

## **ANALISIS RISIKO DAN INEFISIENSI PADA PRODUKSI PERKEBUNAN KARET RAKYAT DI SUMATERA SELATAN: APLIKASI MODEL COBB-DOUGLAS**

*Analysis of Risk and Inefficiency at Smallholders' Rubber Production in  
South Sumatra : An Application of Cobb-Douglas Model*

Lina Fatayati SYARIFA\*

Pusat Penelitian Karet, Jln Raya Palembang – Pangkalan Balai KM 29, Sembawa  
Banyuasin 30593 Sumatera Selatan

\*Email : lina\_fsy@yahoo.com

Diterima : 9 Januari 2021 / Disetujui : 23 Mei 2021

### **Abstract**

*In Indonesia, particularly in South Sumatra, rubber production was characterised by risks which caused a variability in production. This study was conducted to measure the technical efficiency level of farms in estimating output losses resulting from output risks and inefficiencies at smallholders' rubber in South Sumatra. A survey was carried out in South Sumatra. A multi-stage random sampling procedure was used to select 380 respondents. By using cross-sectional data, a parametric Cobb Douglas model was applied to estimate the level of technical efficiency, production risk, and the factors affected inefficiency simultaneously. The results of analysis using Cobb Douglas model with risk components indicate that on average, the sampled farms in this study had a technical efficiency score of 0.74, indicating that the sampled farms were not efficient. The research also found that fertilizer was significantly negative in relation to production risk effect model at a 5 percent level of significance. It suggests that fertilizer is a risk-reducing input for rubber farms. In contrast, labor had significantly positive effect to production risk, meaning that labor is a risk-increasing input. The finding results also showed that the factors of extension, experience, tapping system, and planting material had significant effects to reduce inefficiency of rubber production. The score of technical efficiency indicates that rubber*

*production in the rubber farms still can be increased about 26% by mitigating risk and inefficiency effects at the production process.*

*Keywords: Cobb-Douglas Model; inefficiency; production risk; smallholders' rubber*

### **Abstrak**

Di Indonesia, khususnya di Sumatera Selatan, produksi karet dicirikan oleh adanya risiko yang menyebabkan variabilitas dalam produksi karet. Penelitian ini dilakukan untuk mengukur tingkat efisiensi perkebunan karet dalam mengestimasi kehilangan produksi akibat risiko produksi dan inefisiensi pada karet rakyat di Sumatera Selatan. Penelitian dengan metode survei dilaksanakan di Sumatera Selatan. Pada penelitian ini, pengambilan sampel sebanyak 380 petani dilakukan dengan metode acak sederhana bertingkat. Dengan menganalisis data *cross-sectional*, model parametrik Cobb-Douglas digunakan untuk mengestimasi tingkat efisiensi dan risiko produksi, serta menentukan faktor-faktor yang memengaruhi inefisiensi secara simultan. Hasil analisis menggunakan model Cobb-Douglas dengan komponen risiko menunjukkan bahwa tingkat efisiensi teknis pada sampel perkebunan dalam penelitian ini mencapai 0,74, yang mengindikasikan

bahwa produksi karet pada kebun dalam studi ini belum efisien. Hasil penelitian juga menunjukkan bahwa variabel pupuk berpengaruh nyata secara negatif pada tingkat kepercayaan 5% dalam hubungannya dengan model risiko produksi, yang artinya pupuk merupakan input yang dapat menurunkan risiko produksi. Sebaliknya, input tenaga kerja memberikan efek positif terhadap model risiko produksi, mengindikasikan bahwa tenaga kerja merupakan input yang dapat meningkatkan risiko produksi. Hasil analisis juga menunjukkan bahwa variabel penyuluhan, pengalaman berkebun karet, sistem penyiapan dan bahan tanam klonal yang digunakan memiliki pengaruh yang signifikan dalam menurunkan inefisiensi pada produksi karet rakyat. Skor efisiensi teknis menunjukkan bahwa produksi karet rakyat masih dapat ditingkatkan sebesar 26%, dengan cara menurunkan efek risiko dan inefisiensi dalam proses produksi.

Kata kunci: inefisiensi; karet rakyat; model Cobb-Douglass; risiko produksi

## PENDAHULUAN

Dalam proses produksi terdapat risiko produksi yang biasanya terjadi di sebagian besar industri primer seperti pertanian, akuakultur, dan perikanan. Risiko produksi menjadi perhatian yang cukup besar di negara-negara berkembang dikarenakan di negara-negara ini, pertanian lebih didominasi oleh pertanian yang subsisten (Asche & Tveterås, 1999). Di Indonesia, khususnya Sumatera Selatan, produksi karet ditandai dengan risiko yang ditunjukkan dengan adanya variabilitas produksi yang disebabkan rendahnya penggunaan bahan tanam klon karet di tingkat petani yang baru sekitar 59%, serta kurangnya pengetahuan dan penerapan teknologi penanaman dan pemeliharaan kebun yang direkomendasikan (Syarifa et al., 2012). Selain itu juga disebabkan faktor biofisik, seperti curah hujan, kekeringan, serta hama dan penyakit. Adanya risiko produksi tidak hanya memengaruhi produksi rata-rata tetapi juga memengaruhi keputusan petani terhadap tingkat input yang akan digunakannya (Villano & Fleming, 2006). Input produksi yang digunakan dapat

memberikan pengaruh yang berbeda terhadap produksi rata-rata dan variabilitas produksi. Produsen pertanian umumnya akan cenderung menghindari risiko, dan mereka akan berusaha untuk mengurangi risiko dengan cara mengkombinasikan input dan memilih tingkatan produksi yang akan dicapai. Petani yang cenderung menghindari risiko akan mempertimbangkan pengaruh tingkat input yang digunakan terhadap variasi produksi yang akan dihasilkan (Tveteras et al., 2011).

