan heterogenitas dalam efektivitas kebijakan harga pemerintah daerah, struktur biaya produksi, efisiensi sistem pemasaran, dan tingkat kompetisi dalam perdagangan input-output pertanian (Timmer, 1986). Jawa Tengah dengan NTP tertinggi mengindikasikan kombinasi optimal antara harga output yang

menguntungkan dan biaya input yang terkendali, kemungkinan didukung oleh subsidi input yang efektif dan sistem pemasaran yang efisien (Rashid *et al.*, 2008).

NTP yang tinggi, di mana indeks harga yang diterima petani (IT) melebihi indeks harga yang dibayar petani (IB), secara ekonomi setara dengan penurunan biaya produksi riil. Dalam kerangka analisis penawaran dan permintaan, kondisi ini menggeser kurva penawaran ke kanan, mendorong peningkatan kuantitas produksi pada setiap tingkat harga karena profit margin meningkat (Varian, 2014). Data empiris menunjukkan Jawa Tengah dengan NTP tertinggi memiliki tren PDRB pertanian yang konsisten meningkat dari 44.334,82 miliar rupiah pada kuartal pertama 2018 menjadi 54.074,11 miliar rupiah pada kuartal keempat 2024, sementara DI Yogyakarta dengan NTP terendah menunjukkan pertumbuhan yang jauh lebih lambat dan bahkan stagnan pada beberapa periode.

Mekanisme transmisi NTP terhadap PDRB pertanian bekerja melalui jalur yang kompleks dan saling terkait. Insentif produksi menjadi jalur transmisi primer, di mana NTP tinggi memberikan sinyal profitabilitas yang mendorong petani untuk meningkatkan intensitas produksi, memperluas area tanam pada lahan yang tersedia, dan mengadopsi praktik pertanian yang lebih produktif (Hayami & Ruttan, 1985).

Provinsi dengan NTP tinggi dan stabil cenderung memiliki produktivitas yang lebih baik dan pertumbuhan yang lebih konsisten, menciptakan siklus positif di mana produktivitas tinggi menghasilkan pendapatan lebih besar yang dapat diinvestasikan kembali untuk peningkatan produktivitas lebih lanjut (Stiglitz, 1986). Sebaliknya, petani dengan NTP rendah terjebak dalam *poverty trap* di mana seluruh pendapatan habis untuk konsumsi dasar tanpa ada surplus untuk investasi produktif, sehingga produktivitas tetap rendah dan kesejahteraan tidak meningkat (Sachs *et al.*, 2004). Fenomena ini menjelaskan mengapa DI Yogyakarta dengan NTP terendah mengalami kesulitan meningkatkan PDRB pertaniannya secara signifikan, meskipun memiliki potensi pengembangan komoditas bernilai tinggi.

Keberlanjutan sektor pertanian dalam jangka panjang sangat bergantung pada stabilitas NTP di atas titik impas. Data menunjukkan bahwa DI Yogyakarta mengalami NTP di bawah 100 pada kuartal ketiga 2021 dengan nilai 96,50%, mengindikasikan kondisi defisit di mana kenaikan biaya produksi melebihi kenaikan pendapatan dari penjualan output. Kondisi defisit yang berkepanjangan akan menyebabkan petani kehilangan motivasi untuk berproduksi, beralih ke komoditas lain yang lebih menguntungkan, melakukan konversi lahan pertanian menjadi penggunaan non-pertanian, atau bahkan meninggalkan sektor pertanian sepenuhnya untuk mencari pekerjaan di sektor lain dengan pendapatan lebih stabil (De Janvry *et al.*, 1991).

