

**ANALISIS EFISIENSI TEKNIS, INEFISIENSI TEKNIS DAN RISIKO PRODUKSI USAHATANI PADI  
SAWAH DI KABUPATEN TANJUNG JABUNG BARAT  
(DENGAN PENDEKATAN *MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATION*)**

Ebi Febriansyah<sup>1)</sup> Saad Murdy<sup>2)</sup> dan Saidin Nainggolan<sup>2)</sup>

<sup>1)</sup>Alumni Program Studi Pascasarjana Agribisnis Universitas Jambi

<sup>2)</sup>Staf Pengajar Program Studi Pascasarjana Agribisnis Universitas Jambi

\*E-mail: [Ebifebriansyah7@gmail.com](mailto:Ebifebriansyah7@gmail.com)

**ABSTRACT**

This study aims to determine (1) Analyze the production picture of the use of lowland rice farming input in Tanjung Jabung Barat Regency, (2) Analyze the use of production function inputs and productivity on the risk of production of lowland rice farming in Tanjung Jabung Barat Regency, (3) Analyze the risk relationship production with technical efficiency of lowland rice farming in Tanjung Jabung Barat Regency, (4) analyzing the factors that influence the technical inefficiency of lowland rice farming in West Tanajung Regency. The study was conducted in Batang Asam District and Renah Mendalo District with a sample of 120 respondents. Technical efficiency analysis is carried out with the Stochastic Frontier production function. Risk analysis is performed by calculating the value of the coefficient of variation, the factors that affect risk in the analysis with the Cobb-Douglas production function with the Just and Pope method, the analysis of the relationship of production risk with technical efficiency using the Chi-Square method, while the factors affecting the occurrence of efficiency technical and technical inefficiencies used the Productivity Function model.

The results showed that (1) Factors of seed production, urea , SP<sub>36</sub>, KCl, organic, medicine, labor and land area were factors of production that could significantly increase paddy rice production. (2) Production factors, seeds, organic fertilizer, and labor and land area are production factors that can reduce variations in paddy production, so that these factors are factors that can reduce production risk (risk reducing factors), (3) Efficiency Value the technical use of production factors of 66% is technically inefficient (ET = 0.66 < 0.70). This means that opportunities for increasing productivity are still available by 34%. (4) Socioeconomic factors that are negative about inefficiency are experience, activity in farmer groups, variable land distance from farmer houses and number of family members.

Keywords : Technical Efficiency, Technical Inefficiency, Productivity Function, Risk

**PENDAHULUAN**

Petani padi sawah sebagian besar termasuk dalam kategori petani subsistem, karena kegiatan usahatani yang dilakukan bukan hanya untuk tujuan komersialisasi tetapi juga untuk memenuhi kebutuhan pangan rumahtangganya. Kehidupan petani di pedesaan cukup dekat dengan batas subsisten dan selalu mengalami ketidakpastian cuaca, sehingga petani tidak mempunyai kesempatan untuk menerapkan perhitungan keuntungan maksimum dalam berusahatani. Petani akan berusaha menghindari kegagalan dan bukan memperoleh keuntungan yang besar dengan mengambil risiko (Sriyadi, 2010). Berbagai permasalahan yang dihadapi oleh petani seperti kurangnya hasil produksi sehingga belum maksimum menjadi kendala bagi mereka untuk meningkatkan produksi, pendapatan dan mewujudkan ketahanan pangan rumahtangganya. Permasalahan kegagalan merupakan risiko yang harus dihadapi oleh petani dalam melakukan aktivitas usahatannya.

Fluktuasi produktivitas terutama dapat disebabkan oleh pengalokasian input – input produksi yang belum efisien serta adanya risiko produksi yang sangat besar pada pertanian secara umum dan berdampak besar secara khusus pada pola produksi pada petani skala kecil (Fufa dan Hasan, 2003 *dalam* Aldila, 2013). Risiko produksi menjadi kendala dominan terhadap pengambilan keputusan petani dalam mengalokasikan faktor produksi. Akibatnya terjadi kesenjangan produktivitas potensial di tingkat petani dengan produktivitas aktual yang dicapai petani (Purwanto, 1993 *dalam* Aldila, 2013). Sikap petani terhadap risiko memainkan peran utama dalam pertanian padi. Nainggolan et al., (2017) menyatakan bahwa itu akan menentukan keputusan petani dalam mengalokasikan input yang akan mempengaruhi tingkat efisiensi teknis yang dicapai oleh petani. Dengan demikian, akan mempengaruhi tingkat produktivitas padi. Kabupaten Tanjung Jabung Barat merupakan kabupaten yang memiliki luas panen ke lima di Provinsi Jambi sebesar 10,183 ha (Dinas Pertanian Provinsi Jambi). Pada umumnya untuk tanaman padi masih bisa dikatakan masih belum bisa maksimal dibandingkan dengan kabupaten/kota lain di Provinsi Jambi. Produktivitas padi di Kabupaten Tanjung Jabung Barat Tahun 2018 memiliki nilai sebesar 4.26 ton  $ha^{-1}$  dengan luas panen mencapai sebesar 10.183. Rata – rata produktivitas padi sawah sebesar 4,60 ton per hektar per tahun di Provinsi Jambi masih lebih rendah dari produktivitas padi sawah di Indonesia.