Masalah lain yang dihadapi oleh perkebunan karet rakyat di Indonesia adalah rendahnya produktivitas karetnya dibandingkan dengan produktivitas perkebunan besar. Masalah rendahnya produktivitas di tingkat petani karet telah menjadi perhatian pemerintah Indonesia sejak awal kemerdekaan. Berbagai upaya peningkatan produktivitas karet rakyat telah dilakukan pemerintah melalui proyek-proyek pengembangan karet. Namun peningkatan produktivitas masih lambat dan selain itu, upaya peningkatan produksi karet melalui perluasan areal karet belum memungkinkan untuk dilakukan saat ini. Hal ini dilatarbelakangi oleh kondisi sebelumnya dimana akibat terjadinya penurunan harga karet. Indonesia bersama Thailand dan Malaysia yang tergabung dalam *International Tripartite Rubber Council* (ITRC), sepakat untuk menerapkan *Supply Management Scheme* (SMS). Berdasarkan kesepakatan, negara-negara tersebut harus melakukan perlambatan penanaman karet di areal baru dengan tujuan untuk memangkas ekspor produksi yang pada gilirannya dapat meningkatkan harga karet di pasar dunia (Departemen Perdagangan Republik Indonesia, 2008).

Karena penanaman karet melalui perluasan areal tidak dapat dilakukan untuk upaya meningkatkan produksi karet, maka alternatif yang dapat dilakukan adalah dengan mengelola sumber daya (input produksi) secara lebih optimal untuk meningkatkan produktivitas karet. Upaya ini dapat dilaksanakan jika tersedia pengetahuan empiris mengenai efisiensi teknis alokasi sumber daya, risiko produksi, dan faktor-faktor yang memengaruhi efisiensi teknis. Risiko produksi terbukti berpengaruh pada keputusan petani terkait

dengan alokasi input dan produksi (Villano & Fleming, 2006). Oleh karena itu, kinerja efisiensi teknis petani dapat berubah secara signifikan dengan adanya faktor risiko ini (Bokusheva & Hockmann, 2006). Mempertimbangkan hal ini, perlu pengukuran tingkat efisiensi teknis kebun karet untuk memperkirakan kehilangan produksi yang diakibatkan oleh adanya risiko dan inefisiensi produksi.

Risiko produksi dan inefisiensi teknis dapat diintegrasikan ke dalam satu *framework* dengan menggabungkan Model Stochastic Frontier ke dalam Model Just-Pope (Battese et al., 1997; Kumbhakar, 1993; Kumbhakar, 2002). Studi tentang efisiensi teknis dalam produksi pertanian di Indonesia telah banyak dilakukan. Namun sebagian besar studi ini hanya menggambarkan tingkat efisiensi teknis yang dicapai dan berfokus pada karakteristik sosial ekonomi yang memengaruhi inefisiensi saja, tanpa memasukkan faktor risiko pada estimasi efisiensi teknis. Dengan tidak mempertimbangkan faktor risiko dapat menyebabkan estimasi produksi dan efisiensi teknis menjadi bias (Bokusheva & Hockmann, 2006). Oleh karena itu, penelitian ini menjembatani kesenjangan penelitian dengan memperhitungkan pengaruh risiko produksi terhadap estimasi efisiensi teknis produksi karet.

Kajian ini juga ditujukan untuk memberikan kontribusi terhadap keterbatasan literatur mengenai efisiensi teknis dan analisis risiko produksi tanaman tahunan, khususnya karet di Indonesia. Kajian ini mengestimasi tingkat efisiensi teknis produksi karet rakyat dengan mengaplikasikan Model Parametrik (*Stochastic Frontier Analysis*) yang diintegrasikan dengan Model Just and Pope, mengidentifikasi dan menentukan faktor-faktor yang memengaruhi inefisiensi produksi karet rakyat, serta mengestimasi model risiko produksi dalam produksi karet rakyat. Hasil estimasi akan menunjukkan tingkat efisiensi teknis yang dicapai oleh petani karet. Hal ini akan memberikan indikasi apakah masih ada kemungkinan untuk meningkatkan produksi karet melalui peningkatan efisiensi teknis. Apabila hasil

estimasi menunjukkan masih adanya potensi peningkatan produksi melalui peningkatan efisiensi teknis, maka faktor-faktor yang dapat memengaruhi inefisiensi teknis harus diidentifikasi dan ditentukan. Dikarenakan efek risiko juga memiliki pengaruh penting bagi petani dalam pengambilan keputusan mengenai alokasi input dan tingkat produksi pada proses produksi pertanian, yang pada gilirannya nanti akan berpengaruh terhadap kinerja efisiensi teknis, maka perlu memperhitungkan risiko dalam mengestimasi efisiensi teknis. Hasil analisis komponen risiko produksi akan memberikan informasi tentang bagaimana alokasi input produksi dapat memengaruhi variabilitas produksi.

