

**ANALISIS EFISIENSI ALOKATIF FAKTOR-FAKTOR PRODUKSI USAHATANI
CABAI BESAR (*Capsicum annum* L.) DI DESA PETUNGSEWU,
KECAMATAN DAU, KABUPATEN MALANG**

Bagus Andriatno

Fakultas Pertanian, Universitas Brawijaya

PENDAHULUAN

Hortikultura, utamanya sayuran merupakan komoditi pertanian yang memiliki harga cukup tinggi di pasaran. Salah satu komoditi sayur-sayuran yang sangat dibutuhkan oleh hampir semua orang dari berbagai lapisan masyarakat, adalah cabai besar, permintaan volume yang beredar di pasaran dalam skala besar. Kabupaten Malang adalah salah satu daerah yang potensial untuk pengembangan tanaman cabai besar. Produksi cabai besar di Kabupaten Malang lebih tinggi dibandingkan kabupaten lain yang ada di Jawa Timur. Penyumbang produksi cabai besar di Jawa Timur tahun 2012 disumbang oleh Kabupaten Malang sebesar 21,75 ribu ton, Kabupaten Tuban sebesar 19,95 ribu ton, Kabupaten Kediri sebesar 12,77 ribu ton, dan Kabupaten banyuwangi sebesar 8,08 ribu ton. Desa Petungsewu, Kecamatan Dau, Kabupaten Malang merupakan salah satu tempat penghasil cabai besar. Usahatani cabai besar menjadi pilihan bagi petani karena dianggap sebagai komoditas yang berpotensi dan cocok dengan kondisi alam yang ada. Namun, kendala yang dialami adalah para petani masih belum efisien dalam penggunaan faktor-faktor produksi input seperti benih, pupuk, pestisida, dan tenaga kerja yang berdampak pada tidak maksimumnya produktivitas cabai besar dalam berusahatani.

METODE PENELITIAN

Penelitian ini dilaksanakan pada bulan Desember 2014-Februari 2015. Lokasi penelitian terletak di Desa Petungsewu, Kecamatan Dau, Kabupaten Malang. Penentuan jumlah sampel petani cabai besar yang diambil menggunakan rumus menurut Parel, et.al. (1973) sebagai berikut:

$$n = \frac{N Z^2 \sigma^2}{N d^2 + Z^2 \sigma^2}$$

Keterangan:

n = jumlah sampel minimal yang harus diambil dari total populasi

N = jumlah populasi

σ^2 = varians populasi

d = kesalahan maksimal yang dapat diterima 5% (0,05)

Z = nilai Z pada tingkat kepercayaan tertentu, yaitu 95% (dengan nilai sebesar 1,96)

Jumlah populasi berjumlah 203 orang. Berdasarkan perhitungan menggunakan rumus Parel diketahui bahwa total sampel petani cabai besar di daerah penelitian yang diambil sebanyak 47 orang yang diambil dengan menggunakan metode stratified random sampling.

Lokasi dan responden dipilih secara sengaja dengan pertimbangan bahwa daerah tersebut memiliki potensi dalam pengembangan produktivitas cabai besar. Berdasarkan Dinas Pertanian dan Perkebunan Kabupaten Malang (2013) Desa Petungsewu memiliki potensi pengembangan usahatani cabai besar apabila dilihat dari produktivitas tanaman cabai besar mencapai 20 ton/hektar. Metode analisis data untuk fungsi produksi menggunakan model fungsi produksi Cobb Douglas sebagai berikut :

$$Y = b_0 X_1^{b_1} X_2^{b_2} X_3^{b_3} X_4^{b_4} X_5^{b_5} e^u$$

Keterangan:

- Y = jumlah produksi cabai besar (kg)
 X1 = jumlah luas lahan (m²)
 X2 = jumlah benih (gram)
 X3 = jumlah pupuk (kg)
 X4 = jumlah pestisida (lt)
 X5 = jumlah tenaga kerja (HOK)
 b0 = intersep/konstanta
 b1,...b5 = elastisitas produksi dari X1,...,X4
 e = logaritma natural
 u = kesalahan (*error*)