Efektivitas kebijakan harga pemerintah tercermin dalam dinamika NTP selama periode penelitian. Tren peningkatan NTP secara umum di semua provinsi dari rata-rata 101,38 pada 2018 menjadi 109,07 pada 2024, meskipun mengalami penurunan sementara pada 2021 akibat pandemi COVID-19, mengindikasikan bahwa kombinasi kebijakan subsidi input, Harga Pembelian Pemerintah (HPP) untuk gabah, dan intervensi pasar oleh Perum Bulog relatif berhasil menjaga dan meningkatkan kesejahteraan petani (Timmer *et al.*, 1983). Namun, margin surplus yang tipis dengan

rata-rata hanya 3,34% di atas *break-even point* menunjukkan kerentanan struktural yang memerlukan perhatian serius.

Konsistensi temuan dengan penelitian Elfira *et al.* (2022) di Aceh memperkuat validitas hubungan positif antara NTP dan PDRB pertanian dalam konteks Indonesia. Arah pengaruh yang sama di berbagai konteks geografis dan temporal menunjukkan bahwa fenomena ini bersifat universal dalam sistem pertanian Indonesia, di mana kesejahteraan petani merupakan prasyarat fundamental untuk pertumbuhan sektor pertanian yang berkelanjutan. Heterogenitas dampak antar skala usaha tani menjadi dimensi penting yang tidak tertangkap dalam analisis agregat ini. Petani kecil dengan luas lahan di bawah 0,5 hektar yang merupakan mayoritas di Pulau Jawa kemungkinan jauh lebih sensitif terhadap perubahan NTP dibandingkan petani komersial dengan skala lebih besar, mengingat keterbatasan akses ke pasar output yang menguntungkan, keterbatasan modal untuk menanggung fluktuasi harga jangka pendek, dan keterbatasan akses ke informasi pasar dan teknologi (Ellis, 1993; Barrett, 2008).

Luas Lahan Panen Padi terhadap PDRB Sektor Pertanian

Hubungan antara luas lahan panen padi dengan PDRB pertanian dapat dijelaskan melalui Teori Sumber Daya Alam (*Resource-Based Theory*) yang dikemukakan Wernerfelt (1984). Inti dari teori ini menekankan pada pentingnya ketersediaan dan kualitas sumber daya alam sebagai basis pengembangan ekonomi. Menurut Barney (1991), sumber daya alam yang bersifat langka, berharga, dan sulit digantikan merupakan sumber keunggulan kompetitif yang *sustainable*. Dalam konteks pertanian, lahan merupakan sumber daya yang terbatas namun esensial, dimana perluasan luas lahan panen seharusnya meningkatkan kapasitas produksi dan output pertanian secara absolut, yang pada gilirannya akan meningkatkan nilai tambah sektor pertanian dan kontribusinya terhadap PDRB.

Namun demikian, perluasan lahan pertanian juga menghadapi berbagai kendala yang dijelaskan dalam Teori Degradasi Lahan (*Land Degradation Theory*). Ekonom Lal (1997) menjelaskan bahwa penggunaan lahan pertanian secara intensif dan tidak berkelanjutan dapat menyebabkan degradasi kualitas tanah, erosi, penurunan kesuburan, dan berkurangnya produktivitas lahan dalam jangka panjang.

Temuan yang berbeda terhadap pengaruh negatifnya luas lahan berlawanan dengan asumsi fundamental dalam fungsi produksi Cobb-Douglas standar, di mana input lahan seharusnya berpengaruh positif terhadap output. Dengan rata-rata luas lahan panen 225.557,4 hektar dan standar deviasi 192.647,8, disparitas antar provinsi mencapai tingkat yang ekstrem, mencerminkan heterogenitas struktural yang sangat signifikan.

Jawa Timur dengan rata-rata luas lahan 1.709.108,41 hektar menguasai hampir 76% dari total luas lahan panen di Pulau Jawa, sementara DKI Jakarta hanya 612,7 hektar yang mencerminkan transformasi struktural ekonomi urban (Henderson, 2010). Yang lebih mengkhawatirkan adalah tren penurunan drastis luas lahan panen pada periode 2023-2024, dengan konversi lahan mencapai 902 ribu hektar per tahun akibat urbanisasi dan industrialisasi yang masif. Fenomena ini tidak hanya mengancam kapasitas produksi pertanian, tetapi juga ketahanan pangan nasional mengingat Pulau Jawa masih menyumbang 57% produksi padi nasional (FAO, 2020).

