

**Studi Komparatif Produktivitas Lahan Antara Sistem Usahatani Monokultur dan
Multiple Cropping Komoditas Tembakau
(Kasus di Desa Gunungsari Kecamatan Maesan Kabupaten Bondowoso)**

***A Comparative Study of Land Productivity Between Monoculture and Multiple Cropping
Farming Systems for Tobacco
(Case in Gunungsari Village, Maesan District, Bondowoso Regency)***

Moh. Yoga Nuril Fahlian*, Syamsul Hadi, Anisa Nurina Aulia

Fakultas Pertanian, Universitas Muhammadiyah Jember

*Email: yogam3789@gmail.com

(Diterima 18-06-2026; Disetujui 30-07-2026)

ABSTRAK

Musim kemarau menjadi tantangan bagi petani dalam mengelola lahan agar tetap produktif, khususnya di Desa Gunungsari Kecamatan Maesan Kabupaten Bondowoso yang sebagian besar masyarakatnya bekerja di sektor pertanian. Pada kegiatan usahatani, petani menerapkan sistem monokultur tembakau dan *multiple cropping* berupa kombinasi tembakau dengan cabai rawit. Penelitian ini bertujuan untuk: (1) menganalisis perbedaan produktivitas antara kedua sistem usahatani; dan (2) mengetahui faktor sosial ekonomi yang mempengaruhi produktivitas lahan pada masing-masing sistem usahatani. Metode penelitian menggunakan pendekatan deskriptif kuantitatif dan komparatif dengan analisis produktivitas lahan, uji beda rata-rata (Independent Sample t-test), dan regresi Cobb-Douglas. Pengumpulan data dilakukan melalui wawancara, observasi, dokumentasi, dan kuesioner terhadap 77 responden yang terdiri atas 26 petani monokultur dan 51 petani *multiple cropping*. Hasil penelitian menunjukkan bahwa: (1) hasil uji beda menunjukkan nilai signifikansi sebesar 0,000 ($p < 0,05$) yang berarti terdapat perbedaan produktivitas yang nyata antara kedua sistem usahatani dengan rata-rata produktivitas lahan pada sistem monokultur sebesar 2,0481 ton/ha, sedangkan sistem *multiple cropping* sebesar 2,6969 ton/ha, sehingga terdapat selisih produktivitas sebesar 0,64879 ton/ha; (2) faktor sosial ekonomi seperti umur, pendidikan, frekuensi mengikuti penyuluhan, dan status penguasaan lahan mempengaruhi produktivitas lahan petani.

Kata kunci: monokultur, *multiple cropping*, produktivitas lahan, tembakau

ABSTRACT

The dry season is a challenge for farmers in managing land to remain productive, especially in Gunungsari Village, Maesan District, Bondowoso Regency, where the majority of the population works in the agricultural sector. In farming activities, farmers apply a tobacco monoculture system and multiple cropping in the form of a combination of tobacco and cayenne pepper. This study aims to: (1) analyze the differences in productivity between the two farming systems; and (2) determine the socio-economic factors that influence land productivity in each farming system. The research method uses a quantitative descriptive and comparative approach with land productivity analysis, mean difference test (Independent Sample t-test), and Cobb-Douglas regression. Data collection was carried out through interviews, observations, documentation, and questionnaires with 77 respondents consisting of 26 monoculture farmers and 51 multiple cropping farmers. The results of the study showed that: (1) the results of the difference test showed a significance value of 0.000 ($p < 0.05$) which means there is a real difference in productivity between the two farming systems with an average land productivity in the monoculture system of 2.0481 tons/ha, while the multiple cropping system is 2.6969 tons/ha, so there is a difference in productivity of 0.64879 tons/ha; (2) socio-economic factors such as age, education, frequency of attending extension, and land ownership status affect the productivity of farmers' land.

Keywords: land productivity, monoculture, multiple cropping, tobacco

PENDAHULUAN

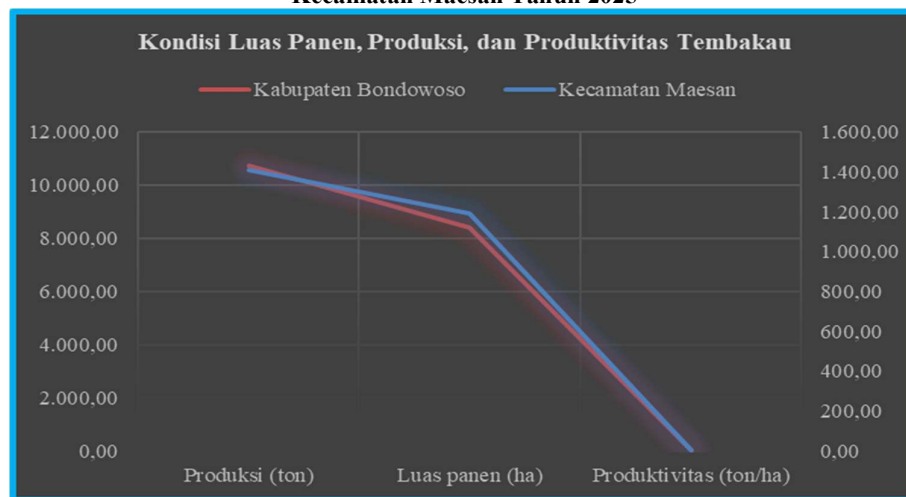
Kabupaten Bondowoso merupakan salah satu daerah di Provinsi Jawa Timur yang memiliki potensi cukup besar pada sektor pertanian. Sebagian besar masyarakat di Kabupaten Bondowoso masih menggantungkan hidupnya pada sektor pertanian, terutama pada komoditas perkebunan dan hortikultura. Kondisi geografis wilayah yang didominasi lahan pertanian serta iklim tropis menjadikan sektor pertanian berkembang cukup baik di daerah ini. Menurut Badan Pusat Statistik

Kabupaten Bondowoso (2025), sektor pertanian masih menjadi salah satu sektor utama dalam mendukung perekonomian masyarakat Kabupaten Bondowoso.

Salah satu komoditas unggulan di Kabupaten Bondowoso adalah tembakau. Tanaman tembakau banyak dibudidayakan oleh petani karena memiliki nilai ekonomi yang cukup tinggi dan cocok ditanam pada musim kemarau. Kondisi cuaca yang cenderung kering selama musim kemarau membantu meningkatkan kualitas daun tembakau yang dihasilkan petani. Selain menjadi sumber pendapatan utama masyarakat, tembakau juga menjadi komoditas yang banyak dikembangkan pada beberapa kecamatan di Kabupaten Bondowoso, Badan Pusat Statistik Kabupaten Bondowoso (2025)

Salah satu wilayah di Kabupaten Bondowoso yang masyarakatnya masih banyak bergantung pada sektor pertanian adalah Kecamatan Maesan. Sebagian besar lahan pertanian di wilayah ini berupa lahan kering dan sawah beririgasi non-teknis sehingga kegiatan pertanian sangat dipengaruhi oleh kondisi musim. Pada musim kemarau, petani di Kecamatan Maesan cenderung membudidayakan tanaman yang relatif tahan terhadap kondisi kering seperti tembakau, cabai rawit, dan beberapa tanaman palawija lainnya. Menurut Badan Pusat Statistik Kabupaten Bondowoso (2025) Produksi dan luas lahan tanaman tembakau dapat di lihat lebih rinci pada Tabel 1.

Tabel 1. Produksi dan Luas Lahan Tanaman Tembakau Kabupaten Bondowoso Kecamatan Maesan Tahun 2025



Sumber: Badan Pusat Statistik Kabupaten Bondowoso (2025).

