

**EFISIENSI ALOKASI FAKTOR PRODUKSI USAHA PERTANIAN PADI  
DI DESA HOLSA, MALIANA, BOBONARO, TIMOR-LESTE**

**Francisco Nunes Soares<sup>1</sup>, Gatot Sasongko<sup>2</sup>**

[092018902@student.uksw.edu](mailto:092018902@student.uksw.edu), [gatot.sasongko@staff.uksw.edu](mailto:gatot.sasongko@staff.uksw.edu)

**Program Studi S2 Studi Pembangunan, Fakultas Interdisiplin, Universitas Kristen Satya  
Wacana**

**ABSTRAK**

Kecamatan Maliana, Kabupaten Bobonaro, Timor-Leste merupakan daerah sentra produksi komoditi beras, salah satunya adalah wilayah Desa Holsa. Selama ini pola pertanian tradisional masyarakat Desa Holsa belum mengarah pada peningkatan produksi yang memberikan dampak ekonomis. Tujuan penelitian ini mengkaji efisiensi alokasi faktor-faktor produksi usaha pertanian tanaman padi di Desa Holsa yang meliputi luas lahan, ketenagakerjaan, benih, pupuk dan pestisida. Metode yang digunakan adalah deskriptif kuantitatif. Penelitian ini menggunakan teknik analisis regresi Cobb-Douglas. Hasil penelitian menemukan bahwa variabel luas lahan, penggunaan tenaga kerja, benih, pupuk dan pestisida secara simultan mempengaruhi produksi secara signifikan. Berdasarkan hasil uji secara parsial, variabel benih, dan pestisida tidak berpengaruh terhadap produksi, sedangkan variabel luas lahan, pupuk dan penggunaan tenaga kerja berpengaruh terhadap produksi. Hasil analisis regresi Cobb-Douglas menunjukkan bahwa kombinasi faktor produksi usaha pertanian tanaman Padi di Desa Holsa belum efisien secara teknis.

**Kata Kunci: efisiensi, faktor produksi, pertanian, padi, Desa Holsa.**

**ABSTRACT**

*Maliana Subdistrict, Bobonaro Regency, Timor-Leste is rice commodity production center, one of which is Holsa Village. So far, traditional farming pattern of the Holsa Village community has not led to an increase in production which has an economic impact. The purpose of this study was to assess efficiency of allocation of production factors for rice farming in Holsa Village which includes land area, labor, seeds, fertilizers and pesticides. The method used is descriptive quantitative. This study uses Cobb-Douglas regression analysis technique. The results found that variables of land area, labor, seeds, fertilizers and pesticides simultaneously significantly affected production. Based on individual test results, variables of seeds and pesticides had no effect on production, while the variables of land area, fertilizer and labor had an effect on production. The results of Cobb-Douglas regression analysis show that combination of production factors for rice farming in Holsa Village is technically inefficient.*

**Keywords: efficiency, factors of production, farming, rice, Holsa Village.**

## PENDAHULUAN

Negara Republik Demokratik Timor-Leste sebagai sebuah negara baru, perlu melihat potensi sumber daya yang dimiliki sebagai bentuk intervensi positif terhadap pertumbuhan pembangunan. Pengembangan ekonomi kewilayahan yang dimiliki, menjadi salah satu pokok perhatian pemerintah. Sebagai sebuah negara agraris, sektor pertanian menjadi titik fokus pemerintah untuk memaksimalkan produksi bahan baku pertanian yang menjawab kebutuhan pasar baik pada tingkat nasional (domestik) dan internasional. Oleh karena itu, sudah pasti memerlukan strategi yang efektif.

Sebagai salah satu wilayah administratif, Kecamatan Maliana, Kabupaten Bobonaro dapat dikatakan berbeda secara topografi dengan kecamatan-kecamatan lain. Kondisi alam yang lembab serta berada pada ketinggian memberikan peluang bagi masyarakat Maliana untuk memfokuskan diri di bidang pertanian di sawah. Kecamatan Maliana merupakan daerah sentra produksi komoditi beras. Berdasarkan data presentase komoditas Kabupaten Bobonaro tahun 2018, komoditi Padi mengalami peningkatan secara keseluruhan mencapai 55,4%.

Kecamatan Maliana memiliki yang terdiri dari 7 (tujuh) desa dan 39 (tiga puluh Sembilan) kampung ini, dalam melakukan penelitian, peneliti secara khusus fokus pada wilayah Desa Holsa, Kecamatan Maliana. Sebagai penduduk yang berprofesi sebagai petani Padi di sawah, sistem pengelolaan usaha pertanian di Desa Holsa masih bersifat tradisional. Pada kenyataannya hasil tanaman Padi Desa Holsa hanya sebatas memenuhi kebutuhan keluarga mereka sendiri.

Pola pertanian masyarakat Desa Holsa belum mengarah pada peningkatan produksi yang memberikan dampak ekonomi. Di samping itu, masih belum optimalnya manajemen serta masih kurangnya perhatian dari pihak kementerian pertanian dan perikanan Timor-Leste dalam pengelolaan dan perbaikan prasarana irigasi yang sudah banyak yang rusak (Di mana terjadi tingkat kerusakan prasarana irigasi di Kabupaten Bobonaro sebesar 65%). Menurut data Direcção Geral de Estatística (2019), program pengadaan bibit unggul, distribusi pupuk, obat-obatan, bimbingan dan pendampingan teknis kepada petani serta penerapan teknologi seperti pengoperasian *tractor* memberikan kemanfaatan yang mendorong peningkatan produktivitas usaha pertanian tanaman Padi. Hal ini dapat dibandingkan dengan rata-rata produksi Padi pada tahun 2016 yang tercatat lebih tinggi dari tahun 2017 yaitu sebesar 4,62 Ton/Ha, hal ini terjadi disebabkan oleh adanya pergeseran sistem pengolahan lahan dari metode tradisional ke arah teknologi modern melalui upaya kebijakan pemerintah yang mendistribusikan *tractor* pada petani (Direcção Geral de Estatística, 2019).

Keberhasilan dalam usahatani meliputi: lahan garapan, modal, tenaga kerja, dan keahlian. Keberadaan dari faktor produksi tersebut dipadukan untuk memperoleh produksi atau hasil akhir dari suatu usaha (Soekartawi, 2003). Dalam menentukan efisiensi faktor produksi usaha pertanian tanaman padi di sawah dapat dilakukan dengan menggunakan efisiensi teknis, efisiensi harga, dan efisiensi ekonomi. Dalam penelitian ini, penulis akan menggunakan analisis skala hasil atau skala produksi dan selanjutnya menggunakan analisis efisiensi dengan memperhatikan harga input dan harga jual produk usaha tani.

