

Pengaruh Luas Lahan Dan Modal Usaha Terhadap Pendapatan Usaha Tani Bawang Daun di Desa Sinsingon Barat

Vresilia Supit^{1*}, Bobby Hamenda¹, Robert Winerungan¹

¹ Fakultas Ekonomi dan Bisnis, Universitas Negeri Manado, Tondano, Indonesia

e-Mail: vresiliapitt@student.unima.ac.id

Info Artikel

Sejarah Artikel:

Diterima: 17 Agustus 2026

Disetujui: 27 September 2026

Dipublikasikan: 06 Oktober 2026

Keywords:

Luas Lahan; Modal

Usaha; Pendapatan;

Usaha Tani

Abstrak

Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis pengaruh luas lahan dan modal usaha terhadap pendapatan usaha tani bawang daun di Desa Sinsingon Barat, Kecamatan Passi Timur, Kabupaten Bolaang Mongondow. Metode yang digunakan adalah penelitian kuantitatif dengan jumlah responden sebanyak 30 petani bawang daun. Analisis data menggunakan regresi linear berganda yang didukung oleh uji asumsi klasik, uji t, uji F, dan koefisien determinasi (Adjusted R²). Hasil penelitian menunjukkan bahwa secara parsial luas lahan berpengaruh positif namun tidak signifikan terhadap pendapatan usaha tani bawang daun, sedangkan modal usaha berpengaruh positif dan signifikan terhadap pendapatan usaha tani bawang daun. Secara simultan, luas lahan dan modal usaha berpengaruh signifikan terhadap pendapatan usaha tani bawang daun.

Keywords:

Land Area; Business

Capital; income; Farming

Business

Abstract

This study aims to analyze the influence of land area and business capital on the income of spring onion farming in Sinsingon Barat Village, Passi Timur District, Bolaang Mongondow Regency. The method used is quantitative research with a total of 30 spring onion farmers as respondents. Data analysis used multiple linear regression supported by the classical assumption test, t-test, F-test, and coefficient of determination (Adjusted R²). The results showed that partially land area has a positive but insignificant effect on spring onion farming income, while business capital has a positive and significant effect on spring onion farming income. Simultaneously, land area and business capital have a significant effect on spring onion farming income.

PENDAHULUAN

Indonesia merupakan negeri agraris di mana bermacam berbagai tumbuhan bisa ditanam sebab tekstur tanahnya. Industri terbanyak Indonesia serta pilar ekonomi negeri merupakan pertanian (Mubyarto, 1989). Perihal ini diakibatkan oleh kenyataan kalau sebagian besar penduduk Indonesia merupakan petani. Pertanian ialah zona berarti dalam perekonomian Indonesia dan negara berkembang pada umumnya (Todaro & Smith, 2015). Banyak orang, khususnya mereka yang tinggal di wilayah pedesaan, masih tergantung pada pertanian selaku sumber pemasukan serta kegiatan utama mereka (Ellis, 1993). Perihal ini menampilkan kalau sebagian besar rumah tangga tergantung pada industri ini buat mata pencaharian mereka (Nurmanaf, 2003).

Bawang Daun merupakan salah satu tumbuhan pertanian yang bisa tingkatkan perekonomian lokal. Tumbuhan ini sudah banyak ditanam di banyak

wilayah (negeri) dengan temperatur tropis serta subtropis sebab diyakini berasal dari Asia Tenggara (Meltin, 2009). [sisiparagraf tetap]

Dengan ladang yang produktif di selatan, utara, serta barat, Desa Sinsingon Barat merupakan komunitas hortikultura. [kalimat berikutnya tetap] Modal serta luas lahan merupakan 2 aspek berarti dalam budidaya bawang Daun, karena keduanya termasuk faktor produksi utama usahatani (Mosher, 1966; Soekartawi, 1995). Sedangkan pembiayaan yang mencukupi membolehkan petani buat mendapatkan input semacam benih, pupuk, serta insektisida dan tingkatkan mutu hasil panen mereka, luas lahan yang mencukupi membolehkan petani buat tingkatkan produktivitas serta efisiensi (Soekartawi, 2003).

