Pengaruh Lahan, Pupuk, Tenaga Kerja dan KUR terhadap Produksi Padi Provinsi Lampung

Shifa Indira Virginia[1*], Emi Maimunah[2], Nindya Eka Sobita[3]
Program Studi Ekonomi Pembangunan, Fakultas Ekonomi dan Bisnis, Universitas Lampung, Bandar Lampung, Jl. Prof. Dr. Soemantri Brojonegoro No. 1, Bandar Lampung[1,2,3]
shifaindira@icloud.com[1], emi.maimunah@feb.unila.ac.id[2], nindya.eka@feb.unila.ac.id[3]

Abstract
Purpose: This study examines the relationship of harvested area, subsidized urea fertilizer distribution, agricultural labor, KUR distribution, and rice production in Lampung Province during 2011-2025
Methodology/approach: This study uses 15 observations obtained from Statistics Indonesia (BPS) and the Ministry of Agriculture. The data are analyzed using multiple linear regression in logarithmic (ln) form with the ordinary least squares (OLS) method in EViews 13. Model diagnostics include the Jarque-Bera, variance inflation factor, White, and Breusch-Godfrey tests. The Augmented Dickey-Fuller test indicates that the variables are not stationary at level, requiring the estimation results to be interpreted with consideration of their time-series properties.
Results/findings: The diagnostic tests indicate no evidence of normality, multicollinearity, heteroskedasticity, or autocorrelation problems. The OLS estimates show a significant joint relationship (F-test $p < 0.001$; $R^2 = 0.9855$). Harvested area has a positive and significant coefficient of 1.06 ($p < 0.001$), while agricultural labor has a positive and significant coefficient of 0.40 ($p = 0.0327$). Subsidized urea fertilizer distribution ($p = 0.8222$) and KUR distribution ($p = 0.6672$) are not significant.
Limitations: Labor and KUR distribution are measured for the agricultural sector as a whole rather than for rice farming alone, so they may not capture their role in rice production.
Contribution: This study distinguishes input availability, reflected in fertilizer and credit distribution, from their actual utilization in rice farming. This distinction provides insight into why the distribution of production inputs does not necessarily correspond to rice production outcomes.

Keywords: *rice production, harvested area, labor, People's Business Credit*

1. Pendahuluan
Padi merupakan komoditas pangan strategis karena beras adalah makanan pokok sebagian besar penduduk Indonesia sekaligus sumber pendapatan bagi jutaan rumah tangga petani. Oleh sebab itu, naik turunnya produksi padi memengaruhi ketersediaan beras, pendapatan petani, harga, dan ketahanan pangan di tingkat daerah (Suryana & Kariyasa, 2008). Provinsi Lampung termasuk salah satu sentra padi terbesar di Pulau Sumatera. Pada 2025 provinsi ini menghasilkan sekitar 3,25 juta ton gabah kering giling (GKG), nomor dua setelah Sumatera Selatan (BPS, 2026a). Pada 2022, produksi padi Lampung sebesar 2,69 juta ton GKG, naik 8,16 persen dibandingkan 2,49 juta ton pada 2021, sedangkan luas panen bertambah 5,86 persen dari 489,57 ribu hektare menjadi 518,26 ribu hektare (BPS, 2023).

Fika et al, (2025) membahas keterkaitan harga gabah, impor beras, dan produksi dengan kesejahteraan petani di Indonesia. Penelitian tersebut menunjukkan bahwa persoalan produksi padi juga berkaitan dengan kondisi pasar beras dan kesejahteraan petani. Pembahasan ini memperlihatkan pentingnya produksi padi dalam mendukung sektor pertanian dan kehidupan petani. Hudani et al, (2025) membahas kontribusi pembangunan bendungan terhadap sektor pertanian di Jawa Timur. Penelitian tersebut menunjukkan bahwa pembangunan bendungan menjadi salah satu faktor pendukung perkembangan sektor pertanian. Temuan ini memberikan gambaran bahwa kondisi produksi pertanian

tidak hanya berkaitan dengan input yang digunakan dalam kegiatan usaha tani, tetapi juga dipengaruhi oleh dukungan sarana dan prasarana pertanian.

Dalam teori produksi, output pertanian ditentukan oleh perpaduan input seperti lahan, tenaga kerja, dan modal, serta oleh cara usaha tani dikelola (Soekartawi, 2003). Namun, temuan empiris mengenai peran masing-masing input belum seragam. Anggraisari & Cahyasita (2026) menganalisis produksi padi nasional dan mendapati luas panen berpengaruh signifikan, sedangkan kredit pertanian tidak signifikan secara individual. Rifanti & Haryanto (2026) juga melaporkan luas panen dan tenaga kerja sebagai faktor yang signifikan, tetapi tidak menemukan pengaruh berarti dari KUR. Pada tingkat petani, Siambaton & Salqaura (2024) memperoleh pengaruh signifikan dari luas lahan, tetapi tidak dari tenaga kerja, sementara Kharismawati & Karjati (2021) justru mendapati koefisien luas lahan yang negatif pada data sepuluh kabupaten sentra padi di Jawa Timur. Perbedaan hasil ini menunjukkan bahwa peran setiap faktor perlu diuji kembali untuk wilayah dan periode tertentu.

Penyaluran pupuk urea bersubsidi dan penyaluran Kredit Usaha Rakyat (KUR) sama-sama merupakan dukungan pemerintah bagi petani, tetapi bentuknya berbeda. Penyaluran pupuk urea bersubsidi adalah volume pupuk, diukur dalam ton, yang didistribusikan pemerintah ke suatu wilayah sehingga langsung menambah ketersediaan sarana produksi bagi petani. Penyaluran KUR adalah nilai kredit, diukur dalam rupiah, yang disalurkan kepada petani sebagai tambahan modal kerja. Bukti mengenai keduanya pun beragam. Santoso (2017) memakai data statistik pertanian nasional dan menyimpulkan bahwa realisasi penyaluran pupuk urea bersubsidi, bersama luas lahan serta realisasi SP-36 dan ZA bersubsidi, memengaruhi produksi padi nasional. Sebaliknya, (Rasantaka & Yulianti, 2022) menemukan bahwa realisasi pupuk tidak signifikan ketika luas panen dan produksi benih ikut dimasukkan ke dalam model. Dari sisi kredit, Masani & Asasandi (2026) melaporkan hubungan positif antara kredit usaha pertanian dan produksi padi Indonesia, sedangkan Wahyuni & Riyanto (2026) menyimpulkan bahwa KUR mengangkat produktivitas padi terutama melalui produktivitas faktor total, bukan melalui penambahan kuantitas input. Perbedaan inilah yang melatarbelakangi pengujian ulang penyaluran pupuk urea bersubsidi dan KUR di Lampung.

Dari kajian yang dilakukan, belum ada studi yang menaksir luas panen, tenaga kerja sektor pertanian, penyaluran pupuk urea bersubsidi, dan penyaluran KUR secara bersamaan dalam satu model deret waktu untuk Provinsi Lampung. Artikel ini mengisi kekosongan tersebut agar peran keempat faktor dapat dibaca sesuai kondisi daerah. Tujuan artikel ini adalah menguji peran luas panen, tenaga kerja sektor pertanian, penyaluran pupuk urea bersubsidi, dan penyaluran KUR terhadap produksi padi Lampung selama 2011–2025. Model yang ditaksir berupa regresi linier berganda berbentuk ln sehingga setiap koefisien dibaca sebagai elastisitas (Gujarati & Porter, 2009). Hasilnya diharapkan memperkaya bukti empiris di bidang ekonomi pertanian dan menjadi bahan pertimbangan bagi perumusan kebijakan pertanian daerah.