Untuk mempermudah pendugaan hasil fungsi, maka persamaan tersebut ditransformasikan dalam bentuk *double* logaritma natural (Ln), sehingga bentuk persamaannya menjadi persamaan linier berganda. Kemudian dianalisis dengan metode kuadrat terkecil (OLS) dan digunakan untuk menguji serta menarik kesimpulan hubungan antara variabel atau perubah-perubah tersebut. Persamaan tersebut setelah ditransformasikan menjadi:

$$\text{Ln}Y = \text{Ln}b_0 + b_1\text{Ln}X_1 + b_2\text{Ln}X_2 + b_3\text{Ln}X_3 + b_4\text{Ln}X_4 + b_5\text{Ln}X_5 + u$$

Faktor-faktor produksi yang diduga mempengaruhi produksi cabai besar adalah luas lahan (X1), benih (X2), pupuk (X3), pestisida (X4) dan tenaga kerja (X5). Faktor-faktor produksi yang mempengaruhi produksi cabai besar dianalisis menggunakan regresi linier berganda. Sebelum dilakukan estimasi model regresi berganda, data yang digunakan harus dipastikan terbebas dari penyimpangan asumsi klasik untuk multikolinearitas, heteroskedastisitas, normalitas dan autokorelasi dalam Gujarati (2003).

Uji klasik ini dapat dikatakan sebagai kriteria ekonometrika untuk melihat apakah hasil estimasi memenuhi dasar linear klasik atau tidak. Setelah dilakukan uji penyimpangan asumsi klasik, selanjutnya dilakukan uji model yaitu dengan uji F dan Uji R², uji t atau koefisien regresinya.

1. Uji F

Menurut Kuncoro (2003), Uji F dilakukan pada dasarnya menunjukkan apakah semua variabel bebas yang dimasukkan dalam model mempunyai pengaruh secara bersama-sama terhadap variabel terikat. Formulasi hipotesis dan F-hitung dengan rumus adalah sebagai berikut:

$$H_0 : b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = b_5 = 0$$

$$H_1 : b_1 \neq b_2 \neq b_3 \neq b_4 \neq b_5 \neq 0$$

$$F\text{-hitung} = \frac{R^2/(k-1)}{(1-R^2)/(n-k)}$$

Kriteria pengujian:

F hitung > F tabel, maka tolak H0 dan terima H1, artinya semua variabel independen berpengaruh nyata terhadap variabel dependen.

F hitung < F tabel, maka terima H0 dan tolak H1, artinya semua variabel independen tidak berpengaruh nyata terhadap variabel dependen.

2. Koefisien Determinasi (R2)

Koefisien determinasi (R2) menurut Kuncoro (2003), merupakan pengukuran yang dapat melihat seberapa jauh kemampuan model dalam menerangkan variasi variabel terikat. Oleh karena itu, koefisien determinasi sebenarnya mengukur besarnya persentase pengaruh semua variabel independen pada persamaan dalam model regresi terhadap variabel dependennya. Adapun kegunaan koefisien determinasi adalah :

- a) Sebagai ukuran ketepatan/kecocokan garis regresi yang dibuat dari hasil estimasi terhadap sekelompok data hasil observasi. Semakin besar nilai R2, maka semakin bagus garis regresi yang terbentuk, dan semakin kecil R2, maka semakin tidak tepat garis regresi tersebut yang mewakili data hasil observasi.
- b) Untuk mengukur proporsi (Presentase) dari jumlah variasi Y yang diterangkan oleh model regresi atau untuk mengukur besar sumbangan dari variabel X terhadap variabel Y.