## **METODOLOGI**

### **Metode Penelitian dan Pengambilan Data**

Penelitian ini dilakukan di Provinsi Sumatera Selatan, pada 11 kabupaten penghasil karet terbesar di Provinsi Sumatera Selatan, yaitu Lahat, Musi Banyuasin, Musi Rawas, Muratara, Ogan Komering Ulu (OKU), Ogan Komering Ulu (OKU) Timur, Ogan Komering Ilir (OKI), Ogan Ilir, Muara Enim, Pali, dan Prabumulih.

Data diperoleh dari petani karet melalui kuesioner. Kode biner menggunakan angka '0' dan '1' digunakan untuk variabel dummy. Dalam penelitian ini variabel dummy adalah faktor kunjungan penyuluhan (1 = mendapat penyuluhan, 0 = tidak pernah mendapat penyuluhan), sistem sadap (1 = S/2 d2, 0 = selain S/2 d2), dan bahan tanam (1 = karet klon, 0 = non karet klonal). Penelitian ini menerapkan model parametrik, yaitu pendekatan risiko fleksibel yang ditemukan oleh Kumbhakar (2002) untuk mengintegrasikan risiko (model J-P) ke dalam *stochastic frontier analysis* (SFA) untuk mengestimasi efisiensi teknis, risiko produksi, dan inefisiensi secara simultan dengan menggunakan estimasi *maximum likelihood* (ML). Pemilihan responden dilakukan dengan kombinasi metode *purposive* dan acak bertingkat.

Tabel Krejcie & Morgan (1970)

digunakan untuk menentukan sampel sebanyak 380 responden. Data yang dikumpulkan meliputi data demografi, karakteristik sosial ekonomi petani (umur kepala rumah tangga, jumlah anggota keluarga, kunjungan penyuluhan, pengalaman bertani karet, sistem sadap, bahan tanam klonal), dan karakteristik kebun. Data input (X) yang digunakan petani meliputi jumlah pohon yang disadap, umur pohon karet, jumlah pupuk dan herbisida yang digunakan, serta tenaga kerja yang digunakan di kebun karet. Data mengenai jumlah produksi karet (Y) yang dihasilkan petani (Kg) per tahun juga dikumpulkan dalam penelitian ini.

### Spesifikasi dan Estimasi Model Empiris

Dalam penelitian ini, digunakan pendekatan parametrik, yaitu pendekatan risiko fleksibel yang diusulkan oleh Kumbhakar (2002) untuk memasukkan risiko ke dalam analisis stochastic frontier untuk mengestimasi efisiensi teknis, risiko produksi, dan faktor-faktor yang memengaruhi inefisiensi teknis secara simultan. Analisis stochastic frontier (SFA) menggunakan bentuk fungsional Cobb-Douglas. Bentuk logaritmik Cobb-Douglas dari fungsi produksi dapat dijabarkan sebagai berikut:

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^4 \beta_j \ln x_{ji} + v_i - u_i \quad (1)$$

dimana:  $Y_i$  melambangkan produksi karet (Kg) untuk petani ke- $i$ ,  $X_1$  = bobot pohon karet (WRT),  $X_2$  = jumlah pupuk yang digunakan dalam kilogram per tahun (yaitu: urea, KCl, TSP (SP36), atau NPK),  $X_3$  = penggunaan herbisida (liter) per tahun,  $X_4$  = total tenaga kerja (*man-hour*) per tahun, subskrip dari  $j$  dan  $i$  mengacu pada input ke- $j$  ( $j=1,2,3,4$ ) dan petani ke- $i$  ( $i= 1,2,3,\dots,n$ ),  $0$  adalah konstanta, dan  $\beta$  adalah parameter yang belum diketahui.

Risiko ( $V_i$ ) dan inefisiensi ( $u_i$ ) telah ditentukan dalam persamaan (1). Oleh karena itu, fungsi risiko ( $V_i$ ) dan fungsi inefisiensi ( $u_i$ ) ditentukan masing-masing sebagai berikut (Yang et al., 2016):