Menurut Rusli (2008); Kaban, Ginting, dan Iskandarini (2012); Triyono, Purwanto & Budiyo (2013); Warsana (2007), menunjukkan bahwa faktor luas lahan menjadi salah satu faktor yang mempengaruhi jumlah hasil produksi tanaman Padi. Artinya bahwa rasio antara NPM (Nilai Produk Marginal) *input* produksi dari luas lahan sewa per-musim per-hektar lebih besar, maka faktor produksi luas lahan belum efisien. Dari ketiga riset yang dilakukan pada dasarnya lebih menekankan pada faktor perluasan lahan. Namun dari ketiga riset ini juga, ketika dikelompokkan, maka ada faktor lain yang coba disodorkan oleh Kaban, Ginting, dan Iskandarini (2012) yang melihat pada bagaimana cara/proses penanaman Padi dengan melihat jarak saat melakukan proses penanaman Padi tersebut.

Faktor yang coba dilihat dari riset penelitian tentang pengaruh tenaga kerja terhadap produksi Padi telah dilakukan Kaban, Ginting, dan Iskandarini (2012) di Desa Sei Belutu, Kecamatan Sei Baman, Kabupaten Bedagai; Yuliana, Ekowati & Handayani (2017) di Kecamatan Wirosari, Kabupaten Grobogan, menunjukkan bahwa faktor tenaga kerja memiliki pengaruh signifikan terhadap jumlah produksi. Sedangkan penelitian Rusli (2008) di Kabupaten Konawe, Sulawesi Tenggara; Laksmi, Suamba, & Ambarawati (2012) di Kecamatan Marga, Kabupaten Tabanan; dan Warsana (2007) di Kecamatan Randublatung, Kabupaten Blora, menunjukkan hasil yang berbeda yaitu faktor tenaga kerja tidak berpengaruh nyata terhadap produksi Padi. Karena terdapat perbedaan hasil dari penelitian terdahulu, maka peneliti tertarik melakukan penelitian mengenai faktor tenaga kerja terhadap hasil produksi usaha Padi.

Mengenai efisiensi alokasi tenaga kerja, Kaban, Ginting, dan Iskandarini (2012) memberikan kesimpulan bahwa

daerah penelitian belum berada pada kondisi efisien sehingga perlunya dilakukan penambahan penggunaan pada *input* produksi sesuai standar yang ditentukan agar tercapai kondisi *optimum*. Begitu juga hasil penelitian dari Rusli (2008) menyarankan pengalokasian penggunaan tenaga kerja masih dapat ditingkatkan sampai pada batas tertentu per-usaha tani, karena masih dapat menghasilkan produksi yang lebih tinggi.

Penelitian tentang pengaruh benih terhadap produksi Padi telah dilakukan Triyono, Purwanto & Budiyo (2013) di Desa Sardonoharjo, Kecamatan Ngaglik; dan Yuliana, Ekowati & Handayani (2017) di Kecamatan Wirosari, Kabupaten Grobogan, menemukan bahwa pengaruh faktor benih terhadap produksi usaha pertanian padi adalah positif. Sedangkan penelitian lain Rusli (2008) di Kabupaten Konawe Sulawesi Tenggara; dan Kaban, Ginting, dan Iskandarini (2012) di Desa Sei Belutu, Kecamatan Sei Baman, Kabupaten Bedagai mengungkapkan bahwa faktor benih tidak berpengaruh terhadap jumlah produksi padi sawah. Berdasarkan ketidak konsistenan penelitian terdahulu, maka peneliti melakukan penelitian tentang pengaruh faktor benih terhadap hasil produksi usaha tanaman Padi di sawah.

Mengenai tingkat efisiensi alokasi benih, Yuliana, Ekowati & Handayani (2017) menyimpulkan bahwa analisis efisiensi harga menunjukkan bahwa penggunaan faktor produksi benih tidak efisien. Artinya, petani harus mengurangi jumlah penggunaan benih dan meningkatkan kualitas benih dengan menggunakan benih bersertifikasi. Kaban, Ginting, dan Iskandarini (2012) menyatakan bahwa untuk nilai efisien produksi bibit digolongkan tidak efisien karena memiliki nilai lebih kecil dari 1 yaitu sebesar -2,86. Hal ini terjadi akibat penggunaan bibit yang berlebihan. Sedangkan Rusli (2008) menyarankan

bahwa dalam rangka meningkatkan keuntungan dan pendapatan usaha pertanian tanaman padi di sawah, maka dapat dialokasikan upaya peningkatan benih sampai batasan tertentu usaha tani per-musim tanam, sehingga menghasilkan produksi padi GKG yang lebih tinggi dari yang sebelumnya. Dengan demikian, hasil analisis efisiensi alokatif dari penelitian (Triyono, Purwanto and Budiyono, 2013) menunjukkan bahwa faktor benih belum efisien yaitu 38,23, maka keputusan petani menambah benih secara proporsional dengan harapan dapat meningkatkan hasil produksinya adalah rasional.

Penelitian tentang pengaruh pestisida terhadap produksi padi telah dilakukan Laksmi, Suamba & Ambarawati (2012) di Kecamatan Marga, Kabupaten Tabanan; Kaban, Ginting, dan Iskandarini (2012) di Desa Sei Belutu, Kecamatan Sei Bambi, Kabupaten Bedagai; Yuliana, Ekowati & Handayani (2017) di Kecamatan Wirosari, Kabupaten Grobongan; dan Warsana (2007) di Kecamatan Randublatung, Kabupaten Blora, menunjukkan hasil bahwa faktor pestisida tidak berpengaruh nyata terhadap produksi padi. Hasil berbeda ditemukan oleh (Triyono, Purwanto and Budiyono, 2013) di Desa Sardonoharjo, Kecamatan Ngaglik bahwa faktor pestisida berpengaruh positif terhadap produksi Padi.

Mengenai tingkat efisiensi alokasi pestisida, Laksmi, Suamba, & Ambarawati (2012) menyimpulkan bahwa penggunaan pestisida tidak efisien, penggunaan yang berlebihan, sehingga perlu mengurangi jumlah penggunaan secara tepat baik jenis, dosis, waktu dan cara pemberian sehingga menghasilkan produksi padi yang optimal. Berdasarkan ketidakkonsistenan hasil dari temuan terdahulu, maka peneliti melakukan penelitian mengenai pengaruh faktor

pestisida terhadap hasil produksi usaha pertanian tanaman Padi di sawah.

