

BAB IV

HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1 Gambaran Umum Lokasi

4.1.1 Keadaan Geografis

Kabupaten Blitar terletak di Jawa Timur dan terletak di antara 111° 25' dan 112° 20' Bujur Timur dan 7° 57' dan 8° 9'51 Lintang Selatan. Ibu kota Provinsi Jawa Timur, Surabaya, terletak sekitar 160 kilometer barat daya Kabupaten Blitar. Kabupaten ini memiliki ketinggian rata-rata sekitar 167 meter di atas permukaan laut. Batas timur berbatasan dengan Kabupaten Malang, batas utara dengan Kabupaten Kediri dan Malang, batas selatan dengan Samudra Hindia, dan batas barat dengan Kabupaten Tulungagung dan Kediri. Terletak di bagian selatan Kabupaten Blitar, Kecamatan Kademangan merupakan salah satu dari 22 kecamatan yang membentuk total luas kabupaten sebesar 1.588,79 km². Kecamatan Kademangan terletak di sebelah selatan Sungai Brantas yang secara geografis membelah Kabupaten Blitar menjadi dua bagian. Kecamatan Kademangan memiliki luas sekitar 105,11 km² dan terdiri dari 15 desa. Desa Panggungduwet merupakan desa terjauh dari Kantor Kabupaten Blitar dengan jarak 30km, dan merupakan desa yang berbatasan langsung dengan Kecamatan Pucanglaban, Kabupaten Tulungagung. Adapun batas wilayah Kecamatan Kademangan adalah sebagai berikut:

Bagian Timur : Kecamatan Sutojayan

Bagian Barat : Kabupaten Tulungagung

Bagian Utara : Kecamatan Sanankulon, Kecamatan Kanigoro

Bagian Selatan : Kecamatan Bakung

Dilihat dari letak geografisnya, Desa Panggungduwet terletak pada lereng *slopes* atau memiliki topografi miring dan dataran tinggi. Jenis tanah di Desa Panggungduwet terdiri dari jenis tanah litosol dan mediteran merah kuning. Dilihat dari jenis tanah yang ada, Desa Panggungduwet cocok untuk dikembangkan sebagai daerah pertanian. Tanah pertanian desa ini terdiri dari lahan tegal 518 Ha dan hutan rakyat 43 Ha. Lahan tegal disini dimanfaatkan sebagai sawah padi gogo dan tanaman pangan lainnya serta tanaman hortikultura.

terbatas. Secara keseluruhan, Kademangan adalah masyarakat agraris, namun mulai ada pergeseran menuju sektor lain.

Desa Panggunduwet memiliki kelembagaan pertanian yang mendukung kepentingan masyarakat. Kelembagaan pertanian merupakan lembaga yang dibentuk untuk memperjuangkan dan memperkuat kepentingan petani. Kelembagaan pertanian di Desa Panggunduwet terbagi menjadi 13 Kelompok Tani (Poktan) dan 1 Gabungan Kelompok Tani (Gapoktan). Berikut ini data kelompok tani dan gabungan kelompok tani di Desa Panggunduwet:

Tabel 4.2. Data Kelompok Tani di Desa Panggunduwet

No	Nama Gapoktan	Nama Poktan	Jumlah Anggota	Luas Lahan (Ha)
1.	Sido Rukun	Ngudi Mulyo	108	73
2.	Sido Rukun	Agro barokah	62	28
3.	Sido Rukun	Jaya Makmur	62	58
4.	Sido Rukun	Berkah Jaya	53	46
5.	Sido Rukun	Tani Mulyo Barokah	112	64
6.	Sido Rukun	Loh Jinawi	37	17
7.	Sido Rukun	Makmur Sejahtera	49	15
8.	Sido Rukun	Harapan Tani	35	30
9.	Sido Rukun	Tani Rukun	56	26
10.	Sido Rukun	Sumber Makmur	84	36
11.	Sido Rukun	Maju Sejahtera	39	17
12.	Sido Rukun	Mandiri Sejahtera	43	24
13.	Sido Rukun	Makaryo Tani	55	26
Total			795	460

Sumber : Data Primer, 2025

Berdasarkan data kelompok tani yang ada di Desa Panggunduwet berjumlah 13 kelompok tani dengan anggota sebanyak 795 orang, maka dalam penelitian ini untuk respondennya merupakan yang tergabung dalam kelompok tani yang memiliki lahan garapan berupa lahan sewa dan memiliki SPPT PBT (Surat Pemberitahuan Pajak Terutang Pajak Bumi dan Bangunan. Oleh karena itu, jumlah responden sebanyak 39 orang dapat mewakili 795 orang petani yang ada di Desa Panggunduwet.

4.2 Analisis Deskripsi Karakteristik Responden

Tahap awal pengolahan data dilakukan melalui analisis deskripsi untuk melihat gambaran umum responden. Pada penelitian ini, analisis tersebut digunakan untuk membedah karakteristik petani di Desa Panggunduwet berdasarkan usia, jenis kelamin, latar belakang pendidikan, dan jumlah

tanggungan. Profiling ini bertujuan agar penyimpulan karakter responden menjadi lebih mudah dan sistematis.

4.2.1 Usia Petani

Kapasitas kerja seseorang sangat terpengaruhi oleh aspek usia, yang juga turut mengintervensi proses pengambilan keputusan. Dalam sektor pertanian, umur kerap menjadi salah satu indikator keberhasilan usaha tani. Petani yang berada pada kelompok usia produktif umumnya mampu menunjukkan performa kerja yang lebih optimal dibandingkan mereka yang telah memasuki usia non-produktif. Distribusi persentase responden sebagaimana dari kelompok usia tersebut disajikan secara rinci pada tabel berikut:

Tabel 1.3. Karakteristik Responden Berdasarkan Umur

Kriteria Umur (tahun)	Jumlah	Presentase
30 – 39	5	12,8%
40 – 49	8	20,5%
50 – 59	7	18%
60 – 69	16	41%
70 – 80	3	7,7%
Total	39	100%

Sumber: Data Primer, 2025

Data pada tabel di atas mengindikasikan bahwa mayoritas petani berada pada rentang usia 60 – 69 tahun dengan proporsi mencapai 41%. Sementara itu, kelompok usia 40 – 49 tahun pada posisi kedua terbanyak mencakup 20,5%, urutan ketiga kelompok usia 50 – 59 tahun dengan presentase 18% dan kelompok usia 30 – 39 tahun yang dikatakan generasi milenial tergolong sedikit dengan presentase 12,8%, sisanya sebesar 7,7% merupakan petani dengan usia 70 – 80 tahun. Secara keseluruhan, rata-rata usia petani di Desa Panggunduwet berada pada kisaran 50–59 tahun, yang mengindikasikan bahwa tenaga kerja pertanian di wilayah tersebut masih tergolong dalam kategori usia produktif.

Berdasarkan Gusti (2021), rentang usia 15–64 tahun dikategorikan sebagai usia produktif karena pada fase tersebut individu memiliki kemampuan fisik dan potensi ekonomi untuk melakukan aktivitas kerja serta menghasilkan barang maupun jasa. Dalam sektor pertanian, keberadaan petani pada usia produktif memiliki peranan penting karena berkaitan dengan kemampuan menjalankan aktivitas budidaya secara efektif. Namun, petani yang telah berusia lebih lanjut

tetap memiliki nilai tambah berupa pengalaman praktis yang diperoleh dari proses panjang dalam mengelola usaha tani, sehingga lebih mampu membaca kondisi dan permasalahan di lapangan. Pengalaman tersebut menjadi salah satu faktor yang mendukung keberhasilan kegiatan pertanian secara menyeluruh. Petani dengan jam terbang tinggi serta didukung ketersediaan sarana produksi yang memadai cenderung memiliki kemampuan produksi yang lebih baik dibandingkan petani yang masih berada pada tahap awal pengembangan usaha tani (Fangohoi, 2023).