Kecamatan Batang Asam dan Kecamatan Renah Mendalo mendapatkan perhatian yang lebih dari pemerintah karena merupakan salah satu andalan dari Kabupaten Tanjung Jabung Barat sebagai penghasil beras dan memiliki saluran irigasi terbaik di Provinsi Jambi. Kecamatan Batang Asam dan Kecamatan Renah Mendalo memiliki indeks pertanaman 200, artinya memungkinkan panen 2 kali setahun, yang sesungguhnya dapat melakukan usahatani padi sawah dengan indeks pertanaman 300. Petani di Kecamatan Batang Asam telah menggunakan faktor produksi seperti lahan, tenaga kerja, benih, pupuk, obat-obatan dan manajemen usahatani padi sawah. Produktivitas padi sawah di Kabupaten Tanjung Jabung Barat belum mencapai angka tersebut disebabkan pengkombinasian input – input produksi belum efisien. Rendahnya produktivitas padi sawah di Kabupaten Tanjung Jabung Barat disebabkan oleh faktor lain : penggunaan benih yang berasal dari penanaman sebelumnya dan tidak bersertifikat varietas yang ditanam merupakan varietas yang sudah lama, pemberian pupuk yang tidak berimbang. Selama ini petani menggunakan benih yang berasal dari penanaman sebelumnya, kecuali petani mendapat bantuan dari pemerintah.

## METODE PENELITIAN

Penelitian ini dilaksanakan di Kecamatan Batang Asam dan Kecamatan Renah Mendalo dengan fokus penelitian Desa Sri Agung, Desa Rawa Medang dan Desa Muara Danau. Pemilihan dilakukan secara sengaja (*purposive*) dengan pertimbangan bahwa desa tersebut merupakan daerah yang mengusahakan lahan irigas teknis. jumlah responden sebanyak 120 responden dan penarikan sampel dilakukan dengan (*simple random sampling*)

Metode analisis data yang digunakan adalah analisis penelitian deskriptif dan analisis kuantitatif. Untuk pendekatan pendugaan fungsi produksi, fungsi produksi frontier fungsi produksi *Cobb-Douglas* sedangkan fungsi risiko produksi menggunakan metode *just and pope* sebagai berikut:

Fungsi Produksi :

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{1i} + \beta_2 \ln X_{2i} + \beta_3 \ln X_{3i} + \beta_4 \ln X_{4i} + \beta_5 \ln X_{5i} + \beta_6 \ln X_{6i} + \beta_7 \ln X_{7i} + \beta_8 \ln X_{8i} + \epsilon$$

Fungsi Produktivitas Frontier :

$$\ln Y^* = b_0 + b_1 * \ln X_1 + b_2 * \ln X_2 + b_3 * \ln X_3 + b_4 * \ln X_4 + b_5 * \ln X_5 + b_6 * \ln X_6 + b_7 * \ln X_7 + \epsilon^{\frac{u}{v}}$$

Fungsi Risiko Produksi :

$$\ln \sigma^2 Y_i = \theta_0 + \theta_1 \ln X_{1i} + \theta_2 \ln X_{2i} + \theta_3 \ln X_{3i} + \theta_4 \ln X_{4i} + \theta_5 \ln X_{5i} + \theta_6 \ln X_{6i} + \theta_7 \ln X_{7i} + \theta_8 \ln X_{8i} + \epsilon$$

Variance Produksi :

$$\sigma^2Y = (Y_i - \hat{Y})^2$$

Dimana:

- Y<sub>i</sub> = Produksi padi pawah aktual(kg/ha)  
Ŷ = Produksi padi sawah potensial  
X<sub>1</sub> = Jumlah penggunaan benih (kg/ha)  
X<sub>2</sub> = Jumlah penggunaan pupuk urea (kg/ha)  
X<sub>3</sub> = Jumlah penggunaan pupuk SP36 (kg/ha)  
X<sub>4</sub> = Jumlah penggunaan pupuk KCL (kg/ha)  
X<sub>5</sub> = Jumlah penggunaan pupuk Organik (kg/ha)  
X<sub>6</sub> = Jumlah penggunaan pestisida (liter/ha)  
X<sub>7</sub> = Jumlah tenaga kerja per musim tanam (HOK)  
X<sub>8</sub> = Luas Lahan (ha)  
σ<sup>2</sup>Y = Variance error produktivitas  
ε = error  
i = Petani sampel ke i, i = 1,2,3....n

Untuk fungsi produksi aktual diestimasi dengan metode *Ordinary Least Square* (OLS), sedangkan untuk fungsi produksi potensial (fungsi produksi *frontier*) diestimasi dengan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE).

Untuk melihat apakah masing-masing koefisien signifikan atau tidak, maka dilakukan dengan menggunakan alat uji hipotesis t statistik dan F statistik (uji Chow).

**Uji Chi Square** digunakan untuk menguji hubungan atau pengaruh dua buah variabel nominal dan mengukur kuatnya hubungan antara variabel yang satu dengan variabel nominal lainnya. untuk melihat pengaruh risiko produksi dengan efisiensi teknis Nilai *chi square* diperoleh dengan rumus:

$$\chi^2 = \left( \sum_{i=j}^k \frac{O_{ij} - E_{ij}}{E_{ij}} \right)^2$$

Keterangan :

- O = Frekuensi yang diamati  
E = Frekuensi yang diharapkan  
Σ = Penjumlahan  
χ<sup>2</sup> = nilai Chi Square

Kaidah pengambilan keputusan sebagai berikut :

1. H<sub>0</sub> : μ = 0, tidak terdapat perbedaan efisiensi teknis dengan adanya perbedaan risiko produksi karena penggunaan input produksi secara nyata.
2. H<sub>1</sub> : μ ≠ 0, terdapat perbedaan efisiensi teknis dengan adanya perebedaan

## HASIL DAN PEMBAHASAN

### Pendugaan Fungsi Produksi Usahatani Padi Sawah

Hasil analisis penggunaan faktor produksi bertujuan untuk mengetahui bagaimana pengaruh input terhadap output, bagaimana pengaruh penggunaan input produksi seperti benih, urea, SP<sub>36</sub>, KCL, Organik, obat – obatan, tenaga kerja dan luas lahan terhadap output, bagaimana respon produksi (output) terhadap penggunaan faktor produksi (input). Analisis ini dilakukan menggunakan regresi linear berganda. Hasil analisis untuk mengetahui pengaruh penggunaan *input* terhadap *output* dengan metode *Ordinary Least Square* dapat dilihat pada Tabel 1.

**Tabel 1. Hasil Pendugaan Fungsi Produksi Usahatani Kedelai**

Variabel	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Benih	0.316012	0.06342	4.982843	0.00000
Urea	0.161165	0.055741	2.891324	0.00460
SP <sub>36</sub>	0.154535	0.057909	2.668581	0.00880
KCl	0.158696	0.047551	3.33738	0.00120
Organik	0.183242	0.02525	7.257105	0.00000
Obat-obatan	0.152212	0.02454	0.06203	0.00560
Tenaga Kerja	0.213395	0.086549	2.465589	0.01520
Luas Lahan	0.144593	0.032196	2.385067	0.00568
<b>C</b>	<b>3.582219</b>	<b>0.251911</b>	<b>14.22016</b>	<b>0.00000</b>
<b>Adj.R<sup>2</sup></b>	<b>0.9293</b>			
<b>R<sup>2</sup></b>	<b>0.9340</b>			

Tabel 1 dari hasil estimasi model usahatani padi sawah dapat dituliskan model fungsi produksi sebagai berikut:

$$\ln Y^x = 3,58 \cdot X_1^{0.31} \cdot X_2^{0.16} \cdot X_3^{0.15} \cdot X_4^{0.15} \cdot X_5^{0.18} \cdot X_6^{0.0015} \cdot X_7^{0.21} \cdot X_8^{0.04}$$