Penelitian tentang pengaruh pupuk terhadap produksi padi telah dilakukan, Rusli (2008) di Kabupaten Konawe Sulawesi Tenggara, Laksmi, Suamba, & Ambarawati (2012) di Kecamatan Marga, Kabupaten Tabanan; (Triyono, Purwanto and Budiyono, 2013) di Desa Sardonoharjo, Kecamatan Ngaglik, Warsana (2007) di Kecamatan Randublatung, Kabupaten Blora; dan Yuliana, Ekowati & Handayani (2017) di Kecamatan Wirosari, Kabupaten Grobongan, menunjukkan bahwa faktor pupuk NPK berpengaruh positif terhadap produksi padi. Sedangkan penelitian Kaban, Ginting, dan Iskandarini (2012) di Desa Sei Belutu, Kecamatan Sei Bambi, Kabupaten Bedagai menunjukkan bahwa hasilnya berbeda, di mana faktor pupuk urea dan pupuk kandang tidak berpengaruh terhadap produksi Padi.

Mengenai analisis efisiensi alokasi pupuk, Laksmi, Suamba, & Ambarawati (2012) menyimpulkan bahwa penggunaan pupuk Urea, pupuk NPK dan pupuk organik tidak menjadi sesuatu yang mendasar dalam penggunaannya. Nilai produk Marginal pupuk urea lebih kecil dari satu (0,01636), pupuk NPK (0,0062), pupuk organik (0,02162). Hal ini menunjukkan bahwa alokasi faktor penggunaan *input* berlebihan dan perlu dikurangi untuk mencapai keuntungan yang maksimal. Di sisi lain, Kaban, Ginting, dan Iskandarini (2012) menyebutkan bahwa untuk nilai efisiensi faktor produksi pupuk digolongkan belum efisien karena memiliki nilai lebih besar dari 1 yaitu sebesar 1,002. Hal ini terjadi karena penggunaan pupuk yang berlebihan, tidak sesuai dengan anjuran pemerintah ataupun penyuluh pertanian lapangan (PPL) yang ada di desa tersebut.

Berdasarkan latar belakang sebelumnya, maka tujuan penelitian ini hendak menganalisis efisiensi alokasi faktor-faktor produksi usaha pertanian tanaman padi di Desa Holsa, Kecamatan Maliana, Kabupaten Bobonaro, Timor-Leste yang meliputi luas lahan, jumlah tenaga kerja, benih, pupuk dan pestisida. Berdasarkan hasil studi-studi terdahulu, maka terdapat lima dugaan sementara:

- H<sub>1</sub>: luas lahan memiliki pengaruh positif signifikan terhadap hasil produksi usahatani padi sawah.  
 H<sub>2</sub>: benih memiliki pengaruh positif signifikan terhadap hasil produksi usahatani padi sawah.  
 H<sub>3</sub>: pupuk memiliki pengaruh positif signifikan terhadap hasil produksi usahatani padi sawah.  
 H<sub>4</sub>: pestisida memiliki pengaruh positif signifikan terhadap hasil produksi usahatani padi sawah.  
 H<sub>5</sub>: tenaga kerja memiliki pengaruh positif signifikan terhadap hasil produksi usahatani padi sawah.

### METODE PENELITIAN

Metode penelitian yang digunakan oleh peneliti dalam penelitian ini yaitu metode deskriptif kuantitatif. Penelitian kuantitatif merupakan metode yang digunakan untuk menguji konsep/teori tertentu melalui cara meneliti korelasi antara variabel (Siregar, 2013).

Lokasi penelitian dilaksanakan di Desa Holsa, Kecamatan Maliana, Kabupaten Bobonaro, yang terletak di bagian barat Negara Republik Demokratik Timor-Leste, yang memiliki luas wilayah sebesar 1,380.82 km<sup>2</sup>. Jenis data yang akan diambil dalam penelitian ini adalah data kuantitatif, merupakan data dalam bentuk angka yang digunakan sebagai dasar untuk perhitungan dalam penelitian.

Sumber data dalam penelitian ini adalah: a) data yang dikumpulkan langsung dari responden dengan menggunakan kuesioner, b) data yang

dikumpulkan melalui pencatatan dari instansi terkait seperti Lembaga Desa, Kementerian Pertanian dan Perikanan Timor-Leste, Direktorat Statistik Kabupaten Bobonaro. Berdasarkan data dari kelompok tani Desa Holsa, jumlah anggota dalam kelompok tani tersebut adalah 224 petani. Dalam penelitian besaran sampel ditentukan sebanyak 144 petani sebagai *random sampel* dengan menggunakan metode *simple random sampling* (acak sederhana). Dengan demikian setiap populasi yang ditetapkan harus memiliki kesempatan yang sama untuk dipilih menjadi sampel.

Tabel 1. Jumlah Sampel Petani Padi Nakroma di Desa Holsa

Kampung	Populasi	Jumlah sampel	
		Orang	%
Solugolo	86	55	24.8
Oplegul	36	23	10.3
Tas	11	7	3.1
Lolo'a	25	16	7.2
Bilicou	26	17	7.6
Secar	40	26	11.7
Jumlah	224	144	65

Sumber: Data Primer 2020, diolah

Teknik analisis data dalam penelitian ini adalah statistik inferensial. Kondisi skala produksi dalam penelitian ini dapat diketahui berdasarkan hasil analisis regresi dari fungsi produksi *Cobb-Douglas*. Untuk memudahkan dalam melakukan analisis selanjutnya hasil regresi dimasukkan dalam bentuk logaritma linier berganda, dengan model sebagai berikut:

$$\ln Y = \ln a + b_1 \ln X_1 + b_2 \ln X_2 + b_3 \ln X_3 + b_4 \ln X_4 + b_5 \ln X_5 \quad (1)$$

Keterangan:

$\ln$  = Logaritma Natural

$Y$  = Produksi Padi Sawah (Kg)

$X_1$  = Luas Lahan (Ha)

$X_2$  = Benih (Kg)

$X_3$  = Pupuk (Kg)

$X_4$  = Pestisida (Ltr)

$X_5$  = Tenaga Kerja (HOK)

Sebelum melakukan analisis regresi, peneliti melakukan uji asumsi, yaitu uji normalitas, uji heteroskedastisitas dan uji multikolinearitas. Pengujian normalitas melalui nilai *Asymp. Sig. (2-tailed)*. Jika data residualnya memiliki signifikansi yang lebih besar dari 0,05 atau 5%, maka dapat disimpulkan bahwa  $H_0$  diterima, sehingga data dikatakan berdistribusi normal (Ghozali, 2016). Jika data tidak normal, maka peneliti akan melakukan uji *outlier* Mahalanobis. *Outlier* adalah data yang memiliki karakteristik unik yang terlihat jauh berbeda dari data lainnya serta muncul dalam bentuk nilai yang ekstrim (Ghozali, 2016). Nilai kritis dalam Mahalanobis *Distance* dapat ditentukan berdasarkan tingkat signifikansi 95%, dengan p-1 derajat bebas (p adalah jumlah variabel), jika Nilai Mahalanobis hitung > Chi Square tabel, maka itu adalah *outlier* (Pimpan & Suwattee, 2009).