4.2.2 Jenis Kelamin

Karakteristik partisipan kajian ini diklasifikasikan berdasarkan kategori jenis kelamin, sebagaimana ditampilkan secara rinci pada tabel berikut:

Tabel 4.4. Karakteristik Responden Berdasarkan Jenis Kelamin

Jenis Kelamin	Jumlah	Presentase
Laki-laki	29	74,4%
Perempuan	10	25,6%
Total	39	100%

Sumber: Data Primer, 2025

Merujuk pada data olahan di atas, tercatat sebanyak 29 responden dalam kajian ini berjenis kelamin laki-laki, selebihnya berjenis kelamin perempuan. Dominasi kaum pria ini dilatarbelakangi oleh peran mereka sebagai kepala keluarga atau pencari nafkah utama yang mengandalkan budidaya padi untuk mencukupi kebutuhan ekonomi.

4.2.3 Tingkat Pendidikan

Kualitas sumber daya manusia (SDM) menjadikan aspek penentu utama dalam keberhasilan pembangunan, di mana tingkat pendidikan masyarakat bertindak sebagai indikator utamanya. Sebagai upaya mendongkrak mutu SDM, akses pendidikan harus dibuka selebar-lebarnya bagi penduduk, yang dibarengi dengan peningkatan kualitas serta kuantitas sarana penunjangnya. Bagi petani, jenjang pendidikan sangat memengaruhi pola pikir dalam mengambil keputusan dan kemampuan menyerap inovasi atau ilmu pengetahuan baru. Gambaran mengenai tingkat pendidikan responden di Desa Panggunduwet disajikan secara mendetail pada tabel berikut:

Tabel 4.5. Karakteristik Responden Berdasarkan Tingkat Pendidikan

Kriteria	Jumlah	Presentase
SD	17	43,6%
SMP	8	20,5%
SMA/SMK	12	30,8%
S1	2	5,1%
Total	39	100%

Sumber: Data Primer, 2025

Kebijakan wajib belajar 9 tahun yang ditetapkan pemerintah tampaknya belum terpenuhi oleh sebagian besar petani jagung di Desa Panggungduwet. Hal ini tecermin dari data di atas yang menunjukkan dominasi lulusan tingkat SD 43,6%, SMA/SMK 30,8%, sementara lulusan SMP hanya sebesar 20,5%, namun ada juga yang berpendidikan tinggi sebanyak 5,1%. Dengan rata-rata pendidikan yang berada pada jenjang dasar (SD dan SMP), kualitas formal para petani di wilayah tersebut masih dikategorikan cukup rendah.

4.2.4 Jumlah Tanggungan Keluarga

Jumlah keluarga yang ditanggung menjadi salah satu aspek penting yang memengaruhi tingkat pengeluaran dalam rumah tangga. Bertambahnya jumlah tanggungan secara langsung dapat meningkatkan kebutuhan biaya, sehingga berdampak pada semakin besar beban ekonomi yang harus dipenuhi. Karakteristik responden berdasarkan jumlah tanggungan keluarga ditampilkan secara rinci pada tabel berikut:

Tabel 4.6. Karakteristik Berdasarkan Jumlah Tanggungan Keluarga

Kriteria	Jumlah	Presentase
1 orang	5	12,8%
2 orang	12	30,8%
3 orang	11	28,2%
4 orang	11	28,2%
Total	39	100%

Sumber: Data Primer, 2025

Sebagaimana dari tabel di atas, distribusi responden berdasarkan jumlah tanggungan didominasi oleh keluarga dengan 2 jiwa, yaitu sebanyak 12 responden (30,8%). Selanjutnya, tanggungan berjumlah 3 dan 4 orang mencakup 11 responden (28,2%), sedangkan keluarga dengan 1 tanggungan merupakan kelompok terkecil dengan jumlah 5 orang (12,8%). Data ini mengindikasikan bahwa rata-rata tanggungan keluarga petani di wilayah tersebut berada pada angka 3-4 jiwa. Fenomena ini erat kaitannya dengan tingkat kelahiran di lingkungan

petani yang berimplikasi pada membengkaknya alokasi biaya hidup, sebab penambahan jumlah anggota keluarga secara langsung akan meningkatkan total pengeluaran rumah tangga.

4.3 Analisis Deskripsi Karakteristik Variabel Penelitian

Penelitian ini menerapkan analisis deskriptif variabel untuk mengidentifikasi berbagai aspek yang memengaruhi tingkatan pendapatan petani di Desa Panggungduwet, Kecamatan Kademangan, Kabupaten Blitar. Faktor-faktor penentu tersebut meliputi harga jual, biaya produksi, luas lahan dan jumlah produksi. Rincian mengenai deskripsi dari setiap variabel penelitian tersebut dipaparkan sebagai berikut:

4.3.1 Harga Jual

Harga jual merupakan nominal moneter yang disematkan pada suatu barang atau jasa yang dipasarkan kepada konsumen. Angka ini menjadi representasi dari nilai ekonomis komoditas tersebut sekaligus menjadi instrumen krusial yang memengaruhi keputusan konsumen dalam membeli. Dalam perspektif ekonomi, hubungan antara harga, nilai, dan utilitas menjadi unsur fundamental yang saling berhubungan dalam menentukan karakteristik suatu barang. Utilitas menggambarkan kemampuan suatu produk dalam memenuhi kebutuhan konsumen, sementara nilai menunjukkan ukuran kemampuan barang tersebut dalam memperoleh pertukaran dengan barang lain (Riadi, 2021). Harga pada dasarnya merupakan representasi nilai suatu komoditas atau layanan yang dinyatakan melalui satuan uang sebagai alat transaksi yang berlaku. Selanjutnya, distribusi responden berdasarkan kategori harga jual jagung pada tingkat petani dapat dilihat pada tabel berikut:

Tabel 4.7. Deskripsi Harga Jual Jagung Responden

Kriteria	Jumlah	Presentase
5.000 – 5.500	5	12,8%
5.501 – 6.000	20	51,3%
6.001 – 6.500	13	33,3%
6.501 – 7.000	1	2,6%
Total	39	100%

Sumber: Data Primer, 2025

Data pada tabel di atas memperlihatkan variasi harga jual jagung di tingkat responden. Terdapat petani sebanyak 20 orang (51,3%) yang menjual diangka Rp 5.501 – Rp 6.000, 13 orang (33,3%) direntang Rp 6.001 – Rp 6.500, 5 orang (12,8%) pada kisaran Rp5.000– Rp5.500 dan 1 orang (2,6%) direntang Rp6.501 – Rp7.000. Dari sebaran tersebut, dapat disimpulkan bahwa rata-rata harga jual jagung di Desa Panggungduwet berada pada rentang Rp 5.501 – Rp 6.000 per kilogram. Fluktuasi harga antar petani ini dipicu oleh banyaknya tengkulak atau pengepul jagung yang mengajukan penawaran berbeda di lapangan. Di samping itu, tingginya harga jual jagung juga dipengaruhi oleh beberapa petani menjual langsung ke kandang peternak.