3. Uji t

Menurut Koncoro (2003), uji t pada dasarnya menunjukkan seberapa jauh pengaruh satu variabel penjelas secara individual dalam menerangkan variasi variabel terikat. Formulasi hipotesisnya adalah sebagai berikut:

H0 : b1 = 0

H1 : b2 ≠ 0

Kriteria pengujian:

t hitung > t tabel, maka tolak H0 dan terima H1, artinya variabel independen berpengaruh nyata terhadap variabel dependen.

t hitung < t tabel, maka terima H0 dan tolak H1, artinya variabel independen tidak berpengaruh nyata terhadap variabel dependen.

Efisiensi alokatif penggunaan faktor produksi dianalisis menggunakan rasio Nilai Produk Marginal (NPM) dengan harga input (NPM/Px). Efisiensi harga tercapai apabila perbandingan antara nilai produktivitas marjinal (NPMx) sama dengan biaya input tersebut (Px). Secara matematis dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\frac{NPMx_i}{P_x} = 1 \quad \frac{b_i \cdot y}{p_x} = 1 \quad x_i = \frac{b_i Y \cdot P_y}{P_{x_i}}$$

Keterangan:

- NPMxi = Nilai produk marginal faktor produksi ke-i
- bi = Elastisitas faktor produksi x ke-i
- xi = Rata-rata penggunaan faktor produksi ke-i
- Y = Rata-rata produksi
- Pxi = Harga per satuan faktor produksi ke-i
- Py = harga satuan hasil produksi 1 = 1,2,3.....n



Menurut Shinta (2011) mengemukakan bahwa jika $NPMxiPx > 1$, maka pada harga yang berlaku saat penelitian secara ekonomis penggunaan faktor produksi belum optimum atau belum efisien, untuk mencapai efisien input x harus ditambah. Jika $NPMxiPx < 1$, maka pada harga yang berlaku saat penelitian, secara ekonomis penggunaan faktor produksi melebihi kondisi optimum atau tidak efisien, untuk mencapai efisien input x harus dikurangi. Jika $NPMxiPx = 1$, maka pada harga yang berlaku saat penelitian secara ekonomis penggunaan faktor produksi optimum atau efisien.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Analisis Fungsi Produksi Cobb Douglass dan Faktor Produksi yang Mempengaruhi Usahatani Cabai Besar Menurut Gujarati (2003), persyaratan yang harus dipenuhi dalam pengujian asumsi klasik diantaranya uji multikolinearitas, heteroskedastisitas, uji normalitas, dan uji autokorelasi. Hasil uji asumsi klasik dalam penelitian tersebut dapat dilihat sebagai berikut:

1. Uji Multikolinearitas

Uji multikolinearitas dilakukan bertujuan untuk mendeteksi korelasi antara variabel independen yang satu dengan variabel independen lainnya. Gejala timbulnya multikolinearitas di antara variabel-variabel independen dalam model regresi dapat dideteksi dengan Nilai VIF menunjukkan angka lebih kecil dari 10, sehingga dapat dikatakan tidak adanya gejala multikolinearitas pada model regresi. Sedangkan nilai tolerance mempunyai nilai < 1 . Adapun hasil analisis data uji multikolinearitas yaitu:

Tabel 1. Rata-rata Biaya Produksi Usahatani Bawang Merah di Daerah Penelitian

| Variabel | Tolerance | Nilai VIF | Keterangan |
|--------------|-----------|-----------|---------------------------------|
| Luas Lahan | 0,110 | 9,096 | Tidak terjadi multikolinearitas |
| Benih | 0,346 | 2,889 | Tidak terjadi multikolinearitas |
| Pupuk | 0,342 | 2,922 | Tidak terjadi multikolinearitas |
| Pestisida | 0,236 | 4,231 | Tidak terjadi multikolinearitas |
| Tenaga Kerja | 0,168 | 5,947 | Tidak terjadi multikolinearitas |

Sumber: Data Primer Diolah, 2015

2. Uji Heteroskedastisitas

Berdasarkan hasil uji heteroskedastisitas dapat dilihat bahwa titik-titik menyebar secara acak, tidak membentuk sebuah pola tertentu yang jelas, serta tersebar baik di atas maupun di bawah angka 0 pada sumbu Y. Hal ini berarti tidak terjadi heteroskedastisitas pada model regresi dan sesuai dengan dasar pengambilan keputusan, sehingga dapat dikatakan uji heteroskedastisitas terpenuhi.