Uji heteroskedastisitas dilakukan dengan melihat grafik *scatterplot*, yaitu dengan melihat variabel terikat SRESID dengan residual error ZPRED. Apabila tak terdapat pola-pola tertentu serta tak menyebar pada garis sumbu Y, maka dapat disimpulkan tak terjadi heteroskedastisitas (Ghozali, 2016). Menurut Ghozali (2016), uji multikolinearitas untuk menguji model regresi apakah ada korelasi antar variabel independen. Sedangkan uji multikolinearitas menggunakan alat Uji Tolerance (T), VIF. Jika diperoleh hasil  $T > 0,1$  serta  $VIF < 10$ , maka tidak ada Multikolinearitas.

Untuk menguji pengaruh faktor produksi yang meliputi: luas lahan, benih, pupuk, pestisida dan penggunaan tenaga kerja secara parsial terhadap produksi tanaman Padi di sawah, maka uji parsial (Uji-t) dilakukan. Sedangkan untuk menguji apakah faktor penggunaan

serempak berpengaruh terhadap produksi, dilakukan uji simultan (Uji-F) serta uji koefisien determinasi (Hasan, 2002).

Analisis efisiensi harga atau (*allocative efficiency*) dapat dipakai sebagai alat untuk mengukur efisiensi usaha pertanian. Nilai efisiensi harga dapat tercapai apabila perbandingan antara nilai produktivitas marginal (NPMx) sama dengan harga *input* (px). Adapun persamaannya sebagai berikut (Shinta, 2011):

$$\begin{aligned} PPM_{x1} &= b_i \frac{Y}{X_1} \\ NPM_{x1} &= PPM_{x1} \cdot p_{x1} \\ EF &= \frac{NPM_{x1}}{P_{x1}} = 1 \end{aligned} \quad (2)$$

Keterangan:

PPM<sub>xi</sub> = Produk Fisik Marginal dari  $X_i$

Y = Geometrik mean dari *output*

X = Geometrik mean dari *input*  $X_i$

$b_i$  = Koefisien regresi dari masing-masing faktor produksi ( $X_i$ )

## HASIL DAN PEMBAHASAN

### Gambaran Responden

Desa Holsa merupakan salah satu desa di Kecamatan Maliana, Kabupaten Bobonaro yang terletak di bagian barat Timor-Leste, dengan luas wilayah sebesar 1,380.82 km<sup>2</sup>. Dengan kondisi geografi yang berada pada wilayah dataran, memungkinkan untuk Desa Holsa mengembangkan sektor pertanian dengan membuka lahan sawah serta lahan pertanian lainnya.

Dalam penelitian ini, peneliti menggunakan sampel sebanyak 144 petani Padi Nakroma. Responden dengan jenis kelamin laki-laki sebanyak 101 orang dengan 70,1%, sedangkan perempuan 43 orang dengan presentasi 29,8%. Usia dari responden petani padi Nakroma di Desa Holsa, berkisar antara

19-69 tahun. Usia tersebut dapat dikatakan sebagai usia yang produktif.

Sebagian besar responden yang tidak pernah sekolah sebanyak 20,2%. Sedangkan untuk (Sekolah Dasar) sebanyak 13,8%, sedangkan untuk SMP (Sekolah Menengah Pertama) sebesar 4,1%, SMA (Sekolah Menengah Atas) dengan persentase sebesar 28,5% dan 33,3 % tamatan perguruan tinggi. Pengalaman bertani dari setiap responden yang berkisar antara 1-50 tahun, dapat dilihat pada Tabel 2 yang menunjukkan tingkat pemahaman para petani berdasarkan klasifikasi pengalaman bahkan usia.

Tabel 2. Pengalaman Bertani Responden

No	Pengalaman Bertani	Jumlah	
		orang	%
1	0-10	15	10.4
2	11-20	19	13.1
3	21-30	57	39.5
4	31-40	34	23.6
5	>41	14	9.7
Total		144	100

Sumber: Data Primer 2020, diolah.

**Hasil Uji Asumsi Klasik**

Berdasarkan uji normalitas (Tabel 3) pada data 144 responden dengan menggunakan uji statistik Kolmogorov-Smirnov (K-S) menunjukkan nilai test Kolmogorov-Smirnov Z sebesar 0,177 dengan nilai *Asymp. Sig. (2-tailed)* 0,000. Angka *Asymp. Sig. (2-tailed)* < 0,05, sehingga dapat disimpulkan bahwa distribusi data residualnya adalah tidak berdistribusi normal. Oleh sebab itu peneliti perlu melakukan Uji Outlier Mahalanobis yang bertujuan membuang data yang dianggap outlier.

Tabel 3. Uji Normalitas Sebelum Data Gugur

	Unstandardized Residual
N	144

Test Statistic	0,177
Asymp. Sig. (2-tailed)	0,000

Sumber: Data Primer 2020, diolah.

Uji *Outlier Mahalanobis* dilakukan dengan cara melihat Nilai Mahalanobis hitung < *Chi Square* Table. Nilai *chi-square* tabel dengan derajat bebas p-1 (6-1 = 5) pada tingkat signifikansi 0,05, maka nilai kritis mahalanobis = 11,07. Terdapat 29 outlier yang Nilai Mahalanobis hitung > 11,07 sehingga harus digugurkan dari penelitian ini. Setelah 29 outlier tersebut digugurkan, Nilai Mahalanobis hitung < 11,07 dengan demikian asumsi tidak ada outlier terpenuhi. Setelah 29 outlier digugurkan, maka data responden menjadi 115 responden.