4.3.2 Biaya Produksi

Biaya produksi pada dasarnya mencakup segala bentuk pengorbanan sumber daya ekonomi demi mengubah input mentah menjadi komoditas siap jual. Konsep akuntansi dan ekonomi mendefinisikan hal ini sebagai total akumulasi dana yang dihabiskan selama fase manufaktur atau pengolahan, sampai produk akhir tersebut siap memasuki pasar. Keberhasilan finansial dari usaha tani komoditas jagung sangat dipengaruhi oleh kalkulasi modal operasional yang dihabiskan selama masa tanam. Seluruh biaya input produksi—mulai dari pengadaan sarana produksi pertanian (saprodi) seperti bibit unggul dan bahan kimia, hingga biaya tenaga kerja untuk pemeliharaan—merupakan bentuk konversi materi yang menentukan efisiensi usaha. Dalam analisis ekonomi pertanian, minimalisasi pengeluaran modal tanpa mengurangi kualitas perawatan tanaman menjadi strategi utama untuk menekan harga pokok penjualan, sehingga petani mampu mempertahankan daya saing komoditasnya di tingkat pasar. Berikut ini distribusi responden berdasarkan modal kerja yang digunakan pada budidaya jagung di Desa Panggungduwet:

Tabel 4.8. Deskripsi Modal Kerja Responden

Kriteria	Jumlah	Presentase
2.000.000 - 4.000.000	25	64,1%
4.000.001 - 6.000.000	6	15,4%
6.000.001 - 8.000.0000	8	20,5%
Total	39	100%

Sumber: Data Primer, 2025

Data pada tabel di atas memperlihatkan adanya variasi yang cukup signifikan pada aspek modal kerja yang dialokasikan oleh setiap responden. Dalam konteks penelitian ini, rincian mengenai sebaran modal kerja tersebut meliputi 2.000.000 – 4.000.000 sebanyak 25 orang dengan persentase 64,1%, modal kerja 4.000.001 – 6.000.000 sebanyak 6 orang dengan persentase 15,4%, modal kerja 6.000.001 – 8.000.000 sebanyak 8 orang dengan persentase 20,5%. Heterogenitas nilai modal kerja ini terjadi karena penyesuaian terhadap kapasitas kebutuhan riil dari tiap individu petani. Beberapa faktor krusial yang menstimulasi adanya kesenjangan finansial tersebut meliputi skala luasan lahan yang dikelola, volume pengaplikasian pupuk di lapangan, serta kompleksitas modernisasi teknologi pertanian yang diterapkan.

4.3.3 Luas Lahan

Menurut Andilan (2021) lahan merupakan tempat dihasilkannya produk - produk pertanian. Sektor agraria mengartikan lahan sebagai media tanam utama yang dikelola untuk menghasilkan komoditas pertanian bernilai ekonomis tinggi bagi pelakunya. Dimensi spasial atau totalitas area yang dimanfaatkan dalam proses budidaya ini memiliki korelasi linier terhadap kapasitas volume produksi. Dengan kata lain, skala luasan zona tanam tersebut bertindak sebagai determinan penting yang mengendalikan besar kecilnya kuantitas hasil panen yang akan diperoleh petani. Berikut ini distribusi responden berdasarkan luas lahan yang dimiliki petani jagung di Desa Panggungduwet:

Tabel 4.9. Deskripsi Luas Lahan Responden

Kriteria (m ²)	Jumlah	Presentase
1 - 1.500	2	5,1%
1.501 - 3.000	29	74,4%
3.001 – 4.500	8	20,5%
Total	39	100%

Sumber: Data Primer, 2025

Data sebaran area tanam pada tabel di atas memperlihatkan bahwa mayoritas petani jagung di Desa Panggungduwet mengelola lahan pada rentang 3.001 – 4.500m² yaitu sebanyak 8 responden (20,5%). Terdapat 29 petani yang memiliki lahan berkisar 1.501 - 3.000m² sebanyak 74,4%. Sementara itu, kelompok dengan kepemilikan lahan terkecil, yaitu 1 - 1.500m² hanya berjumlah 2 orang (5,1%). Angka-angka tersebut mengindikasikan bahwa profil usahatani

padi di wilayah ini secara umum didominasi oleh kepemilikan lahan dengan skala rata-rata antara 1.501 m² hingga 3.000 m².

4.3.4 Jumlah Produksi

Menurut Assauri dalam, Syahidin (2021) menjelaskan deskripsi produksi merupakan kegiatan pada menciptakan serta menambah nilai kegunaan suatu barang atau jasa. Kapasitas produksi dalam sektor agronomi diukur berdasarkan kuantitas output yang dikumpulkan setelah seluruh rangkaian siklus tanam berakhir. Komoditas yang dipetik saat masa panen ini sangat bervariasi, meliputi jenis sereal, hortikultura buah dan sayur, tanaman umbi, maupun bagian vegetatif lainnya yang memiliki nilai jual di pasar. Berikut ini distribusi responden berdasarkan jumlah produksi di Desa Panggungduwet:

Tabel 4.10. Deskripsi Jumlah Produksi Jagung Responden

Kriteria (kg)	Jumlah	Presentase
1.000 – 1.500	21	53,9%
1.501 - 2.000	11	28,2%
2.001 – 2.500	5	12,8%
2.501 – 3.000	2	5,1%
Total	39	100%

Sumber: Data Primer, 2025

Data yang disajikan pada tabel di atas mengindikasikan adanya variasi pada volume output panen yang diperoleh oleh tiap-tiap responden. Angka tersebut mengindikasikan bahwa volume panen rata-rata yang diperoleh petani padi di Desa Panggungduwet, Kecamatan Kademangan, Kabupaten Blitar berada pada rentang 1.000 – 1.500 kg atau setara dengan 1 – 1,5 ton. Munculnya kesenjangan hasil bumi di antara para responden ini dipicu oleh ketimpangan dimensi luas lahan yang dikelola. Di samping itu, tingkat intensitas serangan organisme pengganggu tumbuhan (OPT) seperti hama dan penyakit tanaman turut andil dalam menciptakan fluktuasi kuantitas produksi tersebut.

4.4 Hasil Analisis Data

4.4.1 Uji Kualitas Data

1. Uji Validitas

Evaluasi validitas data dalam studi ini dilakukan secara digital memanfaatkan program SPSS melalui metode *Pearson Product Moment*. Pendekatan ini mengorelasikan skor tiap indikator pernyataan dengan skor total

dari variabel terkait. Nilai korelasi yang dihasilkan (r hitung) kemudian dikonfrontasikan dengan perolehan r_{tabel} . Kriteria r_{tabel} ditentukan lewat rumus derajat bebas $df = n - 2$. Mengingat ukuran sampel (n) melibatkan 39 responden, nilai df yang digunakan adalah 37. Berdasarkan tabel distribusi dengan batas signifikansi $\alpha = 0,05$, didapati perolehan r_{tabel} absolut sebesar 0,312.

Adapun dasar yang diterapkan pada pengambilan keputusan uji validitas ini dijabarkan seperti berikut:

- Apabila perolehan $r_{\text{hitung}} > r_{\text{tabel}}$ (0,312), maka butir pernyataan kuesioner dinyatakan valid.
- Apabila perolehan $r_{\text{hitung}} < r_{\text{tabel}}$ (0,312), maka butir pernyataan kuesioner dinyatakan tidak valid.

Tabel 4.11. Uji Validitas menggunakan r hitung

No	Variabel	r Hitung	r Tabel	Keterangan
1	Harga Jual (X1)	0,384	0,316	Valid
2	Biaya Produksi (X2)	0,751	0,316	Valid
3	Luas Lahan (X3)	0,808	0,316	Valid
4	Jumlah Produksi (X4)	1,000	0,316	Valid

Sumber: Data Primer, 2026

Sebagaimana dari rangkuman data pada tersebut, pengujian validitas menggunakan SPSS menunjukkan seluruh variabel penelitian terbukti valid. Hal ini ditunjukkan oleh capaian koefisien korelasi (r hitung) pada variabel Harga Jual (0,384), Biaya Produksi (0,751), Luas Lahan (0,808), dan Jumlah Produksi (1,000) yang semuanya berada di atas ambang batas r tabel (0,316) pada taraf signifikansi 5%. Karena seluruh nilai tersebut melampaui nilai kritis tabel, maka instrumen pengukuran dinilai sahih dan relevan. Dengan begitu, data ini secara metodologis telah memenuhi syarat untuk digunakan sebagai alat analisis yang akurat dalam mengevaluasi hubungan antar variabel yang diteliti.