Luas lahan mempunyai akibat yang menguntungkan terhadap pemasukan petani, bagi beberapa riset lebih dahulu, sebab terus menjadi luas lahan yang dikelola, terus menjadi besar kemampuan produktivitasnya (Soekartawi, 2003). Tetapi, riset lain menampilkan kalau luas lahan tidak senantiasa mempunyai pengaruh besar terhadap pemasukan, paling utama kala duit serta teknologi terbatas ataupun kala pengelolaan lahan kurang baik. Literatur klasik tentang hubungan luas lahan dan produktivitas bahkan melaporkan hubungan terbalik pada usahatani kecil, yaitu produktivitas per hektare cenderung lebih tinggi pada lahan yang lebih sempit (Sen, 1962; Berry & Cline, 1979; Carter, 1984; Feder, 1985).

Seragam dengan ini, riset sudah menampilkan kalau modal mempunyai akibat besar pada pemasukan pertanian sebab membolehkan petani buat tingkatkan kuantitas serta mutu hasil panen mereka (Soekartawi, 1995; Ellis, 1993). Tetapi, bila tidak diimbangi dengan manajemen pertanian yang baik, beberapa riset lain menampilkan kalau modal industri tidak senantiasa secara langsung mempengaruhi pemasukan.

Tidak hanya itu, hasil riset ini bisa jadi tidak secara akurat mewakili keadaan budidaya bawang merah di Desa Sinsingon Barat, Kecamatan Passi Timur, Kabupaten Bolaang Mongondow, sebab sebagian besar riset lebih dahulu berfokus pada komoditas pertanian lain ataupun di tempat yang berbeda. Dampaknya, riset tentang akibat modal serta luas lahan terhadap pemasukan budidaya bawang merah di daerah tersebut masih kurang.

METODE PENELITIAN

Riset ini menggunakan pendekatan kuantitatif (Sugiyono, 2019). Desa Sinsingon Barat, Kecamatan Passi Timur, Kabupaten Bolaang Mongondow, Sulawesi Utara, dijadikan selaku posisi riset. Segala petani bawang merah di desa tersebut jadi populasi riset. Dengan jumlah responden sebanyak 30 orang, tata cara yang digunakan merupakan pengambilan ilustrasi acak biasa (Sugiyono, 2019).

Kuesioner, wawancara, observasi, serta dokumentasi digunakan buat mengumpulkan informasi primer. Variabel dependen, Pemasukan (Y), serta variabel independen, Luas Lahan(X_1), Modal Usaha(X_2), serta Pemasukan (Y) Rupiah, diukur dalam satuan/ skala hektar.

Teknik analisis data menggunakan regresi linear berganda dengan transformasi logaritma natural, menghasilkan persamaan: $LN_Y = \alpha + \beta_1 LN_X_1 + \beta_2 LN_X_2 + \varepsilon$. Spesifikasi ini berakar pada fungsi produksi Cobb-Douglas (Cobb & Douglas, 1928; Soekartawi, 2003), dan dipilih karena koefisien regresinya dapat ditafsirkan sebagai elastisitas (Gujarati & Porter, 2009; Wooldridge, 2013). Sebelum dilakukan analisis regresi, dilakukan uji asumsi klasik meliputi uji normalitas Shapiro-Wilk (Shapiro & Wilk, 1965), yang dinilai cukup baik untuk sampel kecil (Razali & Wah, 2011; Ghasemi & Zahediasl, 2012), uji heteroskedastisitas Glejser (Glejser, 1969), dan uji multikolinearitas dengan VIF (Hair et al., 2010; O'Brien, 2007). Pengujian hipotesis dilakukan melalui uji t, uji F, dan koefisien determinasi (R^2) (Ghozali, 2018). Seluruh analisis menggunakan software SPSS.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Karakteristik Responden