Penggunaan lahan pertanian secara intensif dan tidak berkelanjutan selama puluhan tahun telah menyebabkan degradasi kualitas tanah yang progresif dan kumulatif. Penurunan kandungan bahan organik tanah akibat penggunaan pupuk kimia berlebihan tanpa aplikasi pupuk organik menyebabkan struktur tanah menjadi buruk, kemampuan menahan air menurun, dan aktivitas mikroorganisme tanah yang penting untuk kesuburan berkurang drastis (Lal, 2004).

Erosi tanah akibat pengolahan intensif tanpa praktik konservasi yang memadai, terutama di lahan dengan kemiringan tinggi, menyebabkan hilangnya lapisan paling subur (Pimentel *et al.*, 1995). Pencemaran tanah akibat pestisida yang terakumulasi dalam jangka panjang, limbah industri di wilayah peri-urban, dan penggunaan air irigasi yang tercemar menyebabkan tanah menjadi tidak sehat untuk produksi pertanian (Pretty & Bharucha, 2014). Dalam kondisi degradasi yang parah ini, penambahan luas lahan yang terdegradasi justru menurunkan produktivitas rata-rata dan efisiensi sektor pertanian secara keseluruhan.

Konsistensi temuan dengan penelitian Anggreani *et al.* (2023) yang juga menemukan pengaruh negatif signifikan luas lahan sawah terhadap PDRB pertanian di Indonesia periode 2015-2021 mengkonfirmasi bahwa fenomena ini bukan anomali statistik atau kesalahan spesifikasi model, melainkan mencerminkan kondisi struktural sektor pertanian Indonesia. Sebaliknya, perbedaan dengan temuan Parkah *et al.* (2025) yang menemukan pengaruh positif di kabupaten lumbung pangan Jawa Timur dapat dijelaskan oleh perbedaan cakupan wilayah penelitian yang sangat spesifik. Kabupaten lumbung pangan merupakan wilayah geografis di luar kota besar dengan karakteristik lahan relatif luas dan masih agraris, sehingga ekspansi lahan masih efektif meningkatkan output karena upaya meningkatkan hasil pertanian dengan cara memperluas lahan pertanian ke wilayah baru yang belum dimanfaatkan. Sementara di level provinsi, ekspansi lahan justru kontraproduktif karena lahan yang tersedia untuk ekspansi umumnya adalah lahan marginal dengan produktivitas rendah.

PDRB sektor pertanian tidak hanya berasal dari subsektor tanaman pangan khususnya padi, tetapi juga mencakup hortikultura, perkebunan, peternakan, dan perikanan. Data DKI Jakarta memberikan konfirmasi empiris yang sangat kuat untuk fenomena transformasi ini. Dengan luas lahan panen padi yang menyusut drastis dari 191,84 hektar pada kuartal pertama 2018 menjadi hanya 114,36 hektar pada kuartal keempat 2024, suatu penurunan 40%, PDRB pertanian DKI Jakarta justru meningkat signifikan dari 521,45 miliar rupiah menjadi 729,10 miliar rupiah, peningkatan 40% dalam periode yang sama (Johnston & Mellor, 1961).

Pengaruh Simultan dan Periode COVID-19

Temuan tentang pengaruh keempat variabel terhadap PDRB sektor pertanian memberikan validasi empiris kuat terhadap *Extended Cobb-Douglas Production Function* yang menjadi kerangka teoretis penelitian ini. Signifikansi uji simultan ini mengungkapkan fenomena di mana dua hal atau lebih saling melengkapi satu sama lain untuk menciptakan kesempurnaan atau fungsi yang lebih baik antar variabel yang sangat penting untuk dipahami (Wooldridge, 2016). Meskipun secara parsial tenaga kerja tidak signifikan dengan nilai probabilitas 0,998, namun secara simultan ketika dikombinasikan dengan variabel lain, keempat variabel memberikan pengaruh yang sangat signifikan. Pola ini mengindikasikan di mana efektivitas satu variabel