2. Uji Reliabilitas

Tujuan dari analisis reliabilitas ini ialah guna menilai sejauh mana tingkat keajekan dan stabilitas kuesioner ketika digunakan secara berulang pada kelompok responden yang sama di waktu yang berbeda. Proses pengujian reliabilitas instrumen ini memanfaatkan formulasi koefisien Cronbach's Alpha yang diproses digital melalui program SPSS. Kriteria kelayakan dalam pengujian ini menetapkan bahwa suatu variabel dinilai andal (reliable) apabila nilai indeks

Cronbach's Alpha terbukti lebih besar dari angka minimum 0,60. Untuk mengklasifikasikan derajat keandalan tersebut, digunakan acuan dasar seperti berikut:

- Apabila perolehan Cronbach's Alpha $> 0,60$, maka seluruh butir instrument dinyatakan reliabel.
- Apabila perolehan Cronbach's Alpha $< 0,60$, maka seluruh butir instrument dinyatakan tidak reliabel.

Tabel 4.12. Hasil Uji Reliabilitas

Reliability Statistics	
Cronbach's	
Alpha	N of Items
.847	5

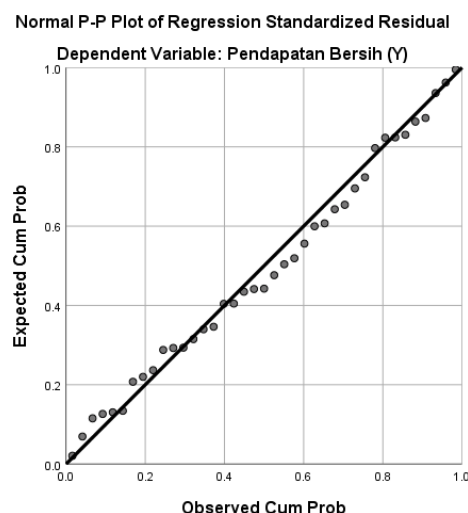
Sumber: Output SPSS, 2026

4.4.2 Uji Asumsi Klasik

1. Uji Normalitas Data

Dalam pengujian model regresi, uji normalitas memegang peranan krusial untuk memverifikasi bahwa nilai kesalahan pengganggu atau residual berdistribusi secara normal. Karakteristik residual yang memenuhi asumsi normalitas ini bertindak sebagai parameter utama yang menunjukkan kelayakan dan kualitas model statistik yang diadopsi. Pengondisian data yang berdistribusi normal secara empiris mampu mengoptimalkan derajat keabsahan hasil estimasi, sehingga inferensi atau kesimpulan ilmiah yang dirumuskan menjadi lebih akurat dan reliabel.

Pengujian normalitas dalam penelitian ini diorientasikan untuk memverifikasi karakteristik sebaran data pada variabel bebas (independen) maupun variabel terikat (dependen) di dalam kerangka estimasi regresi. Instrumen evaluasi yang diaplikasikan adalah diagram *Normal Probability Plot*. Melalui pendekatan visual ini, sifat distribusi nilai galat dikaji dengan mengamati pola sebaran titik data terhadap garis pemandu. Sebuah model linier dikategorikan representatif apabila titik-titik data tersebut berakumulasi rapat dan konsisten mengikuti arah garis diagonal, yang sekaligus mengonfirmasi bahwa nilai residual menyebar secara normal. Adapun output dari pengujian tersebut dipaparkan pada gambar berikut:



Gambar 4. 1 Hasil Uji Normalitas

Sebagaimana dari perolehan pengamatan pada grafik Normal P-P Plot, titik observasi terlihat membentuk pola penyebaran yang mendekati serta mengikuti garis diagonal. Kondisi tersebut mengindikasikan bahwasanya residual pada model regresi telah memenuhi kriteria asumsi normalitas. Sebagai verifikasi terhadap hasil analisis grafis, pengujian dilanjutkan melalui metode One-Sample Kolmogorov-Smirnov dengan bantuan aplikasi SPSS. Mengacu pada Ghozali (2018), “data dapat dinyatakan berdistribusi normal apabila nilai signifikansi yang diperoleh lebih besar dari 0,05.” Hasil pengujian tersebut selanjutnya disajikan secara ringkas dalam tabel berikut.

Tabel 4.13. Hasil Uji Spaviro Wilk
One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Unstandardized Residual
N		39
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	.0000000
	Std. Deviation	146435.99893509
Most Extreme Differences	Absolute	.074
	Positive	.074
	Negative	-.051
Test Statistic		.074
Asymp. Sig. (2-tailed)		.200 ^{c,d}

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

c. Lilliefors Significance Correction.

d. This is a lower bound of the true significance.

Sumber: Data Primer Output SPSS, 2026

Sebagaimana dari hasil pengujian statistik non-parametrik Kolmogorov-Smirnov (K-S), diperoleh perolehan Sig. 0,200. Perolehan tersebut berada di atas batas Sig. 0,05, sehingga data penelitian dinyatakan memenuhi asumsi normalitas atau memiliki distribusi data yang normal.

2. Uji Multikolinieritas

Uji multikolinearitas dijalankan sebagai tahapan evaluasi dalam analisis regresi untuk mengidentifikasi kemungkinan adanya keterkaitan yang kuat antarvariabel independen dalam model penelitian. Pengujian ini bertujuan memastikan bahwa setiap variabel bebas memiliki karakteristik informasi yang berbeda, sehingga tidak terjadi dominasi hubungan antarvariabel yang dapat mengganggu kestabilan model serta menghambat interpretasi dampak setiap variabel pada variabel terikat.

Identifikasi keberadaan multikolinearitas dapat dilakukan melalui pengamatan terhadap nilai Variance Inflation Factor (VIF) serta Tolerance. Suatu model regresi dinyatakan tidak mengalami masalah multikolinearitas apabila memiliki nilai $VIF < 10,00$ serta $Tolerance > 0,10$ (Ghozali, 2018). Adapun perolehan pengujian multikolinearitas pada kajian ini disajikan sebagai berikut.

Tabel 4.14. Hasil Uji Multikolinieritas

Model	Coefficients ^a						
	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1 (Constant)	-9154620.170	450488.735		-20.322	.000		
Harga Jual Jagung (X1)	1523.224	76.583	.346	19.890	.000	.951	1.052
Biaya Produksi (X2)	-1.160	.109	-1.409	-10.637	.000	.016	60.887
Luas Lahan (X3)	262.667	351.973	.172	.746	.461	.005	184.405
Jumlah produksi (X4)	5975.328	405.269	2.060	14.744	.000	.015	67.738

a. Dependent Variable: Pendapatan Bersih (Y)

Sumber: Data Primer Output SPSS, 2026

Sebagaimana tabel diatas, hasil uji multikolinearitas mengindikasikan bahwasanya variabel biaya produksi, luas lahan, serta jumlah produksi memiliki nilai VIF di atas 10 serta perolehan tolerance $< 0,10$, sehingga secara statistik mengindikasikan adanya multikolinearitas. Namun demikian, kondisi tersebut dapat dipahami karena variabel-variabel tersebut secara konseptual dan empiris memang saling berkaitan dalam kegiatan usaha tani jagung. Luas lahan memengaruhi jumlah produksi, sedangkan peningkatan luas lahan dan jumlah produksi umumnya diikuti oleh peningkatan biaya produksi. Oleh karena itu, hubungan yang kuat antar variabel bebas merupakan karakteristik data yang sulit dihindari. Mengingat kajian ini bermaksud guna pembelajaran serta interpretasi korelasi antar variabel, gejala multikolinearitas tersebut tetap dilaporkan sebagai keterbatasan penelitian dan tidak menjadi alasan untuk mengeluarkan variabel-variabel yang secara teoritis penting dari model regresi.

3. Uji Heterokedastisitas

Pengujian heteroskedastisitas dijalankan guna mengidentifikasi apakah terdapat perbedaan varians residual dalam model regresi yang digunakan. Pada penelitian ini, identifikasi gejala heteroskedastisitas dijalankan melalui uji Glejser. Dasar pengambilan keputusan mengacu pada nilai signifikansi variabel independen, di mana apabila seluruh variabel memiliki perolehan *Sig.* $> 0,05$, maka model dinyatakan tidak mengalami heteroskedastisitas (Siregar, 2016). Adapun hasil pengujian heteroskedastisitas menggunakan uji Spearman Rho disajikan sebagai berikut.