Kabupaten Bondowoso memiliki luas panen tembakau sebesar 8.424 ha dengan total produksi mencapai 10.737,39 ton dengan rata-rata produktivitas 1,275 ton/ha sedangkan Kecamatan Maesan memiliki luas panen tembakau sebesar 1.191 ha dengan produksi mencapai 1.409,48 ton dan produktivitas sekitar 1,2 ton/ha dengan rata-rata produktivitas 1,2 ton/ha, Badan Pusat Statistik Kabupaten Bondowoso (2025). Capaian tersebut menunjukkan bahwa tembakau merupakan komoditas yang banyak diusahakan oleh petani di wilayah tersebut. Besarnya luas panen dan produksi tembakau menjadikan Kecamatan Maesan sebagai salah satu sentra pengembangan tembakau di Kabupaten Bondowoso sehingga relevan dijadikan lokasi penelitian.

Salah satu desa di Kecamatan Maesan yang masyarakatnya banyak bergerak di sektor pertanian adalah Desa Gunungsari. Desa ini memiliki luas wilayah 3,564 km² ($\pm 370,01$ ha) dan terdiri atas beberapa dusun seperti Dusun Kotengah, Kosawah, Krajan, Kodedek, Peh, Gaddingan, Gunungsari Barat, dan Gunungsari Timur, dengan kondisi topografi yang didominasi oleh dataran serta sebagian kecil perbukitan. Berdasarkan data BPS Kabupaten Bondowoso (2024), sekitar 52,45% penduduk Desa Gunungsari bekerja pada sektor pertanian. Kondisi tersebut menunjukkan bahwa sektor pertanian memiliki peranan penting terhadap kehidupan ekonomi masyarakat desa. Namun, Desa Gunungsari memiliki kendala dalam ketersediaan air ketika musim kemarau tiba karena sebagian besar lahan pertanian masih bergantung pada curah hujan dan sistem irigasi non-teknis. Kondisi tersebut menyebabkan petani harus memilih sistem usahatani yang mampu memanfaatkan sumber daya air secara lebih efisien agar produktivitas lahan tetap terjaga selama musim kemarau.

Wahyudi et al. (2024), menjelaskan bahwa curah hujan dan kondisi cuaca selama musim tanam sangat mempengaruhi kualitas hasil tembakau, di mana hujan yang tinggi pada musim kemarau dapat menurunkan mutu daun tembakau. Dalam konteks Desa Gunungsari saat musim kemarau, petani umumnya menanam komoditas yang relatif tahan terhadap kekeringan seperti tembakau (*Nicotiana tabacum* L.), cabai rawit (*Capsicum frutescens* L.), serta tanaman palawija lainnya. Pemilihan komoditas tersebut dilakukan karena tanaman mampu beradaptasi pada kondisi curah hujan yang rendah dan ketersediaan air yang terbatas selama musim kemarau. Tembakau menjadi salah satu komoditas unggulan karena kondisi cuaca yang relatif kering dapat meningkatkan kualitas daun tembakau yang dihasilkan, terutama dari segi warna, aroma, dan mutu daun.

Pada praktiknya, petani di Desa Gunungsari menerapkan dua sistem usahatani, yaitu sistem monokultur dan sistem *multiple cropping*. Sebagian petani masih mempertahankan sistem monokultur karena dianggap lebih sederhana dalam pengelolaan, sementara sebagian lainnya telah mulai menerapkan sistem *multiple cropping* dengan mengombinasikan tembakau dan cabai rawit. Perbedaan sistem usahatani ini menunjukkan adanya variasi strategi dalam pemanfaatan lahan, yang berpotensi menghasilkan tingkat produktivitas yang berbeda. Sistem *multiple cropping* mampu meningkatkan efisiensi penggunaan lahan karena lebih dari satu jenis tanaman dapat dibudidayakan dalam satu area lahan yang sama Adnyana et al. (2020).

Sistem usahatani monokultur yang masih diterapkan oleh sebagian petani memiliki beberapa kelemahan, terutama dalam pemanfaatan lahan dan pengelolaan unsur hara tanah. Penggunaan satu jenis tanaman secara terus-menerus dapat menyebabkan penurunan kesuburan tanah dan meningkatkan ketergantungan petani terhadap satu komoditas saja. Risiko kerugian juga menjadi lebih tinggi ketika harga tembakau mengalami penurunan atau hasil produksi tidak sesuai harapan. Penggunaan sistem monokultur dalam jangka panjang dapat menyebabkan penurunan produktivitas lahan akibat penggunaan unsur hara secara terus-menerus oleh satu jenis tanaman Firdaus et al. (2024).

Pentingnya penelitian ini tidak hanya disebabkan oleh keterbatasan informasi, tetapi juga oleh beberapa faktor mendasar yang berkaitan dengan kondisi usahatani di lapangan seperti keterbatasan ketersediaan air pada musim kemarau menuntut penerapan sistem usahatani yang mampu memanfaatkan sumber daya secara efisien, terutama pada lahan kering. Selain itu, luas lahan yang relatif terbatas mengharuskan petani untuk meningkatkan hasil produksi per satuan luas, sehingga produktivitas lahan menjadi indikator utama dalam keberhasilan usahatani. Perbedaan pola tanam antara sistem monokultur dan tumpangsari juga berpotensi menghasilkan tingkat produktivitas yang berbeda, khususnya dalam pemanfaatan ruang, air, dan unsur hara, di mana sistem tumpangsari terbukti lebih efisien dalam penggunaan sumber daya dibandingkan sistem monokultur (Moreira, 2024).

Secara teoritis dan empiris, beberapa penelitian menunjukkan bahwa sistem *multiple cropping* memiliki potensi yang lebih tinggi dalam meningkatkan produktivitas lahan. Penelitian oleh Adnyana et al. (2020) menunjukkan bahwa pendapatan dari sistem tumpangsari tembakau dengan cabai lebih tinggi dibandingkan sistem monokultur. Hasil serupa juga ditemukan oleh Efendy dan Aeko (2025) yang menyatakan bahwa sistem tumpangsari mampu meningkatkan produktivitas lahan dan efisiensi penggunaan sumber daya.

Produktivitas lahan tidak hanya dipengaruhi oleh sistem tanam yang digunakan, tetapi juga dipengaruhi oleh kondisi sosial ekonomi petani. Faktor seperti umur, tingkat pendidikan, pengalaman bertani, modal usaha, frekuensi mengikuti penyuluhan, dan status penguasaan lahan dapat mempengaruhi kemampuan petani dalam mengelola usahatani secara lebih efektif. Jerita (2023) berpendapat bahwa kondisi sosial ekonomi petani memiliki pengaruh terhadap kemampuan petani dalam mengelola sistem usahatani dan meningkatkan produktivitas lahan.

Penelitian tersebut belum tentu dapat langsung diterapkan pada kondisi Desa Gunungsari karena adanya perbedaan karakteristik lahan, iklim, serta kondisi sosial ekonomi petani. Menurut Salahudin (2018), perbedaan kondisi wilayah dapat menyebabkan hasil produktivitas usahatani pada setiap daerah menjadi berbeda. Sebagian besar penelitian sebelumnya lebih banyak menitikberatkan pada analisis pendapatan dan efisiensi usahatani tumpangsari. Sedangkan, belum terdapat penelitian yang secara spesifik membandingkan produktivitas lahan antara sistem monokultur tembakau dan sistem *multiple cropping* tembakau dan cabai rawit pada musim kemarau di desa tersebut. Kondisi ini menunjukkan adanya kesenjangan penelitian (*research gap*) yang perlu dikaji lebih lanjut. Kebaruan penelitian ini terletak pada penggabungan analisis uji beda

produktivitas lahan dan analisis faktor sosial ekonomi menggunakan model Cobb-Douglas pada sistem usahatani monokultur dan *multiple cropping* tembakau di lahan kering musim kemarau Desa Gunungsari, Kecamatan Maesan, Kabupaten Bondowoso.