$$\sigma_{v_k}^2 = h \left( \prod_{k=1}^3 \alpha_k Z_k \right) \quad (2)$$

dimana  $Z_k$  adalah variabel yang diestimasi

$$\sigma_{u_i}^2 = q \left( \sum_{i=1}^7 \delta_i W_i \right) \quad (3)$$

untuk menjelaskan fungsi risiko yang berasal dari tiga variabel input yaitu  $Z_1$  = jumlah pupuk yang digunakan dalam kilogram per tahun (yaitu: urea, KCl, TSP, SP36, atau NPK),  $Z_2$  = herbisida (liter) per tahun, dan  $Z_3$  = total tenaga kerja (*man-hour*) per tahun. Sementara,  $W_i$  merupakan vektor karakteristik demografi dan sosial ekonomi petani karet yaitu,  $W_1$  = umur petani (tahun),  $W_2$  = jumlah anggota keluarga (orang),  $W_3$  = pendidikan (0 = tidak berpendidikan, 1 = SD, 2 = SMP, 3 = SMA, 4 = diploma/universitas),  $W_4$  = kunjungan penyuluhan (1 = mendapat penyuluhan, 0 = tidak pernah mendapat penyuluhan),  $W_5$  = pengalaman berkebun karet (tahun),  $W_6$  = sistem sadap (1 = S/2 d2, 0 = selain S/2 d2),  $W_7$  = bahan tanam (1 = klonal, 0 = non klonal); dan  $i$  dan  $j$  adalah vektor parameter yang akan diestimasi.

Metode SFA satu langkah (*a one-step SFA*) yang menggunakan penduga *the maximum likelihood* (MLE) diterapkan untuk mengestimasi parameter dalam persamaan (1), (2), dan (3).

## HASIL DAN PEMBAHASAN

### Statistik Diagnostik Data

Hasil uji Jarque-Bera untuk petani karet sampel adalah 3,541 dengan p-value 0,170 yang lebih besar dari taraf signifikansi 0,05. Adanya permasalahan multikolinearitas dalam suatu model dapat ditunjukkan dengan nilai *variance inflation factor* (VIF). Nilai VIF juga menunjukkan variabel mana yang memiliki masalah multikolinearitas. Tijani et al., (2017) menyatakan bahwa suatu korelasi tidak memiliki multikolinearitas ketika *variance inflation factor* (VIF) kurang dari sepuluh (<10). Namun, O'Brien (2007) menjelaskan bahwa jika nilai VIF lebih besar dari 10 (>10), mengindikasikan bahwa terdapat multikolinearitas dalam model tersebut.

Dari hasil pengujian multikolinearitas, WRT memiliki nilai VIF kurang dari 5 yang menunjukkan bahwa tidak terdapat multikolinearitas antar variabel. Nilai VIF untuk pupuk kurang dari 4, menunjukkan bahwa tidak ada multikolinearitas antar variabel. Nilai VIF untuk herbisida kurang dari 3, dan nilai VIF untuk tenaga kerja kurang dari 4. VIF untuk

usia petani sebagai determinan nilainya kurang dari 3, yang menunjukkan bahwa tidak ada multikolinieritas antar variabel. VIF untuk variabel jumlah anggota keluarga dan variabel pendidikan nilainya kurang dari 3. VIF untuk variabel pengalaman berkebun karet nilainya kurang dari 5, yang menunjukkan bahwa multikolinieritas tidak menjadi masalah yang penting dalam model tersebut. Dikarenakan multikolinieritas bukanlah masalah yang serius, maka regresi dilakukan tanpa penyesuaian model.

Penelitian ini menggunakan uji White untuk mendeteksi adanya heteroskedastisitas pada data. Pada penelitian ini, hasil dari uji White adalah 1,501 dengan p-value 0,0005 yang lebih kecil dari taraf signifikansi 0,05. Hal ini menunjukkan adanya heteroskedastisitas di dalam model. Adanya heteroskedastisitas membuktikan adanya variabilitas produksi (risiko produksi) dalam model. Oleh karena itu, analisis dapat dilanjutkan untuk mengestimasi fungsi risiko yang terintegrasi dengan model stochastic frontier yang dikemukakan oleh Kumbhakar (2002).

Dalam model parametrik, fungsi risiko dimasukkan ke dalam *stochastic frontier analysis* (SFA) dengan menggunakan pendekatan fleksibel yang dikemukakan oleh Kumbhakar (2002) untuk mengestimasi parameter fungsi, efisiensi teknis, risiko produksi, dan model inefisiensi teknis secara simultan, menggunakan estimasi *maximum likelihood* (ML).

### Elastisitas Produksi dan Return to Scale

Tabel 1 menyajikan hasil estimasi dari bentuk fungsional Cobb-Douglas dintegrasikan dengan menggunakan pendekatan fleksibel yang dikemukakan oleh Kumbhakar (2002). Hasil penelitian menunjukkan bahwa  $\sigma_u$  dan  $\sigma_v$  mewakili parameter variansi dari fungsi produksi stochastic frontier. Tabel 1 menunjuk bahwa  $\ln \sigma_v^2$  dan  $\ln \sigma_u^2$  signifikan pada taraf 1%. Ini mengindikasikan bahwa penduga

kuadrat terkecil biasa (OLS) bukanlah penduga yang tepat untuk menjelaskan efek inefisiensi pada petani karet. Oleh karena itu, digunakan spesifikasi fungsi produksi stochastic frontier. Nilai  $\sigma_v$  lebih besar dari nol, menunjukkan bahwa terdapat efek risiko produksi dalam data, dan nilai  $\sigma_u$  lebih besar dari nol, mengindikasikan bahwa terdapat efek inefisiensi dalam produksi. Estimasi lambda yaitu 4,008 dan sigma square yaitu 0,071 berbeda secara signifikan dari nol, menunjukkan kecocokan model dan koreksi asumsi distribusi yang ditentukan.