bergantung pada keberadaan dan level variabel lain (Milgrom & Roberts, 1995). Efektivitas tenaga kerja dalam meningkatkan output sangat bergantung pada ketersediaan lahan yang cukup dan berkualitas, ketersediaan modal yang diproksi oleh ekspor sebagai sumber devisa untuk investasi dalam teknologi dan input modern, serta kesejahteraan petani yang tercermin dalam NTP tinggi yang memberikan insentif dan kemampuan finansial untuk bekerja produktif.

Konsistensi temuan dengan penelitian Wicaksana (2020) yang menemukan signifikansi simultan luas lahan, tenaga kerja, pupuk bersubsidi, pengeluaran pemerintah, dan alat mesin pertanian terhadap PDB sektor pertanian di Indonesia, serta Parkah *et al.* (2025) yang menemukan signifikansi simultan IPM, tenaga kerja, dan luas panen terhadap PDRB pertanian di Jawa Timur memperkuat validitas pendekatan fungsi produksi dengan *multiple inputs* secara simultan. Temuan ini juga sejalan dengan penelitian internasional seperti Yang *et al.* (2020) di China dan Padilla *et al.* (2022) di Meksiko yang mengkonfirmasi bahwa fenomena ini bersifat universal dan tidak terbatas pada konteks Indonesia saja.

Persamaan regresi yang diestimasi menunjukkan bahwa PDRB pertanian merupakan fungsi kompleks dari kombinasi berbagai faktor produksi dan ekonomi. Nilai konstanta 11,04306 yang positif dan signifikan merepresentasikan total faktor produktivitas atau efisiensi teknologi dasar yang ada dalam sistem pertanian Pulau Jawa bahkan tanpa mempertimbangkan variabel-variabel independen spesifik, mencerminkan akumulasi investasi infrastruktur, efektivitas kelembagaan pertanian, dan akumulasi pengetahuan selama puluhan tahun (Mankiw, 2018).

Periode pandemi 2020-2022 tidak memberikan pengaruh signifikan secara statistik terhadap PDRB sektor pertanian di Pulau Jawa setelah mengendalikan pengaruh variabel independen utama. Tanda koefisien yang positif mengindikasikan bahwa selama periode pandemi, PDRB sektor pertanian cenderung sedikit lebih tinggi dibanding periode normal, namun perbedaan ini tidak cukup substansial untuk disebut sebagai efek kausal yang signifikan.

Temuan ini konsisten dengan karakteristik sektor pertanian yang memiliki resiliensi tinggi terhadap guncangan eksternal. Sektor pertanian berbeda dari sektor lain karena produk pertanian merupakan kebutuhan pokok dengan permintaan yang relatif inelastis terhadap perubahan pendapatan, sehingga ketika krisis ekonomi terjadi, permintaan pangan tetap terjaga (FAO, 2020). Selain itu, mayoritas produksi pertanian di Pulau Jawa berorientasi pada pasar domestik dengan rantai pasok yang lebih pendek, sehingga lebih resisten terhadap disrupsi perdagangan internasional (World Bank, 2020). Efektivitas kebijakan stabilisasi pemerintah melalui subsidi input, program bantuan langsung, dan pembelian hasil panen oleh Bulog juga berperan dalam menjaga stabilitas sektor pertanian selama pandemi (Sumner *et al.*, 2020). Tidak signifikannya variabel *dummy* juga mengkonfirmasi bahwa model penelitian telah berhasil mengisolasi pengaruh faktor-faktor fundamental sektor pertanian (tenaga kerja, ekspor, NTP, luas lahan) dari efek temporer guncangan eksternal, sehingga estimasi koefisien variabel independen utama dapat dipercaya sebagai hubungan struktural yang *robust* (Angrist & Pischke, 2009).