2. Tinjauan Pustaka dan Pengembangan Hipotesis

2.1. Teori produksi dan fungsi Cobb-Douglas

Teori produksi menguraikan hubungan teknis antara input yang digunakan dan output yang dihasilkan. Dalam usaha tani, input utama mencakup lahan, tenaga kerja, dan modal. Bentuk fungsi produksi yang paling banyak dipakai adalah fungsi Cobb-Douglas (Cobb & Douglas, 1928). Karena berbentuk perkalian, fungsi ini dapat dilinearkan dengan transformasi logaritma natural (ln) sehingga dapat ditaksir melalui regresi linier berganda (Soekartawi, 2003).Lestari & Maimunah (2023) juga menerapkan fungsi produksi Cobb-Douglas dengan metode Ordinary Least Square (OLS) untuk menganalisis hubungan antara faktor-faktor produksi dan hasil produksi. Penggunaan pendekatan tersebut menunjukkan bahwa fungsi Cobb-Douglas dapat digunakan untuk mengidentifikasi hubungan antara input dan output dalam kegiatan produksi. Hal ini menjadi salah satu rujukan dalam penggunaan pendekatan Cobb-Douglas dan OLS pada penelitian ini.

Pada fungsi Cobb-Douglas berbentuk ln, setiap koefisien merupakan elastisitas produksi, yaitu persentase perubahan output ketika satu input berubah sebesar satu persen dengan input lain dianggap tetap. Jumlah seluruh elastisitas menjadi petunjuk skala hasil (*returns to scale*): nilai di atas satu menandakan *increasing returns to scale*, tepat satu menandakan *constant returns to scale*, dan di bawah satu menandakan *decreasing returns to scale* (Soekartawi, 2003). Fungsi ini memiliki kelemahan, yakni elastisitas dianggap konstan pada setiap tingkat input dan tidak ada titik output maksimum sehingga output terus naik selama input ditambah (Rifaini et al., 2022). Kelemahan itu perlu diperhatikan ketika membaca koefisien. Dalam artikel ini, luas panen dan tenaga kerja diperlakukan sebagai input fisik. Penyaluran pupuk urea bersubsidi dipandang sebagai proksi dukungan pemerintah dalam penyediaan sarana produksi, yaitu volume pupuk urea yang dialirkan ke provinsi melalui jalur distribusi resmi, sedangkan penyaluran KUR dipandang sebagai proksi modal kerja usaha tani.

2.2. Penelitian terdahulu

2.2.1 Luas panen dan tenaga kerja sektor pertanian

Anggraisari & Cahyasita, (2026) menggunakan *Error Correction Model* untuk menganalisis produksi padi nasional periode 2003–2023. Luas panen tampil sebagai determinan terkuat dan bersifat elastis, baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang. Tenaga kerja berpengaruh positif dan signifikan hanya pada keseimbangan jangka panjang, sedangkan kredit pertanian dan jumlah penduduk tidak signifikan secara individual. Susunan variabelnya termasuk yang paling dekat dengan model dalam artikel ini, tetapi cakupannya nasional dan kerangkanya dinamis. Rahma et al, (2023) menganalisis faktor-faktor yang memengaruhi ketahanan pangan di Indonesia dengan mempertimbangkan luas panen, produktivitas lahan, dan jumlah penduduk. Hasil penelitian menunjukkan bahwa luas panen dan produktivitas lahan berpengaruh positif dan signifikan terhadap ketahanan pangan. Penelitian tersebut dapat menjadi pembanding dalam pembahasan peran luas panen pada sektor pangan, meskipun variabel terikat yang digunakan berbeda dengan penelitian ini.

Rifanti & Haryanto (2026) meneliti faktor produksi padi Indonesia dengan model efek acak (*random effect model*) dan menemukan bahwa luas panen serta tenaga kerja signifikan, sedangkan KUR belum menunjukkan pengaruh yang optimal. Masani & Asasandi (2026) melaporkan hasil sejalan untuk luas areal panen dan kredit usaha pertanian, variabel tersebut berpengaruh positif terhadap produksi padi Indonesia, baik secara parsial maupun simultan.

Hasil penelitian terdahulu menunjukkan temuan yang beragam. Siambaton & Salqaura (2024) menaksir fungsi produksi log-linear dengan regresi linier berganda pada 37 petani padi sawah di Kelurahan Padang Masiang, Kabupaten Tapanuli Tengah. Elastisitas luas lahan sebesar 0,871 dan signifikan, sedangkan tenaga kerja (0,066) tidak signifikan. Ardhiansyah & Setyowati (2024) menganalisis produktivitas padi di Jawa Timur dengan *fixed effect model* dan menemukan bahwa luas lahan serta jumlah penduduk, yang dibaca sebagai penyedia tenaga kerja, berpengaruh signifikan. Kharismawati & Karjati (2021) meneliti sepuluh kabupaten sentra padi di Jawa Timur pada 2014–2018 dengan *panel least squares* koefisien luas lahan negatif dan signifikan, sedangkan tenaga kerja tidak signifikan, hasil yang oleh penulisnya dikaitkan dengan alih fungsi lahan dan intensifikasi. Rifaini et al., (2022) di Kutai Kartanegara memperoleh elastisitas tenaga kerja 0,298 yang signifikan.

Wijaya & Budiarty (2023) meneliti faktor-faktor yang memengaruhi produksi kelapa sawit dengan mempertimbangkan luas lahan, tenaga kerja, dan pupuk. Hasil penelitian menunjukkan bahwa ketiga faktor tersebut berpengaruh positif dan signifikan terhadap produksi kelapa sawit. Meskipun komoditas yang diteliti berbeda, penelitian ini dapat menjadi pembanding untuk melihat keterkaitan faktor-faktor produksi dengan hasil pertanian.

2.2.2 Penyaluran pupuk urea bersubsidi

Santoso (2017) menganalisis produksi padi nasional dengan regresi linier berganda memakai data Statistik Pertanian 2013 terbitan Pusat Data dan Sistem Informasi Pertanian, Kementerian Pertanian. Variabelnya mencakup luas lahan serta realisasi penyaluran pupuk urea, SP-36, dan ZA bersubsidi. Keempatnya berpengaruh terhadap produksi padi nasional, namun responsnya inelastis, baik dalam

jangka pendek maupun jangka panjang. Pembagian menurut pulau juga memperlihatkan bahwa Jawa dan Bali memiliki proporsi tertinggi pada semua faktor tersebut. Studi ini paling dekat dengan variabel penyaluran pupuk urea dalam artikel ini karena sama-sama memakai angka realisasi penyaluran, tetapi cakupannya nasional dan bersumber dari publikasi statistik 2013, bukan deret waktu tahunan satu provinsi.

Rasantaka & Yulianti, (2022) menerapkan regresi robust pada data produksi padi Indonesia dengan lima faktor, yakni luas panen, realisasi pupuk, rata-rata curah hujan, produksi benih padi, dan jumlah tenaga kerja sektor pertanian. Hanya luas panen dan produksi benih yang signifikan; realisasi pupuk, curah hujan, dan tenaga kerja tidak. Kedua studi tersebut memberi hasil yang berbeda untuk pupuk bersubsidi. Santoso, (2017) menemukan peran realisasi penyaluran pupuk urea, sedangkan Rasantaka & Yulianti, (2022) tidak. Perbedaan ini dapat berkaitan dengan cakupan data dan ukuran penyaluran yang belum tentu mencerminkan pemanfaatan pupuk secara langsung pada usaha tani padi.

2.2.3 Penyaluran KUR dan Kredit Pertanian

KUR merupakan skema kredit berbunga bersubsidi dari pemerintah yang disalurkan melalui perbankan kepada pelaku usaha produktif, termasuk petani. Hasil penelitian terdahulu tentang KUR menunjukkan hasil yang beragam. Masani & Asasandi, (2026) menemukan hubungan positif antara kredit usaha pertanian dan produksi padi Indonesia. Rifaini et al., (2022) menunjukkan hasil yang tidak signifikan. Susriani et al., (2022) di Kecamatan Tinanggea menunjukkan bahwa KUR berpengaruh signifikan terhadap pendapatan usaha tani sawah.