Lambda adalah rasio variansi  $\sigma_u$  terhadap variansi  $\sigma_v$  dan merupakan indikator bahwa kesalahan satu sisi mendominasi kesalahan simetris  $v$ . Oleh karena itu, variasi dalam produksi karet secara aktual berasal dari faktor perbedaan karakteristik petani dibandingkan faktor risiko produksi. Gamma juga merupakan ukuran tingkat inefisiensi dalam parameter variansi, berkisar antara 0 dan 1. Gamma diperkirakan sebesar 0,938 menunjukkan bahwa 93,8% variasi acak dalam produksi karet disebabkan oleh faktor inefisiensi.

Dalam spesifikasi Cobb-Douglas, parameter estimasi secara langsung diinterpretasikan sebagai elastisitas produksi. Dalam spesifikasi ini, semua input yang digunakan berpengaruh positif secara signifikan terhadap produksi karet. Hal ini sejalan dengan ekspektasi sebelumnya, yang menunjukkan bahwa ada peningkatan produksi ketika semua input produksi ditingkatkan. Input produksi memiliki nilai elastisitas kurang dari 1, menunjukkan bahwa produksi tidak elastis terhadap perubahan input tersebut. Jumlah total elastisitas produksi adalah 0,802 menunjukkan bahwa kebun karet mengalami *decreasing return to scale*. Implikasi dari *decreasing return to scale* adalah peningkatan produksi karet lebih kecil dibandingkan peningkatan input yang diberikan.

Tabel 1. Estimasi *Maximum-likelihood* untuk parameter fungsi produksi stochastic frontier  
 Table 1. *Maximum-likelihood estimation for parameters of stochastic frontier production function*

Variabel <i>Variable</i>	Parameter <i>Parameters</i>	Cobb Douglas	
		Koefisien <i>Coefficient</i>	Nilai-t <i>t-value</i>
Konstanta	$\beta_0$	3.460	16.58***
Ln WRT	$\beta_1$	0.513	10.22***
Ln pupuk	$\beta_2$	0.147	4.99***
Ln herbisida	$\beta_3$	0.031	1.69*
Ln tenaga kerja	$\beta_4$	0.114	3.88***
<b>Varians Parameter</b>			
Log likelihood			229.298
Lnsigma <sup>2</sup> v (ln $\sigma_v^2$ )			-5.482***
Lnsigma <sup>2</sup> u (ln $\sigma_u^2$ )			-2.706***
Sigma-Squared ( $\sigma_v^2$ )			0.004
Sigma-Squared ( $\sigma_u^2$ )			0.067
Sigma <sup>2</sup> ( $\sigma^2$ ) = $\sigma_u^2 + \sigma_v^2$			0.071
Lambda ( $\lambda$ ) = $\sigma_u / \sigma_v$			4.008
Gamma ( $\gamma$ ) = $\sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$			0.938

\* Menunjukkan signifikan pada 10%, \*\* signifikan pada 5%, \*\*\* signifikan pada 1%

\* *Indicates significant at 10%, \*\* significant at 5%, \*\*\* significant at 1%*

(Sumber: estimasi penulis)

(Source: author's estimate)

### Tingkat Efisiensi Teknis

Hasil pada Tabel 2 menunjukkan bahwa skor efisiensi teknis usaha tani karet berkisar antara 0 dan 1. Skor 0 menunjukkan inefisiensi yang sempurna dan skor 1 menunjukkan praktik terbaik (efisien penuh). Nilai efisiensi teknis antar petani bervariasi pada kisaran 0,3001 hingga 0,9999. Rerata skor efisiensi teknis petani karet dalam penelitian ini adalah 0,74 dengan standar deviasi 0,17. Hal ini menunjukkan bahwa pada tingkat penggunaan input yang sama, rata-rata petani hanya menghasilkan sekitar 74 persen dari produksi karet yang dihasilkan oleh petani dengan praktik terbaik (efisien penuh). Artinya, pada tingkat ini, rata-rata petani umumnya masih dapat meningkatkan produksinya sekitar 26 persen dengan tingkat penggunaan input yang sama jika efek risiko dan inefisiensi dapat dikurangi. Namun, menurut Grabowski et al. (1990), rata-rata kebun sampel dalam penelitian ini tidak efisien secara teknis karena nilai efisiensi teknisnya kurang dari 0,82. Nilai standar deviasi adalah 0,17, menunjukkan bahwa variabilitas skor efisiensi teknis di antara kebun sampel hanya sedikit. Hasil penelitian menunjukkan bahwa skor efisiensi teknis kebun karet dengan praktik terbaik diperkirakan sebesar 0,99 yang mendekati

batas produksi optimum.