KESIMPULAN

Berdasarkan hasil penelitian yang telah dilakukan mengenai pengaruh tenaga kerja, ekspor, nilai tukar petani, dan luas lahan panen terhadap PDRB sektor pertanian di Pulau Jawa periode 2018-2024, maka dapat disimpulkan bahwa tenaga kerja pertanian tidak berpengaruh signifikan terhadap PDRB sektor pertanian di Pulau Jawa. Hal ini mengindikasikan bahwa penambahan atau pengurangan jumlah tenaga kerja pertanian tidak memberikan dampak yang berarti terhadap pertumbuhan PDRB sektor pertanian. Kondisi ini mencerminkan telah tercapainya titik jenuh produktivitas tenaga kerja akibat keterbatasan lahan dan perlu adanya transformasi dari kuantitas tenaga kerja menuju peningkatan kualitas dan produktivitas melalui pelatihan, adopsi teknologi, dan mekanisasi pertanian.

Ekspor pertanian berpengaruh positif dan signifikan terhadap PDRB sektor pertanian di Pulau Jawa. Peningkatan nilai ekspor produk pertanian terbukti mampu mendorong pertumbuhan PDRB sektor pertanian melalui peningkatan permintaan agregat, efisiensi alokasi sumber daya, dan transfer teknologi. Namun demikian, kontribusi ekspor masih perlu dioptimalkan melalui diversifikasi produk dan peningkatan nilai tambah komoditas ekspor.

Nilai Tukar Petani berpengaruh positif dan signifikan terhadap PDRB sektor pertanian di Pulau Jawa. Kesejahteraan petani yang tercermin dalam NTP terbukti menjadi faktor penting dalam mendorong produktivitas dan output pertanian. NTP yang tinggi memberikan insentif ekonomi bagi petani untuk meningkatkan produksi, meskipun rata-rata NTP di Pulau Jawa masih berada pada level yang rentan dan memerlukan kebijakan stabilisasi yang lebih kuat.

Luas lahan panen padi berpengaruh negatif dan signifikan terhadap PDRB sektor pertanian di Pulau Jawa. Temuan ini mengindikasikan bahwa ekspansi lahan pertanian tidak lagi efektif dalam meningkatkan PDRB sektor pertanian, yang disebabkan oleh degradasi kualitas lahan, konversi lahan produktif, dan transformasi struktural ekonomi menuju subsektor pertanian bernilai tinggi seperti hortikultura, perkebunan, dan peternakan yang tidak memerlukan lahan panen padi yang luas.

Secara simultan, tenaga kerja pertanian, ekspor pertanian, nilai tukar petani, dan luas lahan panen padi berpengaruh signifikan terhadap PDRB sektor pertanian di Pulau Jawa dengan kemampuan menjelaskan variasi PDRB sektor pertanian sebesar 74,58%. Hal ini menunjukkan bahwa keempat variabel tersebut secara bersama-sama merupakan determinan penting dalam menentukan kinerja sektor pertanian, meskipun efektivitas masing-masing variabel berbeda ketika dianalisis secara individual. Interdependensi antar variabel mengkonfirmasi pentingnya pendekatan kebijakan yang holistik dan terintegrasi dalam pengembangan sektor pertanian di Pulau Jawa.

Periode pandemi COVID-19 tidak berpengaruh signifikan terhadap PDRB sektor pertanian di Pulau Jawa. Hal ini mengindikasikan bahwa sektor pertanian memiliki ketahanan tinggi terhadap guncangan eksternal karena karakteristik produk pertanian sebagai kebutuhan pokok, orientasi produksi untuk pasar domestik, dan efektivitas kebijakan stabilisasi pemerintah yang berhasil menjaga kesejahteraan petani serta keberlangsungan produksi selama periode krisis.

Pemerintah daerah perlu mengalihkan fokus dari kuantitas tenaga kerja menuju peningkatan kualitas melalui program pelatihan teknologi pertanian modern dan subsidi mekanisme untuk meningkatkan produktivitas per kapita. Pengembangan agroindustri dan infrastruktur pascapanen seperti *cold storage* harus diprioritaskan untuk meningkatkan nilai tambah ekspor, disertai diversifikasi pasar tujuan ekspor guna mengurangi risiko volatilitas permintaan global.