Wahyuni & Riyanto, (2026) memakai metode Ackerberg-Caves-Frazer pada panel 32 provinsi tahun 2016–2023 dan menyimpulkan bahwa KUR mengangkat produktivitas padi terutama melalui peningkatan produktivitas faktor total, bukan penambahan kuantitas input, dengan kesenjangan efisiensi antardaerah yang lebar. Sebaliknya, Anggraisari & Cahyasita, (2026) serta Rifanti & Haryanto, (2026) tidak menemukan pengaruh signifikan kredit pertanian atau KUR terhadap produksi padi.

Tinjauan penelitian terdahulu menunjukkan tiga hal. Pertama, luas panen atau luas lahan berulang kali muncul sebagai penentu utama produksi pada studi agregat (Anggraisari & Cahyasita, 2026; Masani & Asasandi, 2026; Rasantaka & Yulianti, 2022; Rifanti & Haryanto, 2026; Santoso, 2017), meskipun Kharismawati & Karjati, (2021) memperoleh arah sebaliknya pada data kabupaten. Kedua, temuan tentang urea bersubsidi dan KUR bergantung pada cakupan data dan ukuran hasil. Santoso, (2017) menemukan peran pupuk urea sedangkan Rasantaka & Yulianti, (2022) tidak dan studi efisiensi serta pendapatan cenderung menemukan peran KUR sedangkan studi volume produksi agregat berbeda-beda . Ketiga, studi yang paling dekat dengan artikel ini bersifat nasional, dan kombinasi luas panen, tenaga kerja, penyaluran pupuk urea bersubsidi, serta penyaluran KUR dalam deret waktu satu provinsi belum ditemukan untuk Lampung. Penggunaan indikator penyaluran juga memungkinkan pembahasan mengenai perbedaan antara ketersediaan dukungan produksi dan pemanfaatannya dalam usaha tani padi.

2.3. Perumusan hipotesis

Luas panen mengukur areal yang benar-benar menghasilkan padi dalam satu tahun. Karena produksi pada dasarnya adalah hasil kali luas panen dengan produktivitas, kenaikan luas panen diperkirakan diikuti kenaikan produksi. Dugaan ini sejalan dengan Anggraisari & Cahyasita, (2026), Masani & Asasandi, (2026), Santoso, (2017), Siambaton & Salqaura, (2024) yang menemukan peran luas lahan. Hipotesis pertama dirumuskan sebagai berikut.

H1: Luas panen diduga berhubungan positif dengan produksi padi Lampung.

Penyaluran pupuk urea bersubsidi menggambarkan besarnya pasokan pupuk urea yang dialirkan pemerintah ke suatu wilayah melalui jalur distribusi resmi. Semakin besar pasokan, semakin longgar

kendala ketersediaan nitrogen bagi petani padi pada musim tanam, sehingga menurut teori produksi arah hubungannya positif. Santoso, (2017) memperkuat dugaan ini melalui temuan bahwa realisasi penyaluran pupuk urea bersubsidi memengaruhi produksi padi nasional, walaupun Rasantaka & Yulianti, (2022) tidak menemukan pengaruh signifikan realisasi pupuk. Berdasarkan mekanisme tersebut, arah hubungan yang diharapkan adalah positif.

H2: Penyaluran pupuk urea bersubsidi diduga berhubungan positif dengan produksi padi Lampung.

Tenaga kerja dibutuhkan hampir di setiap tahap usaha tani padi, mulai dari pengolahan lahan sampai panen. Sejumlah studi melaporkan pengaruh positif tenaga kerja (Anggraisari & Cahyasita, 2026), untuk jangka panjang (Ardhiansyah & Setyowati, 2024), melalui jumlah penduduk (Rifaini et al.,2022.; Rifanti & Haryanto, 2026), meskipun (Kharismawati & Karjati, 2021; Rasantaka et al., 2022; Siambaton & Salqaura, 2024) tidak menemukannya. Hipotesis ketiga dirumuskan sebagai berikut.

H3: Tenaga kerja sektor pertanian diduga berhubungan positif dengan produksi padi Lampung.

KUR menambah modal kerja petani yang dapat dipakai untuk membeli sarana produksi dan membayar upah, sehingga dalam kerangka fungsi produksi KUR berperan sebagai input tidak langsung (Rifaini et al., 2022). Pada tingkat petani, Susriani et al., (2022) mendapati KUR berpengaruh signifikan terhadap pendapatan usaha tani padi. Bukti pada penelitian terdahulu belum seragam, tetapi teori modal kerja menopang dugaan arah positif.

H4: Penyaluran KUR diduga berhubungan positif dengan produksi padi Lampung.

Terakhir, karena fungsi produksi memandang output sebagai hasil kerja bersama seluruh input, pengaruh bersama-sama keempat variabel diuji secara terpisah melalui uji F.
H5: Keempat variabel bebas diduga memiliki hubungan secara bersama-sama dengan produksi padi Lampung.

3. Metodologi Penelitian

3.1. Desain dan Data

Penelitian ini menggunakan pendekatan kuantitatif dengan data sekunder berbentuk deret waktu tahunan (time series) Provinsi Lampung periode 2011–2025, dengan jumlah 15 observasi. Produksi padi (Y) menjadi variabel terikat, sedangkan luas panen (LP), penyaluran pupuk urea bersubsidi (PU), tenaga kerja sektor pertanian (TK), dan penyaluran Kredit Usaha Rakyat (KUR) menjadi variabel bebas. Seluruh variabel ditransformasikan ke dalam bentuk logaritma natural (ln). Definisi operasional variabel dan ekspektasi tanda koefisien disajikan pada Tabel 1.

Tabel 1. Definisi operasional variabel dan ekspektasi tanda koefisien

Variabel	Simbol	Satuan	Ekspektasi tanda
Produksi padi	*Y*	Ton	Variabel terikat
Luas panen	*LP*	Hektare	Positif
Penyaluran pupuk urea bersubsidi	*PU*	Ton	Positif
Tenaga kerja sektor pertanian	*TK*	Orang	Positif
Penyaluran KUR	*KUR*	Juta rupiah	Positif

Sumber: BPS dan Kementerian Pertanian (diolah).

Luas panen menunjukkan luas areal padi yang dipanen dalam satu tahun. Penyaluran pupuk urea bersubsidi menunjukkan volume pupuk yang disalurkan di Provinsi Lampung, sedangkan tenaga kerja menunjukkan jumlah penduduk yang bekerja di sektor pertanian. KUR menunjukkan nilai kredit yang disalurkan kepada sektor pertanian. Data tenaga kerja dan KUR mencakup sektor pertanian secara keseluruhan, bukan khusus usaha tani padi, sehingga keduanya digunakan sebagai proksi.

Data produksi padi dan luas panen bersumber dari Badan Pusat Statistik (BPS), *Statistik Tanaman Pangan*. Data tenaga kerja sektor pertanian diambil dari Kementerian Pertanian, *Statistik Pertanian*, sedangkan data penyaluran pupuk urea bersubsidi dan penyaluran KUR diambil dari Kementerian Pertanian, *Statistik Prasarana dan Sarana Pertanian*. Satuan yang dipakai adalah ton untuk produksi padi dan pupuk urea, hektare untuk luas panen, orang untuk tenaga kerja, dan juta rupiah untuk KUR, seluruhnya untuk Provinsi Lampung tahun 2011–2025.

Data KUR tahun 2015 tercatat sebesar 0 dalam publikasi Kementerian Pertanian, seiring dengan adanya perubahan skema penyaluran KUR pada tahun tersebut. Oleh karena itu, nilai tahun 2015 diinterpolasi secara linear berdasarkan data tahun sebelum dan sesudahnya agar dapat digunakan dalam transformasi logaritma. Nilai hasil interpolasi merupakan estimasi, bukan angka realisasi penyaluran KUR.