Berdasarkan kondisi tersebut perlu dilakukan penelitian mengenai perbandingan produktivitas lahan antara sistem usahatani monokultur tembakau dan sistem *multiple cropping* tembakau dengan cabai rawit pada musim kemarau di Desa Gunungsari, Kecamatan Maesan, Kabupaten Bondowoso. Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis perbedaan produktivitas antara kedua sistem usahatani serta mengetahui faktor sosial ekonomi yang mempengaruhi produktivitas lahan pada masing-masing sistem usahatani. Penelitian ini diharapkan dapat memberikan informasi mengenai sistem usahatani yang lebih produktif serta menjadi dasar bagi petani, penyuluh, dan pemerintah daerah dalam mengembangkan sistem pertanian yang lebih efisien dan berkelanjutan.

METODE PENELITIAN

Penelitian ini dilakukan di Desa Gunungsari, Kecamatan Maesan, Kabupaten Bondowoso, di pilih secara (*purposive method*) atau sengaja dengan pertimbangan karena wilayah ini merupakan wilayah yang menerapkan berbagai sistem usaha tani pada saat musim kemarau di bandingkan seluruh desa yang ada di Kabupaten Bondowoso, dan merupakan salah satu sentra produksi tembakau dengan menerapkan kedua sistem usahatani tersebut melalui berbagai kombinasi komoditi tanaman pada musim kemarau. Adapun waktu Penelitian ini dilaksanakan pada bulan Januari 2026. Penelitian ini menggunakan pendekatan deskriptif kuantitatif dan komparatif yang bertujuan untuk menjelaskan serta membandingkan produktivitas lahan antara sistem usahatani monokultur tembakau (*Nicotiana tabacum L.*) dan tumpangsari tembakau dengan cabai rawit (*Capsicum frutescens L.*).

Analisis komparatif dengan pendekatan uji beda rata-rata Z-test atau t-test dengan sample independent untuk menguji apakah terdapat perbedaan produktivitas lahan antara hasil penerapan sistem usahatani model monokultur dan *multiple cropping* pada musim kemarau. Menurut (Salahudin, 2018) perbedaan produktivitas antar dua sistem usahatani dapat diuji menggunakan uji t-independen (Independent Samples t-test). Adapun cara untuk mengetahui t-hitung pada uji beda rata-rata adalah dengan rumus formulasi sebagai berikut:

$$t = \frac{x_1 - x_2}{Sp \sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}}$$

$$DF = \frac{\left[\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2} \right]}{\left[\left(\frac{s_1^2}{n_1} \right)^2 / (n_1 - 1) + \left(\frac{s_2^2}{n_2} \right)^2 / (n_2 - 1) \right]}$$

Keterangan:

x_1 = rata-rata produktivitas Monokultur

x_2 = rata-rata produktivitas *Multiple cropping*

S_1 = varian sampel Monokultur

S_2 = varian sampel *Multiple cropping*

n_1 = jumlah sampel Monokultur

n_2 = jumlah sampel *Multiple cropping*

Kriteria pengambilan keputusan didasarkan pada nilai *p-value* (Sig.):

H1 : Jika *p-value* $\leq 0,05$, maka terdapat perbedaan signifikan antara kedua sistem.

H0 : Jika *p-value* $> 0,05$, maka tidak terdapat perbedaan signifikan antara kedua sistem.

Analisis regresi model Cobb-Douglas digunakan untuk menjelaskan hubungan fisik antara input produksi dengan output (produktivitas lahan) dan mengukur tingkat efisiensi dan skala hasil (*return to scale*) pada masing-masing sistem usahatani (Mutiara & Rochdiani, 2025). Metode ini digunakan untuk mengetahui seberapa besar variabel sosial ekonomi seperti umur, tingkat pendidikan, pengalaman, modal, frekuensi mengikuti penyuluhan, status penguasaan lahan memengaruhi produktivitas lahan petani. Model ekonometrika fungsi regresi model Cobb-Douglas

yang telah di transformasikan menjadi bentuk linear logaritma pada sistem monokultur ditulis sebagai berikut:

$$\ln Y_{mo} = \ln a + \beta_1 \ln X_1 + \beta_2 \ln X_2 + \beta_3 \ln X_3 + \dots + \beta_7 \ln X_7 + e$$

Keterangan:

Y_{mo} = Produktivitas lahan monokultur (ton/ha)

a = Konstanta

X_1 = Umur petani (tahun)

X_2 = Pendidikan (tahun sekolah)

X_3 = Pengalaman bertani (tahun)

X_4 = Frekuensi mengikuti penyuluhan(kali/tahun)

X_5 = Tanggungan keluarga(orang)

X_6 = Modal (Rp/musim tanam)

X_7 = Kepemilikan lahan (dummy: 0 = milik sendiri, 1 = sewa)

β_i = Koefisien elastisitas produksi masing-masing faktor

e = *Error term*

Model ekonometrika fungsi regresi model Cobb-Douglas yang telah di transformasikan menjadi bentuk linear logaritma pada sistem *multiple cropping* ditulis sebagai berikut:

$$\ln Y_{mc} = \ln a + \beta_1 \ln X_1 + \beta_2 \ln X_2 + \beta_3 \ln X_3 + \dots + \beta_8 \ln X_8 + e$$

Keterangan:

Y_{mc} = Produktivitas lahan *multiple cropping* (ton/ha)

a = Konstanta

X_1 = Umur petani (tahun)

X_2 = Pendidikan (tahun sekolah)

X_3 = Pengalaman bertani (tahun)

X_4 = Frekuensi mengikuti penyuluhan (kali/tahun)

X_5 = Tanggungan keluarga (orang)

X_6 = Mitigasi risiko gagal panen (*dummy*: 1 = iya, 0 = tidak)

X_7 = Modal (Rp/musim tanam)

X_8 = Kepemilikan lahan (*dummy*: 0 = milik sendiri, 1 = Sewa)

β_i = Koefisien elastisitas produksi masing-masing faktor

e = *Error term*

Sebelum melakukan uji regresi model Cobb-Douglas lebih dulu melakukan uji asumsi klasik, Uji asumsi klasik merupakan serangkaian uji statistik yang dilakukan sebelum melakukan analisis regresi guna memastikan model memenuhi syarat-syarat BLUE (*Best Linear Unbiased Estimator*) asumsi ini terdiri atas uji normalitas, uji multikolinieritas, uji heteroskedastisitas.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Hasil Uji Beda Rata-rata

Sebelum dilakukan uji beda rata-rata produktivitas lahan, terlebih dahulu dilakukan uji normalitas untuk mengetahui apakah data yang digunakan telah memenuhi asumsi distribusi normal. Hasil pengujian normalitas menggunakan metode Kolmogorov-Smirnov dan Shapiro-Wilk pada produktivitas lahan responden sistem usahatani monokultur dan multiple cropping disajikan pada Tabel 2.