Stabilisasi Nilai Tukar Petani menjadi prioritas melalui penguatan Harga Pembelian Pemerintah (HPP) dengan target NTP minimal di atas 105%, optimalisasi subsidi input pertanian, dan penguatan sistem informasi harga pasar untuk meningkatkan posisi tawar petani. Pengendalian konversi lahan produktif harus dilakukan tegas melalui penegakan moratorium alih fungsi lahan, pemberian insentif bagi petani yang mempertahankan lahannya, serta intensifikasi lahan yang sudah ada dengan sistem tanam modern yang lebih efektif.

Kajian lanjutan sebaiknya menggabungkan variabel tambahan seperti adopsi teknologi pertanian, ketersediaan infrastruktur irigasi, tingkat pendidikan petani, dan akses terhadap kredit perbankan. Penambahan variabel tersebut diharapkan mampu memberikan analisis yang lebih menyeluruh mengenai faktor-faktor determinan PDRB sektor pertanian di masa mendatang.

REFERENSI

- Amanda, R. (2022). Pengaruh Tenaga Kerja, Pembiayaan Bank Syariah, Ekspor dan Inflasi Terhadap Pertumbuhan Ekonomi Sektor Pertanian di Indonesia Periode 2017-2021 [Skripsi]. Universitas Islam Negeri Syarif Hidayatullah Jakarta.
- Anggreani, M., Ratih, A., Husaini, M., Emalia, Z., Usman, M., Aida, N., & Ciptawaty, U. (2023). Analisis Pengaruh Sektor Pertanian Terhadap PDRB Sektor Pertanian di Indonesia Tahun 2015-2021. *Journal on Education*, 06(01), 6490–6507.
- Angrist, J. D., & Pischke, J. S. (2009). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton University Press.
- Badan Pusat Statistik. (2025, 3 Februari). Luas panen, produksi, dan produktivitas padi menurut provinsi, 2024. <https://www.bps.go.id/id/statistics-table/2/MTQ5OCMy/luas-panen--produksi--dan-produktivitas-padi-menurut-provinsi.html>
- Badan Pusat Statistik. (2025, 5 Agustus). [Seri 2010] PDRB triwulanan atas dasar harga berlaku menurut lapangan usaha di provinsi seluruh Indonesia (milyar rupiah), 2025. <https://www.bps.go.id/id/statistics-table/2/MjI2OCMy/-seri-2010--pdrb-triwulanan-atas-dasar-harga-berlaku-menurut-lapangan-usaha-di-provinsi-seluruh-indonesia--milyar-rupiah-.html>
- Badan Pusat Statistik. (2025, 5 Agustus). [Seri 2010] Indeks Implisit PDB Menurut Lapangan Usaha Seri 2010, 2024. <https://www.bps.go.id/id/statistics-table/2/MTI5IzI=-seri-2010--indeks-implisit-pdb-menurut-lapangan-usaha-seri-2010.html>