3.2. Spesifikasi model

Fungsi produksi Cobb-Douglas pada persamaan (1) diubah menjadi bentuk ln seperti pada persamaan (2).

$$Y_t = A \cdot LP_t^{\beta 1} \cdot PU_t^{\beta 2} \cdot TK_t^{\beta 3} \cdot KUR_t^{\beta 4} \cdot e^{\varepsilon t} \quad (1)$$

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln LP_t + \beta_2 \ln PU_t + \beta_3 \ln TK_t + \beta_4 \ln KUR_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Pada persamaan tersebut, β_0 adalah konstanta (ln A) yang mencerminkan tingkat teknologi dasar, β_1 sampai β_4 adalah elastisitas produksi terhadap masing-masing input, ε adalah galat, dan t adalah tahun. Hipotesis alternatif untuk H1 sampai H4 menyatakan bahwa masing-masing koefisien lebih besar dari nol, sedangkan H5 diuji dengan uji F. Jumlah $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4$ dibaca sebagai indikasi skala hasil.
Model ln dipilih karena sesuai dengan bentuk fungsi produksi Cobb-Douglas sehingga koefisien regresi dapat diinterpretasikan sebagai elastisitas. Transformasi ini juga memungkinkan hubungan antarvariabel dengan satuan pengukuran berbeda dianalisis dalam satu persamaan.

3.3. Prosedur analisis

Analisis dilakukan dengan EViews 13 dalam beberapa tahap. Tahap pertama adalah uji stasioneritas dengan *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) Dickey & Fuller, (1979) untuk mengetahui ordo integrasi variabel. Hasil pengujian menunjukkan bahwa LNPROPAD dan LNKUR stasioner pada diferensiasi kedua atau I(2), sedangkan LNLP, LNPU, dan LNTK stasioner pada diferensiasi pertama atau I(1). Karena terdapat variabel yang terintegrasi pada I(2), pengujian kointegrasi menggunakan ARDL bounds testing standar tidak dapat diterapkan. Estimasi OLS pada tingkat level tetap memiliki risiko regresi lancung (spurious regression) (Granger & Newbold, 1974), sehingga hasil koefisien perlu ditafsirkan secara hati-hati sebagai hubungan statistik, bukan sebagai bukti hubungan kausal atau jangka panjang.

Tahap kedua adalah penaksiran persamaan regresi menggunakan metode Ordinary Least Squares (OLS). Pemilihan empat variabel independen didasarkan pada pertimbangan teori produksi dan ketersediaan data tahunan yang konsisten selama periode penelitian. Penelitian ini menggunakan 15 observasi dengan empat variabel independen sehingga jumlah derajat kebebasan residual terbatas. Kondisi tersebut juga menjadi pertimbangan dalam menafsirkan hasil uji stasioneritas dan diagnostik yang memiliki daya uji terbatas.

Tahap ketiga adalah uji asumsi klasik. Normalitas residual diuji dengan Jarque-Bera (Jarque & Bera, 1987). Multikolinearitas dinilai dengan *centered variance inflation factor* (VIF). Nilai di bawah 10 dianggap tidak bermasalah (Gujarati & Porter, 2009). Heteroskedastisitas diuji dengan uji White (White, 1980), dan autokorelasi dengan uji Breusch-Godfrey LM hingga dua lag (Breusch, 1978; Godfrey, 1978). Hipotesis nol pada pengujian tersebut masing-masing adalah residual berdistribusi

normal, tidak ada heteroskedastisitas, dan tidak ada autokorelasi, sehingga hipotesis nol tidak ditolak bila probabilitasnya lebih besar dari 0,05.

Tahap keempat adalah pengujian hipotesis menggunakan uji t untuk mengetahui pengaruh variabel independen secara parsial, uji F untuk mengetahui pengaruh secara bersama-sama, dan koefisien determinasi (R^2) untuk mengetahui kemampuan variabel independen dalam menjelaskan variasi produksi padi. Seluruh pengujian menggunakan tingkat signifikansi 5 persen.

Pengujian tambahan dilakukan dengan memasukkan variabel dummy `D_KSA` ke dalam model sebagai berikut:

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln LP_t + \beta_2 \ln PU_t + \beta_3 \ln TK_t + \beta_4 \ln KUR_t + \beta_5 \text{D_KSA}_t + \varepsilon_t$$

Variabel dummy `D_KSA` bernilai 0 untuk periode 2011–2017 dan 1 untuk periode 2018–2025. Variabel ini digunakan untuk menguji kemungkinan perbedaan intersep antara kedua periode tersebut.

4. Hasil dan Pembahasan

4.1. Hasil uji stasioneritas

Tabel 2 menyajikan hasil uji ADF. Hasil pengujian menunjukkan bahwa seluruh variabel tidak stasioner pada tingkat level, tetapi menjadi stasioner setelah dilakukan diferensiasi. LNPROPAD dan LNKUR stasioner pada diferensiasi kedua atau I(2), sedangkan LNLP, LNPU, dan LNTK stasioner pada diferensiasi pertama atau I(1).

Tabel 2. Hasil uji akar unit Augmented Dickey-Fuller

Variabel	Diferensiasi	Statistik ADF	Prob.	Nilai kritis 5%	Keputusan
ln *Y*	Kedua	−3,9523	0,0147	−3,1754	Stasioner
ln *LP*	Pertama	−3,2941	0,0372	−3,1199	Stasioner
ln *PU*	Pertama	−5,0019	0,0038	−3,2127	Stasioner
ln *TK*	Pertama	−5,9070	0,0005	−3,1199	Stasioner
ln *KUR*	Kedua	−3,9844	0,0158	−3,2127	Stasioner

Sumber: Output EViews 13 (diolah).

Perbedaan ordo integrasi menunjukkan bahwa setiap variabel membutuhkan tingkat diferensiasi yang berbeda untuk mencapai kondisi stasioner. LNPROPAD dan LNKUR membutuhkan diferensiasi kedua, sedangkan LNLP, LNPU, dan LNTK cukup dengan diferensiasi pertama. Kondisi tersebut menunjukkan bahwa karakteristik pergerakan data setiap variabel tidak sama selama periode penelitian. Perbedaan ordo integrasi tersebut juga menjadi pertimbangan dalam pemilihan metode analisis. Karena terdapat variabel yang terintegrasi pada I(2), hasil regresi dalam penelitian ini selanjutnya ditafsirkan secara hati-hati sebagai hubungan statistik dalam periode pengamatan, bukan sebagai bukti hubungan kausal atau keseimbangan jangka panjang.

4.2. Hasil estimasi regresi

Tabel 3 menyajikan hasil estimasi regresi OLS dengan produksi padi sebagai variabel terikat. Persamaan regresi yang diperoleh adalah:

$$\ln \hat{Y} = -5{,}2954 + 1{,}0591 \ln LP + 0{,}0205 \ln PU + 0{,}4022 \ln TK + 0{,}0062 \ln KUR.$$

Tabel 3. Hasil estimasi regresi OLS (variabel terikat: ln Y)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.295446	2.364047	-2.239992	0.0490

LOGLP	1.059095	0.046450	22.80088	0.0000
LOGKUR	0.006154	0.013891	0.443007	0.6672
LOGTK	0.402225	0.162385	2.476983	0.0327
LOGPU	0.020455	0.088644	0.230758	0.8222

R-squared	0.985503	Mean dependent var	14.91566
Adjusted R-squared	0.979705	S.D. dependent var	0.188309
S.E. of regression	0.026827	Akaike info criterion	-4.137622
Sum squared resid	0.007197	Schwarz criterion	-3.901606
Log likelihood	36.03217	Hannan-Quinn criter.	-4.140136
F-statistic	169.9532	Durbin-Watson stat	1.560238
Prob(F-statistic)	0.000000		

Catatan: R^2 = 0,9855; R^2 disesuaikan = 0,9797; F-statistik = 169,9532 (prob. 0,0000); Durbin-Watson = 1,5602; jumlah kuadrat residual = 0,0072; ln likelihood = 36,0322; Akaike = −4,1376; Schwarz = −3,9016; Hannan-Quinn = −4,1401; n = 15. Sumber: Output EViews 13 (diolah).