Tabel 2. Hasil Uji Normalitas Responden Sistem Usahatani Monokultur dan *Multiple Cropping* di Desa Gunungsari Tahun 2026

Produktivitas Lahan	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistic	Df	Sig.	Statistic	df	Sig.
	0.094	77	0.088	0.969	77	0.06

Sumber: Data Primer Diolah (2026)

Hasil pengujian normalitas yang dilakukan menggunakan metode Kolmogorov-Smirnov dan Shapiro-Wilk menunjukkan nilai signifikansi masing-masing sebesar 0,088 dan 0,060. Suatu data dapat dikatakan berdistribusi normal apabila nilai signifikansinya melebihi 0,05, sedangkan nilai signifikansi yang kurang dari atau sama dengan 0,05 menunjukkan bahwa data tidak berdistribusi normal. Nilai signifikansi yang diperoleh pada kedua metode pengujian tersebut berada di atas batas 0,05. Kondisi ini menunjukkan bahwa data produktivitas lahan yang digunakan dalam penelitian telah memenuhi asumsi normalitas, sehingga data dapat dinyatakan berdistribusi normal.

Analisis statistik deskriptif dilakukan untuk memberikan gambaran mengenai produktivitas lahan pada sistem usahatani monokultur dan *multiple cropping*. Hasil analisis yang meliputi jumlah responden, rata-rata produktivitas lahan, standar deviasi, dan standar error disajikan pada Tabel 3.

Tabel 3. Tabel *Group statistics* Responden Sistem Usahatani Monokultur dan *Multiple Cropping* di Desa Gunungsari Tahun 2026

Sistem Usahatani	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
Monokultur	26	2.0481	0.55753	0.10934
<i>Multiple cropping</i>	51	2.6969	0.42584	0.05963

Sumber: Data Primer Diolah (2026)

Berdasarkan hasil analisis pada tabel Group Statistics, rata-rata produktivitas lahan pada sistem usahatani monokultur tercatat sebesar 2,0481 ton/ha dengan jumlah responden sebanyak 26 petani. Sistem *multiple cropping* menunjukkan rata-rata produktivitas yang lebih tinggi, yaitu sebesar 2,6969 ton/ha dengan jumlah responden sebanyak 51 petani. Temuan ini mengindikasikan bahwa produktivitas lahan yang dihasilkan melalui penerapan sistem *multiple cropping* cenderung lebih tinggi dibandingkan dengan sistem monokultur.

Perbedaan rata-rata produktivitas lahan antara sistem usahatani monokultur dan *multiple cropping* dianalisis menggunakan uji beda rata-rata (Independent Sample t-test). Hasil pengujian yang meliputi uji homogenitas varians dan uji perbedaan rata-rata produktivitas lahan disajikan pada Tabel 4.

Tabel 4. Hasil Uji Beda Rata-rata *Independent Samples Test* Responden Sistem Usahatani Monokultur dan *Multiple Cropping* di Desa Gunungsari Tahun 2026

Variabel	Sig. Uji F	t hitung	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Keterangan
Produktivitas Lahan	0,253	-5,682	75	0,000	-0,64879	H0 ditolak

Sumber: Data Primer Diolah (2026)

Hasil pengujian homogenitas varians melalui Levene's Test menunjukkan nilai signifikansi sebesar 0,253. Nilai tersebut lebih besar dari 0,05 sehingga varians produktivitas lahan pada kedua kelompok dapat dinyatakan homogen. Hasil uji *Independent Sample t-test* menghasilkan nilai signifikansi sebesar 0,000 yang lebih kecil dari 0,05. Hasil tersebut menunjukkan adanya perbedaan produktivitas lahan yang nyata antara sistem usahatani monokultur dan *multiple cropping*. Oleh karena itu, H_1 diterima dan H_0 ditolak. Nilai *mean difference* sebesar -0,64879 mengindikasikan bahwa produktivitas lahan pada sistem monokultur lebih rendah 0,64879 ton/ha dibandingkan sistem *multiple cropping*. Temuan ini memperlihatkan bahwa penerapan *multiple cropping* mampu memanfaatkan lahan secara lebih optimal melalui penggunaan ruang tumbuh dan sumber daya produksi yang lebih efisien. Temuan ini sejalan dengan penelitian Li et al. (2023) yang menyatakan bahwa sistem intercropping memiliki efisiensi penggunaan lahan yang lebih baik dibandingkan sistem monokultur. Penelitian tersebut menunjukkan bahwa sistem intercropping mampu menghemat kebutuhan lahan dan meningkatkan pemanfaatan sumber daya produksi sehingga produktivitas lahan menjadi lebih optimal.

Uji Regresi Cobb-Douglas Faktor Sosial Ekonomi yang Mempengaruhi Produktivitas Lahan Sistem Usahatani Monokultur dan *Multiple cropping*

Uji simultan (uji F) dilakukan untuk mengetahui pengaruh variabel independen secara bersama-sama terhadap produktivitas lahan pada sistem usahatani monokultur. Hasil pengujian simultan tersebut disajikan pada Tabel 5.

Tabel 5. Hasil Uji Simultan F Responden Sistem Usahatani Monokultur di Desa Gunungsari Tahun 2026

Model	Df	F	Sig.
Regresion	7	1.957	.119 ^b
Residual	18		

Sumber: Data Primer Diolah (2026)

Berdasarkan hasil uji simultan (uji F) pada tabel ANOVA, diperoleh nilai signifikansi sebesar 0,119. Nilai tersebut lebih besar dari 0,05 sehingga dapat diartikan bahwa secara simultan variabel independen yang terdiri atas umur, pendidikan, pengalaman, penyuluhan, tanggungan keluarga, modal, dan kepemilikan lahan tidak berpengaruh nyata terhadap produktivitas. Model regresi pada sistem usahatani monokultur secara keseluruhan belum menunjukkan pengaruh yang nyata dalam menjelaskan produktivitas lahan petani.

Uji simultan (uji F) pada sistem usahatani *multiple cropping* digunakan untuk mengetahui pengaruh seluruh variabel independen terhadap produktivitas lahan secara bersama-sama. Hasil pengujian tersebut disajikan pada Tabel 6.

Tabel 6. Hasil Uji Simultan F Responden Sistem Usahatani *Multiple cropping* di Desa Gunungsari Tahun 2026

Model	Df	F	Sig.
Regresion	8	13.059	.000 ^b
Residual	42		

Sumber: Data Primer Diolah (2026)

Berdasarkan hasil uji simultan (uji F) pada tabel ANOVA, diperoleh nilai signifikansi sebesar 0,000. Nilai tersebut lebih kecil dari 0,05. Hasil ini menunjukkan bahwa variabel independen yang digunakan dalam model secara simultan memiliki pengaruh yang signifikan terhadap produktivitas lahan. Model regresi pada sistem usahatani *multiple cropping* juga sudah mampu menjelaskan hubungan antara variabel independen dengan produktivitas lahan secara nyata.

Koefisien determinasi digunakan untuk mengukur kemampuan variabel independen dalam menjelaskan variasi produktivitas lahan pada sistem usahatani monokultur. Hasil pengujian koefisien determinasi disajikan pada Tabel 7.

Tabel 7. Hasil Uji Koefisien Determinasi R² Responden Sistem Usahatani Monokultur di Desa Gunungsari Tahun 2026

R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
.657 ^a	0.432	0.211	0.26011

Sumber: Data Primer Diolah (2026)

Hasil pada tabel *Model Summary* menunjukkan nilai *R Square* sebesar 0,432. Nilai tersebut mengindikasikan bahwa 43,2% variasi produktivitas lahan dapat dijelaskan oleh variabel yang digunakan dalam model, sedangkan 56,8% sisanya dipengaruhi oleh faktor lain di luar penelitian. Nilai *Adjusted R Square* sebesar 0,211 menunjukkan bahwa kemampuan model dalam menjelaskan produktivitas lahan setelah penyesuaian terhadap jumlah variabel hanya sebesar 21,1%. Kondisi ini menunjukkan bahwa masih terdapat faktor lain yang berperan dalam menentukan produktivitas lahan petani yang belum terakomodasi dalam model penelitian.