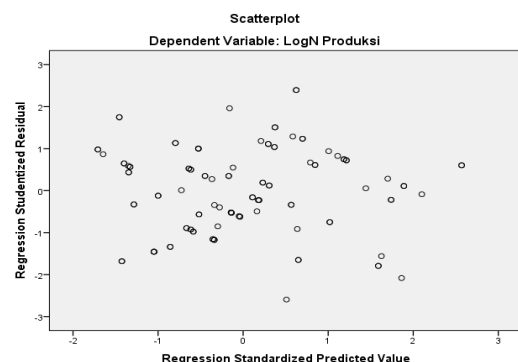
Setelah data digugurkan, maka kembali dilakukan uji normalitas dengan nilai test Kolmogorov-Smirnov Z sebesar 0,076 dan nilai *Asymp Sig (2-tailed)* 0,101 (tabel 4) > 0,05, sehingga dapat disimpulkan data residualnya adalah berdistribusi normal.

Tabel 4. Uji Normalitas Setelah Data Gugur

	Unstandardized Residual
N	115
Test Statistic	0,076
Asymp. Sig. (2-tailed)	0,101

Sumber: Data Primer 2020, diolah.

Hasil uji heterokedasitas pada model regresi dapat dilihat pada Gambar 1.



Gambar 1. Grafik *Scatterplot*

Dari Gambar 1 dapat dilihat bahwa titik-titiknya menyebar, tidak membentuk pola tertentu yang mengumpul. Hal ini dapat disimpulkan tidak terdapat masalah heterokedastitas pada model regresi.

Menurut Ghozali (2016), uji Multikolinieritas untuk menguji apakah model regresi dijumpai adanya hubungan antar variabel independen. Uji Multikolinieritas menggunakan alat Uji Tolerance (T), VIF. Jika diperoleh hasil  $T > 0,1$  dan  $VIF < 10$ , data tidak terjadi Multikolinieritas (Sugiyono, 2015).

Tabel 5. Hasil Uji Multikolinieritas

No	Variabel	Colinierity Statistics	
		Tolerance	VIF
1	LogN Luas Lahan	0,727	1,375
2	LogN Benih	0,621	1,610
3	LogN Pupuk	0,959	1,042
4	LogN Pestisida	0,648	1,542
5	LogN Tenaga Kerja	0,930	1,075

Sumber: Data Primer 2020, diolah

Berdasarkan hasil uji multikolinieritas pada Tabel 5 dilihat bahwa variabel bebas mempunyai nilai *tolerance*  $> 0,1$  dan  $VIF < 10$ . Dengan demikian model ini dapat dikatakan tidak terjadi multikolinieritas.

### Hasil Uji Hipotesis

Pengujian asumsi klasik regresi yang telah terpenuhi meliputi uji normalitas, multikolinieritas dan heteroskedastisitas sehingga memenuhi persyaratan untuk melakukan analisis regresi berganda. Untuk mengetahui pengaruh variabel independen terhadap variabel dependen, maka digunakan analisis regresi berganda yang secara rinci dapat dilihat pada Tabel 6.

Tabel 6. Hasil Uji Regresi

Variabel	Koefisien ( $\beta$ )	t	Sig.
$\alpha$ (Constant)	6,114	8,865	0,000
(X <sub>1</sub> ) LogN Luas Lahan	1,005	8,162	0,000
(X <sub>2</sub> ) LogN Benih	-0,128	-1,317	0,191
(X <sub>3</sub> ) LogN Pupuk	0,275	4,065	0,000
(X <sub>4</sub> ) LogN Pestisida	-0,125	-1,357	0,178
(X <sub>5</sub> ) LogN Tenaga Kerja	0,250	2,072	0,041

Sumber: Data Primer 2020, diolah

Berdasarkan tabel di atas dapat dilihat hasil koefisien regresi yang dibentuk adalah sebagai berikut:

$$Y = 6,114 + 1,005X_1 + (-0,128)X_2 + 0,275X_3 + (-0,125)X_4 + 0,250X_5$$

Dari persamaan diatas, dapat diketahui bahwa variabel bebas yang paling berpengaruh adalah variabel luas lahan dengan koefisien 1,005. Kemudian diikuti oleh variabel pupuk dengan koefisien 0,275 dan variabel tenaga kerja dengan koefisien 0,250. Sedangkan variabel benih dan pestisida memiliki nilai koefisien regresi bernilai minus (-), maka dengan demikian dapat dikatakan bahwa variabel benih dan pestisida berpengaruh negatif terhadap produksi padi sawah.

Pada Pengujian hipotesis pertama (H<sub>1</sub>) penggunaan Luas Lahan diduga mempunyai pengaruh positif terhadap produksi Padi. Berdasarkan Tabel 6, nilai t hitung untuk variabel luas lahan adalah 8,162 dengan signifikansi sebesar 0,000, karena signifikansi  $< 0,05$  dapat disimpulkan bahwa hipotesis pertama (H<sub>1</sub>) diterima. Sedangkan koefisien untuk variabel luas lahan adalah 1,005, hal ini menjelaskan tentang pengaruh positif variabel luas lahan terhadap produksi Padi. Lahan pertanian merupakan penentu dari pengaruh faktor produksi komoditas



pertanian. Hasil penelitian ini mendukung penelitian sebelumnya dari Rusli (2008); Kaban, Ginting, dan Iskandarini (2012); (Triyono, Purwanto and Budiyono, 2013) yang menemukan bahwa penambahan luas lahan berpengaruh terhadap peningkatan produksi usahatani padi sawah.

Pada Pengujian hipotesis kedua ( $H_2$ ) penggunaan benih diduga mempunyai pengaruh positif terhadap produksi Padi. Berdasarkan Tabel 6, nilai t hitung untuk variabel benih adalah -1,317 dengan signifikansi sebesar 0,191, karena signifikansi  $> 0,05$  dapat disimpulkan bahwa hipotesis kedua ( $H_2$ ) ditolak. Sedangkan koefisien untuk variabel ini adalah -0,128, hal ini menjelaskan tentang pengaruh negatif variabel benih terhadap produksi Padi. Faktor variabel benih tidak berpengaruh signifikan terhadap hasil produksi usahatani padi sawah, diduga peneliti karena permasalahan ketersediaan benih yang berkualitas mungkin dapat dipahami, karena proses produksi benih padi hibrida memang jauh lebih rumit, misalnya jika dibandingkan dengan jagung (Ashari and Rusastra, 2014). Selain itu, petani masih belum sepenuhnya memahami budi daya hibrida secara baik. Hasil penelitian ini mendukung hasil penelitian sebelumnya dari Rusli (2008); dan Kaban, Ginting, dan Iskandarini (2012) yang menemukan bahwa faktor benih tidak berpengaruh terhadap jumlah produksi padi sawah. Hasil penelitian ini tidak mendukung hasil penelitian sebelumnya dari Triyono, Purwanto & Budiyono (2013); dan Yuliana, Ekowati & Handayani (2017) menemukan bahwa benih berpengaruh signifikan terhadap hasil produksi usahatani padi sawah.