Nilai R-squared sebesar 0,985503 menunjukkan bahwa 98,55 persen variasi produksi padi dapat dijelaskan oleh variabel dalam model, sedangkan sisanya berkaitan dengan faktor lain di luar penelitian. Nilai F-statistic sebesar 169,9532 dengan probabilitas 0,0000 menunjukkan bahwa luas panen, tenaga kerja, pupuk urea bersubsidi, dan KUR secara bersama-sama memiliki hubungan statistik yang signifikan dengan produksi padi. Meskipun demikian, nilai R-squared dan hasil uji F tersebut tidak dapat dijadikan bukti bahwa hubungan yang diperoleh sudah terbebas dari risiko regresi lancung.

Secara parsial, luas panen memiliki koefisien positif sebesar 1,059095 dengan probabilitas 0,0000. Artinya, kenaikan luas panen sebesar 1 persen berasosiasi dengan kenaikan produksi padi sekitar 1,06 persen, dengan variabel lain dianggap tetap. Tenaga kerja sektor pertanian juga memiliki hubungan positif dan signifikan dengan koefisien 0,402225 dan probabilitas 0,0327. Kenaikan tenaga kerja sebesar 1 persen berasosiasi dengan kenaikan produksi sekitar 0,40 persen.

Sementara itu, penyaluran pupuk urea bersubsidi memiliki koefisien 0,020455 dengan probabilitas 0,8222, sedangkan KUR memiliki koefisien 0,006154 dengan probabilitas 0,6672. Kedua variabel tersebut belum menunjukkan hubungan yang signifikan secara statistik. Hasil ini tidak berarti pupuk dan KUR tidak memberikan manfaat ekonomi, tetapi hubungan keduanya dengan produksi padi belum dapat dibuktikan melalui data dan model yang digunakan.

Pada tingkat kepercayaan 95 persen, interval kepercayaan luas panen berada pada 0,956 hingga 1,163, tenaga kerja pada 0,040 hingga 0,764, pupuk urea pada −0,177 hingga 0,218, dan KUR pada −0,025 hingga 0,037. Interval kepercayaan pupuk dan KUR mencakup angka nol, sejalan dengan hasil uji t yang menunjukkan bahwa kedua variabel tersebut tidak signifikan.

4.3. Hasil uji asumsi klasik

Pengujian diagnostik dilakukan untuk melihat karakteristik residual model. Hasil pengujian disajikan pada Tabel 4.

Tabel 4. Hasil uji asumsi klasik

Pengujian	**Statistik**	**Prob.**	**Kesimpulan**
Normalitas (Jarque-Bera)	2,3970	0,3016	Residual normal
Multikolinearitas, VIF ln *LP*	1,3110	–	Tidak ada
Multikolinearitas, VIF ln *PU*	1,1202	–	Tidak ada
Multikolinearitas, VIF ln *TK*	2,5341	–	Tidak ada
Multikolinearitas, VIF ln *KUR*	2,7627	–	Tidak ada
Heteroskedastisitas (White), F(10,4)	0,5485	0,7990	Homoskedastis

Pengujian	Statistik	Prob.	Kesimpulan
Heteroskedastisitas (White), Obs×R^2	8,6741	0,5633	Homoskedastis
Autokorelasi (Breusch-Godfrey), F(2,8)	0,3598	0,7085	Tidak ada
Autokorelasi (Breusch-Godfrey), Obs×R^2	1,2380	0,5385	Tidak ada

Sumber: Output EViews 13 (diolah).

Hasil Jarque-Bera menunjukkan probabilitas 0,3016, sehingga tidak ditemukan bukti statistik yang cukup bahwa residual menyimpang dari distribusi normal. Seluruh nilai VIF juga berada di bawah 10, sehingga tidak terdapat indikasi multikolinearitas yang kuat. Uji White dan Breusch-Godfrey menghasilkan probabilitas di atas 0,05. Dengan demikian, kedua pengujian tersebut belum menemukan bukti statistik yang cukup mengenai heteroskedastisitas dan autokorelasi.

Namun, hasil ini perlu diperhatikan karena jumlah observasi hanya 15. Khusus uji White, regresi pembantu hanya memiliki 4 derajat kebebasan pada penyebut. Kondisi tersebut dapat membatasi kemampuan pengujian dalam mendeteksi penyimpangan. Oleh sebab itu, hasil diagnostik tidak dapat diartikan bahwa seluruh asumsi telah terpenuhi secara pasti.

4.4. Pengujian Tambahan Perubahan Struktur

Pengujian tambahan dilakukan dengan memasukkan variabel dummy D_KSA untuk melihat kemungkinan perbedaan intersep antara periode 2011–2017 dan 2018–2025. Nilai 0 diberikan untuk periode 2011–2017, sedangkan nilai 1 diberikan untuk periode 2018–2025.

Tabel 5. Hasil Estimasi OLS dengan Dummy D_KSA

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.037755	2.233547	-1.807777	0.1041
LNLP	0.860181	0.116169	7.404585	0.0000
LNKUR	0.037317	0.021082	1.770111	0.1105
LNTK	0.425920	0.146589	2.905540	0.0174
LNPU	0.072246	0.084559	0.854389	0.4151
D_KSA	-0.102510	0.055863	-1.835002	0.0997

R-squared	0.989450	Mean dependent var	14.91566
Adjusted R-squared	0.983589	S.D. dependent var	0.188309
S.E. of regression	0.024123	Akaike info criterion	-4.322115
Sum squared resid	0.005237	Schwarz criterion	-4.038895
Log likelihood	38.41586	Hannan-Quinn criter.	-4.325132
F-statistic	168.8215	Durbin-Watson stat	1.669120
Prob(F-statistic)	0.000000		

Sumber: Output EViews 13 (diolah).

Pengujian variabel dummy dilakukan untuk melihat apakah terdapat perbedaan tingkat produksi padi pada dua periode, yaitu 2011–2017 dan 2018–2025. Dummy diberi nilai 0 untuk periode 2011–2017 dan 1 untuk periode 2018–2025. Hasil estimasi menunjukkan koefisien dummy sebesar -0,102510 dengan probabilitas 0,0997. Nilai koefisien negatif menunjukkan bahwa produksi padi pada periode 2018–2025 cenderung lebih rendah sekitar 9,75% dibandingkan periode 2011–2017. Akan tetapi, nilai probabilitas yang lebih besar dari 0,05 menunjukkan bahwa perbedaan tersebut tidak signifikan secara statistik pada tingkat signifikansi 5%.

Penambahan variabel dummy juga meningkatkan nilai R^2 dari 0,985503 menjadi 0,989450. Meskipun demikian, peningkatan tersebut tidak berarti bahwa model sudah lebih baik atau terbebas dari masalah stasioneritas. Hasil uji ADF sebelumnya menunjukkan bahwa variabel penelitian memiliki tingkat integrasi yang berbeda, yaitu I(1) dan I(2). Artinya, dummy hanya digunakan untuk melihat kemungkinan perbedaan tingkat produksi antara kedua periode, bukan untuk mengatasi perbedaan tingkat integrasi data. Hasil yang tidak signifikan juga tidak berarti bahwa perubahan struktural sama

sekali tidak terjadi, karena pengujian ini hanya melihat perubahan intersep dan belum menguji apakah pengaruh masing-masing variabel bebas terhadap produksi padi berbeda pada kedua periode.