Koefisien determinasi pada sistem usahatani *multiple cropping* digunakan untuk mengetahui besarnya variasi produktivitas lahan yang dapat dijelaskan oleh variabel independen dalam model. Hasil pengujian tersebut disajikan pada Tabel 8.

Tabel 8. Hasil Koefisien Determinasi R² Responden Sistem Usahatani *Multiple cropping* di Desa Gunungsari Tahun 2026

R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
.845 ^a	0.713	0.659	.09299

Sumber: Data Primer Diolah (2026)

Hasil pada tabel *Model Summary* menunjukkan nilai *R Square* sebesar 0,713. Nilai ini mengindikasikan bahwa variabel independen dalam model mampu menjelaskan 71,3% variasi produktivitas lahan, sedangkan 28,7% sisanya dipengaruhi oleh faktor lain di luar model penelitian. Nilai *Adjusted R Square* sebesar 0,659 menunjukkan bahwa setelah mempertimbangkan jumlah variabel yang digunakan, model masih memiliki kemampuan menjelaskan variasi produktivitas lahan sebesar 65,9%. Kondisi tersebut menunjukkan bahwa model regresi yang digunakan tergolong cukup kuat dan mampu menjelaskan hubungan antara variabel independen dengan produktivitas lahan secara baik.

Uji parsial (uji t) dilakukan untuk mengetahui pengaruh masing-masing variabel independen terhadap produktivitas lahan pada sistem usahatani monokultur. Hasil pengujian parsial tersebut disajikan pada Tabel 9.

Tabel 9. Hasil Uji T Responden Sistem Usahatani Monokultur di Desa Gunungsari Tahun 2026

Variabel	B (Koefisien)	Std. Error	t-hitung	Sig.
(Constant)	-0.443	1.598	-0.277	0.785
Umur (X ₁)	0.001	0.401	0.002	0.998
Pendidikan (X ₂)	-0.183	0.082	-2.239	.038*)
Pengalaman Bertani (X ₃)	-0.065	0.146	-0.446	0.661
Frekuensi Mengikuti Penyuluhan (X ₄)	0.273	0.119	2.291	.034*)
Tanggungan Keluarga (X ₅)	0.077	0.131	0.588	0.564
Modal (X ₆)	0.087	0.067	1.308	0.207
Kepemilikan Lahan (X ₇)	0.430	0.208	2.067	.053**)

Sumber: Data Primer Diolah (2026).

Keterangan:

*) = Taraf signifikansi $\alpha = 5\% / 0.05$

**) = Taraf signifikansi $\alpha = 10\% / 0.10$

Berdasarkan tabel di atas di peroleh model persamaan garis regresi linier berganda Cobb-Douglas yang dapat dirumuskan sebagai berikut:

$$\ln Y_{mo} = \ln a + \beta_1 \ln X_1 + \beta_2 \ln X_2 + \beta_3 \ln X_3 + \dots + \beta_7 \ln X_7 + e$$

$$\ln Y_{mo} = \ln - 0,443 + 0,001 \ln X_1 - 0,183 \ln X_2 - 0,065 \ln X_3 + 0,273 \ln X_4 + 0,077 \ln X_5 + 0,087 \ln X_6 + 0,430 \ln X_7$$

Berdasarkan hasil uji parsial (uji t), dapat dijelaskan pengaruh masing-masing variabel sebagai berikut:

- Nilai konstanta pada model regresi sebesar -0,443. Karena model yang digunakan merupakan fungsi Cobb-Douglas dalam bentuk logaritma natural, maka nilai konstanta dikembalikan ke bentuk aslinya melalui anti-ln ($e^{-0,443}$) sehingga diperoleh nilai sebesar 0,6421. Nilai tersebut menunjukkan tingkat efisiensi teknologi dan manajerial awal dalam proses produksi yang masih perlu dioptimalkan. Apabila seluruh variabel independen diasumsikan bernilai satu satuan, maka produktivitas lahan yang dihasilkan sebesar 0,6421 ton/ha. Nilai konstanta yang berada di bawah satu mengindikasikan bahwa produktivitas dasar pada sistem usahatani monokultur masih relatif rendah sehingga peningkatan produktivitas memerlukan dukungan faktor-faktor produksi dan pengelolaan usahatani yang lebih baik.
- Umur (X₁) memiliki koefisien regresi sebesar 0,001 dengan nilai signifikansi 0,998 (>0,05). Hasil tersebut menunjukkan bahwa umur memiliki hubungan positif terhadap produktivitas lahan, namun tidak berpengaruh nyata secara statistik. Nilai koefisien sebesar 0,001 mengindikasikan bahwa peningkatan umur sebesar 1% akan diikuti peningkatan produktivitas lahan sebesar 0,001%, dengan asumsi variabel lain tetap. Kondisi ini terjadi karena petani yang berusia lebih tua biasanya memiliki pemahaman kondisi lahan dan pengalaman yang lebih baik dalam melakukan kegiatan usahatani. Hasil ini sejalan dengan penelitian Gusti *et al.* (2021)