Distribusi 30 responden bersumber pada kelompok umur menampilkan kalau, dengan 12 responden, ataupun 40%, jumlah responden terbanyak terletak dalam kelompok umur 41–50 tahun. Tidak hanya itu, 9 responden, ataupun 30%, tercantum dalam kelompok umur 51–60 tahun, sebaliknya 6 responden, ataupun 20%, tercantum dalam kelompok umur 30–40 tahun. Dengan cuma 3 responden, ataupun 10% dari total, kelompok umur 61–70 tahun mempunyai jumlah responden sangat sedikit. Bagi distribusi pengalaman pertanian, 13 responden, ataupun 43, 3%, mempunyai pengalaman bertani sepanjang 3 sampai 3 belas tahun. Tidak hanya itu, 10 responden, ataupun 33, 3%, mempunyai pengalaman bertani antara 14 serta 23 tahun. Jenis ini menampilkan berapa banyak petani yang sudah mengelola industri pertanian buat jangka waktu yang lebih lama. Kebalikannya, ada 5 responden(16, 7%) dengan pengalaman 24–33 tahun, serta cuma terdapat 2 responden(6, 7%) dengan pengalaman 33–42 tahun. Bagi distribusi responden bersumber pada status kepemilikan lahan, dikenal kalau kebanyakan responden—21 orang, ataupun 70%—termasuk dalam kelompok penyewa. Cuma satu responden(3, 33%) yang mempunyai luas lahan 0, 70 serta 1, 00(Hektar); 2 responden(6, 67%) mempunyai luas lahan 0, 26, 0, 44, serta 0, 55(Hektar); 3 responden(10%) mempunyai luas lahan 0, 14 serta 0, 33(Hektar); 4 responden(13, 33%) mempunyai luas lahan 0, 10(Hektar); 5 responden(15, 67%) mempunyai luas lahan 0, 30(Hektar); serta 7 responden(23, 33%).

Uji Asumsi Klasik

Uji normalitas menggunakan Shapiro-Wilk menunjukkan seluruh variabel setelah transformasi logaritma natural berdistribusi normal (sig. > 0,05) (Ghozali, 2018), disajikan pada Tabel 1.

Tabel 1. Hasil Uji Normalitas (Shapiro-Wilk)

Variabel	Statistic	Df	Sig.	Keterangan
Luas Lahan (X1)	0,963	30	0,364	Berdistribusi Normal
Modal Usaha (Ln X2)	0,957	30	0,266	Berdistribusi Normal
Pendapatan (Ln Y)	0,968	30	0,474	Berdistribusi Normal

Sumber: Output SPSS, diolah 2026

Uji heteroskedastisitas dengan Uji Glejser menunjukkan nilai signifikansi Usaha Peternakan 0,928 dan Usaha Pertanian 0,964, keduanya lebih besar dari 0,05, sehingga model bebas dari gejala heteroskedastisitas. Uji multikolinearitas menunjukkan nilai Tolerance 0,118 (> 0,10) dan VIF 8,463 (< 10) untuk kedua variabel, yang mengindikasikan tidak terdapat masalah multikolinearitas. Dengan terpenuhinya asumsi klasik, estimator OLS memenuhi sifat BLUE (Greene, 2012).

Analisis Regresi Linear Berganda

Berdasarkan hasil analisis regresi linear berganda Model Log-Lin dan model log-log, diperoleh persamaan: $\ln(Y) = 2,220 - 0,080X_1 + 0,959\ln(X_2)$ Hasil selengkapnya disajikan pada Tabel.

Tabel 2. Hasil Analisis Regresi Linear Berganda

Variabel	Koefisien (B)	Std. Error	Beta
(Constant)	2,220	0,999	
Luas Lahan (X1)	-0,080	0,208	-0,027
Modal Usaha (Ln X2)	0,959	0,067	1,017

Sumber: Output SPSS, diolah 2026.

Interpretasi Hasil Regresi

Nilai Konstanta (Constant = 2,220) Jika Luas Lahan (X1) bernilai nol dan tidak ada Modal Usaha yang digunakan ($\ln X_2 = 0$), maka nilai Logaritma Natural dari variabel terikat ($\ln Y$) adalah sebesar 2,220.

Koefisien Regresi Luas Lahan ($X_1 = -0,080$) — Model Log-Lin Variabel Luas Lahan memiliki koefisien sebesar -0,080. Karena variabel independennya linear (X_1) dan variabel dependennya logaritma ($\ln Y$), maka interpretasinya dikalikan dengan 100%.

Interpretasi: Setiap terjadi penambahan Luas Lahan (X_1) sebesar 1 satuan (misal: 1 Hektar), maka akan mengakibatkan penurunan variabel terikat (Y) sebesar 8% (dari $-0,080 \times 100\%$), dengan asumsi variabel modal usaha konstan. Hal ini menunjukkan bahwa penambahan luasan lahan tanpa diimbangi manajemen yang tepat justru menurunkan efisiensi hasil.