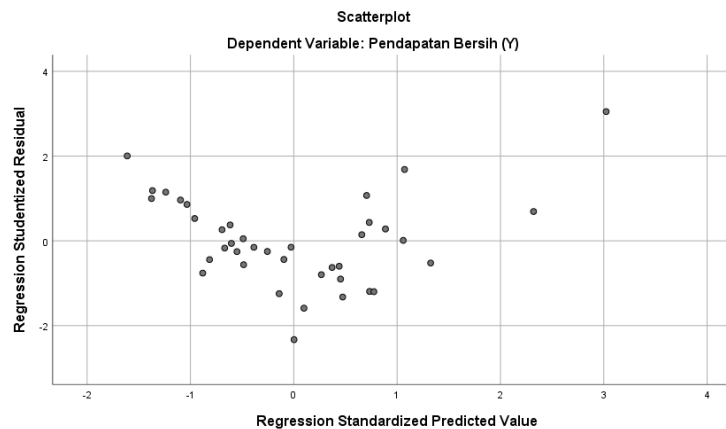
Tabel 4.15. Hasil Uji Heterokedastisitas

Coefficients ^a						
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	504318.101	233068.003		2.164	.038
	Harga Jual Jagung (X1)	-79.238	39.622	-.295	-2.000	.054
	Biaya Produksi (X2)	.005	.056	.105	.094	.926
	Luas Lahan (X3)	75.108	182.099	.806	.412	.683
	Jumlah produksi (X4)	-85.322	209.673	-.482	-.407	.687

a. Dependent Variable: abs

Sumber: Data Primer Output SPSS, 2026

Perolehan pengujian heteroskedastisitas pada tabel tersebut mengindikasikan bahwasanya mayoritas variabel independen memperoleh nilai $Sig. > 0,05$. Temuan ini mengindikasikan bahwasanya tidak terdapat gejala heteroskedastisitas antara variabel independen dan variabel Y, sehingga model regresi yang diterapkan sudah mencukupi asumsi homoskedastisitas.



Gambar 4. 2 Hasil Uji Heteroskedastisitas

Pola sebaran titik pada grafik terlihat acak dan berada di sekitar nilai 0, sehingga dapat menyimpulkan bahwasanya model tidak adanya gejala heteroskedastisitas atau memiliki kondisi varians residual yang konstan (homoskedastisitas).

4.4.3 Uji Regresi Linier Berganda

Sebagaimana data penelitian yang telah dihimpun dan diproses menerapkan metode regresi linear berganda dengan bantuan aplikasi SPSS, didapati perolehan pengujian analisis seperti berikut:

Tabel 4.16. Hasil Uji Regresi Linier Berganda

Coefficients ^a							
Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.		Collinearity Statistics
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1 (Constant)	-9154620.170	450488.735		-20.322	.000		
Harga Jual Jagung (X1)	1523.224	76.583	.346	19.890	.000	.951	1.052
Biaya Produksi (X2)	-1.160	.109	-1.409	-10.637	.000	.016	60.887
Luas Lahan (X3)	262.667	351.973	.172	.746	.461	.005	184.405
Jumlah produksi (X4)	5975.328	405.269	2.060	14.744	.000	.015	67.738

a. Dependent Variable: Pendapatan Bersih (Y)

Sumber: Data Primer Output SPSS, 2026

Sebagaimana perolehan uji diatas maka dapat dibentuk persamaan regresi seperti berikut:

$$Y = a + b_1X_1 + b_2X_2 + b_3X_3 + b_4X_4 + e$$

$$Y = -9154620.170 + 1523.224 (X_1) - 1.160 (X_2) + 262.667 (X_3) + 5975.328 (X_4) + e$$

Sebagaimana persamaan regresi ini dapat diuraikan seperti berikut:

1. Hipotesis 1: Pengaruh Harga Jual Jagung (X_1) terhadap Pendapatan Bersih (Y)

Nilai konstanta sebesar -9.154.620,170 menunjukkan bahwa apabila seluruh variable independent, yakni harga jual jagung (X_1), biaya produksi (X_2), luas lahan (X_3), serta hasil panen (X_4), dianggap bernilai nol, maka nilai pendapatan bersih (Y) adalah sebesar -9.154.620,170. Koefisien regresi variabel harga jual jagung (X_1) sebesar 1.523,224 dengan nilai t hitung sebesar 19,890 serta perolehan Sig. 0,000 ($< 0,05$). Perolehan koefisien yang positif mengindikasikan bahwasanya setiap kenaikan satu satuan pada harga jual jagung (X_1) akan meningkatkan pendapatan bersih (Y) sejumlah 1.523,224 satuan, dengan asumsi variabel lain tetap atau konstan.

Karena perolehan Sig. $< 0,05$, maka dampak tersebut signifikan secara statistik. Artinya, secara parsial harga jual jagung berdampak positif serta signifikan pada pendapatan bersih. Hal ini, hipotesis yang menyatakan bahwasanya harga jual jagung berdampak pada pendapatan bersih diterima.

2. Hipotesis 2: Pengaruh Biaya Produksi (X_2) terhadap Pendapatan Bersih (Y)

Koefisien regresi pada variabel biaya produksi (X_2) mengindikasikan perolehan sebesar -1,160 dengan perolehan t_{hitung} -10,637 serta tingkat Sig. 0,000 ($< 0,05$). Koefisien bernilai negatif mengindikasikan bahwasanya peningkatan biaya produksi sebesar satu satuan akan menyebabkan penurunan pendapatan bersih (Y) sebesar 1,160 satuan, dengan asumsi variabel independen lainnya berada pada kondisi tetap.

Perolehan Sig. $< 0,05$ mengindikasikan bahwasanya dampak tersebut terbukti signifikan secara statistik. Dengan demikian, secara parsial biaya produksi mempunyai dampak negatif serta signifikan pada pendapatan bersih. Hasil ini mendukung penerimaan hipotesis yang menyatakan bahwasanya biaya produksi berdampak pada pendapatan bersih.

3. Hipotesis 3: Pengaruh Luas Lahan (X3) terhadap Pendapatan Bersih (Y)

Koefisien regresi pada variabel luas lahan (X3) menunjukkan nilai sebesar 262,667, dengan hasil uji t memperoleh perolehan t_{hitung} 0,746 serta tingkat Sig. sebesar 0,461 ($> 0,05$). Koefisien bernilai positif mengindikasikan bahwasanya peningkatan luas lahan sebesar satu satuan secara teoritis dapat mendorong kenaikan pendapatan bersih sebesar 262,667 satuan, dengan asumsi faktor lain dalam model tidak mengalami perubahan.

Akan tetapi, perolehan sig. $> 0,05$ mengindikasikan bahwasanya hubungan tersebut belum memiliki kekuatan statistik yang memadai. Dengan demikian, secara parsial luas lahan memiliki arah pengaruh positif, tetapi tidak terbukti berdampak signifikan pada pendapatan bersih. Sebagaimana perolehan tersebut, hipotesis yang menyatakan adanya dampak luas lahan pada pendapatan bersih dinyatakan tidak dapat diterima.

4. Hipotesis 4: Pengaruh Jumlah Produksi (X4) terhadap Pendapatan Bersih (Y)

Nilai koefisien regresi variabel hasil panen (X4) tercatat sebesar 5.975,328, dengan perolehan t_{hitung} mencapai 14,744 serta tingkatan Sig. 0,000 ($< 0,05$). Koefisien bernilai positif mengindikasikan bahwasanya peningkatan jumlah produksi sebesar satu satuan akan diikuti oleh kenaikan pendapatan bersih sebesar 5.975,328 satuan, dengan asumsi faktor independen lainnya berada dalam kondisi tetap.