Tabel 1 menunjukkan nilai Adj' R<sup>2</sup> = 0,9293, hal ini berarti 92,93 persen variasi dependen (output) mampu dijelaskan secara simultan oleh variabel independen (benih, urea, SP<sub>36</sub> KCl, organik, obat – obatan, tenaga kerja dan luas lahan) sedangkan sisanya 8,07 persen dipengaruhi oleh faktor- faktor lain diluar model. Faktor-faktor produksi (input) yang berpengaruh sangat nyata terhadap produksi (output) adalah benih, urea, SP<sub>36</sub> KCl, organik, obat-obatan dan luas lahan sedangkan yang berpengaruh nyata adalah tenaga kerja. Pengaruh penggunaan faktor-faktor produksi secara simultan terhadap produksi padi sawah yang dihasilkan dapat diketahui dengan menggunakan uji F, dari hasil analisis diperoleh Fstatistic sebesar 196,41 dengan prob. 0,0000 < α (0,01) menunjukkan hasil yang berpengaruh sangat nyata, artinya variabel bebas yang terdapat dalam model secara simultan berpengaruh sangat nyata terhadap produksi padi. Nilai Σβ<sub>i</sub> = 1,2301 > 1 hal ini berarti penggunaan faktor produksi secara simultan pada daerah penelitian berada di daerah II yang artinya setiap penambahan proporsi input yang sama akan menghasilkan penambahan output yang semakin meningkat, dengan kata lain skala usahatani padi sawah ialah pada tahap produksi *Increasing Return to Scale*. Penggunaan luas lahan (X<sub>1</sub>), mempunyai nilai elastisitas sebesar 0.200279 artinya apabila terjadi penambahan luas lahan sebesar 10 % maka akan terjadi kenaikan produksi kedelai sebesar 2,0 % dalam kondisi penggunaan input lain tetap (*Ceteris Paribus*). Pengujian koefisien terhadap X<sub>1</sub> diperoleh nilai *probabilitas* 0,0050 < α (0,01) yang artinya berbeda nyata.

#### **Faktor – Faktor Yang Mempengaruhi Risiko Produksi Usahatani Padi Sawah Sistem Irigasi Teknis di Daerah Penelitian**

Pengukuran risiko produksi pada penelitian ini menggunakan metode Just and Pope. Persamaan model fungsi risiko produksi Just dan Pope terdiri atas fungsi produksi dan fungsi variance produksi. Format fungsional yang paling umum digunakan dalam kerangka model risiko produksi *Just and Pope* adalah fungsi *Cobb-Douglas* dalam bentuk logaritma natural. Risiko produksi padi sawah dapat diketahui pada penggunaan faktor-faktor produksi padi sawah, dan dapat dianalisis menggunakan model fungsi risiko produksi *Just and Pope*.

**Tabel 2. Hasil Pendugaan Fungsi Risiko Produksi Usahatani Padi Sawah di Daerah Penelitian, Tahun 2020**

Variabel	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

Benih	-2.0278	1.026047	-1.976349	0.0456
Urea	0.0711	0.902669	0.078729	0.9374
SP <sub>36</sub>	1.6504	0.934526	1.765988	0.0802
KCl	0.6631	0.768396	0.862984	0.3900
Organik	-0.2228	0.408986	-0.544812	0.0459
Obat-obatan	-0.2575	0.395401	-0.651343	0.0516
Tenaga Kerja	-1.2339	1.402393	-0.879825	0.0381
Luas Lahan	-0.4884	0.518952	-0.941087	0.3487
<b>C</b>	<b>18.5748</b>	<b>4.061665</b>	<b>4.573187</b>	<b>0.0000</b>
<b>Adj.R<sup>2</sup></b>	<b>0.2470</b>			
<b>R<sup>2</sup></b>	<b>0.3821</b>			

Tabel 2, hasil pendugaan model fungsi risiko produksi memberikan nilai koefisien determinasi (Adj-R<sup>2</sup>) sebesar 0.2470. Hal tersebut menunjukkan bahwa sebesar 24,70 % keragaman risiko produksi padi sawah dapat dijelaskan secara bersama-sama oleh faktor produksi luas lahan, tenaga kerja, benih, pupuk urea, pupuk SP<sub>36</sub>, pupuk KCl, pupuk organik, dan obat-obatan. Sedangkan sisanya sebesar 75,33 % dijelaskan oleh faktor lain diluar model. Hasil pendugaan fungsi risiko produksi dapat dilihat Tabel 2.