Koefisien Regresi Modal Usaha ($\ln X_2 = 0,959$) — Model Log-Log (Elastisitas) Variabel Modal Usaha memiliki koefisien sebesar 0,959. Karena kedua variabel berbentuk logaritma ($\ln Y$ dan $\ln X_2$), maka interpretasinya menggunakan persentase ke persentase (elastisitas).

Interpretasi: Setiap terjadi peningkatan Modal Usaha (X_2) sebesar 1%, maka akan mengakibatkan peningkatan variabel terikat (Y) sebesar 0,959%, dengan asumsi variabel luas lahan konstan. Modal usaha memberikan pengaruh yang sangat signifikan dan responsif terhadap peningkatan hasil/pendapatan.

Uji Parsial (Uji t)

Tabel 3. Hasil Uji t (Uji Parsial)

Variabel	Koef. (B)	t Hitung	t Tabel	Sig.	Keterangan
Luas Lahan X_1	-,080	,208	-,027	-,382	Tidak Berpengaruh Signifikan
Modal Usaha X_2	,959	,067	1,017	14,405	Berpengaruh Signifikan

Sumber: Output SPSS, diolah 2026

Hasil uji t pada Tabel 3 menunjukkan bahwa Luas Lahan (LN_{X_1}) memiliki nilai t hitung ,208 > t tabel 2,034 dengan sig. -,382 < 0,05, sehingga H_1 ditolak H_0 diterima. Modal Usaha (LN_{X_2}) memiliki nilai t hitung ,067 > t tabel 1,017 dengan sig. 14,405 < 0,05, sehingga H_2 diterima.

Uji Simultan (Uji F) dan Koefisien Determinasi

Tabel 4. Hasil Uji F (ANOVA)

Model	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Regression	9,648	2	4,824	834,951	,000b
Residual	0,156	27	0,006		
Total	9,804	29			

Sumber: Output SPSS, diolah 2026

Tabel 5. Hasil Uji Koefisien Determinasi (Model Summary)

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,992a	0,984	0,983	0,07601

Sumber: Output SPSS, diolah 2026

Hasil uji F menunjukkan nilai F hitung 834,951 dengan sig. 0,000 < 0,05, membuktikan bahwa secara simultan Luas Lahan dan Modal Usaha berpengaruh signifikan terhadap Pendapatan Rumah Tangga (H_3 diterima). Nilai Adjusted R

Square sebesar 0,983 (98,3%) Hal ini menunjukkan bahwa variasi Pendapatan usaha tani bawang daun di Desa Sinsingon Barat sebesar 98,3% dapat dijelaskan oleh variasi dari kedua variabel independen yang diteliti, yaitu Luas Lahan (X1) dan Modal Usaha (X2).

Sementara itu, sisanya sebesar 1,7% (100% - 98,3%) dijelaskan atau dipengaruhi oleh variabel-variabel lain di luar model penelitian ini yang tidak diteliti, seperti faktor iklim/cuaca, pengalaman bertani, teknologi, jumlah tenaga kerja, maupun fluktuasi harga pasar.

Pembahasan

Pengaruh Luas Lahan (X1) terhadap Pendapatan (Y)

Berdasarkan hasil uji parsial (uji t), variabel Luas Lahan memiliki nilai koefisien regresi sebesar -0,080 dengan nilai t-hitung sebesar -0,382 dan nilai signifikansi sebesar 0,706. Karena nilai signifikansi jauh lebih besar dari 0,05 ($0,706 > 0,05$), maka hipotesis pertama (H1) ditolak. Hal ini menunjukkan bahwa secara parsial, luas lahan tidak berpengaruh signifikan terhadap pendapatan usaha tani bawang daun di Desa Sinsingon Barat.

Secara ekonomi, koefisien negatif sebesar -0,080 mengindikasikan model Log-Lin, yang berarti setiap penambahan luas lahan sebesar 1 hektar cenderung menurunkan pendapatan sebesar 8%, meskipun secara statistik pengaruh penurunan ini tidak nyata (tidak signifikan). Hasil ini menarik karena melawan asumsi umum bahwa semakin luas lahan, semakin tinggi pendapatan (Soekartawi, 2003), namun sejalan dengan temuan literatur tentang hubungan terbalik luas lahan dan produktivitas pada usahatani kecil (Sen, 1962; Feder, 1985). Kondisi di Desa Sinsingon Barat menunjukkan bahwa rata-rata kepemilikan lahan responden relatif sempit (mean = 0,297 ha) dengan sebaran data yang homogen (Std. Deviasi = 0,197).