Tingkat signifikansi yang berada $< 0,05$ mengindikasikan bahwasanya dampak tersebut terbukti signifikan secara statistik. Dengan demikian, jumlah produksi secara parsial memiliki pengaruh positif dan signifikan terhadap pendapatan bersih. Dengan demikian, hipotesis yang menyatakan adanya pengaruh jumlah produksi terhadap pendapatan bersih dapat dinyatakan diterima.

Untuk menentukan variable independent yang memiliki dampak paling kuat terhadap variabel dependen, dilakukan evaluasi berdasarkan nilai standardized coefficients beta pada masing-masing variabel bebas. Nilai beta terstandarisasi digunakan sebagai acuan perbandingan karena telah menghilangkan perbedaan skala antarvariabel, sehingga tingkat dominasi pengaruh setiap variabel terhadap variabel dependen dapat dianalisis secara

lebih objektif. Rincian nilai koefisien beta dari setiap variabel disajikan sebagai berikut:

- ✓ Nilai Koefisien beta X1 (jual jagung) adalah 1.523,224
- ✓ Nilai Koefisien beta X2 (biaya produksi) adalah -1,160
- ✓ Nilai Koefisien beta X3 (luas lahan) adalah 262,667
- ✓ Nilai Koefisien beta X4 (jumlah produksi) adalah 5.975,328

Dengan demikian, dapat dirumuskan bahwasanya di antara keempat variabel bebas yang dianalisis, jumlah produksi menjadi faktor dengan kontribusi dampak terbesar karena memiliki nilai koefisien beta paling tinggi, yakni mencapai 5.975,328. Hasil tersebut memperkuat penelitian Shinta (2018) yang menyatakan bahwasanya kapasitas produksi menjadi aspek utama dalam menentukan peningkatan pendapatan pada sektor usaha tani.

4.4.4 Uji Signifikasi

1. Signifikasi Simultan (F)

Uji simultan (uji F) ialah metode pengujian yang diterapkan guna mengidentifikasi apakah seluruh variable independent pada model penelitian secara kolektif memberikan dampak yang signifikan pada variabel dependen. Menurut Ghazali (2016), “uji F-Statistik bertujuan mengidentifikasi kemampuan variabel bebas secara bersamaan dalam menjelaskan perubahan pada variabel terikat dalam suatu model regresi. Proses pengujian dilakukan melalui distribusi F dengan membandingkan nilai Fhitung terhadap Ftabel.” Dalam memperoleh nilai F, diperlukan penentuan derajat kebebasan pembilang dan penyebut yang dirumuskan sebagai berikut:

DF (pembilang)	= k
DF (penyebut)	= n – k – 1
n	= jumlah sampel penelitian
k	= jumlah variabel bebas
1	= konstan
<i>Degree of freedom</i> (pembilang)	= 4
<i>Degree of freedom</i> (penyebut)	= 39 – 4 – 1 = 34
Jadi nilai F_{tabel} adalah	= 2,6499 (terlampir uji F)

Kriteria pengujiannya sebagai berikut:

- 1) H_0 diterima serta H_a ditolak apabila $F_{hitung} < F_{tabel}$

2) H_0 ditolak serta H_a diterima apabila $F_{hitung} > F_{tabel}$

Tabel 4.17. Hasil Uji Signifikansi Simultan (F)

ANOVA ^a					
Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F Sig.
1	Regression	82332867855280.500	4	20583216963820.125	858.841 .000 ^b
	Residual	814853067796.388	34	23966266699.894	
	Total	83147720923076.890	38		

a. Dependent Variable: Pendapatan Bersih (Y)

b. Predictors: (Constant), Hasil Panen (X4), Harga Jual Jagung (X1), Biaya Produksi (X2), Luas Lahan (X3)

Sumber: Data Primer Output SPSS, 2026

Merujuk pada perolehan uji signifikansi simultan yang telah dipaparkan, diketahui bahwa perolehan F_{hitung} 858.841 > F_{tabel} 2,6499 dengan perolehan Sig. 0,000 < 0,05, dengan demikian H_0 ditolak serta H_1 diterima, yang artinya secara simultan terdapat dampak signifikan variabel independent harga jual (X1), biaya produksi (X2), luas lahan (X3) serta jumlah produksi (X4) terhadap pendapatan petani (Y).

2. Signifikansi Parsial (t)

Pengujian hipotesis pada kajian ini dijalankan melalui dua tahapan, yaitu pengujian secara parsial dan simultan. Pengujian hipotesis parsial digunakan untuk mengidentifikasi dampak setiap variabel secara individual dengan menerapkan uji-t. Suatu hipotesis dinyatakan diterima apabila perolehan $t_{hitung} > t_{tabel}$. Hal tersebut sejalan dengan pendapat Ghozali (2018) bahwasanya uji-t dilakukan melalui perbandingan antara perolehan t_{hitung} perolehan analisis regresi dengan perolehan t_{tabel} pada tingkat Sig. $\alpha = 0,05$ (5%). Penentuan nilai derajat kebebasan (df) dilakukan menerapkan persamaan seperti berikut.

$$\text{Degree of freedom} = n - k - 1$$

$$\text{Degree of freedom} = 39 - 4 - 1$$

$$\text{Jadi nilai } t_{tabel} \text{ adalah} = 2,0322$$

Tabel 4.18. Hasil Uji Signifikasi Parsial (t)

Coefficients ^a						
Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics
	B	Std. Error	Beta			Tolerance VIF
1 (Constant)	-9154620.170	450488.735		-20.322	.000	
Harga Jual Jagung (X1)	1523.224	76.583	.346	19.890	.000	.951 1.052
Biaya Produksi (X2)	-1.160	.109	-1.409	-10.637	.000	.016 60.887
Luas Lahan (X3)	262.667	351.973	.172	.746	.461	.005 184.405
Jumlah produksi (X4)	5975.328	405.269	2.060	14.744	.000	.015 67.738

a. Dependent Variable: Pendapatan Bersih (Y)

Sumber: Data Primer Output SPSS, 2026

Sebagaimana perolehan olah data menggunakan perangkat lunak SPSS yang tertera pada tabel di atas, maka dapat ditarik kesimpulan seperti berikut:

- 1) Perolehan t_{hitung} harga jual (X1) senilai 1523.224 > t_{tabel} 2,0322 dengan perolehan *Sig.* 0,000 < 0,05 maka H_0 ditolak serta H_1 diterima serta menandakan bahwasanya harga jual (X1) berdampak positif serta signifikan pada pendapatan petani (Y).
- 2) Perolehan t_{hitung} biaya produksi (X2) sejumlah -10.637 > t_{tabel} 2,0322 dengan perolehan *Sig.* 0,000 < 0,05 maka H_0 ditolak serta H_1 diterima serta menandakan bahwasanya biaya produksi (X2) berdampak negatif serta signifikan pada pendapatan petani (Y).
- 3) Perolehan t_{hitung} luas lahan (X3) sejumlah 0.746 < t_{tabel} 2,0322 dengan perolehan *Sig.* 0,461 > 0,05 maka H_0 diterima serta H_1 ditolak, hal ini menandakan luas lahan (X3) berdampak positif namun tidak signifikan pada pendapatan petani (Y).
- 4) Perolehan t_{hitung} jumlah produksi (X4) sejumlah 14.744 > t_{tabel} 2,0322 dengan perolehan *Sig.* 0,000 < 0,05 maka H_0 ditolak serta H_1 diterima serta menandakan bahwasanya jumlah produksi (X4) berdampak positif serta signifikan pada pendapatan petani (Y).

Berdasarkan hasil penyajian data tersebut, dapat diketahui bahwa secara parsial variabel harga jual (X1), biaya produksi (X2), serta jumlah produksi

(X4) berkontribusi secara signifikan pada pendapatan petani (Y) di Desa Panggungduwet, Kecamatan Kademangan, Kabupaten Blitar. Sementara itu, variabel luas lahan (X3) mengindikasikan bahwasanya tidak terdapat dampak yang signifikan pada pendapatan petani (Y) pada wilayah penelitian tersebut.