$$\ln Y^x(\text{Risiko}) = 18,57 \cdot X_1^{2.02} \cdot X_2^{0.07} \cdot X_3^{1.65} \cdot X_4^{0.66} \cdot X_5^{0.22} \cdot X_6^{0.25} \cdot X_7^{1.23} \cdot X_8^{0.48}$$

Variabel benih (X<sub>1</sub>) bertanda negatif dan berpengaruh signifikan terhadap risiko produksi padi sawah di Kecamatan Batang Asam dan Kecamatan Renah Mendaluh. Artinya, semakin banyak benih yang digunakan dalam proses produksi maka risiko produksi padi sawah semakin menurun, sehingga variabel benih merupakan faktor yang mengurangi risiko (*risk reducing factors*). Variabel benih memiliki nilai *prob* 0,045 < α (0,05) artinya variabel benih berpengaruh nyata terhadap risiko produksi padi sawah. Hasil penelitian ini sejalan dengan penelitian Zakirin dkk (2013) mengungkapkan peningkatan penggunaan benih yang bermutu sampai pada batas tertentu akan menambah populasi tanaman, sehingga dapat meningkatkan produktifitas dan akhirnya dapat menurunkan risiko produksi.

Variabel pupuk Organik (X<sub>5</sub>) berpengaruh bernilai negatif dan berpengaruh signifikan terhadap risiko produksi padi sawah di Kecamatan Batang Asam. Artinya, pupuk organik yang digunakan dalam proses produksi maka risiko produksi padi sawah semakin menurun, sehingga variabel pupuk organik merupakan faktor yang mengurangi risiko (*risk reducing factors*). Variabel pupuk organik memiliki nilai *prob*. 0,0459 < α (0,05) artinya variabel pupuk organik berpengaruh nyata terhadap risiko produksi padi sawah. Hasil penelitian ini sejalan dengan penelitian Suharyanto (2012) mengemukakan bahwa risiko produksi mengenai penggunaan pupuk Organik berpengaruh nyata terhadap penurunan risiko produksi usahatani padi sawah.

Variabel obat-obatan (X<sub>6</sub>) bernilai negatif dan berpengaruh signifikan terhadap risiko produksi padi sawah di Kecamatan Batang Asam dan Kecamatan Renah Mendaluh. Artinya, semakin banyak obat-obatan yang digunakan dalam proses produksi maka risiko produksi padi sawah semakin menurun, sehingga variabel obat-obatan merupakan faktor yang mengurangi risiko (*risk reducing factors*). Variabel pupuk organik memiliki nilai *prob*. 0,045 < α (0,05) artinya variabel obat-obatan berpengaruh nyata terhadap risiko produksi padi sawah. Hasil analisis juga sejalan dengan Puspitasari (2011) yang menyatakan bahwa pestisida merupakan faktor pengurang risiko.

Variabel tenaga kerja (X<sub>7</sub>) bernilai negatif dan berpengaruh signifikan terhadap risiko produksi padi sawah di Kecamatan Batang Asam dan Kecamatan Renah Mendaluh. Artinya, tenaga kerja yang digunakan dalam proses produksi dapat pengaruh signifikan dan mengurangi risiko produksi padi sawah.

#### **Pendugaan Fungsi Produktivitas Usahatani Padi Sawah Sistem Irigasi**

Variabel-variabel input yang digunakan dalam usahatani akan diuraikan dan dianalisis dalam model fungsi produktivitas *frontier*. Variabel tersebut ialah luas lahan, benih, urea, SP 36, organik, KCl, obat – obatan dan tenaga kerja. Hasil estimasi fungsi produktivitas dapat dilihat Tabel 3

**Tabel 3. Hasil Pendugaan Fungsi Produktivitas Usahatani Padi Sawah di Daerah Penelitian Tahun 2020**

Variabel	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Benih_X <sub>1</sub>	0.368438	0.071195	5.17503	0.0000
Urea_X <sub>2</sub>	0.143362	0.063133	2.27078	0.0251
SP <sub>36</sub> _X <sub>3</sub>	0.046618	0.06215	0.75008	0.4548
KCl_X <sub>4</sub>	0.070992	0.051095	1.38942	0.1675
Organik_X <sub>5</sub>	0.216714	0.027872	7.77521	0.0000
Obat-obatan_X <sub>6</sub>	0.018227	0.027564	0.66125	0.5098
Tenaga Kerja_X <sub>7</sub>	0.108705	0.095985	1.13252	0.2598
<b>C</b>	<b>4.436205</b>	<b>0.230919</b>	<b>19.21110</b>	<b>0.0000</b>
<b>Adj.R<sup>2</sup></b>	<b>0.881815</b>			
<b>R<sup>2</sup></b>	<b>0.888767</b>			