Sekitar 21,6 persen dari petani sampel mengelola kebun karet mereka pada tingkat efisiensi teknis yang mendekati skor rata-rata (yaitu 0,701-0,8000). Hasil skor efisiensi teknis yang diperoleh dalam penelitian ini hampir sebanding dengan hasil penelitian yang dilakukan oleh Amos (2007) yang memperoleh hasil rata-rata skor efisiensinya sebesar 0,72.

### Analisis Risiko Produksi

Tabel 3 menunjukkan hasil analisis model risiko produksi. Input produksi dalam model ini adalah pupuk, herbisida, dan tenaga kerja. Input produksi dapat memiliki pengaruh, baik dalam meningkatkan maupun mengurangi risiko produksi.

Hasil penelitian ini menunjukkan bahwa koefisien input pupuk bernilai negatif, menunjukkan bahwa input pupuk dapat mengurangi risiko. Hasil ini sejalan dengan hasil penelitian Yang et al. (2016). Dalam penelitian ini, herbisida tidak memiliki efek yang signifikan sebagai pengurangan risiko. Mungkin karena sebagian besar petani tidak banyak menggunakan herbisida, karena karet dewasa tidak perlu terlalu banyak menggunakan herbisida untuk

Tabel 2. Distribusi frekuensi skor efisiensi teknis yang diperoleh dari Model SFA  
*Table 2. Frequency distributions of technical efficiency scores obtained with the SFA Model*

Skor Efisiensi <i>Efficiency Scores</i>	Frekuensi (n) <i>Frequency (n)</i>	Persentase (%) <i>Percentage (%)</i>
0.0000-0.2000	0	0.0
0.2001-0.3000	0	0.0
0.3001-0.4000	10	2.6
0.4001-0.5000	27	7.1
0.5001-0.6000	47	12.4
0.6001-0.7000	57	15.0
0.7001-0.8000	82	21.6
0.8001-0.9000	72	18.9
0.9000-0.9999	85	22.4
1.0000	0	0.0
Total observasi	380	
Rata-rata	0.74	
Minimum	0.31	
Maksimum	0.99	
Std. Deviasi	0.17	

(Sumber: estimasi penulis)  
*(Source: author's estimate)*

mengendalikan gulma. Pada karet dewasa, tajuk mulai menutup sehingga gulma tidak tumbuh. Pada kondisi ini, pertumbuhan gulma terbatas karena tidak mendapat cukup sinar matahari. Dengan demikian,

petani hanya menggunakan herbisida untuk mengendalikan gulma berkayu dan gulma lain yang hanya tumbuh di pinggir lahan karet. Selain itu, beberapa petani juga lebih banyak menggunakan penyiangan manual

Tabel 3. Model efek risiko produksi  
*Table 3. Production risk effect model*

Variabel <i>Variable</i>	Parameter <i>Parameters</i>	Koefisien <i>Coefficient</i>	Std. kesalahan <i>Std. Error</i>	Rasio-t <i>t-ratio</i>
Konstanta	$\psi_0$	-7,009	4,530	0,122
Ln pupuk	$\psi_1$	-1,299	0,530	0,014**
Ln herbisida	$\psi_2$	-0,634	0,454	0,162
Ln tenaga kerja	$\psi_3$	1,398	0,691	0,043**

\* Menunjukkan signifikan pada 10%, \*\* signifikan pada 5%, \*\*\* signifikan pada 1%  
\* *Indicates significant at 10%, \*\* significant at 5%, \*\*\* significant at 1%*

dari pada kimia untuk mengendalikan gulma pada karet dewasa. Tenaga kerja memiliki nilai positif yang signifikan pada tingkat kepercayaan 5% dalam hubungannya dengan model risiko produksi. Elastisitas risiko tenaga kerja menunjukkan bahwa peningkatan 1% tenaga kerja dapat meningkatkan risiko produksi sebesar 1,398 persen. Hal ini dikarenakan penggunaan tenaga kerja yang terlalu banyak setiap hari khususnya dalam kegiatan penyadapan karet dapat menyebabkan tanaman karet lebih cepat habis masa produktifnya, dan hal ini juga dapat menyebabkan penurunan

produktivitas tanaman. Hal ini sejalan dengan hasil penelitian yang dilakukan oleh Villano & Fleming (2006).

### **Faktor-Faktor yang Memengaruhi Inefisiensi Produksi**

Tabel 4 menyajikan hasil analisis dari model inefisiensi produksi. Tabel 4 menunjukkan tujuh (7) variabel yang digunakan dalam model ini. Hasil penelitian menunjukkan bahwa semua variabel memiliki tanda yang diharapkan (bertanda negatif) kecuali variabel umur petani yang bertanda positif. Hasil penelitian juga

menunjukkan bahwa variabel penyuluhan, pengalaman berkebun, sistem sadap, dan bahan tanam secara statistik berpengaruh signifikan terhadap model inefisiensi.