Pada Pengujian hipotesis ketiga ( $H_3$ ) penggunaan pupuk diduga mempunyai pengaruh positif terhadap produksi Padi. Berdasarkan Tabel 6, nilai t hitung untuk variabel pupuk adalah

4,065 dengan signifikansi sebesar 0,000, karena signifikansi  $< 0,05$  dapat disimpulkan bahwa hipotesis ketiga ( $H_3$ ) diterima. Sedangkan koefisien untuk variabel pupuk adalah 0,275, hal ini menjelaskan tentang pengaruh positif variabel pupuk terhadap produksi Padi. Triyono, Purwanto & Budiyono (2013) menyatakan penggunaan pupuk menyebabkan kandungan unsur-unsur hara dalam tanah yang dibutuhkan oleh tanaman akan meningkat dan meningkatkan hasil produksi pertanian dengan cepat. Hasil penelitian ini mendukung penelitian Rusli (2008), Laksmi, Suamba, & Ambarawati (2012); Warsana (2007); Yuliana, Ekowati & Handayani (2017) yang menemukan bahwa variabel pupuk secara parsial berpengaruh nyata terhadap jumlah produksi padi sawah.

Pada Pengujian hipotesis keempat ( $H_4$ ) penggunaan Pestisida diduga mempunyai pengaruh positif terhadap produksi Padi. Berdasarkan Tabel 6, nilai t hitung untuk variabel Pestisida adalah -1,357 dengan probabilitas signifikansi sebesar 0,178, karena signifikansi  $> 0,05$  dapat disimpulkan bahwa hipotesis keempat ( $H_4$ ) ditolak. Koefisien variabel Pestisida adalah -0,125, hal ini menjelaskan tentang pengaruh negatif Pestisida terhadap produksi Padi. Pestisida bisa berdampak negatif bagi petani, jika terjadi kesalahan baik dari segi teknik pemakaian maupun komposisi. Dampak negatifnya adalah kontaminasi lingkungan, produk pertanian jadi rusak, keracunan yang dapat berdampak kematian pada orang serta binatang peliharaan (Rahim & Hastuti, 2008). Hasil penelitian ini mendukung penelitian Laksmi, Suamba, & Ambarawati (2012); Kaban, Ginting, dan Iskandarini (2012); Yuliana, Ekowati & Handayani (2017); dan Warsana (2007), yang menemukan hasil bahwa faktor pestisida tidak berpengaruh nyata

terhadap produksi padi. Hasil penelitian ini tidak mendukung penelitian (Triyono, Purwanto and Budiyo, 2013) yang menemukan bahwa faktor pestisida berpengaruh positif terhadap hasil produksi usahatani padi sawah.

Pada Pengujian hipotesis kelima ( $H_5$ ), penggunaan Tenaga Kerja diduga berpengaruh positif terhadap produksi usaha Padi. Berdasarkan Tabel 6, nilai t-hitung variabel penggunaan Tenaga Kerja adalah 2,072 dengan signifikansi sebesar 0,041, karena signifikansi  $< 0,05$  dapat disimpulkan bahwa hipotesis kelima ( $H_5$ ) diterima. Sedangkan koefisien untuk variabel Tenaga Kerja adalah 0,250, hal ini menjelaskan tentang pengaruh positif variabel penggunaan Tenaga Kerja terhadap produksi Padi. Sebagaimana dinyatakan Sayifullah & Emmalian (2018) tenaga kerja merupakan unsur penting dalam meningkatkan produksi dan mengembangkan kegiatan ekonomi. Hasil penelitian ini mendukung penelitian Kaban, Ginting, dan Iskandarini (2012); dan Yuliana, Ekowati & Handayani (2017) yang menemukan penggunaan tenaga kerja berpengaruh nyata hasil produksi usahatani padi sawah.

Untuk melihat apakah seluruh variabel bebas yang dimasukkan dalam model mempunyai pengaruh secara simultan terhadap variabel dependen, maka penulis melakukan uji simultan (uji F) dan koefisien determinasi sebagaimana dapat dilihat pada Tabel 7.

Tabel 7. Hasil Uji F dan Koefisien

Parameter	Nilai
R	0,676
$R^2$	0,457
<i>Adjusted R<sup>2</sup></i>	0,432
<i>Standar Error of the Estimate</i>	0,492
F	18,360
Sig. F	0,000

Sumber: Data Primer 2020, diolah

Berdasarkan uji F didapat nilai hitung F sebesar 18,360 dengan probabilitas signifikansi 0,000. Probabilitas signifikansi tersebut lebih kecil dari 0,05, maka secara simultan variabel luas lahan, benih pupuk, pestisida dan tenaga kerja berpengaruh signifikan terhadap produksi Padi. Koefisien determinasi ( $R^2$ ) hasil regresi pada Tabel 7 menunjukkan bahwa nilai *R Square* adalah sebesar 0,457. Artinya sumbangan atau kontribusi faktor produksi terhadap *output* produksi Padi sawah sebesar 45,7%.

### Analisis Efisiensi

Dalam mengolah usahatani yang harus diperhatikan oleh setiap petani yaitu masalah efisiensi. Menerapkan efisiensi dalam usahatani melalui penggunaan alokasi faktor produksi sangat penting guna menghasilkan produksi atau *output* yang optimal. Dalam penelitian ini untuk menentukan efisiensi dari usahatani Padi sawah digunakan analisis dengan efisiensi harga atau sering disebut efisiensi alokasi. Menurut Soekartawi (2003), biasanya ditunjukkan dengan nilai produk marginal untuk suatu *input* tertentu harga *input* tersebut.