Tidak signifikannya pengaruh luas lahan ini diduga terjadi karena budidaya bawang daun merupakan komoditas yang bersifat labor-intensive (padat karya) dan memerlukan perawatan yang intensif. Penambahan luasan lahan tanpa diimbangi dengan kemampuan manajemen yang tepat, ketersediaan tenaga kerja yang cukup, serta modal yang memadai justru memicu inefisiensi alokasi input produksi, yang pada akhirnya meningkatkan biaya produksi per satuan luas dan menekan laju keuntungan net responden.

Hasil penelitian ini menunjukkan bahwa luas lahan tidak berpengaruh signifikan terhadap pendapatan petani bawang daun di Desa Sinsingon Barat. Temuan ini kontradiktif (berbanding terbalik) dengan penelitian terdahulu yang dilakukan oleh Rau (2023) mengenai usaha tani padi di Desa Kamangan 2, Kabupaten Minahasa. Dalam penelitian Rau (2023), ditemukan bahwa secara parsial variabel luas lahan justru berpengaruh signifikan terhadap pendapatan petani.

Perbedaan hasil ini diduga kuat terjadi karena karakteristik komoditas yang diteliti berbeda. Usaha tani padi (yang diteliti oleh Rau) cenderung memiliki pola manajemen lahan yang lebih stabil dan bersifat economies of scale pada area yang lebih luas. Sementara itu, komoditas bawang daun dalam penelitian ini merupakan tanaman hortikultura yang membutuhkan perawatan jauh lebih intensif (labor-intensive). Akibatnya, pada lahan yang sempit sekalipun, jika tidak dikelola dengan efisiensi tenaga kerja dan modal yang matang, penambahan lahan justru memicu inefisiensi biaya operasional yang menekan pendapatan petani di Desa Sinsingon Barat.

Pengaruh Modal Usaha (X₂) terhadap Pendapatan (Y)

Berdasarkan hasil uji parsial (uji t), variabel Modal Usaha memiliki nilai koefisien regresi sebesar 0,959 dengan nilai t-hitung sebesar 14,405 dan nilai signifikansi sebesar 0,000. Karena nilai signifikansi jauh lebih kecil dari 0,05 ($0,000 < 0,05$), maka hipotesis kedua (H₂) diterima. Hal ini membuktikan bahwa secara parsial, modal usaha berpengaruh positif dan signifikan terhadap pendapatan usaha tani bawang daun di Desa Sinsingon Barat.

Bentuk model regresi pada variabel ini adalah Log-Log, sehingga koefisien regresi sebesar 0,959 bertindak sebagai nilai elastisitas. Artinya, setiap terjadi peningkatan modal usaha sebesar 1%, maka akan mengakibatkan peningkatan pendapatan usaha tani bawang daun sebesar 0,959%, dengan asumsi variabel luas lahan konstan. Angka elastisitas yang mendekati 1 ini menunjukkan bahwa pendapatan petani di daerah penelitian sangat responsif (highly responsive) terhadap perubahan modal.

Modal usaha dalam penelitian ini memiliki rentang yang sangat lebar (Rp2.800.000 hingga Rp40.000.000) dengan rata-rata Rp9.600.000. Modal yang kuat memungkinkan petani untuk membeli input produksi berkualitas tinggi secara tepat waktu, seperti bibit unggul bawang daun, pupuk non-subsidi yang berkualitas, pestisida yang efektif untuk menangkal organisme pengganggu tanaman (OPT), serta membiayai tenaga kerja tambahan pada saat masa tanam dan panen. Ketersediaan modal yang cukup memotong ketergantungan petani pada sistem ijon atau utang tengkulak yang merugikan, sehingga harga jual saat panen dapat dioptimalkan dan langsung meningkatkan pendapatan bersih petani. Melalui analisis nilai Beta Standardized, modal usaha (1,017) terbukti menjadi faktor yang paling dominan memengaruhi pendapatan dibandingkan luas lahan (-0,027).