- Badan Pusat Statistik. (2025, 13 Agustus). Penduduk berumur 15 tahun keatas yang bekerja selama seminggu terakhir menurut provinsi dan status pekerjaan utama (orang), 2025. <https://www.bps.go.id/id/statistics-table/2/MjMzNSMy/penduduk-berumur-15-tahun-keatas-yang-bekerja-selama-seminggu-terakhir-menurut-provinsi-dan-status-pekerjaan-utama-orang-.html>
- Badan Pusat Statistik. (2025, 1 Oktober). NTP (nilai tukar petani) menurut provinsi (2018=100), 2025. <https://www.bps.go.id/id/statistics-table/2/MTc0MSMy/nilai-tukar-petani--maret-2024.html>
- Balassa, B. (1978). Exports and economic growth: Further evidence. *Journal of Development Economics*, 5(2), 181–189.
- Barney, J. (1991). Firm resources and sustained competitive advantage. *Journal of Management*, 17(1), 99–120.
- Barrett, C. B. (2008). Smallholder market participation: Concepts and evidence from eastern and southern Africa. *Food Policy*, 33(4), 299-317.
- Cashin, P., Liang, H., & McDermott, C. J. (2004). How persistent are shocks to world commodity prices? *IMF Staff Papers*, 47(2), 177-217.
- Corden, W. M., & Neary, J. P. (1982). Booming sector and de-industrialisation in a small open economy. *The Economic Journal*, 92(368), 825–848.
- De Janvry, A., Fafchamps, M., & Sadoulet, E. (1991). Peasant household behaviour with missing markets: Some paradoxes explained. *The Economic Journal*, 101(409), 1400-1417.
- Dornbusch, R., Fischer, S., & Samuelson, P. A. (1977). Comparative advantage, trade, and payments in a Ricardian model with a continuum of goods. *The American Economic Review*, 67(5), 823-839.
- Elfira, E., Silvia, V., & Nasir, M. (2022). The Effect of Farmer's Export, Import, and Exchange Rate on Value-Added of Agricultural Sector in Aceh Province, Indonesia. *International Journal of Finance, Economics and Business*, 1(2), 91–102. <https://doi.org/10.56225/ijfeb.v1i2.24>
- Ellis, F. (1993). *Peasant economics: Farm households and agrarian development* (2nd ed.). Cambridge University Press.
- Food and Agriculture Organization. (2020). COVID-19 and the risk to food supply chains: How to respond? FAO. <https://doi.org/10.4060/ca8388en>
- Fitriyani, E. D., & Fisabilillah, L. W. (2022). Analisis Pengaruh PMDN dan PMA terhadap PDRB Jawa Timur. *Independent : Journal Of Economics*, 2(1), 89–100.
- Gereffi, G. (1999). International trade and industrial upgrading in the apparel commodity chain. *Journal of International Economics*, 48(1), 37-70.
- Greene, W. H. (2018). *Econometric analysis* (8th ed.). Pearson.

- Hayami, Y., & Ruttan, V. W. (1985). *Agricultural Development: An International Perspective*. Johns Hopkins University Press.
- Henderson, J. V. (2010). Cities and development. *Journal of Regional Science*, 50(1), 515-540.
- Hirschman, A. O. (1958). *The strategy of economic development*. Yale University Press.
- Johnston, B. F., & Mellor, J. W. (1961). The role of agriculture in economic development. *The American Economic Review*, 51(4), 566-593.
- Krugman, P. (1979). Increasing returns, monopolistic competition, and international trade. *Journal of International Economics*, 9(4), 469-479.
- Krugman, P., Obstfeld, M., & Melitz, M. (2018). *International economics: Theory and policy* (11th ed.). Pearson Education.
- Lal R. (1997). Degradation and resilience of soils. *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences*, 352(1356), 997–1010.
- Lal R. (2004). Soil carbon sequestration impacts on global climate change and food security. *Science*, 304(5677), 1623-1627.
- Mankiw, N. G. (2018). *Principles of economics* (8th ed.). Cengage Learning.
- Mellor, J. W. (1976). *The new economics of growth: A strategy for India and the developing world*. Cornell University Press.
- Milgrom, P., & Roberts, J. (1995). Complementarities and fit: Strategy, structure, and organizational change in manufacturing. *Journal of Accounting and Economics*, 19(2-3), 179-208.
- Nicholson, W., & Snyder, C. (2012). *Microeconomic theory: Basic principles and extensions* (11th ed.). South-Western Cengage Learning.
- Padilla-Bernal, L. E., Lara-Herrera, A., & Pérez-Andrade, M. A. (2022). Analysis of the factors associated with agricultural GDP in Mexico. *Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas*, 15(3), 75–82. <https://doi.org/10.32854/agrop.v15i3.2133>
- Parkah, D. I., Huda, S., & Perdana, P. (2025). Analisis Pengaruh Indeks Pembangunan Manusia (IPM), Tenaga Kerja Sektor Pertanian, Luas Panen Padi terhadap Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) Sektor Pertanian. *Jurnal Ilmiah Universitas Batanghari Jambi*, 25(1), 115–121. <https://doi.org/10.33087/jiubj.v25i1.5258>
- Pimentel, D., Harvey, C., Resosudarmo, P., Sinclair, K., Kurz, D., McNair, M., ... & Blair, R. (1995). Environmental and economic costs of soil erosion and conservation benefits. *Science*, 267(5201), 1117-1123.
- Pindyck, R. S., & Rubinfeld, D. L. (2018). *Microeconomics* (9th ed.). Pearson Education.
- Porter, M. E. (1990). The competitive advantage of nations. *Harvard Business Review*, 68(2), 73-93.