3. Uji Normalitas

Berdasarkan Grafik Normal P-Plot, terlihat bahwa titik-titik menyebar di sekitar garis diagonal, serta penyebarannya mengikuti arah garis diagonal. Maka model regresi layak dipakai dan dapat disimpulkan bahwa model regresi yang digunakan telah memenuhi asumsi normalitas.

4. Uji Autokorelasi

Berdasarkan pengujian model regresi, menghasilkan nilai DW sebesar 1,955. Nilai du untuk variabel bebas = 5 dan $n = 47$ pada $\alpha = 0,05$ adalah sebesar 1,773. Hal ini berarti tidak terjadi autokorelasi karena nilai DW sebesar 1,955 lebih besar dari batas atas (du) yaitu sebesar 1,773 dan kurang dari $4 - 1,773$ ($1,773 < 1,955 < 2,227$). Berdasarkan uji asumsi klasik yang telah dilakukan pada model regresi, seluruhnya model regresi memenuhi asumsi yang ada yaitu uji multikolinieritas, uji homoskedastisitas, uji normalitas, dan uji autokorelasi.

Tahap selanjutnya dilakukan uji kesesuaian (goodness of fit test). Hasil uji regresi di daerah penelitian dapat dijelaskan pada Tabel 2 sebagai berikut:

Tabel 2. Hasil Uji Regresi

| Variabel | Koefisien R2 | Std. Error | t hitung | Sig |
|----------------------|--------------|------------|----------|---------|
| Konstanta | -0,710 | 0,305 | -2,324 | 0,025 * |
| Luas lahan (ln X1) | 0,743 | 0,075 | 9,896 | 0,000* |
| Benih (ln X2) | 0,099 | 0,052 | 1,886 | 0,066 |
| Pupuk (ln X3) | 0,121 | 0,046 | 2,611 | 0,013* |
| Pestisida (ln X4) | 0,026 | 0,064 | 0,408 | 0,685 |
| Tenaga Kerja (ln X5) | 0,041 | 0,081 | 0,506 | 0,615 |

R2 = 0,972
 F Hitung = 286,980
 F tabel α 0,05 = 2,44
 t tabel α 0,05 = 2,020
 Taraf kepercayaan 95%

Sumber: Data Primer Diolah, 2015

Berdasarkan Tabel 2 di atas, persamaan regresi yang terbentuk adalah sebagai berikut:

$$Y = -0,710 + 0,743X1 + 0,099X2 + 0,121X3 + 0,026X4 + 0,041X5 + u$$

1. Analisis Uji F

Berdasarkan hasil uji F yang telah dilakukan melalui pengolahan data menggunakan alat analisis kuantitatif, bahwa nilai Fhitung sebesar 286,980. Nilai Ftabel dengan tingkat kepercayaan 95% ($\alpha = 0,05$) untuk $df N1 = 5$ dan $df N2 = 41$ adalah sebesar 2,44. Dengan demikian, dapat disimpulkan bahwa Fhitung lebih besar dari pada Ftabel sehingga H_0 ditolak dan H_1 diterima, artinya bahwa secara bersama-sama variabel bebas (luas lahan, benih, pupuk, pestisida, dan tenaga kerja) yang dijelaskan di dalam model berpengaruh terhadap variabel terikat yaitu produksi usahatani cabai besar.

2. Analisis Uji Koefisien Determinasi (R2)

Hasil uji regresi pada Tabel 2, nilai R2 sebesar 0,972 atau mencapai 97,2 %. Dapat dikatakan bahwa variabel bebas seperti luas lahan, benih, pupuk, pestisida, dan tenaga kerja mempunyai pengaruh sebesar 97,2 % terhadap produksi usahatani cabai besar, sedangkan sisanya sebesar 2,8% dijelaskan oleh faktor lain di luar model. Angka tersebut menunjukkan bahwa kemampuan variabel bebas dalam memberikan informasi untuk menjelaskan keragaman variabel terikat relatif tinggi.