Hasil pengujian statistik dalam penelitian ini membuktikan bahwa modal usaha berpengaruh positif dan signifikan yang sangat dominan terhadap pendapatan petani bawang daun di Desa Sinsingon Barat. Temuan empiris ini kembali berbanding terbalik (kontradiktif) dengan temuan Rau (2023) di Desa

Kamangan 2, Minahasa, yang menyatakan bahwa modal usaha tidak berpengaruh signifikan terhadap pendapatan usaha tani padi.

Ketidaksepadanan hasil ini mencerminkan perbedaan struktur biaya antara pertanian pangan (padi) dan hortikultura sayuran (bawang daun). Pertanian padi umumnya memiliki komponen biaya yang lebih terukur dan sering kali mendapatkan intervensi bantuan atau subsidi yang kuat dari pemerintah. Sebaliknya, usaha tani bawang daun sangat bergantung pada fluktuasi modal mandiri yang besar untuk pengadaan saprodi (bibit komersial, pupuk non-subsidi, dan pestisida intensif) serta pembiayaan tenaga kerja harian. Oleh karena itu, ketersediaan modal dalam penelitian ini menjadi penentu utama (prime mover) yang sangat sensitif dalam mendongkrak pendapatan bersih petani bawang daun, berbeda dengan kondisi petani padi pada penelitian Rau (2023).

Analisis Pengaruh Simultan (Luas Lahan dan Modal Usaha)

Berdasarkan hasil uji simultan (uji F), diperoleh nilai F-hitung sebesar 834,951 dengan tingkat signifikansi 0,000. Karena nilai signifikansi jauh lebih kecil dari 0,05 ($0,000 < 0,05$), maka hipotesis ketiga (H3) diterima. Hal ini mengindikasikan bahwa secara bersama-sama (simultan), Luas Lahan (X1) dan Modal Usaha (X2) berpengaruh signifikan terhadap Pendapatan (Y) usaha tani bawang daun di Desa Sinsingon Barat. Model regresi ini dinyatakan sangat fit (layak) untuk memprediksi fenomena pendapatan petani.

Kemampuan prediktif model ini diperkuat oleh nilai Koefisien Determinasi (Adjusted R²) sebesar 0,983. Angka ini bermakna bahwa sebesar 98,3% variasi naik-turunnya pendapatan petani bawang daun di Desa Sinsingon Barat mampu dijelaskan oleh interaksi kedua variabel independen dalam model, yaitu luas lahan dan modal usaha. Sementara sisanya, yaitu sebesar 1,7%, dipengaruhi oleh faktor-faktor eksternal lain di luar model penelitian ini, seperti fluktuasi harga pasar sayuran, perubahan iklim/cuaca ekstrem, tingkat pengalaman bertani, serta adopsi teknologi pertanian modern.

Meskipun hasil pengujian secara parsial (individu) antara penelitian ini dan penelitian terdahulu saling bertolak belakang, kedua penelitian ini sejalan dan konsisten (mendukung) dalam pengujian secara simultan. Penelitian ini menghasilkan nilai F-hitung sebesar 834,951 (Sig. 0,000), sementara penelitian Rau (2023) juga menemukan nilai F-hitung yang sangat signifikan yaitu sebesar 358,207 dengan nilai probabilitas 0,000.

Hal ini membuktikan sebuah konsensus teoretis bahwa secara bersama-sama (simultan), kombinasi faktor produksi seperti Luas Lahan dan Modal Usaha tetap merupakan pilar utama yang secara nyata menentukan tinggi rendahnya performa pendapatan usaha tani, baik pada komoditas pangan maupun hortikultura di Sulawesi Utara.

PENUTUP

Penelitian ini menunjukkan bahwa pendapatan usahatani bawang daun di Desa Sinsingon Barat lebih berkaitan dengan kemampuan mengoptimalkan sumber daya produksi daripada sekadar memperluas skala lahan. Luas lahan tidak terbukti berpengaruh signifikan terhadap pendapatan, sehingga penambahan luas garapan belum tentu menghasilkan peningkatan pendapatan apabila tidak disertai dengan efisiensi penggunaan input dan pengelolaan usahatani yang memadai. Sebaliknya, modal usaha memiliki pengaruh positif dan signifikan terhadap pendapatan. Setiap peningkatan modal usaha sebesar 1% berkaitan dengan peningkatan pendapatan sebesar 0,959%, yang menunjukkan pentingnya ketersediaan dan pemanfaatan modal dalam mendukung keberlangsungan proses produksi.