Tabel 3 menunjukkan bahwa nilai Adj' R<sup>2</sup> = 0,8818, hal ini berarti 88,18 persen variasi dependen (output) mampu dijelaskan secara bersama-sama oleh variable independent (benih, urea, SP<sub>36</sub>, KCl, organik, obat – obatan dan tenaga kerja) sedangkan 11,82 persen dipengaruhi oleh faktor-faktor lain diluar model.

hasil pendugaan fungsi produktivitas usahatani padi sawah dengan persamaan sebagai berikut:

$$\ln Y^x = 4,43 \cdot X_1^{0.36} \cdot X_2^{0.14} \cdot X_3^{0.04} \cdot X_4^{0.07} \cdot X_5^{0.21} \cdot X_6^{0.01} \cdot X_7^{0.10}$$

Nilai  $\sum \beta_i^* = 0,97 < 1$  hal ini berarti penggunaan faktor produksi secara simultan pada daerah penelitian berada di daerah II yang artinya setiap penambahan proporsi input yang sama akan menghasilkan penambahan output produktivitas yang semakin menurun, dengan kata lain skala usahatani padi sawah ialah pada tahap produksi *Decreasing Return to Scale*. Untuk memaksimalkan fungsi produktivitas dalam rangka mencapai fungsi produktivitas *frontier* maka yang perlu diperhatikan adalah variabel benih, pupuk urea dan pupuk organik. Variabel-variabel yang berpengaruh positif dan sangat nyata terhadap produktivitas pada taraf  $\alpha = 0,01$  adalah benih dan pupuk organik. Sedangkan pupuk urea berpengaruh positif dan nyata terhadap produktivitas.

Variabel benih (X<sub>1</sub>) memiliki koefisien regresi  $b_1^* = 0,368$ . Hal ini berarti besarnya elastisitas produksi penggunaan benih terhadap produktivitas adalah sebesar 0,368 dengan nilai *prob.*  $0.0000 < \alpha$  (0,01) artinya berbeda sangat nyata. Hal ini berarti terdapat pengaruh yang sangat nyata penggunaan benih terhadap peningkatan produktivitas usahatani padi sawah. Hasil penelitian ini sejalan dengan penelitian Sutawati (2014) mengenai penggunaan benih yang optimal dan berpengaruh nyata terhadap output usahatani padi sawah.

Variabel pupuk urea ( $X_2$ ) memiliki koefisien regresi  $b_2^* = 0,143$ . Hal ini berarti besarnya elastisitas produksi penggunaan pupuk urea terhadap produktivitas adalah sebesar 0,143 dengan nilai *prob.*  $0.0251 < \alpha (0,05)$  artinya berbeda sangat nyata. Hal ini berarti terdapat pengaruh yang sangat nyata penggunaan pupuk urea terhadap peningkatan produktivitas usahatani padi sawah.

Variabel pupuk organik ( $X_5$ ) memiliki koefisien regresi  $b_5^* = 0,216$ . Hal ini berarti besarnya elastisitas produksi penggunaan pupuk organik terhadap produktivitas adalah sebesar 0,216 dengan nilai *prob.*  $0.000 < \alpha (0,01)$  artinya berbeda sangat nyata. Hal ini berarti terdapat pengaruh yang sangat nyata penggunaan pupuk organik terhadap peningkatan produktivitas usahatani padi sawah. Hasil penelitian ini sejalan dengan penelitian Firmana (2016), bahwa nilai koefisien pupuk organik bernilai positif yang artinya penggunaan pupuk organik dapat meningkatkan nilai efisiensi teknis usahatani padi sawah.