- yang menyatakan bahwa usia produktif sangat berpengaruh terhadap keberhasilan usahatani karena berkaitan dengan pengambilan keputusan.
- c. Pendidikan (X_2) memiliki koefisien regresi sebesar -0,183 dengan nilai signifikansi 0,038 ($<0,05$). Hasil tersebut menunjukkan bahwa pendidikan berpengaruh nyata terhadap produktivitas lahan dengan arah hubungan negatif. Nilai koefisien sebesar -0,183 mengindikasikan bahwa peningkatan pendidikan formal petani sebesar 1% akan menurunkan produktivitas lahan sebesar 0,183%, dengan asumsi variabel lain tetap. Hal ini dapat terjadi karena petani yang memiliki pendidikan lebih tinggi sering kali memiliki pekerjaan lain di luar sektor pertanian sehingga perhatian terhadap pengelolaan usahatani menjadi berkurang. Hal ini didukung oleh Riptanti *et al.* (2026) yang menjelaskan bahwa pendidikan formal memengaruhi kemampuan petani dalam menerima teknologi baru, meskipun pengalaman lapangan sering kali lebih dominan.
 - d. Pengalaman Bertani (X_3) memiliki koefisien regresi sebesar -0,065 dengan nilai signifikansi 0,661 ($>0,05$). Hasil tersebut menunjukkan bahwa pengalaman bertani memiliki hubungan negatif terhadap produktivitas lahan, namun tidak berpengaruh nyata secara statistik. Nilai koefisien sebesar -0,065 mengindikasikan bahwa peningkatan pengalaman bertani sebesar 1% akan diikuti penurunan produktivitas lahan sebesar 0,065%, dengan asumsi variabel lain tetap. Hasil ini sejalan dengan penelitian Hardianti *et al.* (2026) yang menjelaskan bahwa lamanya pengalaman bertani tidak selalu meningkatkan hasil produksi karena keberhasilan usahatani lebih banyak dipengaruhi oleh penerapan teknologi, penggunaan input produksi yang tepat, serta kemampuan petani dalam menyesuaikan diri terhadap perkembangan pertanian modern.
 - e. Frekuensi Mengikuti Penyuluhan (X_4) memiliki koefisien regresi sebesar 0,273 dengan nilai signifikansi 0,034 ($<0,05$). Hasil tersebut menunjukkan bahwa frekuensi mengikuti penyuluhan berpengaruh nyata terhadap produktivitas lahan dengan arah hubungan positif. Nilai koefisien sebesar 0,273 mengindikasikan bahwa peningkatan frekuensi mengikuti penyuluhan sebesar 1% akan meningkatkan produktivitas lahan sebesar 0,273%, dengan asumsi variabel lain tetap. Penyuluhan memberikan tambahan pengetahuan, teknologi baru, serta informasi mengenai cara budidaya yang lebih efektif. Hal ini sejalan dengan penelitian Alyka (2026) yang menjelaskan bahwa penyuluhan pertanian berperan penting dalam meningkatkan produktivitas karena petani memperoleh informasi yang dapat langsung diterapkan di lapangan.
 - f. Tanggungan Keluarga (X_5) memiliki koefisien regresi sebesar 0,077 dengan nilai signifikansi 0,564 ($>0,05$). Hasil tersebut menunjukkan bahwa tanggungan keluarga memiliki hubungan positif terhadap produktivitas lahan, namun tidak berpengaruh nyata secara statistik. Nilai koefisien sebesar 0,077 mengindikasikan bahwa peningkatan jumlah tanggungan keluarga sebesar 1% akan meningkatkan produktivitas lahan sebesar 0,077%, dengan asumsi variabel lain tetap. Hal ini didukung oleh penelitian Sari dan Nugroho (2022) yang menyatakan bahwa jumlah tanggungan keluarga menjadi salah satu faktor yang memengaruhi semangat kerja petani dalam meningkatkan hasil usahatani. Semakin besar kebutuhan rumah tangga yang harus dipenuhi, maka semakin tinggi upaya petani untuk meningkatkan pendapatan melalui produktivitas lahan yang lebih optimal.
 - g. Modal (X_6) memiliki koefisien regresi sebesar 0,087 dengan nilai signifikansi 0,207 ($>0,05$). Hasil tersebut menunjukkan bahwa modal memiliki hubungan positif terhadap produktivitas lahan, namun tidak berpengaruh nyata secara statistik. Nilai koefisien sebesar 0,087 mengindikasikan bahwa peningkatan modal sebesar 1% akan meningkatkan produktivitas lahan sebesar 0,087%, dengan asumsi variabel lain tetap. Modal yang cukup memungkinkan petani membeli benih unggul, pupuk, pestisida, dan sarana produksi lainnya. Hasil ini didukung oleh Amelia dan Mustika (2026) yang menyatakan bahwa modal sangat berpengaruh terhadap hasil produksi karena mendukung kelancaran proses budidaya.
 - h. Kepemilikan Lahan (X_7) memiliki koefisien regresi sebesar 0,430 dengan nilai signifikansi 0,053 ($<0,10$). Hasil tersebut menunjukkan bahwa kepemilikan lahan berpengaruh nyata terhadap produktivitas lahan pada taraf signifikansi 10% dengan arah hubungan positif. Nilai koefisien sebesar 0,430 mengindikasikan bahwa petani penyewa lahan cenderung memiliki produktivitas lahan yang lebih tinggi 0,43% dibandingkan petani yang mengusahakan lahan milik sendiri. Kondisi ini dapat terjadi karena petani penyewa lahan cenderung mengelola usahatani secara lebih intensif untuk menutupi biaya sewa lahan dan memperoleh keuntungan yang lebih besar. Hasil ini juga didukung oleh Rondhi dan Adi (2018) yang menjelaskan bahwa

status penguasaan lahan memengaruhi perilaku petani dalam mengelola usahatani. Petani penyewa lahan cenderung melakukan pengelolaan yang lebih intensif karena adanya tuntutan untuk menutup biaya sewa dan memperoleh keuntungan dari hasil produksi.

Uji parsial (uji t) pada sistem usahatani *multiple cropping* digunakan untuk mengetahui pengaruh masing-masing variabel independen terhadap produktivitas lahan secara individu. Hasil pengujian tersebut disajikan pada Tabel 10.

Tabel 10. Hasil Uji T Responden Sistem Usahatani *Multiple cropping* di Desa Gunungsari Tahun 2026

Variabel	B (Koefisien)	Std. Error	t-hitung	Sig.
(Constant)	0.684	0.369	1.854	0.071
Umur (X ₁)	-0.029	0.124	-0.234	0.816
Pendidikan (X ₂)	-0.03	0.026	-1.13	0.265
Pengalaman Bertani (X ₃)	0.038	0.053	0.72	0.476
Frekuensi Mengikuti Penyuluhan (X ₄)	0.213	0.026	8.335	.000*)
Tanggungan Keluarga (X ₅)	-0.008	0.038	-0.218	0.828
Mitigasi Risiko Gagal Panen (X ₆)	0.051	0.036	1.418	0.164
Modal (X ₇)	0.012	0.014	0.874	0.387
Kepemilikan Lahan (X ₈)	-0.029	0.054	-0.54	0.592

Sumber: Data Primer Diolah (2026).

Keterangan:

*) = Taraf signifikansi $\alpha = 5\% / 0.05$

***) = Taraf signifikansi $\alpha = 10\% / 0.10$

Berdasarkan tabel di atas di peroleh model persamaan garis regresi linier berganda Cobb-Douglas yang dapat di rumuskan sebagai berikut:

$$\ln Ymc = \ln a + \beta_1 \ln X_1 + \beta_2 \ln X_2 + \beta_3 \ln X_3 + \dots + \beta_8 \ln X_8 + e$$

$$\ln Ymc = \ln 0,684 - 0,029 \ln X_1 - 0,030 \ln X_2 + 0,038 \ln X_3 + 0,213 \ln X_4 - 0,008 \ln X_5 + 0,051 \ln X_6 + 0,012 \ln X_7 - 0,029 \ln X_8 + e$$

Berdasarkan hasil uji parsial (uji t), dapat dijelaskan pengaruh masing-masing variabel terhadap produktivitas lahan sebagai berikut:

- Nilai konstanta pada model regresi sebesar 0,684. Karena model yang digunakan merupakan fungsi Cobb-Douglas dalam bentuk logaritma natural, maka nilai konstanta perlu dikembalikan ke bentuk aslinya melalui anti-ln ($e^{0,684}$) sehingga diperoleh nilai sebesar 1,9819. Nilai tersebut menunjukkan tingkat efisiensi teknologi dan manajerial awal dalam proses produksi yang relatif baik. Apabila seluruh variabel independen diasumsikan bernilai satu satuan, maka produktivitas lahan yang dihasilkan sebesar 1,9819 ton/ha. Nilai konstanta yang lebih besar dari satu mengindikasikan bahwa produktivitas dasar pada sistem usahatani *multiple cropping* tergolong tinggi. Kondisi ini menunjukkan bahwa kombinasi komoditas dalam satu hamparan lahan mampu meningkatkan pemanfaatan ruang tumbuh, unsur hara, dan sumber daya produksi lainnya secara lebih efisien. Temuan tersebut sejalan dengan hasil uji beda produktivitas lahan yang menunjukkan bahwa sistem usahatani *multiple cropping* menghasilkan produktivitas lahan yang lebih tinggi dibandingkan sistem usahatani monokultur.
- Umur (X₁) memiliki koefisien regresi sebesar -0,029 dengan nilai signifikansi 0,816 (>0,05). Hasil tersebut menunjukkan bahwa umur memiliki hubungan negatif terhadap produktivitas lahan, namun tidak berpengaruh nyata secara statistik. Nilai koefisien sebesar -0,029 mengindikasikan bahwa peningkatan umur sebesar 1% akan menurunkan produktivitas lahan sebesar 0,029%, dengan asumsi variabel lain tetap. Kondisi ini terjadi karena petani yang berusia lebih tua biasanya mengalami penurunan kemampuan fisik sehingga kurang maksimal dalam melakukan kegiatan usahatani. Selain itu, petani yang lebih tua cenderung lebih sulit menerima inovasi baru dibandingkan petani usia produktif. Hasil ini sejalan dengan penelitian Gusti *et al.* (2021) yang menyatakan bahwa usia produktif sangat berpengaruh terhadap keberhasilan usahatani karena berkaitan dengan tenaga kerja dan pengambilan keputusan.
- Pendidikan (X₂) memiliki koefisien regresi sebesar -0,030 dengan nilai signifikansi 0,265 (>0,05). Hasil tersebut menunjukkan bahwa pendidikan memiliki hubungan negatif terhadap