4.5. Pembahasan

4.5.1 Luas panen

Luas panen merupakan variabel dengan koefisien positif dan signifikan dalam model. Koefisien sebesar 1,0591 berarti kenaikan luas panen sebesar 1 persen berasosiasi dengan kenaikan produksi sekitar 1,06 persen, dengan variabel lain tetap. Interval kepercayaan 95 persen berada pada 0,956 hingga 1,163. Rentang tersebut menunjukkan bahwa nilai elastisitas luas panen diperkirakan berada di sekitar satu. Hasil ini sejalan dengan hubungan produksi padi yang secara umum berkaitan erat dengan luas lahan yang dipanen.

Temuan ini konsisten dengan Anggraisari & Cahyasita, (2026) yang menempatkan luas panen sebagai penentu utama produksi padi nasional, serta dengan (Masani & Asasandi, 2026; Rasantaka et al., 2022; Rifanti & Haryanto, 2026; Santoso, 2017) yang juga mendapati pengaruh signifikan luas panen atau luas lahan. Data BPS, (2023) pun searah pada 2022 luas panen dan produksi Lampung naik bersamaan, meski produksi tumbuh lebih cepat (8,16 persen dibandingkan 5,86 persen). Selisih tersebut menunjukkan bahwa perubahan produksi tidak hanya berkaitan dengan luas panen, tetapi juga dapat dipengaruhi oleh perubahan produktivitas.

Arah yang sama tampak pada (Ardhiansyah & Setyowati, 2024; Siambaton & Salqaura, 2024) yang juga mendapati peran signifikan luas lahan, walaupun keduanya memakai data petani atau data kabupaten, bukan data provinsi. Hasil berbeda dilaporkan oleh (Kharismawati & Karjati, 2021), yang memperoleh koefisien luas lahan negatif pada sepuluh kabupaten di Jawa Timur. Penulisnya mengaitkan hal itu dengan alih fungsi lahan dan intensifikasi usaha tani, sehingga hasil tersebut kemungkinan dipengaruhi oleh kondisi spesifik data kabupaten pada periode lima tahun yang singkat.

4.5.2 Tenaga kerja sektor pertanian

Tenaga kerja berpengaruh positif dan signifikan pada tingkat 5 persen (p = 0,0327) dengan elastisitas 0,4022. Usaha tani padi menuntut banyak tenaga pada tahap tanam, pemeliharaan, dan panen sehingga wajar bila ketersediaan tenaga kerja pertanian berasosiasi dengan produksi. Hasil ini sejalan dengan elastisitas tenaga kerja 0,298 pada (Rifaini et al.,2022), pengaruh signifikan tenaga kerja pada (Rifanti & Haryanto, 2026), pengaruh jangka panjang pada (Anggraisari & Cahyasita, 2026), serta peran jumlah penduduk sebagai penyedia tenaga kerja pada (Ardhiansyah & Setyowati, 2024). Namun, (Kharismawati & Karjati, 2021; Rasantaka et al., 2022; Siambaton & Salqaura, 2024) tidak menemukan pengaruh signifikan sehingga hasilnya tampak sensitif terhadap data dan cakupan analisis.

Dua hal yang perlu diperhatikan. Pertama, variabel tenaga kerja dalam artikel ini mencakup seluruh sektor pertanian, bukan curahan kerja pada usaha tani padi, sehingga koefisien menggambarkan asosiasi dengan ketersediaan tenaga kerja pertanian secara umum. Kedua, selang kepercayaan 95 persen cukup lebar (0,040 hingga 0,764) sehingga besaran elastisitas tidak dapat ditentukan secara presisi. Dengan demikian, arah hubungan positif terlihat dari hasil estimasi, tetapi besaran elastisitasnya masih perlu ditafsirkan secara hati-hati.

4.5.3 Penyaluran pupuk urea bersubsidi

Penyaluran pupuk urea bersubsidi memiliki koefisien positif sebesar 0,0205, tetapi tidak menunjukkan hubungan yang signifikan secara statistik (p = 0,8222), dengan selang kepercayaan 95 persen antara −0,177 hingga 0,218. Hasil ini sejalan dengan (Rasantaka et al., 2022) yang tidak mendapati pengaruh signifikan realisasi pupuk terhadap produksi padi Indonesia, tetapi berbeda dari (Santoso, 2017) yang menemukan pengaruh realisasi penyaluran pupuk urea bersubsidi terhadap produksi padi nasional, dan dari (Siambaton & Salqaura, 2024) yang memperoleh elastisitas pupuk signifikan pada tingkat

petani. Nilai VIF ln PU sebesar 1,1202 tidak menunjukkan adanya indikasi multikolinearitas yang kuat dengan variabel lain dalam model.

Beberapa penjelasan dapat diajukan, semuanya berupa dugaan yang perlu diuji lebih lanjut. Pertama, variabel yang diamati adalah volume penyaluran, yaitu angka distribusi tingkat provinsi. Angka ini mencakup seluruh sasaran subsidi, bukan hanya pertanaman padi, dan tidak memberi informasi tentang berapa banyak yang akhirnya sampai ke petani padi, kapan, dan dalam takaran berapa. Kedua, model hanya memuat pupuk urea sehingga peran jenis pupuk lain, yang ikut dimasukkan (Santoso, 2017), tidak tertangkap. Ketiga, dengan 15 observasi daya uji terbatas dan selang kepercayaan lebar, sehingga efek positif yang moderat tidak dapat disingkirkan. Keempat, (Santoso, 2017) sendiri mendapati respons produksi yang inelastis terhadap pupuk bersubsidi, sehingga wajar bila sinyalnya sulit tertangkap pada data satu provinsi. Hasil ini karenanya tidak boleh dibaca sebagai bukti bahwa penyaluran pupuk bersubsidi tidak bermanfaat. Pembacaan yang lebih tepat adalah bahwa penelitian ini belum menemukan hubungan statistik yang signifikan antara variasi tahunan penyaluran pupuk urea bersubsidi dan produksi padi setelah variabel lain dalam model dikendalikan.

4.5.4 Penyaluran KUR

Penyaluran KUR tidak berpengaruh signifikan (p = 0,6672). Koefisiennya sebesar 0,0062 dengan selang kepercayaan 95 persen antara −0,025 hingga 0,037. Hasil tersebut menunjukkan bahwa hubungan antara penyaluran KUR dan volume produksi padi belum terbukti signifikan secara statistik. Hasil ini konsisten dengan (Anggraisari & Cahyasita, 2026; Rifanti & Haryanto, 2026) yang tidak menemukan pengaruh signifikan kredit pertanian atau KUR terhadap produksi padi.

Terdapat tiga kemungkinan penjelasan yang dapat dipertimbangkan. Pertama, KUR dalam artikel ini mencakup seluruh sektor pertanian sehingga sebagian penyaluran tidak mengalir ke usaha tani padi. Kedua, kredit tidak selalu dialokasikan seluruhnya untuk kegiatan usaha tani (Rifaini et al.,2022). Ketiga, KUR mungkin bekerja melalui efisiensi, bukan melalui penambahan input. Wahyuni & Riyanto, (2026) menemukan bahwa KUR meningkatkan produktivitas terutama lewat produktivitas faktor total, sehingga pengaruhnya tidak tertangkap sebagai elastisitas input dalam fungsi Cobb-Douglas. Temuan positif (Masani & Asasandi, 2026) dapat mencerminkan perbedaan cakupan wilayah, periode, dan ukuran kredit, sedangkan (Susriani et al., 2022) mengukur pendapatan petani, bukan volume produksi.