3. Koefisien Determinasi (R^2)

Penelitian ini menerapkan analisis koefisien determinasi guna mengukur besarnya kontribusi variable independent pada menjelaskan keragaman variabel dependen. Menurut Ghazali (2018), perolehan koefisien determinasi (R^2) berada pada rentang 0 hingga 1. Nilai $R^2 = 0$ mengindikasikan bahwasanya variabel bebas tidak mampu menjelaskan variabel terikat, sedangkan $R^2 = 1$ mengindikasikan kemampuan penjelasan yang sangat kuat. Hasil pengujian koefisien determinasi (R^2) disajikan sebagai berikut:

Tabel 4.19. Hasil Uji Koefisien Determinasi (R^2)

Model Summary ^b					
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.995 ^a	.990	.989	154810.42181	1.333
a. Predictors: (Constant), Hasil Panen (X4), Harga Jual Jagung (X1), Biaya Produksi (X2), Luas Lahan (X3)					
b. Dependent Variable: Pendapatan Bersih (Y)					

Sumber: Data Primer Output SPSS, 2026

Sebagaimana data pada tabel tersebut, diperoleh nilai R sebagai koefisien korelasi sejumlah 0,995, sedangkan nilai R^2 (koefisien determinasi) mencapai 0,990. Hasil ini mengindikasikan bahwasanya seluruh variable independent secara bersamaan dapat menjelaskan 99% variasi pada variabel dependen (Y). Adapun 1% sisanya terpengaruhi oleh aspek lain di luar model penelitian yang tidak diakomodasi dalam kuesioner, seperti pengalaman bertani, metode budidaya, maupun sistem irigasi yang diterapkan.

4.5 Pembahasan

4.5.1 Faktor yang mempengaruhi pendapatan petani jagung di Desa Panggungduwet, Kecamatan Kademangan, Kabupaten Blitar

1. Pengaruh Harga Jual terhadap Pendapatan Petani Jagung

Sebagaimana perolehan regresi, variabel harga jual memperoleh koefisien beta sebesar 1.523,224 dengan hubungan yang bersifat positif. Temuan tersebut mengindikasikan bahwasanya peningkatan satu satuan harga jual jagung berpotensi menaikkan pendapatan bersih petani sejumlah 1.523,224. Pengujian parsial menghasilkan perolehan t_{hitung} 19,890, melampaui t_{tabel} sejumlah 2,042, serta didukung perolehan *Sig.* $0,001 < 0,05$. Dengan demikian, hipotesis yang menyatakan bahwasanya harga jual berdampak signifikan pada pendapatan petani jagung di Desa Panggungduwet, Kecamatan Kademangan, Kabupaten Blitar dinyatakan diterima.

Temuan kajian ini konsisten dengan perolehan kajian Diansya (2020) yang membuktikan bahwasanya harga jual berdampak signifikan pada pendapatan. Penelitian tersebut mengungkapkan bahwasanya setiap kenaikan satu satuan pada variabel harga jual (X_1) berkontribusi pada peningkatan pendapatan sejumlah 0,327 satuan. Hasil serupa juga diperoleh Gilano dkk. (2024), yang menyatakan bahwasanya harga jual memberikan dampak positif serta signifikan pada pendapatan petani padi di Kec. Bolaang Uki, Kab Bolaang Mongondow Selatan. Hubungan positif ini mengindikasikan bahwasanya optimalnya nilai harga jual di pasar akan mendorong peningkatan pendapatan petani padi di wilayah tersebut, di mana fluktuasi harga jual akan menggeser tingkat pendapatan ke arah yang sama.

Hubungan antara harga jual dan pendapatan petani jagung bersifat linear positif. Kondisi ini mengindikasikan bahwa kenaikan harga jual jagung di pasar akan diikuti oleh peningkatan pendapatan petani, karena nilai nominal yang diterima dari setiap satuan hasil panen yang terjual menjadi lebih besar sehingga mendongkrak total pendapatan secara keseluruhan. Sebaliknya, penurunan harga jual akan memicu tren penurunan pada pendapatan petani. Harga jual itu sendiri didefinisikan sebagai nilai moneter yang ditetapkan pada suatu komoditas saat ditawarkan kepada konsumen atau pembeli potensial. Guna menjaga stabilitas pendapatan petani dari fluktuasi pasar, pemerintah melakukan intervensi melalui penyesuaian Harga Pembelian Pemerintah (HPP) serta penerapan kebijakan rafaksi harga gabah dan beras yang dikalkulasikan berdasarkan dinamika struktur biaya produksi dan jalur distribusi terkini.

Regulasi mengenai Harga Pembelian Pemerintah (HPP) ini awalnya mengacu pada Peraturan Badan Pangan Nasional (Perbanas) No 5 Tahun 2024 tentang Harga Pembelian Pemerintah serta Rafaksi Harga Gabah, Beras, Jagung, dan Kedelai. Adapun perincian HPP gabah berdasarkan Peraturan Badan Pangan Nasional Republik Indonesia tersebut dipaparkan sebagai berikut:

Tabel 4.20. Harga Pembelian Pemerintah (HPP)

No	Jagung	Kualitas Kadar Air (%)	HPP di Petani (Rp/Kg)	HPP di Gudang Perum BULOG (Rp/Kg)
1.	Jagung Pipilan Kering	Maks 15	5.000	5.400
2.	Jagung Pipilan Kering	Maks 20	4.750	5.150
3.	Jagung Pipilan Kering	Maks 25	4.550	4.950
4.	Jagung Pipilan Kering	Maks 30	4.350	4.750

Sumber: BPN RI No. 4 Tahun 2024, 2025

Di sektor pertanian, harga jual jagung diartikan sebagai nilai nominal yang diterima oleh petani atas setiap satuan volume hasil panen yang mereka hasilkan. Dinamika harga jual ini ditentukan oleh berbagai variabel kompleks, meliputi keseimbangan permintaan serta penawaran di pasar, akumulasi biaya produksi, intervensi kebijakan pemerintah berupa subsidi atau instrumen pajak, serta faktor eksternal seperti fluktuasi cuaca dan regulasi perdagangan internasional. Signifikansi dari harga jual jagung ini terletak pada fungsinya sebagai determinan utama pendapatan rumah tangga tani. Tingkat harga yang menguntungkan tidak hanya mendongkrak kesejahteraan petani, tetapi juga memicu stimulus pertumbuhan ekonomi di sektor agraria. Sebaliknya, kemerosotan harga berisiko memicu defisit pendapatan bagi petani hingga ke titik kerugian finansial. Dengan demikian, jaminan stabilitas dan keadilan dalam penentuan harga jual padi memegang peranan krusial dalam menyokong kesejahteraan petani sekaligus memperkuat ketahanan pangan nasional.

Harga jual komoditas jagung memegang peranan krusial sebagai determinan utama pendapatan rumah tangga tani. Apabila harga jual mengalami kenaikan, margin penerimaan petani per satuan hasil panen akan meningkat, sehingga berdampak positif pada penguatan kesejahteraan mereka. Kondisi ekonomi yang membaik ini memberikan keleluasaan bagi petani untuk mengalokasikan modal pada investasi input produksi atau meningkatkan taraf hidup keluarga. Sebaliknya, depresiasi harga jagung akan menekan pendapatan

secara negatif, yang berpotensi menimbulkan kesulitan pemenuhan kebutuhan dasar hingga risiko kerugian finansial. Di samping itu, tingkat fluktuasi harga juga memengaruhi stabilitas finansial domestik petani. Harga yang relatif stabil memudahkan petani dalam melakukan perencanaan ekonomi jangka panjang, seperti modernisasi alat pertanian atau pembiayaan pendidikan. Namun, volatilitas harga yang terlalu tinggi justru menciptakan ketidakpastian ekonomi yang menghambat perencanaan masa depan mereka.