3. Analisis Uji t

Uji t dilakukan untuk membandingkan nilai t hitung dengan nilai t tabel pada tingkat kepercayaan 95% ($\alpha = 0,05$) dan degree of freedom (df) dengan rumus $n-k$ sebesar 41, diperoleh nilai t tabel sebesar 2,020. Apabila signifikansi t hitung $>$ t tabel, maka dinyatakan signifikan. Namun apabila signifikansi t hitung $<$ t tabel, maka dinyatakan tidak signifikan. Apabila hal ini terjadi maka tidak ada pengaruh variabel independen terhadap variabel dependen. Adapun pembahasan uji signifikansi akan dijelaskan sebagai berikut:

a. Luas lahan

Nilai t hitung pada variabel luas lahan 9,896 $>$ nilai t tabel sebesar 2,020, maka secara statistik luas lahan yang digunakan untuk kegiatan usahatani cabai besar berpengaruh nyata dan positif terhadap jumlah produksi cabai besar. Produksi cabai besar akan meningkat apabila penggunaan luas lahan ditambah karena rata-rata penggunaan luas lahan di daerah penelitian sebesar 4414,89 m². Nilai koefisien regresi sebesar 0,743 menunjukkan bahwa peningkatan alokasi luas lahan sebesar 1 % akan meningkatkan produksi sebesar 0,743 % dengan asumsi faktor yang lain dalam keadaan konstan.

b. Benih

Hasil dari Tabel 2 bahwa nilai t hitung pada variabel benih 1,886 $<$ nilai t tabel sebesar 2,020, maka secara statistik benih yang digunakan untuk kegiatan usahatani cabai besar tidak berpengaruh nyata terhadap jumlah produksi cabai besar. Kriteria pengujian hipotesis bahwa t hitung $<$ t tabel, maka terima H₀ dan tolak H₁, artinya variabel independen benih tidak berpengaruh nyata terhadap variabel dependen yaitu produksi. Benih yang digunakan di daerah penelitian adalah benih varietas Imola. Nilai koefisien regresi sebesar 0,099 menunjukkan bahwa peningkatan alokasi benih sebesar 1 % akan meningkatkan produksi sebesar 0,099 % dengan asumsi faktor yang lain dalam keadaan konstan.

c. Pupuk

Nilai t hitung pada variabel pupuk 2,611 $>$ nilai t tabel sebesar 2,020, maka secara statistik pupuk yang digunakan untuk kegiatan usahatani cabai besar berpengaruh nyata terhadap jumlah produksi cabai besar. Hal ini dapat diartikan bahwa penggunaan pupuk dalam jumlah yang berbeda akan menghasilkan produksi yang berbeda pula. Kriteria pengujian hipotesis bahwa t hitung $>$ t tabel, maka terima H₁ dan tolak H₀, artinya variabel independen pupuk berpengaruh nyata dan positif terhadap variabel dependen yaitu produksi. Salah satu penyebab pupuk berpengaruh nyata, diduga karena penggunaan pupuk dari 47 responden bervariasi. Penggunaan pupuk di daerah penelitian rata-rata 143,78 kg/ha/musim tanam meliputi pupuk kandang, pupuk urea, pupuk SP-36, pupuk KCl, pupuk ZA, dan pupuk NPK. Sehingga pengaruh pupuk pada produksi dalam penelitian ini terlihat nyata. Nilai koefisien regresi sebesar 0,121 menunjukkan bahwa peningkatan alokasi pupuk sebesar 1 % akan menurunkan produksi sebesar 0,121 % dengan asumsi faktor yang lain dalam keadaan konstan.