Secara bersama-sama, luas lahan dan modal usaha mampu menjelaskan 98,3% variasi pendapatan usahatani berdasarkan nilai Adjusted R^2 sebesar 0,983. Temuan tersebut memperlihatkan bahwa modal menjadi aspek yang lebih relevan untuk diperhatikan dalam strategi peningkatan pendapatan dibandingkan ekspansi lahan semata. Dalam konteks Desa Sinsingon Barat, pendekatan intensifikasi melalui peningkatan kualitas input, efisiensi biaya produksi, dan pengelolaan modal yang lebih produktif berpotensi memberikan manfaat ekonomi yang lebih besar dibandingkan perluasan lahan tanpa dukungan faktor produksi lainnya.

Implikasinya, upaya peningkatan pendapatan petani tidak cukup diarahkan pada penambahan luas garapan, tetapi perlu disertai dengan penguatan akses terhadap modal dan peningkatan kapasitas pengelolaan usahatani. Dukungan pembiayaan pertanian, ketersediaan input produksi, pendampingan teknis, serta penguatan kemampuan manajerial petani menjadi aspek yang relevan untuk mendukung produktivitas dan keberlanjutan usahatani. Penelitian selanjutnya dapat memperluas model dengan mempertimbangkan faktor harga jual, biaya produksi, akses pasar, teknologi, produktivitas, dan kondisi iklim untuk memperoleh penjelasan yang lebih komprehensif mengenai variasi pendapatan petani..

DAFTAR PUSTAKA

- Berry, R. A., & Cline, W. R. (1979). *Agrarian structure and productivity in developing countries*. Johns Hopkins University Press.
- Carter, M. R. (1984). Identification of the inverse relationship between farm size and productivity: An empirical analysis of peasant agricultural production. *Oxford Economic Papers*, 36(1), 131–145.
- Cobb, C. W., & Douglas, P. H. (1928). A theory of production. *American Economic Review*, 18(1, Supplement), 139–165.

- Ellis, F. (1993). *Peasant economics: Farm households and agrarian development* (2nd ed.). Cambridge University Press.
- Feder, G. (1985). The relation between farm size and farm productivity: The role of family labor, supervision and credit constraints. *Journal of Development Economics*, 18(2–3), 297–313.
- Ghasemi, A., & Zahediasl, S. (2012). Normality tests for statistical analysis: A guide for non-statisticians. *International Journal of Endocrinology and Metabolism*, 10(2), 486–489.
- Ghozali, I. (2018). *Aplikasi analisis multivariate dengan program IBM SPSS 25* (Edisi 9). Badan Penerbit Universitas Diponegoro.
- Glejser, H. (1969). A new test for heteroskedasticity. *Journal of the American Statistical Association*, 64(325), 316–323.
- Greene, W. H. (2012). *Econometric analysis* (7th ed.). Pearson.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic econometrics* (5th ed.). McGraw-Hill.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Pearson.
- Mosher, A. T. (1966). *Getting agriculture moving: Essentials for development and modernization*. Praeger.
- Mubyarto. (1989). *Pengantar ekonomi pertanian* (Edisi 3). LP3ES.
- O'Brien, R. M. (2007). A caution regarding rules of thumb for variance inflation factors. *Quality & Quantity*, 41(5), 673–690.
- Razali, N. M., & Wah, Y. B. (2011). Power comparisons of Shapiro-Wilk, Kolmogorov-Smirnov, Lilliefors and Anderson-Darling tests. *Journal of Statistical Modeling and Analytics*, 2(1), 21–33.
- Sen, A. K. (1962). An aspect of Indian agriculture. *The Economic Weekly*, 14(4–6), 243–246.
- Shapiro, S. S., & Wilk, M. B. (1965). An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika*, 52(3–4), 591–611.
- Soekartawi. (1995). *Analisis usahatani*. UI Press.
- Soekartawi. (2003). *Teori ekonomi produksi dengan pokok bahasan analisis fungsi Cobb-Douglas*. RajaGrafindo Persada.
- Sugiyono. (2019). *Metode penelitian kuantitatif, kualitatif, dan R&D*. Alfabeta.
- Todaro, M. P., & Smith, S. C. (2015). *Economic development* (12th ed.). Pearson.
- Wooldridge, J. M. (2013). *Introductory econometrics: A modern approach* (5th ed.). Cengage Learning.