Koefisien usia petani memiliki tanda positif dalam kaitannya dengan inefisiensi teknis, menunjukkan bahwa efisiensi teknis cenderung menurun dengan bertambahnya usia petani. Hal ini sejalan dengan hasil penelitian yang diperoleh Alwarrizti et al. (2015). Dalam penelitian ini, secara statistik usia petani tidak berpengaruh signifikan terhadap inefisiensi teknis. Sementara, faktor jumlah anggota keluarga dan pendidikan meskipun bertanda negatif namun tidak berpengaruh secara signifikan

terhadap efek inefisiensi teknis. Selanjutnya, koefisien negatif dari kunjungan penyuluhan terhadap model inefisiensi menunjukkan bahwa layanan penyuluhan memungkinkan petani untuk mempelajari metode pertanian yang lebih baik dan lebih efisien dalam menggunakan sumber daya yang terbatas. Determinan kunjungan penyuluhan secara statistik mempunyai pengaruh yang signifikan dalam memengaruhi inefisiensi teknis pada tingkat kepercayaan 5 persen. Hal ini sejalan dengan hasil penelitian yang diperoleh Yang et al. (2016). Oleh karena itu, kebijakan pemerintah sangat diperlukan untuk mengoptimalkan efektivitas kegiatan penyuluhan bagi petani.

Tabel 4. Model inefisiensi  
Table 4. Inefficiency model

Variabel <i>Variable</i>	Parameter <i>Parameters</i>	Koefisien <i>Coefficient</i>	Kesalahan Standar <i>Std. Error</i>	Rasio-t <i>t-ratio</i>
Konstanta	$\delta_0$	-0,082	0,557	0,883
Umur petani	$\delta_1$	0,009	0,011	0,381
Jumlah anggota keluarga	$\delta_2$	-0,100	0,077	0,194
Pendidikan	$\delta_3$	-0,029	0,093	0,755
Penyuluhan	$\delta_4$	-0,489	0,216	0,024**
Pengalaman berkebun	$\delta_5$	-0,152	0,019	0,000***
Sistem penyadapan	$\delta_6$	-0,683	0,264	0,010**
Bahan tanam	$\delta_7$	-0,421	0,183	0,021**

\* menunjukkan signifikan pada 10%, \*\* signifikan pada 5%, \*\*\* signifikan pada 1%

\* *Indicates significant at 10%, \*\* significant at 5%, \*\*\* significant at 1%*

Catatan: (+) peningkatan faktor dapat mengurangi inefisiensi

(-) peningkatan faktor dapat meningkatkan inefisiensi

Note: (+) factor increase can reduce inefficiency

(-) factor increase can increase inefficiency

Determinan pengalaman berkebun memiliki tanda negatif dan secara statistik berpengaruh sangat signifikan pada tingkat kepercayaan 1 persen terhadap inefisiensi teknis. Hasil tersebut serupa dengan hasil penelitian yang diperoleh Effendy et al. (2013). Hal ini menunjukkan bahwa dengan lamanya pengalaman petani dalam berkebun karet, efisiensi teknis produksi karet juga akan meningkat karena dengan semakin lama pengalaman berkebun, petani dapat menerapkan praktik budidaya yang lebih baik sehingga dapat mengurangi kehilangan produksi. Misalnya dalam menentukan dosis pupuk, petani yang berpengalaman lebih tahu berapa dosis pupuk yang optimal untuk tanaman karet. Dosis yang kurang atau berlebihan akan berisiko menurunkan efisiensi teknis. Hal ini

sejalan dengan hasil penelitian yang dilakukan oleh Danso-Abbeam et al. (2012).

Determinan sistem sadap bertanda negatif dan signifikan secara statistik pada 5 persen dalam kaitannya dengan inefisiensi teknis. Hasil tersebut sejalan dengan penelitian yang dilakukan oleh Aliyu et al. (2017). Disarankan bahwa penggunaan sistem sadap yang direkomendasikan S/2 d2 dapat menurunkan inefisiensi teknis dibandingkan dengan sistem sadap setiap hari. Sehingga penerapan sistem sadap S/2 d2 skala luas akan meningkatkan efisiensi produksi karet. Bahan tanam secara statistik berpengaruh signifikan di tingkat kepercayaan sebesar 5 persen dalam hubungannya dengan inefisiensi teknis. Tanda negatif bahan tanam menunjukkan

bahwa penggunaan bahan tanam karet klonal dapat menurunkan inefisiensi, yang pada gilirannya membuat efisiensi teknis produksi rata-rata lebih tinggi dibandingkan penggunaan bahan tanam non klonal.

## **KESIMPULAN DAN SARAN**

Dari hasil penelitian dapat ditarik beberapa kesimpulan:

1. Perkebunan karet rakyat di Sumatera Selatan, lebih banyak dipengaruhi oleh efek inefisiensi dibandingkan risiko produksi. Ini menunjukkan bahwa petani perlu untuk lebih memperhatikan karakteristik petani dalam praktik budidaya disamping faktor risiko produksi.
2. Pada model risiko produksi, pupuk dan tenaga kerja secara statistik memiliki pengaruh yang signifikan terhadap risiko produksi. Pupuk adalah input yang dapat mengurangi risiko, namun sebaliknya tenaga kerja adalah input yang dapat meningkatkan risiko.
3. Hasil analisis terhadap model inefisiensi menunjukkan bahwa variabel umur petani, jumlah anggota keluarga, dan pendidikan tidak berpengaruh secara signifikan terhadap model inefisiensi. Sementara variabel kunjungan penyuluhan, pengalaman berkebun, penerapan sistem sadap S2/d2, serta adopsi bahan tanam klon karet secara signifikan dapat mengurangi inefisiensi petani.
4. Rata-rata kebun sampel dalam penelitian ini memiliki skor efisiensi teknis rata-rata sebesar 0,74. Skor efisiensi teknis menunjukkan masih adanya peluang untuk meningkatkan produksi karet sebesar 26 persen, tanpa memberikan input produksi tambahan, apabila efek inefisiensi dan risiko produksi dapat dikurangi.