d. Pestisida

Nilai t hitung pada variabel pestisida 0,408 $<$ nilai t tabel sebesar 2,020, maka secara statistik pestisida yang digunakan untuk kegiatan usahatani cabai besar tidak berpengaruh nyata terhadap jumlah produksi cabai besar. Nilai koefisien regresi sebesar 0,026 menunjukkan bahwa penambahan jumlah pestisida sebesar 1 % akan meningkatkan

produksi rata-rata sebesar 0,026 % dengan asumsi faktor yang lain dalam keadaan konstan. Pada pengujian hipotesis bahwa t hitung $<$ t tabel, maka tolak H_1 dan terima H_0 , artinya variabel independen pestisida tidak berpengaruh nyata terhadap variabel dependen yaitu produksi. Salah satu penyebab pestisida berpengaruh tidak nyata, diduga karena penggunaan pestisida dari 47 responden kurang bervariasi.

e. Tenaga Kerja

Nilai t hitung pada variabel tenaga kerja $0,506 <$ nilai t tabel sebesar 2,020, maka secara statistik tenaga kerja yang digunakan untuk kegiatan usahatani cabai besar tidak berpengaruh nyata terhadap jumlah produksi cabai besar. Pada pengujian hipotesis bahwa t hitung $<$ t tabel, maka tolak H_1 dan terima H_0 , artinya variabel independen tenaga kerja tidak berpengaruh nyata terhadap variabel dependen yaitu produksi. Menurut Mubyarto (1989) menyatakan bahwa dalam usahatani, sebagian besar tenaga kerja berasal dari keluarga sendiri yang terdiri atas ayah, ibu, dan anak. Pernyataan tersebut sesuai dengan di daerah penelitian yang sebagian besar berasal dari keluarga. Nilai koefisien regresi pada variabel tenaga kerja adalah sebesar 0,041 menunjukkan bahwa peningkatan alokasi tenaga sebesar 1 % akan meningkatkan produksi sebesar 0,041 %. Hal ini disebabkan karena penggunaan tenaga kerja di daerah penelitian masih mengalami kekurangan

Analisis Efisiensi Alokatif faktor produksi

Secara matematis model regresi Cobb-Douglass usahatani cabai besar selama satu kali musim tanam di Desa Petungsewu, Kecamatan Dau, Kabupaten Malang yaitu sebagai berikut:

$$Y = -0,710 + 0,743X_1 + 0,099X_2 + 0,121X_3 + 0,026X_4 + 0,041X_5 + u$$

Hasil perhitungan efisiensi alokatif faktor produksi yang berpengaruh nyata terhadap produksi cabai besar dapat dilihat pada Tabel 3 sebagai berikut :

Tabel 3. Analisis Efisiensi Alokatif Penggunaan Faktor-Faktor Produksi Cabai Besar di Desa Petungsewu, Kecamatan Dau, Kabupaten Malang

| Variabel | Bix | Y | Py | X | Px | PMx | NPMx | NPMx/Px |
|------------|------|-----|-------|--------|-----------|---------|----------|---------|
| Luas lahan | 0,74 | 787 | 11800 | 0,44 | 661170,21 | 1329,34 | 15686273 | 23,72 |
| Pupuk | 0,12 | 787 | 11800 | 143,78 | 1816,67 | 0,67 | 7817,54 | 4,35 |

Sumber : Data Primer Diolah, 2015.

1. Perhitungan Efisiensi Alokatif dan X_1 optimal Luas Lahan (X_1)

$$X \text{ optimal} = ((0,743 \times 787,23)11800)/661170,21 = 10,4 \text{ ha}$$

Dari analisis diketahui bahwa nilai penggunaan luas lahan di daerah penelitian belum efisien. Hasil analisis penggunaan luas lahan di daerah penelitian diperoleh NPM_x/P_x sebesar 23,72. Hal ini menunjukkan bahwa alokasi penggunaan luas lahan tersebut masih belum efisien. Rata-rata petani responden di daerah penelitian menggunakan luas lahan sebesar 0,441 ha belum efisien sehingga perlu ditambahkan. Penggunaan optimal dari luas lahan guna mendapatkan produksi maksimum yaitu sebesar 10,4 ha. Pada hasil perhitungan efisiensi alokatif untuk menjawab hipotesis ketiga bahwa penggunaan faktor produksi luas lahan belum efisien dikarenakan nilai $NPM_x/P_x > 1$, sehingga H_0 ditolak dan H_1 diterima yang artinya bahwa pada harga yang berlaku saat penelitian, penggunaan faktor produksi luas lahan belum optimum atau belum efisien.