- Pretty, J., & Bharucha, Z. P. (2014). Sustainable intensification in agricultural systems. *Annals of Botany*, 114(8), 1571-1596.
- Rashid, S., Gulati, A., & Cummings, R. (2008). *From parastatals to private trade: Lessons from Asian agriculture*. Johns Hopkins University Press.
- Sachs, J. D., McArthur, J. W., Schmidt-Traub, G., Kruk, M., Bahadur, C., Faye, M., & McCord, G. (2004). Ending Africa's poverty trap. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2004(1), 117-240.
- Sadoulet, E., & de Janvry, A. (1995). *Quantitative Development Policy Analysis*. Johns Hopkins University Press.
- Salvatore, D. (2013). *International economics (11th ed.)*. John Wiley & Sons.
- Sumner, A., Hoy, C., & Ortiz-Juarez, E. (2020). Estimates of the impact of COVID-19 on global poverty (WIDER Working Paper 2020/43). UNU-WIDER.
- Stiglitz, J. E. (1986). The new development economics. *World Development*, 14(2), 257-265.
- Timmer, C. P., Falcon, W. P., & Pearson, S. R. (1983). *Food policy analysis*. Johns Hopkins University Press.
- Timmer, C. P. (1986). *Getting prices right: The scope and limits of agricultural price policy*. Cornell University Press.
- Timmer, C. P. (2002). Agriculture and economic development. In B. Gardner & G. Rausser (Eds.), *Handbook of agricultural economics (Vol. 2, pp. 1487-1546)*. Elsevier.
- Todaro, M. P., & Smith, S. C. (2015). *Economic development (12th ed.)*. Pearson Education.
- Varian, H. R. (2014). *Intermediate microeconomics: A modern approach (9th ed.)*. W.W. Norton & Company.
- Wernerfelt, B. (1984). A resource-based view of the firm. *Strategic Management Journal*, 5(2), 171–180. <https://doi.org/10.1002/smj.4250050207>
- Wicaksana, G. (2020). Analisis Input Sektor Pertanian Terhadap Pendapatan Domestik Bruto Sektor Pertanian di Indonesia Tahun 2012-2016. *Jurnal Ekonomi Pertanian dan Agribisnis (JEPA)*, 4(2), 246-256. <https://doi.org/10.21776/ub.jepa.2020.004.02.04>
- Williamson, O. E. (1985). *The economic institutions of capitalism*. Free Press.
- Wooldridge, J. M. (2016). *Introductory econometrics: A modern approach (6th ed.)*. Cengage Learning.
- World Bank. (2020). *Global economic prospects, June 2020*. World Bank.
- World Bank. (2024). Agriculture, forestry, and fishing, value added (% of GDP). World Development Indicators. <https://data.worldbank.org/indicator/NV.AGR.TOTL.ZS>

Yang, Y., Yang, L., & Liu, S. Y. (2020). Analysis of agricultural economic growth factors based on Cobb Douglas production. *E3S Web of Conferences*, 189, 01002. <https://doi.org/10.1051/e3sconf/202018901002>