Berdasarkan hasil penelitian ini, perlu diambil langkah-langkah kebijakan yang ada dalam rangka peningkatan produksi karet antara lain: mendorong petani menggunakan bahan tanam klon karet serta mengaplikasikan pemupukan secara tepat sesuai rekomendasi,

mendorong petani menerapkan sistem sadap yang direkomendasikan, dan mengintensifkan kegiatan penyuluhan bagi petani karet.

## **DAFTAR PUSTAKA**

- Aliyu, A., Latif, I.A., Shamsudin, M.N., & Nawi, N.M. (2017). Factors affecting technical efficiency of rubber smallholders in Negeri Sembilan, Malaysia. *Journal of Agricultural Science*, 9(5), 226-232.
- Alwarrizti, W., Nanseki, T., & Chomei, Y. (2015). Analysis of the factors influencing the technical efficiency among oil palm smallholder farmers in Indonesia. *Procedia Environmental Sciences*, 28, 630-638.
- Amos, T.T. (2007). An analysis of productivity and technical efficiency of smallholder cocoa farmers in Nigeria. *Journal of Social Science*. 15(2), 127-133.
- Asche, F., & Tveteras, R. (1999). Modelling production risk with a two-step procedure. *Journal and Resource Economics*, 24, 424-439.
- Battese, G.E., Rambaldi, A.N., & Wan, G.H. (1997). A stochastic frontier production function with flexible risk properties. *Journal of Productivity Analysis*, 8, 269-280.
- Bokusheva, R., & Hockmann, H. (2006). Production risk and technical inefficiency in Russian agriculture. *European Review of Agricultural Economics*, 33(1), 93-118.
- Danso-Abbeam, G., Aidoo, R., Agyemang, K.O., & Ohene-Yankyer, K. (2012). Technical efficiency in Ghana's cocoa industry: Evidence from Bibiani-Anhwiaso-Bekwai District. *Journal of Development and Agricultural Economics*, 4(10), 287-294.

- Departemen Perdagangan Republik Indonesia. (2008). Siaran pers. ITRC dan IRCo: Sepakat atasi penurunan harga natural rubber. Retrieved on 6th November 2015 from: <http://www.kemendag.go.id/files/pdf/2008/10/31/itrc-dan-irco-sepakat-atasi-penurunan-harga-natural-rubber-id1-1353754126.pdf>.
- Effendy, N., Hanan, B., Setiawan., & Muhaimin, A.W. (2013). Characteristics of farmers and technical efficiency in Cocoa Farming at Sigi Regency-Indonesia with approach stochastic frontier production function. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 4(14), 154-160.
- Grabowski, R., Kraft, S., Pasurka, C., & Aly. (1990). A ray-homothetic production frontier and efficiency: grain farms in Southern Illinois. *European Review of Agricultural Economics*, 17(4), 435-448.
- Krejcie, R.V., & Morgan, D.W. (1970). Determining sample size for research activities. *Educational Psychological Measured*, 30, 607-610.
- Kumbhakar, S.C. (1993). Production risk, technical efficiency and panel data. *Economics Letter*, 41, 11-16
- Kumbhakar, S.C. (2002). Specification and estimation of production risk, risk preferences and technical efficiency. *American Journal of Agricultural Economics*, 84, 8-22.
- O'Brien, R.M. (2007). A caution regarding rules of thumb for variance inflation factors. *Quality and Quantity*, 41, 673-690.
- Syarifa, L.F., Agustina, D.S., Nancy, C., & Supriadi, M. (2012). Evaluasi tingkat adopsi klon unggul di tingkat petani karet Propinsi Sumatera Selatan. *Jurnal Penelitian Karet*, 1(30), 12-22.
- Tijani, B.A., Latif, I.A., Shamsudin, M.N., & Kamarulzaman, N.H. (2017). Does oil palm crop age make technical efficiency difference among smallholders in Peninsular Malaysia. *International Journal of Economics, Commerce and Management*, 3, 109-135.
- Tveteras, R., Flaten, O., & Lien, G. (2011). Production risk in multi-output industries: estimates from Norwegian dairy farms. *Applied Economics*, 43, 4403-4414.
- Villano, R., & Fleming, E. (2006). Technical inefficiency and production risk in rice farming: evidence from Central Luzon Philippines. *Asian Economic Journal*, 20(1), 29-46.
- Yang, Z., Muger, A.W., & Zhang, F. (2016). Investigating yield variability and inefficiency in rice production: A case study in Central China. *Sustainability*, 8, 787: 1-11.