4.5.5 Skala hasil

Jumlah keempat koefisien regresi adalah 1,4879 (1,0591 + 0,0205 + 0,4022 + 0,0062). Nilai tersebut lebih besar dari satu, tetapi belum dapat dijadikan dasar untuk menyimpulkan adanya increasing returns to scale karena belum dilakukan pengujian formal terhadap hipotesis jumlah koefisien sama dengan satu. Angka ini didominasi oleh koefisien luas panen yang dengan sendirinya sudah sekitar satu, ditambah tenaga kerja sekitar 0,40, sementara sumbangan pupuk urea dan KUR hampir nol. Wahyuni & Riyanto, (2026) justru menolak hipotesis skala hasil konstan dan menemukan ketidakefisienan skala pada daerah dengan produktivitas faktor total rendah, sedangkan jumlah koefisien OLS sebesar 1,187 pada (Rifaini et al.,2022) mendekati skala hasil konstan. Karena jumlah koefisien tidak diuji secara formal, data bersifat agregat, dan dua variabelnya merupakan proksi, kesimpulan tentang skala hasil bersifat indikatif.

4.5.6 Ringkasan pengujian hipotesis

Tabel 6 merangkum hasil pengujian hipotesis berdasarkan estimasi OLS. Hasil menunjukkan bahwa luas panen dan tenaga kerja memiliki hubungan positif dan signifikan secara statistik, sedangkan penyaluran pupuk urea bersubsidi dan KUR belum menunjukkan hubungan yang signifikan. Hasil pengujian secara bersama-sama juga signifikan berdasarkan uji F dalam spesifikasi OLS yang digunakan. Namun, seluruh kesimpulan tersebut tetap perlu dibaca dengan mempertimbangkan perbedaan tingkat integrasi variabel dan keterbatasan jumlah observasi.

Tabel 6. Ringkasan pengujian hipotesis dan perbandingan dengan penelitian terdahulu

Hipotesis	**Hasil**	**Sejalan dengan**	**Berbeda dari**
H1: luas panen (+)	Didukung	Anggrasari & Cahyasita (2026); Masani & Asasandi (2026); Rasantaka & Yulianti (2022); Santoso (2017); Siambaton & Salqaura (2024); Ardhiansyah & Setyowati (2024)	Kharismawati & Karjati (2021)
H2: penyaluran pupuk urea bersubsidi (+)	Tidak didukung	Rasantaka & Yulianti (2022)	Santoso (2017)
H3: tenaga kerja sektor pertanian (+)	Didukung	Rifaini et al. (2022); Rifanti & Haryanto (2026); Ardhiansyah & Setyowati (2024)	Rasantaka & Yulianti (2022); Siambaton & Salqaura (2024); Kharismawati & Karjati (2021)
H4: penyaluran KUR (+)	Tidak didukung	Anggraisari & Cahyasita (2026); Rifanti & Haryanto (2026)	Masani & Asasandi (2026); Wahyuni & Riyanto (2026); Susriani et al. (2022)
H5: secara bersama - sama	Didukung	Masani & Asasandi (2026); Siambaton & Salqaura (2024); Kharismawati & Karjati (2021)	–

Catatan: studi pada kolom "berbeda dari" sebagian memakai ukuran hasil lain (pendapatan atau produktivitas) atau tingkat analisis lain (petani atau kabupaten). Sumber: hasil penelitian dan penelitian terdahulu (diolah).

4.6. Implikasi kebijakan

Pertama, luas panen merupakan variabel yang paling kuat berasosiasi dengan produksi padi. Oleh karena itu, pelindungan lahan sawah perlu menjadi perhatian pemerintah daerah. Peningkatan intensitas tanam juga dapat dipertimbangkan sebagai salah satu upaya untuk mendukung produksi.
Kedua, hubungan positif tenaga kerja mengisyaratkan pentingnya menjaga ketersediaan tenaga kerja di sektor pertanian. Upaya tersebut dapat dilakukan melalui program yang menarik minat angkatan kerja muda untuk bekerja di sektor pertanian serta pemanfaatan mekanisasi untuk membantu mengatasi kekurangan tenaga kerja pada musim sibuk. Ketiga, hasil yang tidak signifikan pada penyaluran pupuk urea bersubsidi tidak berarti subsidi pupuk dapat diabaikan. Evaluasi kebijakan sebaiknya diarahkan pada ketepatan jumlah, waktu, dan sasaran penyaluran. Pencatatan penyaluran yang secara khusus memisahkan kebutuhan tanaman padi juga diperlukan agar keterkaitannya dengan produksi dapat dievaluasi lebih tepat.

Keempat, hasil penelitian menunjukkan bahwa penyaluran KUR belum memiliki hubungan yang signifikan dengan volume produksi padi. Oleh karena itu, peningkatan penyaluran kredit perlu disertai perhatian terhadap pemanfaatannya untuk kegiatan usaha tani. Wahyuni dan Riyanto (2026) menyarankan agar pembiayaan KUR dipadukan dengan pendampingan teknis dan strategi yang sesuai dengan kondisi daerah. Pencatatan penyaluran KUR khusus tanaman pangan juga diperlukan agar keterkaitannya dengan produksi dapat dievaluasi lebih baik.

5. Kesimpulan

Penelitian ini bertujuan menganalisis hubungan luas panen, penyaluran pupuk urea bersubsidi, tenaga kerja sektor pertanian, dan penyaluran KUR dengan produksi padi di Provinsi Lampung selama 2011–

2025. Hasil estimasi OLS menunjukkan bahwa keempat variabel secara bersama-sama memiliki hubungan statistik yang signifikan dengan produksi padi (probabilitas $F < 0{,}001$; $R^2 = 0{,}9855$). Secara parsial, luas panen memiliki hubungan positif dan signifikan dengan elastisitas 1,06, begitu pula tenaga kerja sektor pertanian dengan elastisitas 0,40. Sementara itu, penyaluran pupuk urea bersubsidi dan KUR belum menunjukkan hubungan yang signifikan secara statistik. Hasil tersebut mendukung H1, H3, dan H5, sedangkan H2 dan H4 tidak didukung. Temuan ini memperlihatkan bahwa luas panen dan tenaga kerja memiliki hubungan statistik yang lebih jelas dengan produksi padi dibandingkan penyaluran pupuk urea bersubsidi dan KUR. Namun, hasil tersebut tidak dapat diartikan sebagai hubungan sebab-akibat ataupun bukti hubungan jangka panjang karena karakteristik data belum sepenuhnya mendukung kesimpulan tersebut. Oleh karena itu, hasil penelitian perlu dipahami sebagai hubungan empiris selama periode pengamatan.

Limitasi dan Studi Lanjutan

Penelitian ini memiliki beberapa keterbatasan. Pertama, jumlah observasi hanya 15 tahun dengan empat variabel bebas sehingga derajat kebebasan residual terbatas. Kondisi ini dapat memengaruhi ketepatan estimasi dan kekuatan pengujian statistik. Kedua, hasil uji Augmented Dickey-Fuller menunjukkan bahwa variabel memiliki ordo integrasi yang berbeda, yaitu I(1) dan I(2). Sementara itu, estimasi OLS dilakukan pada tingkat level tanpa pengujian kointegrasi. Kondisi ini menimbulkan risiko regresi lancung sehingga hasil penelitian belum dapat dijadikan bukti hubungan jangka panjang. Tidak ditemukannya masalah autokorelasi melalui pengujian diagnostik juga tidak menghilangkan risiko tersebut. Ketiga, penurunan produksi dan luas panen pada 2018 bertepatan dengan perubahan metode penghitungan luas panen. Perubahan ini belum dimodelkan secara khusus dalam persamaan utama. Pengujian dummy juga belum menunjukkan perbedaan intersep yang signifikan pada tingkat 5 persen, sehingga perubahan struktural belum dapat dipastikan.