2. Perhitungan Efisiensi Alokatif dan X_i optimal Pupuk (X_3)

$$X \text{ optimal} = ((0,121 \times 787,23)11800)/1816,67 = 618,7 \text{ kg}$$

Dari hasil analisis diketahui bahwa nilai NPM_x/P_x alokasi pupuk sebesar 4,35 dimana angka tersebut lebih besar dari satu, sehingga alokasi pupuk di daerah penelitian belum efisien. Dengan penggunaan pupuk rata-rata sebesar 143,78 kg per hektar dalam satu musim tanam, menunjukkan bahwa alokasi tersebut masih belum efisien. Agar penggunaan pupuk bisa mencapai optimal, maka petani perlu menambahkan penggunaan pupuk mencapai 618,7 kg per hektar dalam satu musim tanam. Kondisi riil di daerah penelitian berdasarkan hasil wawancara menunjukkan bahwa petani mengatakan kesulitan untuk mencari pupuk sehingga untuk menjaga ketersediaan, banyak petani yang membeli pupuk ke kota. Hal inilah yang menjadi salah satu penyebab belum efisiennya penggunaan atau pengalokasian pupuk di daerah penelitian. Pada hasil perhitungan efisiensi alokatif bahwa penggunaan faktor produksi pupuk belum efisien dikarenakan nilai $NPM_x/P_x > 1$. Kriteria pengujian hipotesisnya adalah H_0 ditolak dan H_1 diterima yang artinya bahwa pada harga yang berlaku saat penelitian, penggunaan faktor produksi pupuk belum optimum atau belum efisien.

KESIMPULAN

1. Usahatani cabai besar dijelaskan menggunakan fungsi produksi Cobb-Douglass, yaitu produksi cabai besar secara teknis berhubungan nyata dengan penggunaan faktor produksi luas lahan, benih, pupuk, pestisida, dan tenaga kerja. Faktor-faktor produksi yang berpengaruh nyata dan positif dalam kegiatan usahatani cabai besar adalah luas lahan dan pupuk dibuktikan dengan thitung luas lahan adalah 9,896 dan thitung pupuk adalah 2,611 lebih besar dari ttabel sebesar 2,020. Sedangkan faktor-faktor produksi yang tidak berpengaruh nyata dalam kegiatan usahatani cabai besar adalah benih, pestisida, dan tenaga kerja.
2. Hasil analisis efisiensi alokatif usahatani cabai besar menunjukkan bahwa penggunaan faktor produksi luas lahan rata-rata sebesar 0,441 ha/musim tanam belum efisien, karena penggunaan luas lahan rata-rata yang efisien sebesar 10,4 ha/musim tanam, dan penggunaan faktor produksi pupuk rata-rata sebanyak 143,78 kg/ha/musim tanam belum efisien, karena penggunaan pupuk rata-rata yang efisien sebanyak 618,7 kg/ha/musim tanam.

REFERENSI

- Dinas Pertanian Kabupaten Malang. 2013. Luas Lahan dan Produksi Cabai Besar. Malang.
- Gujarati, Damodar. 2003. Basic Econometric. The McGraw-Hill Companies, Inc. The Internasional Edition in North America.
- Kuncoro, M. 2003. Metode Riset Untuk Bisnis dan Ekonomi. Penerbit Erlangga. Jakarta.
- Parel, C.P., G.C. Caldito, P.L. Ferre, G.G. De Guzman, C.S. Sinsioco, dan R.H. Tan. 1973. Sampling Design and Procedures. PSSC. Phillipine.
- Shinta, A. 2011. Ilmu Usahatani. UB Press. Malang.