**Penggunaan Input Produksi Secara Efisiensi Teknis Terhadap Risiko Produk**

**Tabel 4 Efisiensi Teknis Usahatani Padi Sawah di daerah Penelitian Tahun 2020**

Interval Efisiensi Teknis	Jumlah	
	Frekuensi (Orang)	Persentase (Persen)
0.634 - 0.643	6	5
0.644 - 0.653	28	23.33
0.654 - 0.663	31	25.83
0.664 - 0.673	31	25.83
0.674 - 0.683	5	4.17
0.684 - 0.693	1	0.83
0.644 - 0.703	18	15
<b>Jumlah</b>	<b>120</b>	<b>100</b>
<b>Et Tertinggi</b>	<b>0,73</b>	
<b>Et Terendah</b>	<b>0,63</b>	
<b>Rata-rata Et</b>	<b>0,66</b>	

Tabel 4 dapat dijelaskan bahwa rata-rata tingkat *efisiensi teknis* pada usahatani padi sawah sebesar 0,64. Rata-rata produktivitas yang dicapai oleh petani padi sekitar 51 % dari produktivitas batas (*frontier*). Agar tercapai *frontier* efisiensi penggunaan input pada proses produksi masih dapat ditingkatkan sekitar 49 %. Hal ini menunjukkan bahwa rata-rata usahatani padi sawah di Kecamatan Batang Asam dan Kecamatan Renah Mendalo Kabupaten Tanjung Jabung Barang dapat dikatakan belum efisien secara teknis ( $ET = 0,66 < 0,70$ ). Hasil pendugaan analisis *efisiensi teknis* di daerah penelitian menunjukkan bahwa tingkat *efisiensi teknis* terendah petani padi sawah sebesar 0,66 dan tertinggi sebesar 0,7. Secara lebih rinci hasil pendugaan *efisiensi teknis*.

**Pengaruh Faktor Sosial Ekonomi terhadap Inefisiensi Teknis Usahatani Padi Sawah Sistem Irigasi**

Berdasarkan hasil analisis teknis menunjukkan bahwa di dalam model masih terdapat masalah *inefisiensi teknis*. Oleh karena itu dilakukan analisis sumber-sumber *inefisiensi teknis* yang bertujuan untuk menjawab apa saja yang menjadi penyebab sumber-sumber inefisiensi pada usahatani padi sawah. Hasil analisis sumber-sumber inefisiensi usahatani padi dapat dilihat Tabel 5.

**Tabel 5. Hasil Estimasi Sumber – Sumber Inefisiensi Teknis**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_Z1	0.084527	0.020857	4.052.681	0.0001
LN_Z2	0.013914	0.009342	1.489.370	0.1392
LN_Z3	-0.052620	0.014844	-3.544.759	0.0006
LN_Z4	-0.010180	0.007488	-1.359.549	0.1767
LN_Z5	-0.011619	0.018291	-0.635218	0.0266
LN_Z6	-0.004487	0.003860	-1.162.340	0.0475
C	0.589378	0.102284	8.738.200	0.0000

Tabel 5 menunjukkan bahwa nilai Adj' R<sup>2</sup> = 0.566704, hal ini berarti 56,67 persen inefisiensi teknis mampu dijelaskan secara bersama – sama oleh faktor sosial ekonomi. Variabel yang berpengaruh nyata terhadap *inefisiensi teknis* pada usahatani padi sawah di daerah penelitian pada taraf  $\alpha = 0,05$  ialah variabel pengalaman, jumlah anggota keluarga, keaktifan dalam kelompok tani dan jarak lahan dengan rumah petani. Sedangkan variabel yang tidak berbeda nyata terhadap *inefisiensi teknis* ialah umur dan pendidikan.

Elastisitas pengalaman petani sebesar -0,0526 artinya pengaruh pengalaman petani terhadap inefisiensi teknis bertanda negatif. Nilai *prob.* sebesar  $0,0006 < \alpha (0,01)$  yang artinya, pengalaman usahatani berpengaruh sangat nyata terhadap inefisiensi teknis usahatani padi sawah.

Variabel jumlah anggota keluarga memiliki nilai elastisitas jumlah anggota keluarga sebesar -0,0101 artinya pengaruh jumlah anggota keluarga terhadap inefisiensi teknis bertanda negatif. Nilai *prob.* sebesar  $0,1767 > \alpha (0,05)$  yang artinya, pengalaman usahatani tidak berpengaruh nyata terhadap inefisiensi teknis usahatani padi sawah.

Variabel keaktifan dalam kelompok tani memiliki nilai elastisitas keaktifan petani -0,0116 artinya pengaruh keaktifan petani dalam kelompok terhadap inefisiensi teknis bertanda negatif.

Variabel Jarak lahan dengan rumah petani memiliki nilai elastisitas pengaruh jarak lahan dengan rumah petani sebesar -0,004487 artinya pengaruh jarak lahan dengan rumah petani terhadap inefisiensi teknis bertanda negatif.