Tabel 8. Analisis Efisiensi Harga Rasio

Faktor Produksi	PPMXi	NPMXi	NPMXi/Px
Luas lahan	1.925,92	103.229.396,1	674.701,94
Benih	-2,81	-150.680,64	-50,44
Pupuk	14,60	782.362,05	160,45
Pestisida	-99,32	-5.323.685,64	-7.698,75
Tenaga Kerja	9,95	533.525,26	966,53

Sumber: Data Primer 2020, diolah

Berdasarkan Tabel 8, diketahui bahwa rasio antara nilai produk marginal dari masing-masing faktor produksi dengan hasil analisis sebagai berikut:

*Pertama*, efisiensi penggunaan luas lahan. Untuk nilai efisiensi faktor produksi luas lahan digolongkan belum efisien, karena memiliki nilai lebih besar

dari 1 yaitu sebesar 674.701,94. Artinya nilai tersebut menunjukkan bahwa secara ekonomis alokasi faktor produksi lahan belum efisien. Hal ini terjadi akibat penggunaan faktor produksi luas lahan telah melebihi batas *optimum*. Untuk mencapai efisiensi penggunaan luas lahan dapat dilakukan penambahan luas lahan, dengan cara menambah luas tanam dengan meningkatkan intensitas tanam padi sawah terutama sawah tadah hujan dengan cara membuat jaringan irigasi baru, memperpendek umur tanaman padi, dan peningkatan kualitas lahan sawah (Respiasari, Ekowati & Setiadi, 2015). Oleh sebab itu petani padi di Desa Holsa perlu mempertimbangkan untuk menambah luas tanam, membuat jaringan irigasi baru, memperpendek umur tanaman padi, dan meningkatkan kualitas lahan sawah.

*Kedua*, efisiensi penggunaan benih. Rasio antara nilai produk marginal dari faktor produksi benih dengan harga benih per kg adalah -50,44. Artinya nilai tersebut menunjukkan bahwa secara ekonomis alokasi faktor produksi benih tidak efisien. Hal ini terjadi karena kurang maksimal penggunaan faktor produksi benih. Usaha untuk meningkatkan keuntungan petani dari produksi Padi sawah masih memungkinkan dengan cara penambahan pengalokasian faktor produksi benih sampai batas *optimum*. Benih varietas unggul padi yang tersertifikasi dibutuhkan petani, sebab potensial dalam meningkatkan produktivitas usaha tani (Sayaka & Hidayat, 2015). Badan Litbang Pertanian juga memiliki peran yang penting, khususnya dalam penelitian menghasilkan varietas benih padi yang unggul. Untuk memaksimalkan efisiensi penggunaan benih, Badan Litbang Pertanian Pemerintah Timor Leste perlu mengembangkan sistem perbenihan padi varietas unggul baru yang diperlukan Petani padi di Desa Holsa.

*Ketiga*, efisiensi penggunaan pupuk. Untuk nilai efisiensi faktor produksi pupuk digolongkan belum efisien, karena memiliki nilai lebih dari 1 yaitu 160,45. Artinya nilai tersebut menunjukkan bahwa secara ekonomis alokasi faktor produksi pupuk belum efisien. Usaha untuk meningkatkan keuntungan petani dari produksi Padi sawah masih memungkinkan dengan cara menambah pengalokasian faktor produksi pupuk sampai batas *optimum*. Menurut Prasad (2009) efisiensi penggunaan pupuk dipengaruhi oleh: *Pertama*, rasio respon tanaman (*crop response ratio*) terhadap pemberian pupuk tunggal ataupun pupuk majemuk yang berkaitan dengan produktivitas tanaman; *Kedua*, *recovery efficiency*; dan *Ketiga*, *physiological efficiency* yang merupakan tingkat kemampuan tanaman untuk menyerap unsur hara; serta *Keempat*, *partial factor of productivity of fertilizer* merupakan perbandingan unsur hara yang terkandung dalam pupuk. Berdasarkan hal tersebut, maka petani padi di Desa Holsa perlu memperhatikan faktor-faktor yang mempengaruhi efisiensi penggunaan pupuk.

*Keempat*, efisiensi penggunaan pestisida. Rasio antara nilai produk marginal dari faktor produksi pestisida dengan harga pestisida adalah  $-7.698,75 < 1$ . Artinya nilai tersebut menunjukkan bahwa secara ekonomis alokasi faktor produksi pestisida tidak efisien. Usaha untuk meningkatkan keuntungan para petani Padi dapat dilakukan cara mengurangi penggunaan pestisida. Sebagaimana dinyatakan Rahim & Hastuti (2008) pestisida dapat menjadi kerugian bagi petani, jika terjadi kesalahan pemakaian baik dari cara maupun komposisi. Oleh sebab itu, petani padi di Desa Holsa perlu mempertimbangkan mengurangi penggunaan pestisida kimia, menggantikannya dengan pestisida alami

yang dibuat dari bahan-bahan alami di sekitar lingkungannya.

*Kelima*, efisiensi penggunaan tenaga kerja. Untuk nilai efisiensi faktor produksi penggunaan tenaga kerja digolongkan belum efisien, karena memiliki nilai lebih besar dari 1 yaitu 966,53. Hal ini disebabkan oleh kurangnya tenaga kerja dalam pelaksanaan produksi padi tersebut. Dalam penggunaan tenaga kerja, kasus yang timbul kala imbalance di zona pertanian terkategori kecil serta tidak menjanjikan, tidak hanya itu pekerjaan di pertanian sifatnya musiman, sehingga sulit mencari tenaga kerja pertanian (Zahafana, Kuntadi & Aji, 2017). Usaha untuk meningkatkan keuntungan petani dari produksi padi sawah memungkinkan dengan cara menambah pengalokasian faktor produksi tenaga kerja sampai batas *optimum*. Pemerintah daerah Kabupaten Bobonaro perlu mengembangkan potensi lokal di Desa Holsa dalam upaya mengurangi biaya produksi, khususnya dalam penggunaan tenaga kerja. Sistem gotong royong sebagai suatu sistem pengerahan tenaga kerja amat cocok dan fleksibel pada masyarakat petani di pedesaan, terutama sebelum masuknya sistem uang pada masyarakat petani pedesaan (Suwartapradja, 2008). Melalui pengembangan potensi lokal dalam penggunaan tenaga kerja, secara keseluruhan penggunaan faktor produksi usahatani Padi sawah di Desa Holsa akan mencapai efisiensi dan akan meningkatkan keuntungan bagi petani.

#### SIMPULAN DAN SARAN

Berdasarkan hasil penelitian dan pembahasan, dapat disimpulkan bahwa pengaruh faktor-faktor produksi antara lain, *Pertama*, hasil uji-t dari masing-masing faktor produksi menunjukkan benih dan pestisida tidak berpengaruh terhadap produksi usaha pertanian tanaman Padi, sedangkan faktor produksi

luas lahan, pupuk dan tenaga kerja berpengaruh terhadap produksi usaha pertanian tanaman Padi di Desa Holsa. *Kedua*, hasil uji F menunjukkan bahwa variabel independen secara simultan mempengaruhi produksi usaha pertanian tanaman Padi di Desa Holsa secara signifikan. Hasil koefisien determinasi menunjukkan kontribusi faktor produksi terhadap produksi usaha pertanian tanaman Padi di Desa Holsa sebesar 45,7%.