- produktivitas lahan, namun tidak berpengaruh nyata secara statistik. Nilai koefisien sebesar -0,030 mengindikasikan bahwa peningkatan pendidikan sebesar 1% akan menurunkan produktivitas lahan sebesar 0,030%, dengan asumsi variabel lain tetap. Hal ini dapat terjadi karena petani yang memiliki pendidikan lebih tinggi sering kali memiliki pekerjaan lain di luar sektor pertanian sehingga perhatian terhadap pengelolaan usahatani menjadi berkurang. Namun secara teori, pendidikan tetap penting dalam membantu petani memahami inovasi pertanian. Hal ini didukung oleh Riptanti *et al.* (2026) yang menjelaskan bahwa pendidikan formal memengaruhi kemampuan petani dalam menerima teknologi baru, meskipun pengalaman lapangan sering kali lebih dominan.
- d. Pengalaman (X_3) memiliki koefisien regresi sebesar 0,038 dengan nilai signifikansi 0,476 ($>0,05$). Hasil tersebut menunjukkan bahwa pengalaman memiliki hubungan positif terhadap produktivitas lahan, namun tidak berpengaruh nyata secara statistik. Nilai koefisien sebesar 0,038 mengindikasikan bahwa peningkatan pengalaman sebesar 1% akan meningkatkan produktivitas lahan sebesar 0,038%, dengan asumsi variabel lain tetap. Pengalaman membantu petani dalam memahami kondisi lahan, pola musim, teknik budidaya, dan cara mengatasi masalah selama proses produksi. Hasil ini didukung oleh penelitian Bisma *et al.* (2026) yang menyatakan bahwa pengalaman bertani menjadi modal penting dalam meningkatkan keberhasilan usahatani.
 - e. Frekuensi Mengikuti Penyuluhan (X_4) memiliki koefisien regresi sebesar 0,213 dengan nilai signifikansi 0,000 ($<0,05$). Hasil tersebut menunjukkan bahwa frekuensi mengikuti penyuluhan berpengaruh nyata terhadap produktivitas lahan dengan arah hubungan positif. Nilai koefisien sebesar 0,213 mengindikasikan bahwa peningkatan frekuensi mengikuti penyuluhan sebesar 1% akan meningkatkan produktivitas lahan sebesar 0,213%, dengan asumsi variabel lain tetap. Penyuluhan memberikan tambahan pengetahuan, teknologi baru, serta informasi mengenai cara budidaya yang lebih efektif. Hal ini sejalan dengan penelitian Alyka (2026) yang menjelaskan bahwa penyuluhan pertanian berperan penting dalam meningkatkan produktivitas karena petani memperoleh informasi yang dapat langsung diterapkan di lapangan.
 - f. Tanggungan Keluarga (X_5) memiliki koefisien regresi sebesar -0,008 dengan nilai signifikansi 0,828 ($>0,05$). Hasil tersebut menunjukkan bahwa tanggungan keluarga memiliki hubungan negatif terhadap produktivitas lahan, namun tidak berpengaruh nyata secara statistik. Nilai koefisien sebesar -0,008 mengindikasikan bahwa peningkatan jumlah tanggungan keluarga sebesar 1% akan menurunkan produktivitas lahan sebesar 0,008%, dengan asumsi variabel lain tetap. Hasil ini sejalan dengan penelitian Wulandari dan Setiawan (2022) yang menyatakan bahwa jumlah tanggungan keluarga yang tinggi dapat menurunkan produktivitas usahatani karena pendapatan petani lebih banyak dialokasikan untuk kebutuhan konsumsi rumah tangga daripada untuk investasi dalam kegiatan produksi. Artinya semakin besar tanggungan keluarga, maka semakin besar pula tekanan ekonomi yang dapat memengaruhi produktivitas lahan pada sistem monokultur.
 - g. Mitigasi Risiko Gagal Panen (X_6) memiliki koefisien regresi sebesar 0,051 dengan nilai signifikansi 0,164 ($>0,05$). Hasil tersebut menunjukkan bahwa mitigasi risiko gagal panen memiliki hubungan positif terhadap produktivitas lahan, namun tidak berpengaruh nyata secara statistik. Nilai koefisien sebesar 0,051 mengindikasikan bahwa peningkatan upaya mitigasi risiko gagal panen sebesar 1% akan meningkatkan produktivitas lahan sebesar 0,051%, dengan asumsi variabel lain tetap. Penelitian oleh Pratama *et al.* (2023) juga menyatakan bahwa mitigasi risiko melalui pola tanam campuran mampu meningkatkan efisiensi pemanfaatan lahan serta mengurangi dampak kerugian akibat ketidakpastian iklim.
 - h. Modal (X_7) memiliki koefisien regresi sebesar 0,012 dengan nilai signifikansi 0,387 ($>0,05$). Hasil tersebut menunjukkan bahwa modal memiliki hubungan positif terhadap produktivitas lahan, namun tidak berpengaruh nyata secara statistik. Nilai koefisien sebesar 0,012 mengindikasikan bahwa peningkatan modal sebesar 1% akan meningkatkan produktivitas lahan sebesar 0,012%, dengan asumsi variabel lain tetap. Modal yang cukup memungkinkan petani membeli benih unggul, pupuk, pestisida, dan sarana produksi lainnya. Hasil ini didukung oleh Amelia dan Mustika (2026) yang menyatakan bahwa modal sangat berpengaruh terhadap hasil produksi karena mendukung kelancaran proses budidaya.
 - i. Kepemilikan Lahan (X_8) memiliki koefisien regresi sebesar -0,029 dengan nilai signifikansi 0,592 ($>0,05$). Hasil tersebut menunjukkan bahwa kepemilikan lahan memiliki hubungan

negatif terhadap produktivitas lahan, namun tidak berpengaruh nyata secara statistik. Nilai koefisien sebesar -0,029 mengindikasikan bahwa petani yang mengusahakan lahan milik sendiri cenderung memiliki produktivitas lahan 0,029% lebih rendah dibandingkan petani penyewa lahan, dengan asumsi variabel lain tetap. Hasil ini sejalan dengan penelitian Hakim dan Prasetyo (2024) yang menyatakan bahwa petani penyewa lahan sering kali memiliki tingkat intensitas pengelolaan yang lebih tinggi dibandingkan petani pemilik lahan karena adanya target untuk menutup biaya sewa dan memperoleh keuntungan. Oleh karena itu, lahan sewa tidak selalu menurunkan produktivitas, bahkan dalam beberapa kondisi dapat meningkatkan hasil apabila dikelola secara efisien dan intensif.