Keempat, data tenaga kerja dan KUR mencakup sektor pertanian secara keseluruhan, bukan khusus usaha tani padi. Data penyaluran pupuk urea bersubsidi juga masih berupa distribusi tingkat provinsi yang belum dipisahkan berdasarkan komoditas. Dengan demikian, ketiga indikator tersebut belum sepenuhnya menggambarkan kondisi input pada usaha tani padi. Kelima, data KUR tahun 2015 yang tercatat nol diganti dengan interpolasi linear sehingga bukan merupakan angka realisasi sebenarnya.
Penelitian selanjutnya dapat menggunakan periode pengamatan yang lebih panjang agar jumlah observasi dan kekuatan pengujian meningkat. Metode kointegrasi dan koreksi kesalahan dapat dipertimbangkan apabila karakteristik integrasi data memenuhi persyaratannya. Penggunaan data panel kabupaten/kota di Lampung dengan data tenaga kerja, pupuk, dan KUR yang lebih spesifik untuk usaha tani padi juga dapat memberikan gambaran yang lebih tepat. Variabel iklim, irigasi, harga, dan penggunaan input lainnya dapat ditambahkan untuk memperluas analisis faktor-faktor yang berkaitan dengan produksi padi.

Ucapan Terimakasih

Penulis mengucapkan terima kasih kepada Program Studi Ekonomi Pembangunan, Fakultas Ekonomi dan Bisnis, Universitas Lampung atas dukungan akademik selama penelitian ini, serta kepada panitia STABEK IX atas kesempatan dan penyelenggaraan kegiatan yang memungkinkan artikel ini disusun dan dipresentasikan.

Referensi

Anggraisari & Cahyasita, (2026). Transformation of Indonesian rice production: Analysis of growth trends and main determinant factors for the period 2003–2023. *Agrisaintifika: Jurnal Ilmu-Ilmu Pertanian, 10*(2), 340–353. https://doi.org/10.32585/ags.v10i2.8053

Ardhiansyah & Setyowati, (2024). Analisis faktor-faktor yang mempengaruhi produktivitas padi di Jawa Timur. *Journal of Economic, Bussines and Accounting (COSTING), 7*(6), 10826–10839. https://doi.org/10.31539/costing.v8i1.14202

Badan Pusat Statistik, (2023). *Luas panen dan produksi padi di Provinsi Lampung 2022 (angka tetap)*. https://metrokota.bps.go.id/en/pressrelease/2023/04/03/979/luas-panen-dan-produksi-padi-provinsi-lampung-2022--angka-tetap-.html

Badan Pusat Statistik, (2026). *Luas panen, produksi, dan produktivitas padi menurut provinsi*. https://www.bps.go.id/id/statistics-table/2/MTQ5OCMy/luas-panen--produksi--dan-produktivitas-padi-menurut-provinsi.html

BPS, (2026b). *Luas panen, produktivitas, dan produksi padi menurut provinsi, 2025*. https://www.bps.go.id/en/statistics-table/3/WmpaNk1YbGFjR0pOUjBKYWFIQlBSU3MwVHpOVWR6MDkjMyMwMDAw/luas-panen--produktivitas--dan-produksi-padi-menurut-provinsi.html?year=2025

Breusch, (1978). Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers, 17*(31), 334–355. 10.1111/j.1467-8454.1978.tb00635.x

Cobb & Douglas, (1928). A theory of production. *The American Economic Review, 18*(1), 139–165.

Dickey & Fuller, (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association, 74*(366), 427–431. https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531

Fika et al, 2025). Analisis pengaruh harga gabah, impor, dan produksi terhadap kesejahteraan petani (Studi kasus: NTP di Indonesia). Jurnal Ekonomi dan Pembangunan Indonesia, 3(3), 85–100. https://doi.org/10.61132/jepi.v3i3.1523

Godfrey, (1978). Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica, 46*(6), 1293–1301. https://doi.org/10.2307/1913829

Granger & Newbold, (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics, 2*(2), 111–120. https://doi.org/10.1016/0304-4076(74)90034-7

Hudani et al., (2025). Air untuk daya saing: Peran strategis bendungan dalam meningkatkan PDRB pertanian dan perikanan untuk ketahanan pangan regional. EKONOMIKA45: Jurnal Ilmiah Manajemen, Ekonomi Bisnis, Kewirausahaan, 13(1), 369–381. https://doi.org/10.30640/ekonomika45.v13i1.5302

Jarque & Bera, (1987). A test for normality of observations and regression residuals. *International Statistical Review, 55*(2), 163–172. https://doi.org/10.2307/1403192

Kharismawati & Karjati, (2021). Pengaruh luas lahan dan jumlah tenaga kerja terhadap produksi padi di 10 kabupaten Jawa Timur tahun 2014–2018. *ECONOMIE, 3*(2), 146–161. https://journal.uwks.ac.id/index.php/economie/article/download/1571/1760

Lestari & Maimunah, (2023). Faktor-faktor yang mempengaruhi produksi usaha ternak ayam petelur di Kecamatan Way Kenanga Kabupaten Tulang Bawang Barat. Journal on Education, 6(1), 6343–6350.

Masani & Asasandi, (2026). Determinan produksi padi di Indonesia: Kontribusi luas areal panen dan kredit usaha pertanian. *Ganec Swara, 20*(2), 423–433. https://doi.org/10.59896/gara.v20i2.673

Rahma et al., (2023). Ketahanan pangan di Indonesia tahun 2014–2021. BULLET: Jurnal Multidisiplin Ilmu, 2(2), 376–381.

Rasantaka & Yulianti, (2022). Implementasi regresi robust untuk mengetahui faktor-faktor yang memengaruhi produksi padi di Indonesia. *Jurnal Statistika dan Aplikasinya, 6*(2), 234–242. https://doi.org/10.21009/JSA.06209

Rifaini et al., (2022). Pengaruh kredit terhadap efisiensi teknis padi sawah di Kabupaten Kutai Kartanegara. *Jurnal Agribisnis Indonesia, 10*(2), 200–210. https://doi.org/10.29244/jai.2022.10.2.200-210

Rifanti & Haryanto, (2026). Factors affecting rice production in Indonesia. *Jurnal Ekuilnomi, 8*(2), 692–705. https://doi.org/10.36985/939ymn46

Santoso, (2017). Pengaruh luas lahan dan pupuk bersubsidi terhadap produksi padi nasional. *Jurnal Ilmu Pertanian Indonesia, 20*(3), 208–212. https://doi.org/10.18343/jipi.20.3.208

Siambaton & Salqaura, (2024). Analisis faktor-faktor yang mempengaruhi produksi padi sawah di Kelurahan Padang Masiang Kecamatan Barus Kabupaten Tapanuli Tengah. *Jurnal Ilmiah Pertanian (JIPERTA), 6*(2), 71–80. https://doi.org/10.31289/jiperta.v6i2.4544

Soekartawi, (2003). *Teori ekonomi produksi: Dengan pokok bahasan analisis fungsi Cobb-Douglas*. PT RajaGrafindo Persada.

Suryana & Kariyasa, (2008). Ekonomi padi di Asia: Suatu tinjauan berbasis kajian komparatif. *Forum Penelitian Agro Ekonomi, 26*(1), 17–31. https://epublikasi.pertanian.go.id/berkala/fae/article/download/1109/3633/5467

Susriani et al., (2022). The effect of People's Business Credit (KUR) on rice field business income in Tinanggea District. *Jurnal Social Economic of Agriculture, 11*(2), 70–81. https://doi.org/10.26418/j.sea.v11i2.56032

Wahyuni & Riyanto, (2026). Assessing the role of agricultural People's Business Credit (KUR) in enhancing productivity in Indonesia's rice farming: Evidence from the ACF approach. *Jurnal Manajemen dan Agribisnis, 23*(1), 32. https://doi.org/10.17358/jma.23.1.32

White, (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica, 48*(4), 817–838. https://www.jstor.org/stable/1912934

Wijaya & Budiarty, (2023). Determinan produksi pada perkebunan kelapa sawit di PT. Bumitama Gunajaya Agro. MANEKIN, 1(4), 158–162.