### KESIMPULAN DAN SARAN

Peningkatan produktivitas dapat dilakukan dengan penerapan teknologi tepat guna, perluasan areal pertanaman padi dengan peningkatan indeks pertanaman (IP), menekan kehilangan hasil pada saat panen dan pasca panen. Meningkatkan stabilitas hasil dengan penerapan pengelolaan tanaman terpadu, menekan hasil antara produktivitas di tingkat petani dengan produktivitas hasil penelitian dan menurunkan risiko produksi melalui penerapan proses alih teknologi spesifikasi local dan dukungan permodalan usahatani.

Penggunaan faktor produksi usahatani padi sawah berdasarkan Potret Usahatani padi sawah di daerah penelitian masih ada penggunaan input dibawah anjuran sehingga dapat meyebabkan turunnya produksi sehingga perlu penggunaan input-input sesuai anjuran yang nantinya bisa mengurangi risiko dan meningkatkan produksi. Usahatani padi sawah di daerah penelitian masih tergolong tradisional sehingga perlu adanya penerapan teknologi yang akan meningkatkan produksi dalam hal ini perlu adanya inovasi-inovasi yang dilakukan pemerintah dalam membantu produksi petani dan meningkatkan kesejahteraan petani.

### DAFTAR PUSTAKA

- Asche F, Tveteras R. 1999. *Modeling production risk with a two-step procedure*. Journal of Agricultural and Resource Economics 24(2):424-439.
- Badan Pusat Statistik. 2017. *Jambi Dalam Angka 2017*. BPS Provinsi Jambi.
- \_\_\_\_\_. 2017. *Tanjung Jabung Barat Dalam Angka 2017*. BPS Provinsi Jambi.
- Dewi, Rosita. (2015). Risiko Produksi Padi di Kebonsari Kabupaten Madiun. Journal of Agricultural Economics (2):161-172.
- Fufa B, Hassan RM. 2003. *Stochastic maize production technology and production risk analysis in Dadar District, East Ethiopia*. Journal of Agricultural Economics 42(2):116-128.
- Hasibuan, Arfan. 2015. *Swasembada Pangan atau Kesejahteraan Petani*. Diunduh dari [http://www.kompasiana.com/bang\\_buan/swasembada-pangan-atau-kesejahteraan-petani\\_5556d6e991331ab64bc5fa7](http://www.kompasiana.com/bang_buan/swasembada-pangan-atau-kesejahteraan-petani_5556d6e991331ab64bc5fa7). (Di Akses 7 September 2019).
- Hernanto F. 2010. *Ilmu Usaha tani*. Jakarta: Penebar Swadaya.
- Just, Richard. E. & Pope, Rulon. D. (1979). Production Function Estimation and Related Risk Considerations. American Journal of Agricultural Economics, 6(2), 276–284.
- Kementerian Pertanian. 2012. *Kebijakan Dasar Pelaksanaan AsuransiPertanian Direktorat Prasaranan dan Sarana Pertanian*. Kementertian Pertanian. Jakarta.
- Kumbhakar. Sumbal. C. 2002. *Specification and Estimation Of Production Risk*.
- Nainggolan, Saidin., Amri Amir., Napitupulu, D.M.T., Arman Delis. 2017. *Estimarion of Eficiency and Risk Behaviors Productivity for Rice Farmers in The Province of Jambi*. Asian Journal of Science and Technology Vol 08, Ussue 03. March, 2017.
- Rejda, George. E. 2011. Principle of Risk Manajement and Insurance eleventh edition. Pearson Education.
- Risk Preference and Technical Efficiency*. American Journal Of Agricultural Economics. 84(1) : 8-22.
- Robinson, L.J. and P.J. Barry. 1987. *The Competitive Firm's Response to Risk*. Macmillan Publisher, London.
- Sriyadi. 2010. Risiko Produksi dan Keefisienan Relatif Usahatani Bawang Putih di Kabupaten Karanganyar. Jurnal Pembangunan Pedesaan 10 (2) : 69-76.
- \_\_\_\_\_. 2014. *Risiko Usahatani*. Lembaga Penelitian, Publikasi dan Pengabdian Masyarakat. Universitas Muhammadiyah Yogyakarta. Yogyakarta
- Suharyanto, Jemmy, Renaldy, dan Nyoman. 2015. *Analisis Risiko Produksi Usahatani Padi Sawah di Provinsi Bali*. Jurnal AGRARIS. Vol 1 No 2