KESIMPULAN

1. Berdasarkan hasil uji beda menggunakan uji t independen, diperoleh nilai signifikansi sebesar $0,000 < 0,05$. Hasil tersebut menunjukkan adanya perbedaan signifikan antara produktivitas lahan sistem monokultur dan *multiple cropping*. Produktivitas lahan pada sistem *multiple cropping* terbukti lebih tinggi dibandingkan sistem monokultur secara statistik dengan rata-rata produktivitas lahan pada sistem monokultur sebesar 2,0481 ton/ha, sedangkan sistem *multiple cropping* sebesar 2,6969 ton/ha, sehingga terdapat selisih produktivitas sebesar 0,64879 ton/ha.
2. Pada sistem usahatani monokultur, secara simultan variabel independent berpengaruh terhadap produktivitas lahan namun pengaruhnya tidak signifikan secara statistik. Hal ini menunjukkan bahwa model yang digunakan belum mampu menjelaskan secara kuat faktor-faktor yang mempengaruhi produktivitas pada sistem monokultur. Namun secara parsial, variabel yang berpengaruh signifikan terhadap produktivitas lahan sistem usahatani Monokultur dengan taraf signifikansi 0.05 yaitu pendidikan, frekuensi mengikuti penyuluhan, sedangkan dengan taraf signifikansi 0.10 yaitu kepemilikan lahan. Pada sistem usahatani *multiple cropping*, secara simultan variabel independent berpengaruh signifikan terhadap produktivitas lahan dengan nilai signifikansi sebesar $0,000 < 0,05$. Hal ini menunjukkan bahwa model regresi yang digunakan mampu menjelaskan hubungan antara variabel independen dengan produktivitas lahan secara lebih baik. Secara parsial, variabel yang berpengaruh signifikan terhadap produktivitas lahan sistem usahatani *multiple cropping* dengan taraf signifikansi 0.05 yaitu Frekuensi Mengikuti Penyuluhan

DAFTAR PUSTAKA

- Adnyana, I. N. S., Darmawan, D. P., & Windia, I. W. (2020). *Agribusiness development model for strengthening the chili-tobacco intercropping farmer group*. International Journal of Agribusiness, 8(2), 115–123.
- Alyka, D. (2026). *Persepsi petani padi terhadap kinerja penyuluh pertanian dalam meningkatkan produktivitas padi di Kecamatan Gading Rejo*. [Skripsi Sarjana, Universitas Lampung].
- Amelia, S., & Mustika, C. (2026). Analisis pengaruh harga, luas lahan, jam kerja, dan modal terhadap pendapatan petani kelapa sawit di Kecamatan Mendahara Ulu. *Jurnal Riset Multidisiplin Indonesia*, 4(2), 112–121
- Badan Pusat Statistik Kabupaten Bondowoso. (2024). *Kabupaten Bondowoso Dalam Angka 2024*. Bondowoso: BPS.
- Bisma, A., Sirajuddin, Z., & Anisa, A. (2026). Diversifikasi Usahatani Petani Jagung Gorontalo dan Determinannya: Diversification of Gorontalo Corn Farmers' Farming and its Determinants. *Perbal: Jurnal Pertanian Berkelanjutan*, 14(1), 95–107.
- Efendy, E., & Aeko, F.U., (2025). *Analisis profitabilitas sistem usahatani tumpangsari tembakau dengan bawang merah di Kecamatan Jerowaru Kabupaten Lombok*. *Ganec Swara*, 19(2), 760–767.
- Firdaus, M., Sauqi, A., Widaninggar, N., & Supeni, N. (2024). *Determining factors for farmers' decision in crop selection (Case Study: Post-Harvest Tobacco Cropping Pattern and Red Chili)*. *WSEAS Journal on Business and Economics*, 21(1), 105–117.

- Gusti, I. M., Gayatri, S., & Prasetyo, A. S. (2021). *Pengaruh umur, tingkat pendidikan dan lama bertani terhadap pengetahuan petani mengenai manfaat dan cara penggunaan kartu tani di Kecamatan Parakan Kabupaten Temanggung*. Jurnal Litbang Provinsi Jawa Tengah, 19(2), 209–221.
- Hakim, A., & Prasetyo, D. (2024). Pengaruh status kepemilikan lahan terhadap produktivitas usahatani padi sawah. *Jurnal Sosial Ekonomi Pertanian*, 20(1), 55–64.
- Hardianti, D., Hafizah, D., & Putra, A. (2026). Analisis faktor produksi usaha tani padi sawah di Kota Padang. *Journal of Science Student Research*, 9(1), 406-414.
- Jerita, W. (2023). *Keuntungan finansial usahatani tumpangsari tembakau–cabai rawit di Desa Sukawati Kecamatan Sukawati Kabupaten Gianyar* [Skripsi Sarjana, Universitas Mahasaraswati Denpasar].
- Li, C., Stomph, T. J., Makowski, D., Li, H., Zhang, C., Zhang, F., & van der Werf, W. (2023). *The productive performance of intercropping*. Proceedings of the National Academy of Sciences, 120(2), e2201886120.
- Moreira, B., Gonçalves, A., Pinto, L., Prieto, M. A., Caroch, M., Caleja, C., & Barros, L. (2024). Intercropping systems: An opportunity for environment conservation within nut production. *Agriculture*, 14(7), 1149.
- Mutiara, V., Rochdiani, D., Pardian, P., & Wibawa, G. (2025). Analisis Faktor-Faktor yang mempengaruhi Produksi Usahatani Ubi Jalar di Desa Cikarawang Kecamatan Dramaga Kabupaten Bogor. *JIM: Jurnal Ilmu Multidisiplin*, 1(4), 16-32.
- Pratama, R., Lestari, D., & Hidayat, A. (2023). Strategi mitigasi risiko gagal panen melalui pola tanam campuran pada usahatani lahan kering. *Jurnal Agribisnis dan Pembangunan Pertanian*, 8(1), 44–53.
- Riptanti, E. W., Tammy, H. T., & Ani, S. W. (2026). Analisis faktor-faktor yang memengaruhi regenerasi petani padi di Kabupaten Serang. *Agrifo: Jurnal Agribisnis Universitas Malikussaleh*, 11(1), 33–44.
- Rondhi, M., & Adi, A. H. (2018). The effects of land ownership on production, labor allocation, and rice farming efficiency. *AGRARIS: Journal of Agribusiness and Rural Development Research*, 4(2), 101–110.
- Salahudin, S. (2018). *Analisis komparatif usahatani monokultur tembakau rakyat dan tumpangsari tembakau rakyat dengan cabai di Kecamatan Pringgabaya Kabupaten Lombok Timur*. *Agroteksos Journal*, 28(2), 1–11.
- Sari, N., & Nugroho, A. (2022). Analisis faktor sosial ekonomi terhadap produktivitas usahatani jagung di pedesaan. *Jurnal Ekonomi Pertanian dan Agribisnis*, 6(3), 210–219.
- Wahyudi, M. E., Afivah, L. L., Rahmadai, N. F., Sari, D. R. M., Iswardani, F. A., & Mahmudi, K. A. (2024). Analisis pengaruh cuaca terhadap kualitas berbagai jenis tembakau. *Jurnal Ilmiah Wahana Pendidikan*, 10(11), 448–453.
- Wulandari, D., & Setiawan, B. (2022). Pengaruh faktor sosial ekonomi terhadap produktivitas usahatani padi sawah di pedesaan. *Jurnal Ekonomi Pertanian dan Agribisnis*, 6(2), 145–154.