Hasil analisis regresi dengan menggunakan fungsi produksi *Cobb-Douglas* dengan melihat nilai koefisien elastisitas, maka dapat disimpulkan bahwa kombinasi faktor produksi (luas lahan, benih, pupuk, pestisida, serta penggunaan tenaga kerja) belum efisien secara teknis.

Implikasi penelitian ini adalah perlunya penyuluhan dan bimbingan secara rutin dan berkesinambungan baik dari Dinas Pertanian Kabupaten Bobonaro maupun dari lembaga terkait kepada kelompok petani tanaman Padi di sawah di Desa Holsa mengenai teknis yang tepat dan teknologi penanaman Padi, sehingga petani diharapkan selalu mendapatkan *update* informasi mengenai penggunaan faktor-faktor produksi yang tepat, benar dan efektif, sehingga nantinya diharapkan dapat mencapai tingkat produksi yang lebih efisien. Penelitian selanjutnya hendaknya menganalisis lebih lanjut mengenai masalah efisiensi produksi usaha pertanian tanaman Padi pada beberapa desa di Timor-Leste.

#### DAFTAR PUSTAKA

- Ashari & Rusastra, I. W. (2014). 'Pengembangan Padi Hibrida: Pengalaman Dari Asia Dan Prospek Bagi Indonesia', *Forum Penelitian Agro Ekonomi*, 32(2), pp. 103–121. doi: 10.21082/fae.v32n2.2014.103-121.

- Direcção Geral de Estatística. (2019). *Bobonaro em Números 2018*. Timor Leste: Direcção Geral de Estatística Timor-Leste.
- Ghozali, I. (2016). *Aplikasi Analisis Multivariete Dengan Program IBM SPSS 23*. 2nd edn. Semarang: Badan Penerbit Universitas Diponegoro.
- Hasan, I. (2002). *Pokok-Pokok Materi Statistik 1 (Statistik Deskriptif)*. Jakarta: PT. Bumi Aksara.
- Kaban, F ., Ginting, R. & Iskandarini. (2012). ‘Analisis Efisiensi Penggunaan Faktor Produksi Pada Usahatani Padi Sawa di Desa Sei Belutu Kecamatan Sei Baman Kabupaten Serdang Bedagai’, *Journal on Social Economic of Agriculture And Agribusiness*, 1(1), pp. 1–14.
- Laksmi, N. M. A. C., Suamba, I. & Ambarawati, I. G. A. (2012). ‘Analisis Efisiensi Usahatani Padi Sawah (Studi Kasus di Subak, Kecamatan Marga, Kabupaten Tabanan)’, *E-Journal Agribisnis dan Agrowisata*, 1(1), pp. 33–34.
- Pimpan, A. & Suwattee, P. (2009) ‘A Comparative Study of Outlier Detection Procedures in Multiple Linear Regression.’, *Proceedings of the International MultiConference of Engineers and Computer Scientists 2009*, March 18-20, 1.
- Prasad, R. (2009). ‘Efficient Fertilizer Use: the Key to Food Security and Better Environment’, *Journal of Tropical Agriculture*, 47(1-2), pp. 1–17.
- Rahim, A. & Hastuti, D. R. (2008). *Pengantar, Teori dan Kasus Ekonomika Pertanian*. Jakarta: Penebar Swadaya.
- Respikasari, Ekowati, T. & Setiadi, A. (2015). ‘Analisis Efisiensi Ekonomi Faktor-Faktor Produksi Usahatani Padi Sawah Di Kabupaten Karanganyar’, *Value Added - Manajemen UNIMUS*, 11(1), pp. 1–17.
- Rusli, S. (2008). ‘Analisis Pemanfaatan Faktor Produksi pada Usahatani Padi Sawah di Kabupaten Konawe Sulawesi Tenggara’, *Jurnal Aplikasi Manajemen*, 7(2), pp. 274–282.
- Sayaka, B. & Hidayat, D. (2015). ‘Sistem Perbenihan Padi dan Karakteristik Produsen Benih Padi di Jawa Timur’, *Analisis Kebijakan Pertanian*, 13(12), pp. 185–202.
- Sayifullah & Emmalian. (2018). ‘Pengaruh Tenaga Kerja Sektor Pertanian Dan Pengeluaran Pemerintah Sektor Pertanian Terhadap Produk Domestik Bruto Sektor Pertanian Di Indonesia’, *Jurnal Ekonomi-Qu*, 8(1), pp. 66–81.
- Shinta, A. (2011) *Ilmu Usaha Tani*. Malang: Universitas Brawijaya Press (UB Press).
- Siregar, S. (2013) *Metode Penelitian Kuantitatif dilengkapi dengan perbandingan perhitungan manual & SPSS*. Jakarta: Kencana Prenada Media Group.
- Soekartawi (2003) *Teori Ekonomi Produksi dengan Pokok Bahasan Analisis Cobb-Douglas*. Jakarta: PT Raja Grafindo Persada.

- Sugiyono (2015) *Metode Penelitian Kuantitatif, Kualitatif dan R&D*. Bandung: Alfabeta.
- Suwartapradja, O. . S. (2008) 'Kolektivitas Tenaga Kerja Dalam Pertanian : Studi Tentang Implikasi Curahan Tenaga Kerja Terhadap Pendapatan Petani di Kabupaten Sumedang, Jawa Barat', *Jurnal Kependudukan Padjadjaran*, 10(1), pp. 34–49.
- Triyono, Purwanto & Budiyono. (2013). 'Efisiensi Penggunaan Pupuk–N Untuk Pengurangan Kehilangan', in *Prosiding Seminar Nasional Pengelolaan Sumber Daya Alam dan Lingkungan*. Semarang: Pascasarjana Undip, pp. 526–531.
- Warsana. (2007). *Analisis Efisiensi dan Keuntungan Usaha Tani Jagung (Studi Di Kecamatan Randublatung Kabupaten Blora)*. Universitas Diponegoro Semarang.
- Yuliana, Ekowati, T. & Handayani, M. (2017) 'Efisiensi Alokasi Penggunaan Faktor Produksi Pada Usahatani Padi di Kecamatan Wirosari Kabupaten Grobogan', *Agraris: Journal of Agribusiness and Rural Development Research*, 3(1), pp. 39–47.
- Zahasfana, L. ., Kuntadi, E. & Aji, J. M. . (2017) 'Curahan Tenaga Kerja Pada Usahatani Padi di Desa Gumelar Kecamatan Balung Kabupaten Jember', *Jurnal Agribest*, 1(2), pp. 168–179.