2. Pengaruh Biaya Produksi terhadap Pendapatan Petani Jagung

Temuan analisis regresi memperlihatkan bahwasanya variabel biaya produksi memiliki koefisien beta sebesar -1,160 yang mengindikasikan korelasi berlawanan arah dengan pendapatan bersih. Artinya, peningkatan biaya produksi sebesar satu satuan akan diikuti penurunan pendapatan bersih sebesar 1,160 satuan. perolehan uji parsial mengindikasikan perolehan $t_{hitung} - 10,637, > t_{tabel}$ sebesar 2,042, dengan tingkat Sig. 0,000 ($<0,05$). Berdasarkan hasil tersebut, hipotesis yang menyatakan bahwasanya biaya produksi berdampak signifikan pada pendapatan petani jagung di Desa Panggungduwet, Kecamatan Kademangan, Kabupaten Blitar dinyatakan diterima.

Temuan empiris ini didukung kuat oleh kajian Lestari dkk. (2024) dan Handoko (2025) yang menegaskan bahwa biaya produksi merupakan variabel laten yang paling sensitif dalam memengaruhi fluktuasi pendapatan bersih petani jagung. Ketika efisiensi biaya tidak tercapai, maka peningkatan volume produksi sekalipun tidak akan mampu menyelamatkan pendapatan petani dari penurunan akibat tekanan inflasi biaya produksi (*cost-push effect*).

3. Pengaruh Luas Lahan terhadap Pendapatan Petani Jagung

Sebagaimana perolehan regresi, variabel luas lahan memperoleh koefisien beta sejumlah 262,667 dengan arah pengaruh positif, yang berarti setiap peningkatan satu satuan luas lahan diperkirakan diikuti kenaikan pendapatan bersih sejumlah 262,667. Meskipun demikian, uji parsial mengindikasikan perolehan $t_{hitung} 0,746, < t_{tabel} 2,042$, sehingga hipotesis terkait dampak signifikan luas lahan pada pendapatan petani jagung di Desa Panggungduwet, Kecamatan Kademangan, Kabupaten Blitar tidak dapat

diterima. Di sisi lain, pengujian simultan membuktikan bahwasanya variabel luas lahan bersama variabel lainnya memberikan pengaruh yang signifikan terhadap pendapatan petani jagung.

Temuan empiris yang menunjukkan tidak signifikannya pengaruh luas lahan ini sejalan dengan kajian kontemporer oleh Wibowo dkk. (2023) serta Nugroho dan Lestari (2024). Mereka mengemukakan bahwa perluasan area tanam tidak akan memberikan dampak nyata pada pendapatan bersih apabila tidak dibarengi dengan optimalisasi produktivitas per satuan luas (efisiensi teknis). Petani dengan lahan yang luas sering kali menghadapi kendala keterbatasan modal operasional, tingginya biaya tenaga kerja, serta risiko serangan hama yang lebih besar, sehingga skala lahan yang luas justru meningkatkan biaya total dan menekan margin keuntungan. Studi dari Ramadhan (2025) juga memperkuat hasil ini dengan menyatakan bahwa pada sentra pertanian jagung yang mengalami fragmentasi lahan, faktor non-fisik seperti kualitas benih hibrida, efektivitas pemupukan, dan kemampuan penentuan harga jual jauh lebih dominan dalam menentukan pendapatan bersih petani dibandingkan ukuran fisik lahan yang dikelola.

4. Pengaruh Jumlah Produksi terhadap Pendapatan Petani Jagung

Sebagaimana perolehan analisis regresi, variabel jumlah produksi memperoleh koefisien beta sejumlah 5.975,328 dengan arah pengaruh positif. Temuan tersebut mengindikasikan bahwasanya peningkatan satu satuan jumlah produksi berpotensi meningkatkan pendapatan bersih sejumlah 5.975,328. Perolehan pengujian parsial memperlihatkan perolehan t_{hitung} sebesar 14,744, > t_{tabel} sebesar 2,042. Selain itu, nilai *Sig.* < 0,05. Dengan demikian, hipotesis yang menyatakan bahwasanya jumlah produksi berdampak signifikan pada pendapatan petani jagung di Desa Panggungduwet, Kecamatan Kademangan, Kabupaten Blitar dinyatakan diterima.

4.5.2 Determinasi Faktor Paling Berpengaruh Terhadap Tingkat Pendapatan Petani Jagung di Kecamatan Kademangan

Untuk menguraikan variasi tingkat pendapatan, analisis dalam penelitian ini melibatkan empat variabel bebas. Harga jual ditempatkan sebagai variabel independen pertama (X1) karena urgensinya terhadap hasil pendapatan. Data dari para responden menunjukkan harga jual jagung di Desa Panggungduwet berkisar mulai Rp 5.000 hingga Rp 6.600.

Variabel kedua (X2) ialah biaya produksi. Modal riil responden diakumulasikan dari total pengeluaran untuk komponen input dasar usaha tani. Alokasi pembiayaan ini secara spesifik mencakup pengadaan benih, pupuk, pestisida pelindung tanaman serta biaya sewa lahan. Pengeluaran finansial petani di Desa Ngrejo sangat beragam, dengan alokasi biaya terendah sebesar Rp 2.050.000 dan pengeluaran tertinggi mencapai Rp 7.190.000. Besaran biaya input dasar ini secara empiris dipengaruhi oleh tingkat adopsi teknologi, volume input kimia atau organik, dan luas lahan garapan. Di samping itu, fluktuasi cuaca serta kondisi kesehatan tanaman ikut menentukan besarnya biaya tambahan untuk pemeliharaan ekstra.

Variabel ketiga (X3) yaitu luas lahan. Luas lahan merupakan bagian penting terhadap proses budidaya yang berpengaruh terhadap jumlah pendapatan. Hasil penelitian menunjukkan bahwa luasan lahan dari setiap petani responden memiliki nilai yang bervariasi. Luas lahan yang dikelola oleh petani jagung di Desa Panggungduwet tersebar dari kepemilikan terkecil seluas 1.500 m^2 hingga lahan paling luas mencapai 4.500 m^2 .

Variabel keempat (X4) yaitu jumlah produksi. Jumlah produksi jagung yang dihasilkan oleh responden sangat bervariasi, tergantung pada luas lahan yang dikelola dan optimalisasi penggunaan faktor produksi seperti benih serta pupuk. Sebagai variabel independen yang krusial, besar kecilnya volume panen ini memiliki korelasi linear dan dampak yang dominan dalam menentukan total pendapatan yang pada akhirnya diterima oleh para petani jagung. Jumlah produksi yang diperoleh petani jagung di Desa Panggungduwet berkisar 1.010 kg hingga 2.760 kg.

Sebagaimana dari rangkaian pengujian regresi linear berganda yang dilakukan, diperoleh hasil bahwa variabel independen berupa luas lahan, biaya produksi, dan hasil produksi secara bersama-sama berpengaruh signifikan terhadap variabel dependen, yaitu pendapatan petani jagung. Secara parsial, luas lahan menunjukkan adanya pengaruh, tetapi tidak signifikan. Dengan demikian, besarnya kepemilikan lahan belum terbukti memberikan dampak yang berarti terhadap pendapatan bersih petani jagung di lokasi penelitian. Hal ini menunjukkan bahwa perluasan area tanam tidak akan berdampak nyata apabila tidak dibarengi dengan efisiensi teknis, pengoptimalan produktivitas per satuan luas, dan pengelolaan modal operasional yang tepat.

Hubungan signifikansi yang sangat kuat ini didukung oleh kajian dari Pratama dkk. (2024) serta Lestari (2025), yang menyatakan bahwa pada sektor usaha tani jagung hibrida, kuantitas produksi bertindak sebagai variabel penggerak utama (*primary driver*) ekonomi rumah tangga tani. Ketika petani berhasil meningkatkan tonase panen per hektar melalui adopsi teknologi agroinput yang tepat, pengaruh biaya produksi dapat diredam oleh efisiensi skala ekonomi (*economies of scale*), sehingga berdampak signifikan pada peningkatan pendapatan bersih secara masif.

